

## PÔRODNOSŤ OBYVATEĽSTVA SLOVENSKA A JEJ VZŤAH S VYBRANÝMI DEMOGRAFICKÝMI A SPOLOČENSKÝMI JAVMI

Jana Marenčáková

---

*Katedra humánnej geografie a demogeografie, Univerzita Komenského v Bratislave,  
Prírodovedecká fakulta, Mlynská dolina, 842 15 Bratislava 4*

**Abstract:** The natality is assigned a determining significance in the whole reproduction process, although the relations to the partial population processes as well as to the population structures' formation are quite differentiated. The spatial differentiation and long-term development may be regarded as the two important patterns of the natality. Spatial differentiation of natality has been monitored on all hierarchic regional levels (global levels, inter-regional levels of Slovakia) in this work. Also has been analysed the long-term development of natality in Slovakia and its rapid changes in the last decennial. Present work aims to looking forward and quantitative the relations between the natality of population and selected demogeographic indicators – age, ethnic and religion structures. Relations of initiated case and structures of populations they were quantitated by methods of correlation and regression analyses, they were thought linear and non-linear depends. Several important relations of selected demogeographic indicators has been confirmed by analysis and the same time these relations has been rather quantitated.

**Key words:** natality, fertility, structure of population – ethnic, religion, age, correlation – linear, non-linear, multiple

### 1. ÚVOD

Pôrodnosť možno považovať za jeden z kľúčových procesov demografického vývoja i celého vývoja spoločnosti. Celý reprodukčný proces sa odvíja od pôrodnosti a plodnosti. Značná časť štruktúr obyvateľstva, najmä veková štruktúra, sa spájajú s týmito populačnými procesmi. V mnohých teoretických koncepciách demografického vývoja sa pôrodnosti a plodnosti prisudzuje rozhodujúci význam, napr. v poslednom období sa v teórii druhého demografického prechodu považuje pôrodnosť za určujúci proces. Preto sa poznávanie pôrodnosti a plodnosti, ich vývojových tendencií, vzťahov s významnými spoločenskými javmi a

procesmi ako i priestorových rozdielov v úrovni a tempe zmien týchto procesov, považuje za jednu z významných úloh demogeografického štúdia.

V druhej polovici 20. storočia dochádza k významným zmenám v demografickom správaní obyvateľstva európskych štátov. Tie sa prejavujú hlavne poklesom úrovne základných ukazovateľov pôrodnosti a plodnosti. Rozdiel medzi štátmi je však v intenzite a rýchlosti tohto poklesu. Krajiny západnej a severnej Európy dosiahli relatívne nízku úroveň ukazovateľov týchto procesov už skôr. Predovšetkým 80. a 90. roky sú medzníkom vo vývoji oboch procesov v postsocialistických krajinách.

Výrazné zmeny demografického správania obyvateľstva na Slovensku v 90. rokoch minulého storočia sa odrazili predovšetkým v úrovni ukazovateľov pôrodnosti, plodnosti, sobášnosti, rozvodovosti, prirodzeného prírastku, mier reprodukcie a následne i v štruktúrach obyvateľstva (starnutie obyvateľstva). Nižšia intenzita pôrodnosti, plodnosti i sobášnosti, vyšší sobášny vek i vek pri pôrode, vyšší výskyt spolužití bez sobáša (kohabitácie), vyššia rozvodovosť a vyšší podiel detí narodených mimo manželstva, sú súčasťou demografického správania, typického pre viaceré západoeurópske krajiny. Tieto vývojové tendencie, ku ktorým dochádza v poslednom decéniu aj na Slovensku, pútajú pozornosť nielen vedeckej, poznávacej sféry, ale pozornosť im venujú i plánovacie, riadiace a iné celoštátne i regionálne inštitúcie, pričom nie vždy nachádzajú optimálne interpretácie zmenenej demogeografickej situácie.

Pôrodnosť je proces, ktorý je podmienený celým radom demografických, ekonomických a sociálnych faktorov. Intenzita pôrodnosti závisí nielen od rozsahu a štruktúry populácie žien v reprodukčnom veku, ale v našich podmienkach i od podielu žien žijúcich v manželstve a veku uzatvárania sobáša. Na úroveň plodnosti (resp. pôrodnosti) má vplyv i rozšírenie antikoncepcie a s tým spojená možnosť plánovaného rodičovstva, v prípade neželaného tehotenstva i možnosti jeho umelého ukončenia. Významnými faktormi podmieňujúcimi úroveň pôrodnosti a plodnosti v regionálnom aspekte sú tiež stupeň urbanizácie, migračné pohyby obyvateľstva, národnostná štruktúra a stupeň religiozity obyvateľstva.

**Hlavným cieľom** predkladanej práce je hľadanie a kvantifikácia vzťahov pôrodnosti s vybranými štruktúrami obyvateľstva – vekovou, národnostnou, náboženskou na základe reálnych dát za subregióny Slovenska. Zväčša sa dáva do súvislosti odlišné demografické správanie v jednotlivých regiónoch (v zmysle úrovne ukazovateľov prirodzeného pohybu obyvateľstva) práve s vekovou, národnostnou či náboženskou štruktúrou. Viaceré takéto tvrdenia sa neopierajú o exaktné analýzy uvedených vzťahov, často sú výsledkom poznania vychádzajúceho z intuície a empirie. Preto je cieľom zistenie charakteru a tesnosti väzby (závislosti) pôrodnosti s vybranými štruktúrami obyvateľstva pomocou korektných štatistických metód.

Postihnutie hlavného cieľa práce sa však nezaobíde bez hlbšieho poznania študovaných javov a procesov na Slovensku, ale aj v širšom (celosvetovom, resp. európskom) kontexte. Ide predovšetkým o poznanie dvoch základných zákonitostí týchto javov a procesov, poznanie ich vývoja v čase a osobitostí tohto vývoja, ako aj poznanie priestorových rozdielov, či už na intraregionálnych úrovniach Slovenska (kraje, okresy, obce), alebo na vyšších regionálnych úrovniach (globálna úroveň, úroveň štátov Európy).

## 2. METODIKA PRÁCE

Jadrovou časťou práce je analýza závislosti pôrodnosti od viacerých demografických faktorov – vekovej, národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľstva. Vzťahy uvedených javov a štruktúr obyvateľstva boli kvantifikované **metódami jednoduchej i viacnásobnej korelačnej a regresnej analýzy**, pričom boli uvažované *lineárne aj nelineárne* závislosti. Zo zistených výsledkov (pomocou počítačového programu STATISTICA) upozorníme najmä na tie korelačné vzťahy, ktoré sa ukázali ako tesné pri 95% spoľahlivosti, t. j. pri lineárnej korelácii absolútna hodnota korelačného koeficientu ( $R$ ) bola aspoň o 0,2 vyššia ako Fisherovým testovaním určená hraničná hodnota korelačného koeficientu ( $R_0$ ) pre konkrétny počet štatistických jednotiek, od ktorej už možno hovoriť o závislosti premenných, resp. pri nelineárnej korelácii hodnota indexu korelácie ( $I$ ) bola aspoň o 0,2 vyššia ako hraničná hodnota indexu korelácie ( $I_0$ ) určená pre konkrétny počet parametrov modelu a rozsah štatistického súboru.

**Štatistické údaje** o *národnostnej, náboženskej a vekovej štruktúre*, ktoré sú použité v korelačných analýzach sú z výsledkov sčítania ľudu, domov a bytov z roku 1991. Napriek vysokému stupňu subjektivity, najmä pri určovaní národnostnej a náboženskej príslušnosti pri sčítaní, ide o najpresnejšie a prakticky aj jediné kompletne údaje až na úrovni obcí, o ktoré sa možno oprieť. Všetky možné pokusy upresniť tieto štruktúry obyvateľstva pre roky 1992 až 1995 predstavujú iba štatistické odhady a vnášajú ďalšie nepresnosti do vstupných dát. V práci sú uvedené štruktúry obyvateľstva reprezentované relatívnymi údajmi za subregióny Slovenska (podieľy z celkového počtu obyvateľov v regióne, podieľy z vybraného podsúboru obyvateľov) a v týchto sa vlastne zachovávajú ich podstatné črty.

Základný proces prirodzeného pohybu obyvateľstva – *pôrodnosť* bol v práci hodnotený za obdobie 5 rokov (1991 – 1995) na úrovni sledovaných subregiónov Slovenska v snahe vyhnúť sa náhodným javom súvisiacim so získavaním a spracovávaním jednoročných dát, ale predovšetkým množstvu anomálií, ktoré sa vyskytujú v málo početných štatistických súboroch (najmä úroveň obcí). Za reprezentatívny údaj sa považovali priemerné hodnoty hrubej miery živorodenosti, vypočítané ako *priemer z pomerných hodnôt* za sledované roky.

Uvažovanými **subregiónmi SR** boli obce a súčasné okresy (79). Vzhľadom na priestorové administratívne zmeny na úrovni *obcí* v sledovanom časovom období (1991 – 1995) bolo nutné použiť taký súbor obcí Slovenska (2809 obcí), za ktoré bolo možné vypočítať 5-ročný priemer základného ukazovateľa pôrodnosti. Súčasne tento súbor obcí musel byť veľkosťou aj štruktúrou zhodný so súbormi obcí, ku ktorým boli priradené dáta o národnostnej, náboženskej a vekovej štruktúre obyvateľstva. Z korelačných analýz bolo nutné, z dôvodu štatistického problému v málo početných súboroch, korektným spôsobom vylúčiť obce s malým počtom obyvateľov. Preto bola stanovená minimálna veľkosť obce (523,18 obyv.), pre ktorú už s 95% pravdepodobnosťou možno povedať, že priemerná hrubá miera živorodenosti za roky 1991–1995 nadobúda hodnoty z určitého, nám vyhovujúceho *intervalu spoľahlivosti*, ktorý bol <3,49; 23,13> pre strednú hodnotu 13,31‰ (smerodajná odchýlka 5,01‰). Z reálnych dát to znamená, že bude uvažovaných 1587 obcí s 525 a viac obyvateľmi (žiadna z obcí nemá 524 obyv.).

Za *súčasné okresy* boli všetky údaje (o pôrodnosti aj sledovaných štruktúrach obyvateľstva) *prepočítané agregáciou z úrovne obcí*. Je zrejme, že okresy sú väčšie regionálne jednotky, ktoré znižujú niektoré extrémne hodnoty ukazovateľov štruktúr i po-

hybu obyvateľstva v dôsledku toho, že okresné údaje napr. o podieloch jednotlivých skupín obyvateľov vyčlenených podľa sledovaných štruktúrnych znakov sú vlastne priemernými hodnotami za určité súbory obcí.

Z hľadiska použiteľnosti metód regresnej a korelačnej analýzy je vhodné, ak sa dá predpokladať, že ide o normálne alebo aspoň zhruba *normálne rozdelenie* vybraných premenných. Najvýraznejšie odchýlky od normality na oboch regionálnych úrovniach zo všetkých uvažovaných premenných sledujeme pri troch vierovyznaniach – ev. augsburské, ev. reformované a gréckokatolícke, kedy ide o rozdelenia špicatejšie ako je normálne a súčasne zošikmené doľava, čiže charakterizuje ich častejší výskyt menších hodnôt. Podobné rozdelenie s častejším výskytom nízkych hodnôt sledujeme i pri rusínskej a ukrajinskej národnosti. Uvedené skutočnosti treba zohľadniť pri výsledkoch korelačných analýz. Pri ostatných premenných, na základe viacerých testov normality, ide o rozdelenia veľmi blízke normálnemu, pričom koeficienty šikmosti a špicatosti sú blízke nule.

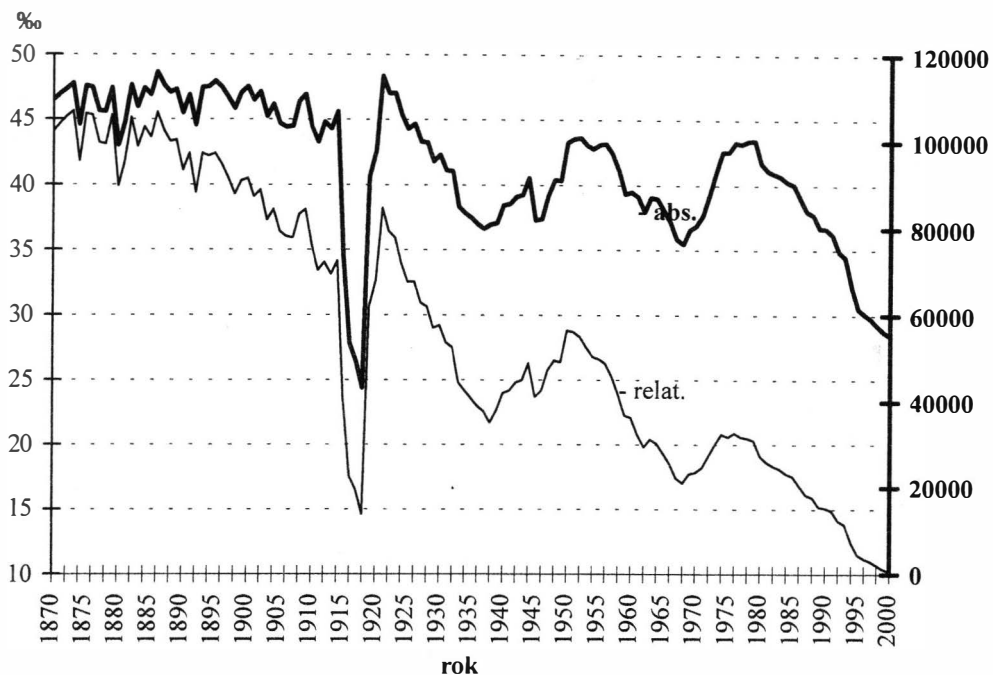
### 3. HISTORICKÝ VÝVOJ PÔRODNOSTI A PLODNOSTI NA SLOVENSKU

Poznanie historického vývoja populačných javov a procesov je nutná podmienka poznania a vysvetlenia populačných javov a procesov súčasnosti, ako aj vypracovania ich prognóz. Súčasná regionálne štruktúra a procesy obyvateľstva sa bezprostredne viažu na ich vývoj v minulosti napr. súčasná veková štruktúra je výsledkom populačných procesov za ostatných sto rokov a bude vplývať na priebeh týchto procesov ešte nasledujúcich sto rokov. Historický aspekt (metóda) štúdia je významným metodickým postulátom celej humánnej geografie, no pri štúdiu obyvateľstva sa stáva súčasťou predmetu štúdia (Mládek, J., 1992).

#### 3.1. Dlhodobé trendy vývoja pôrodnosti a plodnosti na Slovensku

Dlhodobé tendencie populačného vývoja Slovenska, smerujúce k stacionárnemu obyvateľstvu a k jednoduchaj reprodukcii, možno považovať za prirodzenú súčasť spoločenského vývoja. Pozorujeme ich v určitých analógiách vo všetkých európskych populáciách a možno predpokladať, že i rozvojové krajiny prekonajú podobné vývojové tendencie. Odlišnosti sa prejavujú v časovej asynchrónnosti a sú dôsledkom rozdielneho tempa celkového socioekonomického rozvoja.

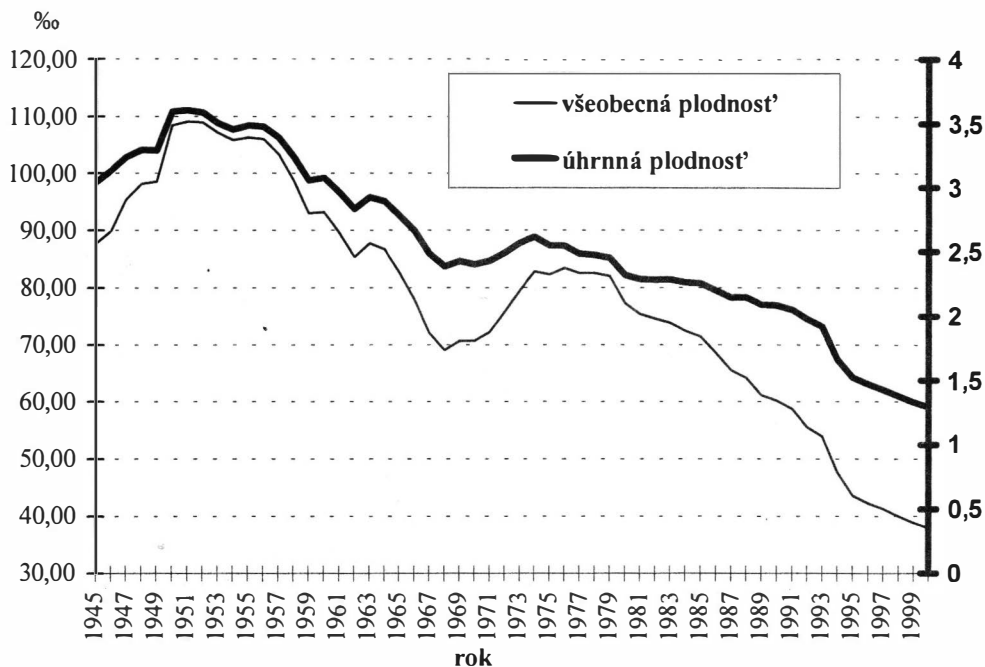
Dlhodobý vývoj **pôrodnosti** na Slovensku charakterizujú dve črty – nerovnomernosť a klesajúci trend. Základnou črtou dlhodobého trendu vývoja natality na Slovensku je jej klesajúca tendencia. Za posledných 100 rokov sa znížila úroveň hrubej miery pôrodnosti (živodenosti) z hodnôt 40 – 45‰ (2. pol. 19. storočia) na 10 – 12‰ (koniec 20. storočia). Platí to aj o absolútnom počte živo narodených, ktorý v spomínanom období poklesol z úrovne 100 – 110 tisíc živo narodených v jednom roku na hodnotu 55 – 65 tisíc v posledných rokoch (graf 1). Tento trend nie je špecifickou črtou vývoja na Slovensku, ale sa považuje za jednu zo zákonitostí demografického vývoja každej populácie. Súvisí s množstvom ekonomických, kultúrnych a spoločenských faktorov. Všeobecne možno konštatovať, že so spoločenským rozvojom klesá úroveň pôrodnosti.



Graf 1 Vývoj živorodenosti a počtu živo narodených na Slovensku (1870 – 2000)

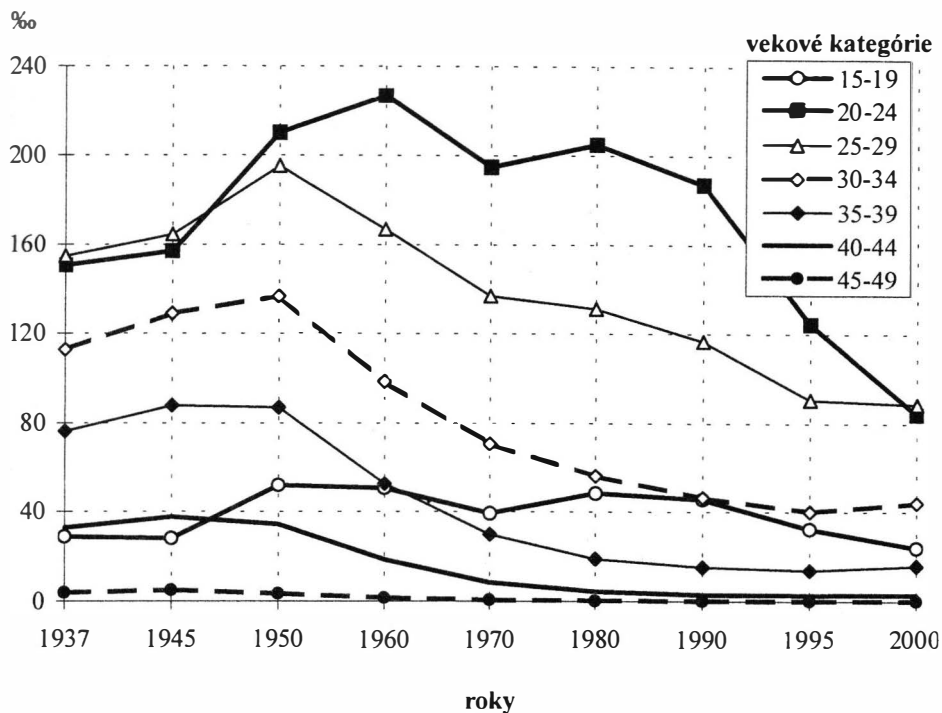
K trvalému poklesu pôrodnosti na Slovensku dochádza od rozhrania 19. a 20. storočia, čo je podstatne neskoršie (o 40 – 50 rokov) ako vo vyspelejších krajinách západnej Európy. Prudký pokles pôrodnosti (na 14,6‰) počas 1. svetovej vojny vystriedal povojnový vzostup natality kompenzačnej povahy až na úroveň zo začiatku storočia. Opäť od roku 1925 pokračoval prudký pokles pôrodnosti prehĺbený hospodárskou krízou (na 21,7‰ v roku 1938). V rokoch 2. svetovej vojny sa vývin pôrodnosti zdá byť paradoxný, lebo dochádza k jej miernemu vzostupu (na 26,3‰ v roku 1944). Tento vzostup zapríčinili zosilnené ročníky, narodené za vysokej natality po 1. svetovej vojne, ktoré sa v tomto období dostali do reprodukčného veku. V povojnovom období dochádza k nárastu pôrodnosti kompenzačného charakteru (na 28,8‰ v roku 1950). Potom sledujeme vo vývojovej tendencii stály pokles pôrodnosti, ktorý mierne narušajú krátke prechodné obdobia jej zvýšenej úrovne spôsobené najmä zásluhou pronatalitných opatrení. Pokles pôrodnosti súvisí i s vekovou štruktúrou obyvateľstva. Prudký pokles pôrodnosti v 60. rokoch súvisí s poklesom podielu žien reprodukčného veku, naopak v 70. rokoch sa dostáva do reprodukčného veku početnejšia skupina žien (dôsledok vysokej pôrodnosti v kompenzačnom období po 2. svetovej vojne) a výsledkom je rast počtu narodených. Na prelome 80. a 90. rokov sa do veku maximálnej plodnosti dostávajú menej početné ročníky žien. Následne v 90. rokoch sa dostávajú do reprodukčného veku početne silné ročníky narodených v 70. rokoch, no i napriek tomu nedochádza k očakávanému nárastu počtu narodených či hrubej miery pôrodnosti.

Vývoj **úhrnnej plodnosti** v SR za posledných 50 rokov charakterizuje pomerne rýchly pokles. Zatiaľ čo začiatkom 50. rokov Slovensko svojou hodnotou úhrnnej plodnosti 3,5 – 3,7 výrazne prevyšovalo európsky priemer, ktorý bol 2,5 – 2,7, klesla do roku 1989 na 2,08, čiže sa prvýkrát dostala pod hranicu populačného úbytku obyvateľstva (2,1). V roku 2000 bola úroveň úhrnnej plodnosti 1,29, čím sa SR zaradilo medzi krajiny s najnižšou úrovňou úhrnnej plodnosti v Európe. Vo vývoji úhrnnej plodnosti (podobne ako i všeobecnej plodnosti) sa prezentujú dve maximá a to začiatkom 50. rokov a v polovici 70. rokov 20. storočia (graf 2).



Graf 2 Vývoj úhrnnej plodnosti a všeobecnej plodnosti na Slovensku (1945 – 2000)

Pokles úhrnnej plodnosti sa spája i s poklesom **špecifickej plodnosti** žien a tento možno pozorovať vo všetkých vekových kategóriách. Intenzita tohto poklesu bola v jednotlivých vekových kategóriách žien odlišná. Všeobecne sa prejavuje silný vzťah intenzity poklesu plodnosti s vekom ženy. Po 2. svetovej vojne do konca 80. rokov najväčší pokles plodnosti zaznamenali kategórie žien od 30 rokov (najmä kategória 30 – 34 ročných) a najmenší kategória 15 – 19 ročných. V 90. rokoch najväčší pokles plodnosti zaznamenali kategórie žien do 29 rokov (najmä kategória 20 – 24 ročných), čo nasvedčuje odkladaniu narodenia detí do vyššieho veku. Ženy vo vyššom fertilmom veku (od 30 rokov) s nízkou úrovňou plodnosti, vykazujú najmenší pokles plodnosti (graf 3). Začiatkom 50. rokov pripadala na vekové kategórie žien od 30 rokov takmer 1/3 živo narodených, zatiaľ čo v 90. rokoch sa týmto kategóriám žien rodí približne 20% detí.



Graf 3 Vývoj špecifickej plodnosti na Slovensku (1937 – 2000)

Zároveň s touto skutočnosťou sa v poslednom období začína posúvať vek maximálnej plodnosti, čo možno považovať za pozitívny vývojový jav. Od konca 50. až do konca 80. rokov 20. storočia bola najvyššia plodnosť na Slovensku dosahovaná u žien 20 – 24 ročných. Súviselo to s vysokou zamestnanosťou žien, s nízkym vekovým priemerom snúbencov a s predstavou mladých manželstiev o výhode skorého narodenia prvého, ale i ďalších detí. Druhá najvyššia plodnosť bola v kategórii 25 – 29 rokov. Rozdiel v úrovni plodnosti týchto dvoch kategórií sa v 90. rokoch znižuje a v roku 2000 prvýkrát dosiahla plodnosť v kategórii 25 – 29 ročných žien vyššiu úroveň. I keď dochádza k poklesu ročných počtov živo narodených detí ženám v uvedených dvoch vekových kategóriách, ich podiel na celkovom ročnom počte živo narodených je stále približne 70%.

### 3.2. Vývoj pôrodnosti a plodnosti na Slovensku v období transformácie

Zatiaľ čo trend znižovania realizovanej pôrodnosti začal vo vyspelých krajinách západnej a severnej Európy v polovici 60. rokov 20. storočia a pokračoval s istým oneskorením i v krajinách južnej Európy, v krajinách strednej a východnej Európy bol tento vývoj zbrzdený prijímaním viacerých pronatalitných opatrení a až po politických a spoločenských zmenách na začiatku 90. rokov prišlo k výrazným zmenám v demografickom správaní.

Klesajúci trend pôrodnosti a plodnosti na Slovensku pozorujeme i po zmenách politicko-ekonomického systému v roku 1989. Osobitosťou tohto vývoja je zrýchlenie pok-

lesu mier živorodenosti. Akcelerácia týchto vývojových tendencií na Slovensku v období 90. rokov je veľmi pozoruhodným javom. Počet živo narodených detí dosiahol v roku 1990 na Slovensku hodnotu takmer 80 tisíc. Každý rok sústavne klesal až na hodnotu 56 tisíc v roku 1999. Dokumentuje to aj pokles hodnoty miery živorodenosti z 15,1‰ v roku 1990 na 10,4‰ v roku 1999 (graf 1). Napríklad priemerný ročný pokles hrubej miery živorodenosti v rokoch 1950 – 1990 dosahoval 0,1‰, zatiaľ čo v rokoch 1990 – 1995 až hodnotu 0,7‰ (v rokoch 1990 – 1999 hodnotu 0,5‰). Zaujímavé je, že k tomuto výraznému poklesu dochádza aj napriek tomu, že v tomto období 90. rokov sa dostávajú do reprodukčného veku početne silné ročníky narodených v 70. rokoch a navyše dochádza k výraznému poklesu potratovosti najmä indukovanej. Alarmujúci je i pokles hodnôt **úhrnnej plodnosti** (graf 2) a čistej miery reprodukcie (ČMR). Od roku 1990, kedy bola ČMR na úrovni 0,993 a úhrnná plodnosť dosahovala 2,085, klesla ČMR v roku 1999 na 0,641 a úhrnná plodnosť na 1,329.

Prudký pokles úhrnnej plodnosti sa spája s poklesom **špecifickej plodnosti** žien vo všetkých vekových kategóriách. Najväčší pokles plodnosti však zaznamenali najmladšie vekové kategórie žien, čo nasvedčuje odkladaniu narodenia detí (v spojitosti s odkladaním sobášnosti) do vyššieho veku. Ženy vo vyššom fertílnom veku (30 a viac rokov) vykazujú najmenší pokles plodnosti, čo súvisí s tým, že prudký pokles zaznamenali v skoršom období (graf 3). Úroveň a rozložením plodnosti podľa veku sa približujeme k vyspelým krajinám sveta, v ktorých je maximálna plodnosť dosahovaná vo veku 25 – 29 rokov, v niektorých i vo vyšších vekových kategóriách.

Niektoré charakteristiky pôrodnosti sa z dlhodobého pohľadu menia relatívne pomaly, napr. **priemerný vek ženy pri pôrode**, resp. **pri prvom pôrode**. Až v 90. rokoch nastáva výraznejší nárast (o viac ako 1 rok) u týchto priemerov. V roku 2000 dosahoval priemerný vek ženy pri narodení dieťaťa 26,2 roka a prvého dieťaťa 23,9 roka. Napriek nárastu sledovaných ukazovateľov v posledných rokoch, je ich úroveň relatívne nízka v porovnaní s viacerými vyspelými európskymi krajinami.

Význam alternatívnych foriem rodinného spolužitia sa v SR do konca 80. rokov významnejšie neprejavoval, len od začiatku 90. rokov sa rozširujú kohabitácie a s nimi súvisiaca nemanželská pôrodnosť. Kohabitácia získala všeobecnejšie rozšírenie ako predmanželské spolužitie, no stále častejšie zotrávajú partneri v takomto zväzku i po narodení dieťaťa. Až do konca 80. rokov **podiel narodených mimo manželstva** z celkového počtu narodených detí nepresiahol 8%, napriek tomu, že slobodné matky mohli využívať určité výhody (zvláštne sociálne dávky, prednosť pri umiestňovaní detí do jasí a škôlky). Všetky tieto relatívne výhody boli po roku 1989 zrušené, no podiel narodených mimo manželstva sa zvyšoval až na viac ako 18% v roku 2000 (tab. 1). S týmto rýchlym rastom podielu nemanželskej pôrodnosti sa však nespája výrazný rast počtu pôrodov mimo manželstva, ale skôr tento rast súvisí s výrazným poklesom počtu narodených ako i s výrazným poklesom počtu narodených v manželstve. Je to dôsledok poklesu sobášnosti a teda nižšieho podielu vydatých žien v reprodukčnom veku v populácii. Podiel narodených mimo manželstva v SR je však relatívne nízky v porovnaní s ostatnými štátmi Európy, kde sa vo viacerých rodí mimo manželstva viac ako 50% detí (Švédsko, Island, Estónsko a i.).

Necelých 20% narodených detí mimo manželstva z celkového počtu je veľmi malá časť, preto konštatujeme, že určujúce pre celkový vývoj plodnosti na Slovensku sú stále zmeny v úrovni **plodnosti vydatých žien**. V 90. rokoch medzi vydatými a nevydatými ženami boli výrazné odlišnosti v reprodukčnom správaní, ktoré sa odrazili v rozdielnom vývoji a úrovni plodnosti. Všeobecná plodnosť vydatých žien plynule klesala a u nevy-



datých žien rástla, i keď nejde o výrazné zmeny v ich úrovni. Plodnosť vydatých žien je v 90. rokoch najvyššia vo veku 15 – 19 rokov (dôsledok malého počtu vydatých žien a vysokého podielu detí narodených vydatým ženám v tomto veku), u nevydatých žien vo veku 25 – 29 rokov. Trvale sa znižuje plodnosť 20 – 24 a 25 – 29 ročných žien žijúcich v manželstve. Rast intenzity plodnosti nevydatých žien je najvyšší vo vekových kategóriách 30 – 34 a 35 – 39 rokov.

Tabuľka 1 Vývoj pôrodnosti mimo manželstva na Slovensku v rokoch 1990 – 2000

Roky	Narodení celkom	Narodení mimo manželstva	Koeficient mimomanželskej pôrodnosti (%)
1990	80 390	6 134	7,63
1991	78 948	7 086	8,98
1992	74 997	7 346	9,80
1993	73 583	7 788	10,58
1994	66 644	7 822	11,74
1995	61 668	7 788	12,63
1996	60 363	8 486	14,06
1997	59 356	8 982	15,13
1998	57 863	8 881	15,35
1999	56 482	9 568	16,94
2000	55 366	10 132	18,30

Prameň: 1. Pohyb obyvateľstva v ČSFR v roce 1990, 2. Pohyb obyvateľstva v SR v rokoch 1991 – 1995, 3. Stav a pohyb obyvateľstva v SR v rokoch 1996 – 2000

Pokles pôrodnosti a plodnosti ako i zmeny aj ostatných prejavov rodinného a reprodukčného správania na Slovensku sú podmienené viacerými všeobecnými faktormi, predovšetkým dochádza k zmenám v hodnotovej orientácii ľudí, k rastu individualizmu a emancipácie žien. Dôležitú úlohu zohrávajú aj zmeny v ekonomickej situácii na Slovensku, rast nákladov spojených so starostlivosťou o dieťa, dočasný pokles reálnych príjmov domácností, ale aj zmena sociálnej situácie mladých ľudí, finančná nedostupnosť bytov, hrozba nezamestnanosti, nová sociálna politika voči rodinám ako aj širšia ponuka možností sebarealizácie mladých ľudí vedúca k dobrovoľnému posunu vstupu do manželstva a narodenia dieťaťa (resp. dobrovoľná bezdetnosť) do vyššieho veku. Vysvetliť „zrýchlenie“ vývojových tendencií niektorých demografických procesov v 90. rokoch na Slovensku je pomerne náročné. Jednou z možností ich interpretácie je hľadanie analógií s celkovým spoločenským vývojom a s podobnými historickými zákonitostami, ktoré sú v demografii známe. Možno povedať, že k takémuto vývoju prispeli impulzy ekonomického charakteru, no je zrejmé, že pri skúmaní príčin a dôsledkov demografického poklesu sa nemožno obmedziť len na ne. Z dlhodobého hľadiska majú väčší význam zmeny kultúrne a sociálne.

Jednou z teórií pokúšajúcich sa vysvetliť príčiny uvedených populačných zmien je *teória druhej demografickej revolúcie* (prechodu). Týmto termínom bol označený vývoj, ktorý začal vo viacerých európskych populáciách už v 60. rokoch, kedy klesla úhrnná plodnosť pod záchovnú úroveň a následne s poklesom pôrodnosti až pod úroveň úmrtnosti dochádza k prirodzenému úbytku obyvateľstva (van de Kaa, D., J., 1980, 1987, 1999, Lesthage, R., 1983, 1991, Lesthage, R., van de Kaa, D., J., 1986, Birg, H., 1996). Čiže výsledkom je negatívna bilancia prirodzeného pohybu obyvateľstva, ktorá v sebe skrýva veľký súbor zmien mnohých parciálnych demografických procesov ako sú pôrodnosť, plodnosť, sobášnosť a formovanie rodiny a tieto sú odrazom zmien v demografickom správaní

obyvateľstva. Za určujúci vývojový prvok druhého demografického prechodu sa považuje pokles pôrodnosti, ktorý sa spája so zmenami vo formovaní rodiny (van de Kaa, D., J., 1987). Typickou črtou demografického správania v období druhého demografického prechodu je individualizmus a pokračujúca sekularizácia spoločnosti, čo vedie k oslabovaniu tradičného demografického správania a následne k oslabovaniu funkcie manželstva a rodiny. Na základe pozorovaní štátov Európy z obdobia rokov 1965 – 1995 bol vypracovaný sled demografických charakteristík v druhom demografickom prechode (van de Kaa, D., J., 1997), ktoré čiastočne (i keď nie vo všetkých bodoch) dokumentujú aj vývoj na Slovensku:

1. Pokles úhrnnej plodnosti priamo redukovaný plodnosťou vyššieho veku; pokles plodnosti vyššieho poradia.
2. Vyhýbanie sa predmanželským tehotenstvám a „núteným“ sobášom (z dôvodu tehotenstva).
3. Na krátke obdobie ešte pokračuje pokles priemerného veku pri prvom sobáši.
4. Odkladanie pôrodov v rámci manželstva, plodnosť medzi mladými ženami klesá, klesá plodnosť detí nižšieho poradia, čo zdôrazňuje pokles úhrnnej plodnosti.
5. Nárast súdnych rozchodov a rozvodov.
6. Odkladanie sobášov, nárast predmanželských kohabitácií, nárast veku pri prvom sobáši.
7. Kohabitácie sa stávajú stále populárnejšie, odkladanie sobáša až do tehotenstva nevesty, nárast pôrodnosti pred manželstvom, nárast priemerného veku pri prvom sobáši.
8. Legislatívne povolenie sterilizácie a potratov ďalej redukuje nechcenú plodnosť; plodnosť v okrajovom reprodukčnom veku ďalej klesá.
9. Kohabitácie narastajú, sú tiež preferované u ovdovených a rozvedených.
10. Kohabitácie narastajú ako alternatíva sobáša, mimomanželská plodnosť rastie.
11. Úhrnná plodnosť sa stabilizuje na nízkej úrovni.
12. Úhrnná plodnosť pomaly rastie ak žena, ktorá odkladala pôrod „odštartuje svoju fertílную kariéru“, nárast pôrodov nižšieho poradia vo vyššom reprodukčnom veku.
13. Nie všetky odkladané pôrody sa zrealizujú.
14. Dobrovoľná bezdetnosť zaznamenáva významný nárast.
15. Kohortná fertilita sa stabilizuje pod záchovnou úrovňou.

V našich podmienkach sa problematike druhého demografického prechodu tiež venujú viacerí autori napr. Mládek, Pastor, Matulník (Mládek, J., 1998, 1999, Pastor, K., 1997, 1997b, 1998, 2000, Matulník, J., 1998, Matulník, J., Pastor, K., 1997).

Zmeny politického a ekonomického systému na Slovensku sa prejavujú v troch štádiách. Prvé štádium, v rokoch 1990 – 1993 má charakter deštruktívny, predovšetkým v ekonomickej sfére. Po ňom prichádza krátke obdobie stabilizácie (1994 – 1995) a od roku 1996 sa v mnohých ekonomických odvetviach prejavujú kompenzačno-rozvojové tendencie. S týmito štádiami ekonomického vývoja súvisia i viaceré zmeny vo vývoji populačných procesov. Zložitá ekonomická situácia pôsobí na odd'ľovanie uzatvárania sobášov, rovnako i na odd'ľovanie narodenia dieťaťa a redukciu počtu narodených detí. Deštruktívna fáza populačného vývoja sa spravidla končí, keď sa začnú prejavovať rastové tendencie. Aj pre populáciu Slovenska možno predpokladať, že pozorované negatívne tendencie vývoja nebudú ešte trvalým javom. Možno očakávať pozitívny vplyv kompenzačno-rozvojových trendov vývoja ekonomiky. S veľkou pravdepodobnosťou sa zvýši úroveň pôrodnosti, prírastok obyvateľstva i miery reprodukcie (neprekročí sa úroveň procesov z roku 1990). K takémuto nárastu pôrodnosti a plodnosti príde zrejme vtedy, keď sa začnú realizovať sobáše a pôrody,

ktoré definujeme ako odkladané, posúvané do vyššieho veku, samozrejme však nesmie prísť vo väčšej miere k zmene tohto odkladania na odmietanie. Možno však usudzovať, že stabilizácia demografického správania nastane, no až niekedy v období okolo roku 2010.

#### 4. MEDZINÁRODNÉ POROVNANIE PÔRODNOSTI A PLODNOSTI

Charakteristickou črtou pôrodnosti a plodnosti ako aj ostatných populačných procesov je popri časovej diferencovanosti aj **priestorová diferencovanosť**, ktorú sledujeme ako na globálnej úrovni, tak aj na nižších úrovniach, napr. štátov Európy, na intraregionálnej úrovni jednotlivých štátov, len variabilita hodnôt ukazovateľov týchto procesov je na jednotlivých úrovniach rôzna.

Pri porovnávaní jednotlivých štátov sveta z hľadiska pôrodnosti a plodnosti sa ukazuje ako určujúci faktor ekonomická vyspelosť štátu. V skupine málo rozvinutých krajín (podľa OSN) bola v roku 1997 hrubá miera pôrodnosti 27‰ (úhrnná plodnosť 3,4), zatiaľ čo v ekonomicky rozvinutých krajinách to bolo len 11‰ (1,6). Tento vzťah platí nielen v priereze jedného roka, ale má platnosť aj vývojovú. Za posledných 50 rokov síce nastali výrazné zmeny v intenzite pôrodnosti aj plodnosti, no hrubý obraz priestorovej diferencovanosti vo svete sa zachoval. V rokoch 1950 – 1954 v menej rozvinutých krajinách dosahovala hrubá miera pôrodnosti hodnotu 45,0‰ (úhrnná plodnosť 6,2) a v ekonomicky rozvinutejších krajinách len 22,6‰ (2,8). Je zrejmé a v odborných kruhoch akceptovateľné, že vysoká úroveň plodnosti a pôrodnosti v menej rozvinutých krajinách sa bude postupne znižovať v závislosti od ich ďalšieho ekonomického a kultúrneho rozvoja.

Väčšina štátov Európy mala na prelome 80. a 90. rokov relatívne nízku úroveň **natality** (pod 20‰), pričom pokles na tieto nízke hodnoty u nich prebehol už oveľa skôr. Podstatný rozdiel je nielen v tom, kedy nastal tento pokles, ale aj ako dlho trvalo obdobie jednotlivých populácií, v ktorých dochádza k ich presunu zo skupiny populácií s vysokou natalitou ale aj mortalitou do skupiny s relatívne nízkymi hrubými mierami oboch spomínaných procesov. Populácie západoeurópskych krajín prekonávali tento vývoj dlhšie časové obdobie. Príkladom môže byť populácia Švédska, ktorej tento vývoj trval okolo 200 rokov. Podobný, no rýchlejší vývoj možno pozorovať napr. v Španielsku, kde prebiehal posledných 100 rokov. V niektorých štátoch bol tento vývoj ešte rýchlejší. Príkladom môže byť populácia Slovenska, ktorá ešte v roku 1900 mala hrubú mieru natality vyššiu ako 40‰, v roku 1930 takmer 30‰ a do roku 1990 poklesla na 15‰. Podobný rýchly vývoj môžeme sledovať aj napr. v Bulharsku, Rumunsku, Maďarsku, Rusku (Mládek, J., Chovancová, J., Bátorová, S., 1998).

Z hľadiska hrubej miery živorodenosti sledujeme veľkú variabilitu hodnôt nielen medzi štátmi sveta, ale aj v rámci Európy. Rozpätie medzi maximálnou (23‰) a minimálnou (9‰) živorodenosťou medzi štátmi Európy v roku 1997 bolo až 14‰, pričom Slovensko sa svojou hodnotou miery živorodenosti (11‰) náhadza približne na úrovni európskeho priemeru, čo je menej ako polovičná hodnota svetového priemeru (24‰). V priemere rokov 1950 – 1954 rozpätie medzi maximálnou hodnotou 38‰ (Albánsko) a minimálnou 15‰ (Rakúsko, Luxembursko, Švédsko) bolo takmer dvakrát vyššie ako v roku 1997, dosahovalo až 23‰. Slovensko v tomto období svojou hodnotou miery živorodenosti (28‰)

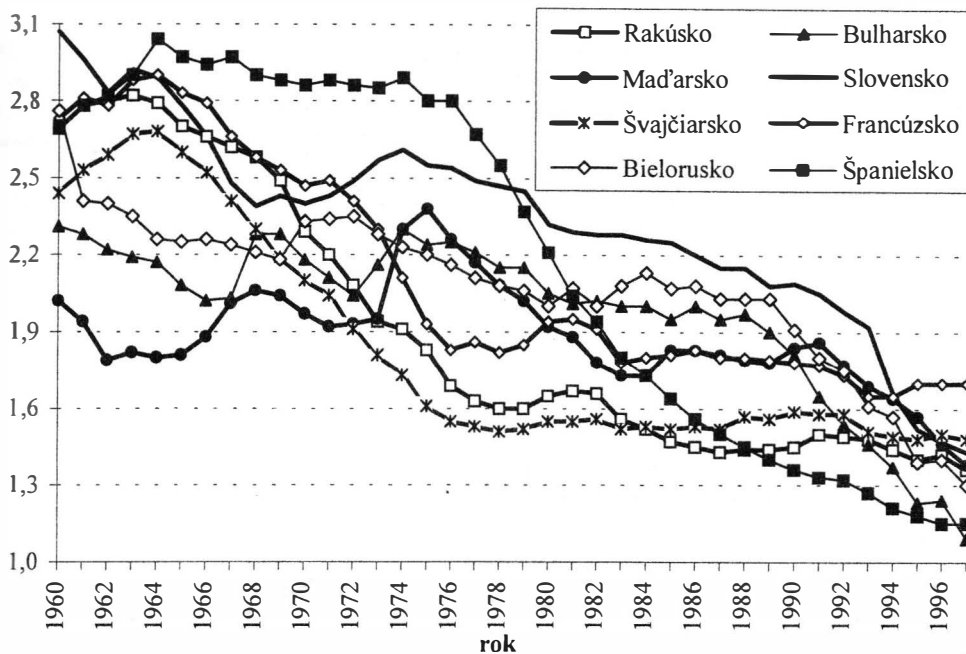
prevyšovalo európsky priemer asi o 8‰ a v porovnaní so svetovým priemerom (38‰) dosahovalo úroveň približne o 1/4 nižšiu.

Podobne i úrovňou **úhrnnej plodnosti** odpovedá Slovensko (1,4) v roku 1997 približne európskemu priemeru, čo opäť nedosahuje ani polovicu priemernej svetovej úrovne, lebo na svete pripadajú priemerne na jednu ženu 3 živo narodené deti počas jej reprodukčného obdobia. Na rozdiel od hrubej miery živorodenosti, pri úhrnnej plodnosti sledujeme v rámci Európy veľmi malú diferencovanosť, väčšina štátov má úhrnnú plodnosť pod úrovňou perspektívneho úbytku. Začiatkom 50. rokov bola variabilita hodnôt úhrnnej plodnosti v Európe podstatne väčšia, rozpätie medzi maximálnou plodnosťou 5,60 (Albánsko) a minimálnou 1,97 (Luxembursko) bolo až 3,63, no v roku 1997 to bolo len 1,7. Okrem Luxemburska však v žiadnom štáte neklesla úroveň sledovaného ukazovateľa plodnosti pod 2. V tomto období Slovensko svojou hodnotou úhrnnej plodnosti 3,50 výrazne prevyšovalo európsky priemer (2,59), no bolo výrazne pod svetovým priemerom, lebo priemerne vo svete pripadalo na jednu ženu 5 živo narodených detí počas jej reprodukčného obdobia.

V období 90. rokov pozorujeme tendenciu klesajúcej fertility u väčšiny populácií európskych štátov. Hlavná odlišnosť je v tom, že pokles fertility v západo a severoeurópskych štátoch je menší, lebo výraznejší pokles fertility zaznamenali tieto štáty už v skoršom období. V poslednom období prudko poklesla fertilita v juho a východoeurópskych štátoch, často až na úroveň nižšiu, akú dosahujú populácie prvej skupiny štátov. Zatiaľ čo vo väčšine juho a východoeurópskych štátov bola ešte v roku 1980 úhrnná plodnosť vyššia ako 2, v západo a severoeurópskych štátoch bola už pod touto úrovňou (graf 4).

Podľa údajov o **špecifickej plodnosti podľa veku** je diferenciácia štátov Európy podstatne vyššia ako pri úhrnnej plodnosti, a to jednak z hľadiska úrovne plodnosti v jednotlivých vekových kategóriách, ako aj z hľadiska rozloženia plodnosti podľa veku (Chovancová, J., 1999). Úroveň špecifickej plodnosti podľa 5-ročných vekových kategórií je v súčasnosti na relatívne nízkej úrovni takmer vo všetkých štátoch Európy, vyššie hodnoty maximálnej plodnosti odpovedajú najmä niektorým štátom južnej Európy (Albánsko, Macedónsko, Malta), príp. niektorým štátom severnej Európy (Fínsko, Nórsko, Dánsko, Island, Írsko a i.). Maximálna plodnosť však nie je dosahovaná vo všetkých štátoch v rovnakej vekovej kategórii, vo východoeurópskych štátoch, príp. juhoeurópskych je dosahovaná v nižšom veku ako v západo a severoeurópskych štátoch. V súčasnosti vo väčšine štátov východnej Európy a niektorých krajinách južnej Európy (Macedónsko, Bosna-Hercegovina) je maximum špecifickej plodnosti vo vekovej kategórii 20 – 24 rokov. Na druhej strane, vo väčšine štátov západnej a severnej Európy, ale aj v niektorých štátoch južnej Európy (Grécko, Portugalsko, Slovinsko, Španielsko, Taliansko) má krivka špecifickej plodnosti výrazné maximum plodnosti vo vyššom veku 25 – 29 rokov, príp. až 30 – 34 rokov (Holandsko, Írsko).

Najnižšie hodnoty dosahuje špecifická plodnosť v „okrajových“ vekových kategóriách (15 – 19, 40 a viac) vo všetkých štátoch, ale aj tu sledujeme isté rozdiely v jej úrovni. Vo väčšine štátov západnej a severnej Európy je špecifická plodnosť vo veku 40 – 44 rokov vyššia ako vo väčšine štátov východnej a južnej Európy. Výraznejšie rozdiely medzi štátmi sú aj v plodnosti 15 – 19 ročných žien. Vo vyspelých krajinách západnej a severnej Európy došlo k posunu pôrodnosti, rovnako ako aj sobášnosti, do vyšších vekových kategórií už v skoršom období a v ostatných štátoch dochádza k tomuto posunu v poslednom období, napriek tomu je v niektorých európskych štátoch ešte plodnosť v nízkom veku relatívne vysoká (Rumunsko, Bulharsko, Macedónsko, Moldavsko, Ukrajina, Litva).



Graf 4 Vývoj úhrnej plodnosti vo vybraných štátoch Európy (1960 – 1997)

Vo vývoji špecifickej plodnosti v štátoch Európy sledujeme v období po 2. svetovej vojne dve spoločné vývojové črty. Prvou je pokles úrovne špecifickej plodnosti vo všetkých vekových kategóriách a druhou sú zmeny veku maximálnej plodnosti. Práve vývojové zmeny v rozložení plodnosti a zmeny veku maximálnej plodnosti v jednotlivých štátoch navodzujú teóriu o určitých etapách vývoja (v čase) tohto rozloženia. Krivka špecifickej plodnosti s jedným výrazným vrcholom – maximom v nižšom veku 20 – 24 rokov postupne prechádza do krivky s podružným maximom vo veku 25 – 29 rokov. Ďalšou fázou v súvislosti s presunom pôrodov do vyššieho veku je tvorba jedného výrazného vrcholu vo veku 25 – 29 rokov. Analogicky možno prejsť cez krivku s globálnym maximom vo veku 25 – 29 a podružným vo veku 30 – 34 rokov k jednovrcholovej krivke vo veku 30 – 34 rokov. Na základe skúseností z tých štátov, ktoré prešli takýmto vývojom v čase, by bolo možné očakávať analogický vývoj aj v ostatných štátoch.

Výraznejšie rozdiely medzi štátmi Európy sledujeme i vo vývoji a úrovni ukazovateľov ako priemerný vek ženy pri narodení dieťaťa, resp. prvého dieťaťa. Blízke Slovensku hodnotou **priemerného veku ženy pri narodení dieťaťa** v roku 1997 (menej ako 27 rokov) sú viaceré postsocialistické štáty (Rumunsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Estónsko, Česko, Bulharsko, Poľsko a i.). Naopak viaceré vyspelé európske krajiny vykazujú v roku 1997 oveľa vyššiu hodnotu tohto ukazovateľa (viac ako 29 rokov), napr. Fínsko, Nórsko, Írsko, Švajčiarsko, Holandsko, Švédsko, Luxembursko. Na rozdiel od prvej uvedenej skupiny štátov vrátane Slovenska, v ktorých sa priemerný vek ženy pri narodení dieťaťa od 70. rokov takmer nezmenil, vyspelé štáty Európy zaznamenali od roku 1970 pomerne výraznú

**zmenu sledovaného ukazovateľa** – nárast o minimálne 2 roky. Z európskych štátov sa relatívne nízkou úrovňou priemerného veku ženy pri narodení prvého dieťaťa (do 24 rokov) v roku 1997 vyznačujú popri Slovensku, tiež Rumunsko, Poľsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Estónsko, Bulharsko a. Naopak v niektorých štátoch je tento ukazovateľ v roku 1997 vyšší ako 27 rokov napr. vo Fínsku, Luxembursku, Holandsku, Švajčiarsku, Dánsku, Nemecku. Aj pri vývoji tohto priemerného veku od roku 1970 sledujeme značné rozdiely medzi štátmi Európy. Vo väčšine postsocialistických krajín vzrástol tento ukazovateľ o menej ako 2 roky, resp. sa znížil (Poľsko, Estónsko). Naopak vyspelé štáty Európy zaznamenali od roku 1970 výraznú zmenu sledovaného ukazovateľa, vo viacerých sa zvýšil o minimálne 3 roky, napr. v Nórsku, Fínsku, Švajčiarsku, Holandsku (Chovancová, J., 1999).

Výsledky medzinárodného porovnania za výber európskych štátov v rámci medzinárodného projektu „*Fertility and Family Surveys*“ prinášajú viaceré zaujímavé zistenia, potvrdzujúce odlišné populačné vývojové trendy medzi stredoeurópskymi a východoeurópskymi krajinami v porovnaní so západo a severoeurópskymi (Čákiová, E., 2000):

1. Potvrdila sa existencia tzv. „východného“ a „západného“ modelu v rodinnom a reprodukčnom správaní obyvateľstva Európy, na ktoré má vplyv súčasný ako aj bývalý spoločenský a politický systém. Na „západe“ sa rodí menej detí, ľudia vstupujú do manželstva vo vyššom veku ako aj prvý pôrod realizujú vo vyššom veku, častejšie žijú v neformálnych partnerských zväzkoch.
2. V posledných rokoch sa prejavuje tendencia zblížovania: v krajinách východnej Európy sa rodinné a reprodukčné správanie obyvateľstva v mnohých črtách mení a začína sa podobáť správaniu v západných krajinách Európy.
3. Vzdelanie sa ukázalo byť najviac determinujúcim faktorom ovplyvňujúcim ako správanie, tak i názory ľudí. Zásadnú úlohu zohráva predovšetkým vzrastajúca vzdelanosť žien. Ženy s vysokoškolským vzdelaním plánujú menej detí ako ostatné respondentky. Možno predpokladať, že s ďalším vzrastom vzdelanosti žien, najmä v strednej a východnej Európe, kde je v porovnaní so západnou Európou zastúpenie vysokoškolsky vzdelaných žien nižšie, bude proces zblížovania „východu“ so „západom“ pokračovať.
4. Prejavil sa tiež značný vplyv náboženstva v krajinách so silnou katolíckou tradíciou (napr. Taliansko, Španielsko, Poľsko) a často táto skutočnosť prevládala vplyv spoločenského a politického systému a podmienok. Prejavilo sa to predovšetkým v častejšom zakladaní manželských zväzkov bez predchádzajúceho spolužitia, v nižšom podiele neformálnych zväzkov, v nižšom využívaní možností moderných spôsobov antikoncepcie pri plánovanom rodičovstve, ako aj vek začiatku pohlavného života je vyšší.

Na základe viacerých typológií štátov Európy uskutočnených podľa reálnych dát, či už len ukazovateľov pôrodnosti a plodnosti, alebo ukazovateľov viacerých procesov reprezentujúcich reprodukčné správanie obyvateľov, sa potvrdzuje, že spoločná politická a ekonomická minulosť štátov, ako aj poloha v rámci Európy boli limitujúcimi faktormi pri vyčleňovaní jednotlivých typov štátov. Napríklad na základe vývoja ukazovateľov pôrodnosti a plodnosti za posledných približne 50 rokov sa Európa rozdelila na dve relatívne kompaktné oblasti. Do prvej patria štáty severnej, západnej a časti južnej Európy, druhú oblasť tvoria predovšetkým krajiny východnej Európy. Ani jednu z oblastí nemožno však považovať za homogénnu, aj v rámci nich existujú rozdiely vo vývoji a úrovni ukazovateľov pôrodnosti a plodnosti. Krajiny ekonomicky vyspelej Európy možno ešte rozdeliť do troch subtypov a prevažne postsocialistická Európa bola rozdelená na štyri vývojové subtypy (Švajková, M., 2002).

Podobne z hľadiska úrovne 40 premenných charakterizujúcich reprodukčné správanie európskych populácií v rokoch 1993 – 1995 možno vyčleniť niekoľko relatívne homogénnych zhlukov štátov Európy – Severoeurópsky (Matriarchálny), Západný (Pragmatický), Južný (Patriarchálny), Centrálny (Prechodný), Východný (Post-totalitný), pričom každý z týchto zhlukov má špecifické charakteristiky fertillného správania v súčasnosti ako aj špecifický vývoj tohto správania v 20. stor. (Mellens, M., 1999b). Z vyčlenených zhlukov sa ukazuje odlišné demografické správanie populácií centrálnej a východnej Európy, no i v rámci nich existujú isté diferencie. Potvrzuje to aj štúdia rozdeľujúca štáty centrálnej a východnej Európy na základe viacerých demografických charakteristik (viaceré ukazovatele pôrodnosti, plodnosti, sobášnosti, rozvodovosti, úmrtnosti i migrácie) do štyroch subtypov (Seys, F., O., 1998).

## **5. PRIESTOROVÁ DIFERENCOVANOSŤ VYBRANÝCH POPULAČNÝCH JAVOV A PROCESOV NA SLOVENSKU**

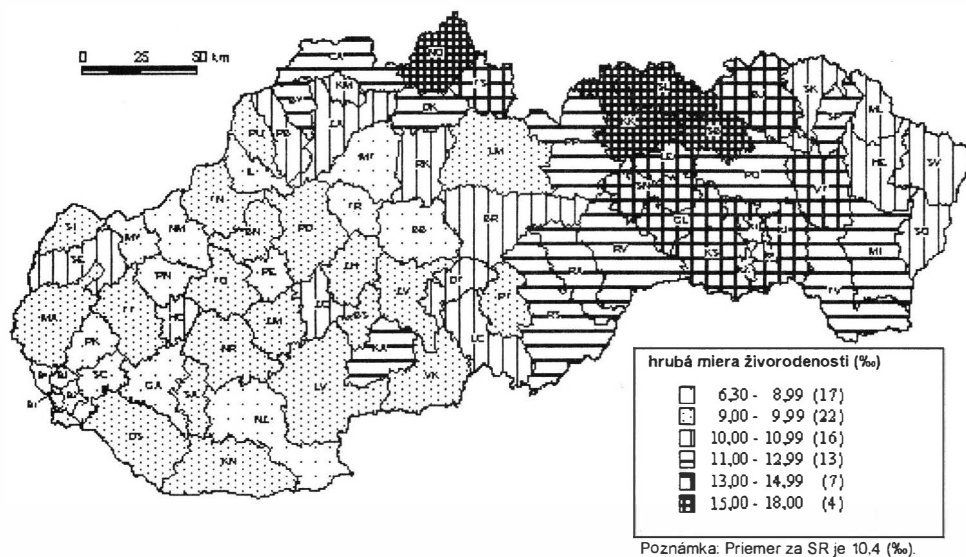
### **5.1. Priestorová diferencovanosť pôrodnosti a plodnosti na Slovensku**

Natalita je zložitý proces ovplyvnený množstvom faktorov, ktoré pôsobia aj na jej priestorovú diferencovanosť. Ak uvažujeme na úrovni subregiónov Slovenska, takými faktormi môžu byť veková a pohlavná štruktúra obyvateľstva jednotlivých regiónov, stupeň religiozity, národnostná štruktúra obyvateľstva, stupeň urbanizácie, ekonomického rozvoja a životnej úrovne obyvateľstva, migračné pohyby obyvateľstva a iné.

Slovensko dosahuje hodnotu **hrubej miery živorodenosti**, ktorá je približne polovičnou v porovnaní s celosvetovým priemerom. Vnútorne je však z hľadiska pôrodnosti značne diferencované. Na všetkých troch sledovaných regionálnych úrovniach Slovenska (kraje, okresy, obce), sa potvrdzuje základná črta priestorovej diferencovanosti živorodenosti – nárast pôrodnosti od západu na východ a zároveň i z juhu na sever. Variabilita hodnôt hrubej miery živorodenosti je však odlišná v závislosti od pracovnej mierky (s rastom mierky rastie). Za sledované 5-ročné obdobie (1991 – 1995) celoslovenský priemer hrubej miery živorodenosti bol 13,31‰, pričom na úrovni krajov odchýlka medzi maximálnou hodnotou 16,86‰ (Prešovský kraj) a minimálnou 10,46‰ (Bratislavský kraj) bola 6,40‰. Na úrovni okresov sa uvedená miera pohybovala v rozmedzí od 8,37‰ (Bratislava V) po 23,27‰ (Námestovo), čiže rozpätie bolo až 14,90‰. V súbore obcí sa hrubá miera živorodenosti pohybovala v rozmedzí 0‰ – 46,87‰, pričom priemerná živorodenosť Slovenska rozdelila celý súbor obcí približne na dve početnosťou rovnaké časti. Na všetkých troch regionálnych úrovniach sa zreteľne ukazujú dva odlišné regióny, prvým je región s najvyššou pôrodnosťou zahŕňajúci oblasť východného Slovenska a sever stredného Slovenska. Naproti tomu najnižšiu úroveň natality sledujeme dlhodobo v južnej a juhozápadnej časti Slovenska.

Základné črty priestorovej diferencovanosti hrubej miery živorodenosti na úrovni okresov Slovenska zostávajú rovnaké aj v roku 1999, len hodnoty sú vo všetkých okresoch nižšie ako v období rokov 1991 – 1995. Súčasne sa podľa údajov v roku 1999 ukazuje výrazná podobnosť v priestorovej diferencovanosti hrubej miery živorodenosti a **všeobec-**

nej plodnosti (mapa 1, 2). Hrubá miera živorodenosti je súčinom všeobecnej plodnosti a podielu žien v reprodukčnom veku v populácii. Vzhľadom na nízku variabilitu podielu žien reprodukčného veku v populáciách okresov SR má všeobecná plodnosť podobný priestorový obraz ako hrubá miera živorodenosti, len jej hodnoty sú priemerne tri až štyrikrát vyššie. Priemerná úroveň hrubej miery živorodenosti v SR za rok 1999 bola 10,4‰ a všeobecnej plodnosti 38,8‰.

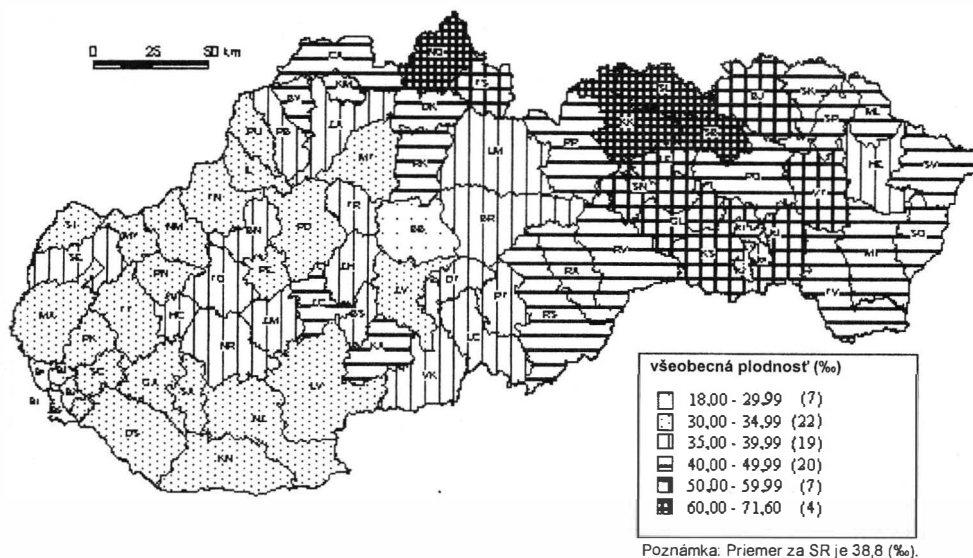


Mapa 1 Živorodnosť obyvateľstva Slovenska podľa okresov v roku 1999

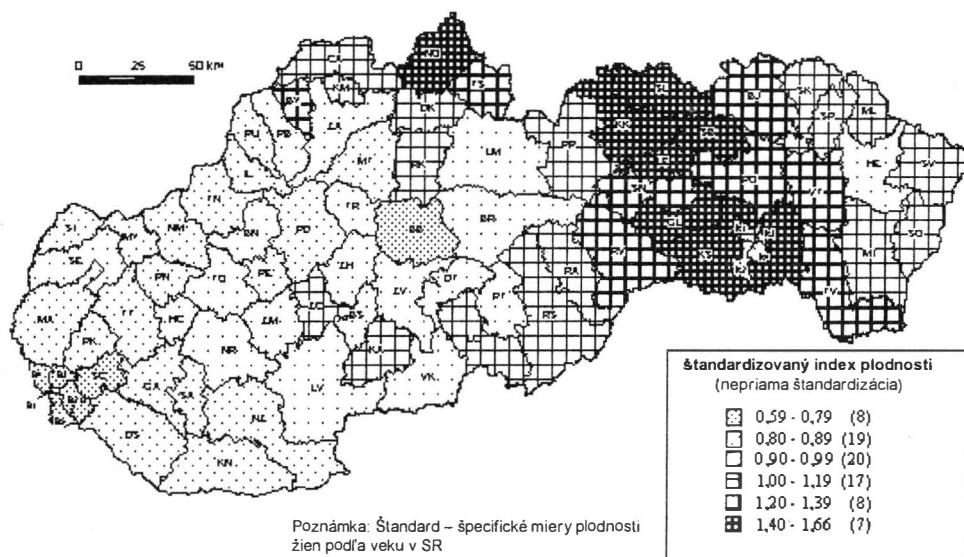
Podobne i priestorový obraz všeobecnej plodnosti a **štandardizovaného indexu plodnosti** (nepriama štandardizácia) na úrovni okresov SR je veľmi podobný (mapa 3). Štandardizovaný index je podielom skutočného a teoretického počtu živo narodených za predpokladu intenzity plodnosti štandardu (slovenskej populácie). Tento index zohľadňuje vekovú štruktúru žien populácií okresov a vyjadruje intenzitu pôrodnosti v porovnaní so štandardom (slovenským priemerom). Za štandard boli zvolené špecifické miery plodnosti podľa 5-ročných vekových kategórií žien Slovenska za rok 1999 a východiskom nepriamej štandardizácie bola veková štruktúra žien okresov tiež podľa 5-ročných vekových kategórií v danom roku.

Okresy s najnižšou úrovňou všeobecnej plodnosti (do 30‰), čo sú predovšetkým niektoré „mestské okresy“ (Bratislava I až V, Košice III) sú súčasne okresmi s nízkymi hodnotami štandardizovaného indexu plodnosti (do 0,8), čiže intenzita pôrodnosti je v týchto okresoch nižšia ako priemerná intenzita pôrodnosti v SR minimálne o 20%. Naopak najvyššie hodnoty všeobecnej plodnosti (nad 60‰) sledujeme v niektorých okresoch severného a východného Slovenska (Námestovo, Kežmarok, Stará Ľubovňa, Sabinov), rovnako ako aj najvyššie hodnoty hrubej miery živorodenosti (nad 16‰), súčasne sú to okresy s najvyššou úrovňou štandardizovaného indexu plodnosti (viac ako 1,5), na základe ktorého je v nich intenzita pôrodnosti vyššia v porovnaní so slovenským priemerom viac ako o 50%.





Mapa 2 Plodnosť obyvateľstva Slovenska podľa okresov v roku 1999



Mapa 3 Štandardizovaná plodnosť obyvateľstva Slovenska podľa okresov v roku 1999

Súčinom štandardizovaného indexu plodnosti v okresoch a všeobecnej plodnosti štandardnej populácie získame štandardizovanú všeobecnú plodnosť, ktorej hodnoty sa len málo odlišujú od hodnôt všeobecnej plodnosti v jednotlivých okresoch za sledovaný rok, čo súvisí s uvedeným vzťahom štandardizovaného indexu plodnosti a všeobecnej plodnosti.

Vidíme, že intenzita pôrodnosti a jej priestorová diferencovanosť medzi okresmi SR sa veľmi nemení ani pri zohľadnení početnosti žien reprodukčného veku podľa vekových kategórií. Znamená to, že veková štruktúra tejto skupiny obyvateľov neovplyvňuje úroveň všeobecnej plodnosti, resp. hrubej miery živorodenosti, čiže neovplyvňuje ani celkový obraz priestorovej diferencovanosti pôrodnosti medzi okresmi.

## 5.2. Priestorová diferencovanosť vekovej štruktúry obyvateľstva na Slovensku

Štruktúra obyvateľstva podľa veku sa považuje za základnú charakteristiku pri štúdiu demografických procesov, najmä pôrodnosti, úmrtnosti, mechanického pohybu obyvateľstva a ďalších. Mnohé populačné javy a procesy sa prejavujú v populácii diferencovane podľa veku. Veková štruktúra populácie je výsledkom predchádzajúcej úrovne prirodzeného a migračného pohybu za posledných zhruba sto rokov a zároveň predstavuje východisko budúceho demografického vývoja. Po relatívnej stabilizácii úrovne úmrtnosti na Slovensku, súvisiacej s ukončením prvej demografickej revolúcie, sa veková štruktúra vytvára predovšetkým úrovňou pôrodnosti a posunom skorých vzniknutých nepravidelností. Medzi subregiónmi Slovenska sledujeme výrazné rozdiely v úrovni pôrodnosti, ale aj celkovo rozdiely v demografickom správaní, ktoré sa potom odrážajú napr. v úrovni sobášnosti, rozvodovosti, potratovosti. Rozdiely odlišného ekonomického a sociálneho vývoja jednotlivých regiónov indukujú migračný pohyb obyvateľstva, ktorý sa tiež podieľa na formovaní vekovej štruktúry obyvateľstva jednotlivých regiónov. Z uvedených skutočností je zrejmé, že veková štruktúra obyvateľstva je v rámci subregiónov Slovenska značne diferencovaná.

Ak sledujeme regionálnu diferencovanosť či už podľa okresov alebo obcí Slovenska, výrazne sa prejavujú dva odlišné regionálne typy, prvý s progresívnou vekovou štruktúrou obyvateľstva, t. j. s prevahou predreprodukčnej zložky (0 – 14 roční) nad poreprodukčnou (50 a viac roční) a druhý s regresívnou štruktúrou obyvateľstva podľa veku, čiže s prevahou poreprodukčnej zložky nad predreprodukčnou.

V rámci Slovenska možno vyčleniť 3 regióny, zahŕňajúce obce s vysokým zastúpením detskej zložky obyvateľstva ako i vysokými hodnotami **indexu veku** (podiel počtu 0 – 14 a 50 a viac ročných vyjadrený v %). Prvým je *Kysucko-oravský región* zahŕňajúci okresy Námestovo, Tvrdošín a väčšinu obcí okresov Dolný Kubín a Čadca, druhým je *Východoslovenský región*, ktorý sa člení na dva subregióny – Popradsko-spišský a Šarišsko-zemplínsky, tretím *Rimavskosobotský región* zaberajúci menšie územie v juhovýchodnej časti rovnomenného okresu. Vysoké podiely detskej zložky pozorujeme i v značnom počte mestských sídiel, ktorých veková štruktúra sa formovala vplyvom značnej imigrácie obyvateľov produktívneho veku a s vyššou mierou pôrodnosti. V súčasnosti tieto migračné prúdy znížili intenzitu, ale v podiele detskej zložky obyvateľstva sa ešte ich vplyv prejavil.

Na druhej strane vysoký podiel starého obyvateľstva, o čom svedčia aj nízke hodnoty indexu veku, sa na úrovni obcí prejavuje v 3 väčších regiónoch. Prvým je *región východoslovenského pohraničia* zaberajúci severnú a východnú časť východoslovenských hraníc, ktorého formovanie ovplyvnila nižšia ekonomická rozvinutosť a následná emigrácia prevažne mladého obyvateľstva. Druhým je *región južného Slovenska* zaberajúci nesúvislý pás od rožňavského až po východ novozámockého okresu, kde významným faktorom formovania je nízka úroveň pôrodnosti, ktorú pravdepodobne ovplyvňujú osobité religiózne a národnostné pomery, čiastočne sa uplatnil i vplyv emigrácie obyvateľstva. Tretím je *mozaikový región západoslovenského pohraničia a pásu obcí stredného Slovenska*.

### 5.3. Priestorová diferencovanosť národnostnej štruktúry obyvateľstva na Slovensku

Súčasný obraz národnostného zloženia obyvateľstva Slovenska je výsledkom dlhodobého a pomerne zložitého historického vývoja. Jeho priebeh ovplyvňovalo veľa rozličných činiteľov, ekonomické, sociálne, politické, kultúrne, geografické, demografické a iné. Slovensko, ležiace v „strede“ Európy, bolo často dejiskom zmien a migrácií obyvateľov rôznych etnických skupín. Migračné pohyby a kolonizácie rozličných národov, ktoré v priebehu histórie prechádzali cez centrálnu oblasť Európy, zanechali výrazné stopy nielen v osídľovaní krajiny, charaktere jej hospodárskeho a kultúrneho rozvoja, ale aj vo vývoji etnickej štruktúry obyvateľstva.

V priebehu storočí sa na Slovensku sformovala pomerne diverzifikovaná etnická štruktúra obyvateľstva. Severné a stredné Slovensko si zachovalo prevažne slovenskú identitu. Južné časti, susediace s maďarským etnikom už od 10. stor., sa sformovali ako etnicky zmiešané teritórium s prevažne slovenským a maďarským obyvateľstvom. Podobnú situáciu možno pozorovať na východe Slovenska, kde sa vytvoril zmiešaný pás so slovenským, rusínskym a ukrajinským obyvateľstvom. Ďalšie národnosti, ako napr. Česi, Poliáci, Nemci, Moravia, Rómovia, žijú disperzne rozmiestnení po celom území štátu.

Podľa výsledkov sčítania ľudu v roku 1991, založenom na subjektívnej deklarácii národnosti, tvorila majoritná slovenská národnosť 85,69% z celkového počtu obyvateľov a zvyšných 14,31% tvorila viac než desiatka menšinových národností. Z minoritných národností najvýznamnejšie sú maďarská (10,76%), rómska (1,49%), česká (1,00%), rusínska (0,33%), ukrajinská (0,25%), nemecká (0,10%), moravská, poľská, ruská a sliezská národnosť.

Subjektívne rozhodnutie o príslušnosti k národu, s ktorým sa sčítaná osoba cíti byť spätá, bez ohľadu na ostatné aspekty napr. materinskú reč, ktoré umožňovali sčítania po 2. svetovej vojne, má charakter slobodného rozhodovania, ale môže byť spochybňované. Zmeny v národnostnej štruktúre populácie sú tak dôsledkom nielen demografických procesov (národnostne diferencná plodnosť, úmrtnosť ako aj migrácia), a tým i prirodzeného procesu národnostnej asimilácie, ale tiež výsledkom „preklonenia národností“, ktoré je často veľmi konjunktúrne, ak nie priamo násilné (Srb, V., 1996).

Podľa výsledkov sčítania v roku 1991 až v 52% obcí sa obyvatelia prihlásili aj k *maďarskej národnosti*. Takmer v 16% obcí SR bol podiel obyvateľov tejto národnosti z celkového počtu obyvateľov obce väčší ako 50% a u viac ako 6% obcí prekročil tento podiel 90%. Výrazne vystupujú 4 oblasti so zmiešaným slovensko-maďarským obyvateľstvom: *oblasť Podunajskej nížiny, oblasť od Juhoslovenskej po Košickú kotlinu, oblasť Východoslovenskej nížiny* a rozlohou menší *Nitriansky ostrov*.

Obyvatelia *rómskej národnosti* sú rozptýlení po celom území SR, no ich početnosť rastie od západu SR smerom na východ. Najviac rómskych obyvateľov žije na východnom Slovensku a v niektorých okresoch stredného Slovenska (Liptovský Mikuláš, Brezno, Revúca, Rimavská Sobota, Poltár, Lučenec, Veľký Krtíš, Krupina, Levice). Prítomnosť rómskeho obyvateľstva bola pri sčítaní zistená v približne 40% obcí. Zo všetkých týchto obcí s rómskym obyvateľstvom len asi v 1/4 obcí bol ich podiel na obyvateľstve obce 5% a viac.

Bývajúce obyvateľstvo *českej, moravskej či sliezskej* národnosti bolo zaevidované takmer v 3/4 obcí SR, pričom len u 20% z nich bol podiel obyvateľov príslušných národností väčší ako 1%. Príslušníci týchto národností majú vyššie zastúpenie najmä v obciach v hra-

ničnej oblasti, kde tvoria pomerne súvislý pás obcí tiahúci sa od Bratislavy až po obce okresu Čadca. Vyššie zastúpenie obyvateľov týchto menšín je tiež v mestách a väčších obciach SR.

Slovensko-ukrajinsko-rusínska oblasť zaberá pomerne rozsiahle, ale riedko osídlené územie hornatého charakteru pozdĺž hraníc s Poľskom a Ukrajinou. Takmer v 30% obcí Slovenska sa pri sčítaní obyvatelia prihlásili aj k rusínskej alebo ukrajinskej národnosti. Až v 80% obcí s rusínskym či ukrajinským obyvateľstvom bol podiel týchto menšín na celkovom obyvateľstve menší ako 5%.

Zastúpenie obyvateľov ďalších národností je veľmi malé, žiadna menšina netvorí viac ako 0,1% z celkového počtu obyvateľov Slovenska. Pre viaceré menšiny (*ruská, poľská, nemecká*) je charakteristické rozptýlené osídlenie najmä do najväčších slovenských miest.

#### **5.4. Priestorová diferencovanosť náboženskej štruktúry obyvateľstva na Slovensku**

Výsledkom historického vývoja, pôsobenia rôznych faktorov sa na Slovensku sformovala veľmi pestrá religiózna štruktúra, nielen z kvantitatívneho hľadiska, ale aj z pohľadu územnej diferenciacie. Na začiatku 20. stor. v roku 1910, keď bola evidencia náboženského vyznania založená na cirkevnej príslušnosti, najvýznamnejšie zastúpenie mali rímskokatolíci 69,47%, evanjelici augsburského vyznania 13,49%, gréckokatolíci 6,79%, evanjelici reformovaného vyznania (t. j. reformovaná kresťanská cirkev) 5,37% a príslušníci izraelského vyznania 4,80%.

Podľa výsledkov sčítania v roku 1991, založenom na subjektívnej deklarácii náboženstva, poradie jednotlivých vierovyznaní od najpočetnejšieho zostalo takmer rovnaké ako v roku 1910, zmenilo sa len ich percentuálne zastúpenie. Podiel všetkých vierovyznaní bol v roku 1991 nižší ako v roku 1910 v dôsledku veľkého podielu kategórií nezistené (17,40%) a bez vyznania (9,77%), ktoré sa v roku 1910 nevyskytovali. Podľa ŠU SR podiel rímskokatolíkov v populácii bol 60,43% (v súbore obyvateľov, ktorí uviedli nejaké vyznanie 82,98%), ev. augsburského vyznania 6,19% (8,50%), gréckokatolíkov 3,39% (4,65%), ev. reformovaného vyznania 1,57% (2,15%) a pravoslávnych 0,65% (0,89%) (Kollár, M., 1997).

Napriek kvantitatívnym zmenám, rozmiestnenie príslušníkov jednotlivých náboženstiev zostáva v porovnaní s obdobím pred 2. svetovou vojnou relatívne stabilné. Okrem zväčšenia areálov obcí so zmiešanou religióznou štruktúrou roku 1991, sa obraz rozmiestnenia prevažujúcich náboženstiev takmer nezmenil (Očovský, Š., 1993).

Podiel osôb, ktoré sa prihlásili k náboženskému vyznaniu v roku 1991 z celkového počtu obyvateľov okresu (ďalej označovaní ako veriaci) je vyjadrením *stupňa religiozity*. Priemerný stupeň religiozity na Slovensku bol v tomto roku o málo vyšší ako 70% (72,81%). Najvyšší stupeň religiozity (viac ako 95%) sledujeme predovšetkým v oravsko-kysuckej oblasti a na východnom Slovensku v jeho severnej a centrálnej časti. Naopak vysoký podiel obyvateľov bez náboženského vyznania a s nezisteným vyznaním je charakteristický predovšetkým pre väčšie mestá Slovenska. Obce s podpriemerným stupňom religiozity vytvorili dva rozsiahlejšie regióny, prvý v centrálnej časti stredného Slovenska a druhý región tvorí súvislý pás obcí od okresu Rožňava až po obce okresu Poltár.

*Rímskokatolícke* obyvateľstvo je rozšírené po celom území štátu, pričom menej ako 10% obyvateľov sa prihlásilo k tomuto vyznaniu len asi v 10% obcí. Hlavnými oblasťami rozšírenia rímskokatolíkov sú *oravsko-kysucká, východoslovenská centrálna oblasť*, ďalšou

je *oblasť na západnom Slovensku* zasahujúca najmä okresy Nitra, Topoľčany, Partizánske, Zlaté Moravce a Hlohovec a štvrtá je *prihraničná oblasť na severozápade štátu*.

Celoplošne rozšíreným náboženstvom je aj *evanjelická cirkev augsburského vyznania*, no oproti rímskokatolíckemu náboženstvu je jej rozšírenie menej rovnomerné. Len asi štvrtina obcí SR má viac ako 5% ev. augsburského vyznania. Vytvorilo sa viacero oblastí s vyšším zastúpením obyvateľov tohto vierovyznania (nad 10%), ktoré majú rozdielnú dobu i príčiny vzniku, napr. *myjavsko-trenčianska oblasť, turčiansko-oravská oblasť, liptovská oblasť, zvolenská oblasť, rimavsko-rožňavská oblasť, vranovská oblasť, púchovská oblasť, bánovecká oblasť*.

*Gréckokatolícke vyznanie* je priestorovo viazané na rozšírenie Rusínov a Ukrajincov. Viac ako 5% obyvateľov sa prihlásilo k tomuto vyznaniu v menej ako 20% obcí SR. Najvýznamnejšie zastúpenie (viac ako 10%) majú gréckokatolíci vo východoslovenských obciach, v priestore pozdĺž hraníc s Poľskom a Ukrajinou. Početnosť gréckokatolíkov v SR veľmi ovplyvnila skutočnosť, že v roku 1950 bola táto cirkev zásahom štátnych orgánov zrušená, odovzdala svoje objekty pravoslávnej cirkvi, pričom oficiálne legalizovaná bola v roku 1968, no úplne až v roku 1989.

Priestorovo viazaným náboženstvom najmä na rozšírenie Rusínov a Ukrajincov je okrem gréckokatolíckeho vierovyznania aj *pravoslávne*. Zo všetkých obcí SR len asi v 5% sa k tomuto vyznaniu prihlásilo viac ako 5% obyvateľov. Najvyššia koncentrácia pravoslávnych je na severovýchode Slovenska v prihraničnej oblasti, kde vo viacerých obciach okresov Svidník, Stropkov, Medzilaborce a Snina dosahuje podiel pravoslávnych viac ako 50%.

*Reformovaná kresťanská cirkev* je priestorovo viazaná na rozšírenie Maďarov, preto je sústredená v slovensko-maďarskom etnicky zmiešanom území v južnej časti SR. Pri sčítaní sa viac ako 5% obyvateľov prihlásilo k tomuto vyznaniu len asi v 1/10 obcí. Vytvorili sa dve rozsiahlejšie oblasti s vyšším podielom ev. reformovaného vyznania, *podunajská oblasť* a rozsiahla *oblasť tiahnuca sa pozdĺž hraníc od obcí v okrese Rimavská Sobota až po obce okresu Michalovce*.

## 6. ZÁVISLOSŤ PÔRODNOSTI OBYVATEĽSTVA SLOVENSKA OD VYBRANÝCH DEMOGRAFICKÝCH A SPOLOČENSKÝCH JAVOV

### 6.1. Teoretické koncepcie faktorov podmieňujúcich pôrodnosť a plodnosť

Otázka príčin rozdielnej úrovne a vývoja pôrodnosti a plodnosti v regionálnom aspekte a ich väzieb so spoločenskou štruktúrou a vývojom je veľmi zložitá. Zmeny pôrodnosti ovplyvňuje väčšie množstvo faktorov, ktorých mieru vplyvu na úroveň pôrodnosti, resp. plodnosti je ťažké určiť. Vychádzajúc z rozdielnosti názorov viacerých odborníkov na to, ktoré z týchto faktorov sú dominantné, sformovalo sa množstvo teoretických koncepcií. Jednotná všeobecnejšie prijímaná teória reprodukčného správania zatiaľ neexistuje. Jednotlivé teórie kladú dôraz na rozličné druhy faktorov a niektorými argumentami sa navzájom pod-

porujú, v iných si protirečia. Rozvinuli sa na rôznej úrovni abstrakcie, v rozličnej miere a rozmanitým spôsobom sa overovali (Matulník, J., 1998, Matulník, J., Pastor, K., 1997). Žiadny faktor pôrodnosti však nemožno posudzovať izolovane, lebo ich pôsobenie na pôrodnosť je vzájomné a súčasne existuje i vzájomný vzťah medzi viacerými z týchto faktorov.

K najstarším a najrozšírenejším faktorom, ktorých vplyv na úroveň pôrodnosti je všeobecne akceptovaný patria (Zimpel, H., G., 1980):

- urbanizačný faktor – rozdiel medzi mestom a vidiekom;
- ekonomický faktor;
- veľkostná štruktúra sídel;
- migračný pohyb obyvateľstva;
- štruktúra obyvateľov podľa zamestnania;
- štruktúra obyvateľov podľa vzdelania;
- rasová štruktúra obyvateľov;
- veková a pohlavná štruktúra obyvateľov.

Vychádzajúc z viacerých demogeografických prác venujúcich sa aj faktorom pôrodnosti (Leib, J., Mertins, G., 1983, Kuls, W., 1980, Mládek, J., 1992) možno hovoriť o siedmich hlavných teoretických koncepciách:

- urbanizačná teória;
- teória životnej úrovne;
- teória ekonomickej úrovne;
- emancipačná teória;
- modernizačná teória;
- teória preventívnych prostriedkov;
- religiózna teória.

Ďalšími faktormi, ktoré výrazne podmieňujú úroveň a priestorovú diferencovanosť pôrodnosti a plodnosti sú (Kuls, W., 1980, Mládek, J., 1992, Kosiński, L., 1967):

- štruktúra obyvateľstva podľa veku;
- štruktúra obyvateľstva podľa pohlavia;
- štruktúra obyvateľstva podľa rodinného stavu;
- migračné pohyby obyvateľstva a i.

Pre 80 štátov vybraných zo súboru štátov OECD a centrálné plánovaných krajín Európy pred rokom 1989 bol zostavený hypotetický model faktorov plodnosti, ktorý bol overený pomocou viacnásobných lineárnych korelácií (Schultz, T., P., 1997). V tomto modeli ako faktory plodnosti vystupujú:

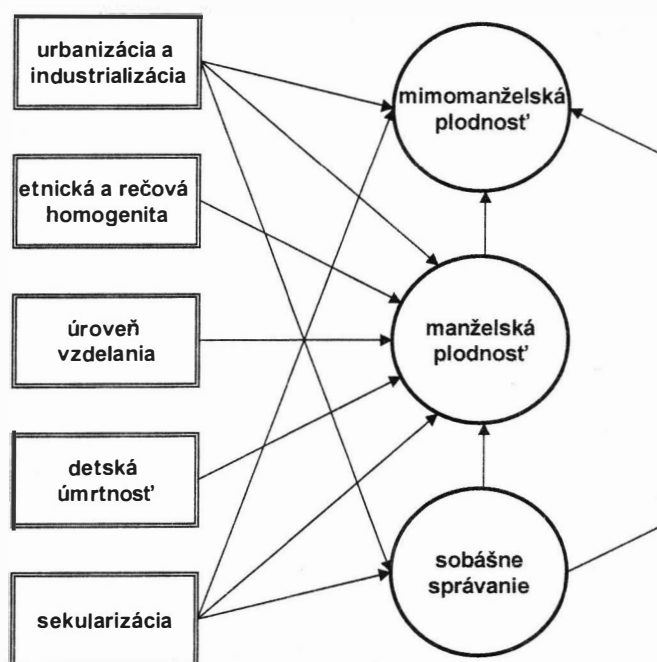
- dĺžka vzdelania ženy (v rokoch);
  - dĺžka vzdelania muža (v rokoch);
  - HDP na osobu;
  - podiel urbánnej populácie (v %);
  - podiel mužov pracujúcich v poľnohospodárstve (v %);
  - podiel katolíkov (v %);
  - podiel moslimov (v %);
  - podiel protestantov (v %);
  - detská úmrtnosť (na 1000 pôrodov);
  - kalórie na osobu a deň;
  - cena orálnej antikoncepcie.
- } náboženská štruktúra

Diferencovanosť pôrodnosti a plodnosti na úrovni subregiónov štátu podľa výsledkov európskeho projektu štúdia plodnosti podmieňuje šesť hlavných faktorov (Bähr, J., 1983):

- rozdielnosť medzi mestom a vidiekom;
- industrializácia;
- analfabetizmus;
- náboženstvo;
- etnické skupiny;
- inovácie a prispôsobenia.

Determinanty úrovne pôrodnosti a plodnosti možno tiež hypoteticky predstaviť na príklade schémy z Belgicka (obr. 1). Zaujímavá je i klasifikácia faktorov pôrodnosti a plodnosti pre jednu konkrétnu etnicko-lingvistickú skupinu – Malajskú populáciu v štátoch Indonézia, Singapur, Malajzia (Jones, G., W., 1990). Príčiny rozdielov podľa autora pozostávajú len zo *sociálno-ekonomických charakteristík*, ktorých hlavné ukazovatele sú:

- úroveň urbanizácie;
- HDP na osobu;
- spotreba energie na osobu;
- podiel pracujúcich žien mimo poľnohospodárstva (v %);
- podiel pracujúcich žien zaradených do spoločenskej skupiny „zamestnanec“ (v %);
- ženy ako pracovné sily podľa veku;
- podiel gramotných žien vo veku 20 – 24 rokov (v %);
- koeficient dojčenskej úmrtnosti;
- mediánový vek žien pri sobáši.



Obrázok 1 Schematické znázornenie determinantov fertility a sobášneho správania (Lesthaeghe, R., 1977 in Bähr, J., 1983)

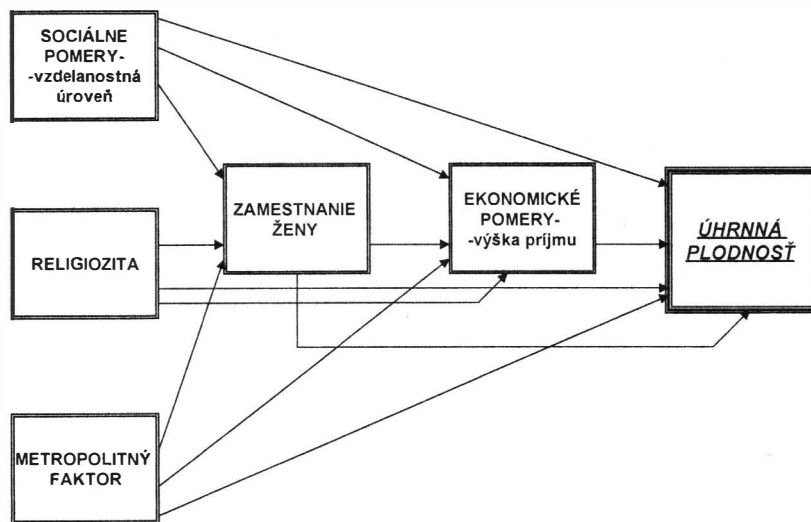
Faktory podmieňujúce úhrnnú plodnosť v rozličných európskych krajinách a ich vzájomné prepojenie znázorňuje hypotetický model (obr. 2), ktorý je podľa autorov platný aj pre iné populácie, napr. populáciu Izraela.

Na báze jednoduchého triedenia faktorov manželskej plodnosti na tri skupiny:

- demografické faktory;
- ekonomické a sociálne faktory;
- kultúrne faktory,

je založená analytická štúdia konkretizujúca tieto faktory pre reálny priestor a čas (Španielsko v období 1887 – 1930, t. j. v období pred a v začiatkoch prvej demografickej revolúcie) takto (Reher, D., S., Iriso-Napal, P., L., 1989):

- podiel pracujúcich žien (v rurálnom priestore tento faktor nahrádza podiel mužov pracujúcich v rurálnom priestore);
- podiel poľnohospodárskeho (resp. nepoľnohospodárskeho) obyvateľstva;
- migrácia;
- urbanizácia (v urbánnom priestore tento faktor nahrádza veľkosť mesta);
- sekularizácia;
- negramotnosť;
- dojčenská a detská úmrtnosť;
- sobášnosť.



Obrázok 2 Schematické znázornenie determinantov úhrnnej plodnosti (Friedlander, D., Feldmann, C., 1993)

Determinanty plodnosti v Afrike boli predstavené na modeli, ktorý rozdeľoval tieto faktory do štyroch skupín, pričom model bol overený na konkrétnom príklade štátu Burkina Faso (Trussell, J., van de Walle, E., van de Walle, F., 1989):

- demografické faktory (vek, partnerská rovnosť, sobášnosť, polygamia a i.);
- modernizačné faktory (antikoncepcia, vzdelanie matky, stále zamestnanie matky, výška zárobku, kvalita bývania, klinický pôrod a i.);



- ♦ kultúrne faktory (etnická skupina, kresťanstvo, predchádzajúce narodené dieťa mužského pohlavia a i.);
- ♦ reprodukčné faktory (dojčenie, sexuálna abstinencia, tehotenstvo, amenorea).

Podobné ukazovatele boli definované ako faktory plodnosti v rozvojových spoločnostiach (Ketkar, S., L., 1979), no neboli zatriedené do skupín, pričom takto zostavený model bol pomocou viacnásobnej regresie overený na konkrétnom príklade afrického štátu Sierra Leone:

- ♦ počet detí v rodine;
- ♦ vek matky pri sobáši;
- ♦ očakávaný životný príjem matky;
- ♦ súčasný mesačný príjem matky;
- ♦ úroveň vzdelania matky a otca;
- ♦ vek matky;
- ♦ počet členov rodiny ženského rodu vo veku 10 a viac rokov;
- ♦ intenzita detskej úmrtnosti;
- ♦ náboženstvo (kresťanské alebo moslimské);
- ♦ zamestnanie (v poľnohospodárstve alebo mimo poľnohospodárstva);
- ♦ miesto bývania (urbánny, semi-urbánny alebo rurálny priestor).

V niektorých demogeografických prácach možno nájsť jednoduché triedenie faktorov podmieňujúcich úroveň pôrodnosti a plodnosti na šesť skupín (Šuvalov, E., L., 1985):

- ♦ prírodno-biologické faktory;
- ♦ sociálno-ekonomické faktory (životná úroveň, úroveň zdravotníctva, postavenie žien v spoločnosti atď.);
- ♦ sociálno-kultúrne a psychologické faktory (religiózne faktory, morálne normy, tradície, formy rodinnej organizácie, spoločenské opatrenia, spoločenská a kultúrna úroveň obyvateľstva atď.);
- ♦ veková a pohlavná štruktúra obyvateľstva;
- ♦ sobášnosť a rozvodovosť;
- ♦ úroveň urbanizácie (rozdiel medzi mestom a vidiekom).

Ešte jednoduchšie je členenie na tri skupiny faktorov (Barrett, H., R., 1996):

- ♦ biologické faktory (sobášne správanie, sexuálne správanie, dĺžka šestonedelia, indukovaná potratovosť, sterilita, používanie antikoncepcie);
- ♦ socioekonomické faktory (ekonomická a sociálna hodnota dieťaťa, ekonomický a sociálny status ženy);
- ♦ inštitucionálno-intervenčné faktory (politika štátu, náboženská filozofia).

Prvá skupina biologických faktorov sa niekedy označuje ako *priame faktory* podmieňujúce úroveň plodnosti a ostatné faktory sa označujú ako *nepriame faktory* (Johnson, S., P., 1994). Podobne boli rozdelené faktory pôrodnosti a plodnosti na základe konkrétnej analýzy v dvoch rurálnych provinciách Zimbabwe (Gregson, S., Zhuwau, T., Anderson, R., M., Chandiwana, S., K., 1999):

#### 1. *priame determinanty*

- ♦ manželstvo a faktory s ním spojené (sex pred manželstvom, sobáš pred 18. rokom ženy, otec starší od matky o viac ako 10 rokov, rozvod alebo rozchod);
- ♦ antikoncepcia (používanie tradičných alebo moderných metód plánovania rodiny);
- ♦ dojčenie a popôrodná sexuálna abstinencia;
- ♦ prirodzená plodnosť (fekundita);

## 2. *sociálno-ekonomické dterminanty*

- ♦ náboženstvo;
- ♦ vek matky;
- ♦ vzdelanie matky;
- ♦ manželský status.

Tri skupiny faktorov, podmieňujúcich úroveň pôrodnosti, resp. plodnosti vyčleňujú viacerí autori, jednak na základe štúdia literatúry, ale aj na základe vlastného empirického výskumu (Engelen, Th., L., M., Hillebrand, J., H., A., 1986):

- ♦ ekonomické faktory;
- ♦ sociálno-kultúrne faktory;
- ♦ demografické faktory.

Vychádzajúc z tejto koncepcie autori vytvorili teoretický model faktorov plodnosti pre konkrétny priestor a čas (Holandsko v rokoch 1850 – 1960) a overili jeho platnosť použitím metódy vícnásobnej lineárnej korelácie. Ekonomické faktory reprezentovali ukazovatele ako podiel mužov pracujúcich v poľnohospodárstve, podiel žien pracujúcich mimo poľnohospodárstva atď., druhá skupina faktorov bola reprezentovaná percentuálnym podielom katolíkov a protestantov v populácii a tretia koeficientom dojčenskej úmrtnosti.

Veľmi podobné triedenie faktorov ovplyvňujúcich vývoj pôrodnosti nachádzame i v práci priekopníka sociálnej pediatrie na Slovensku (Chura, A., J., 1936). Široký okruh rozličných faktorov, na základe konkrétnej analýzy vývoja pôrodnosti na Slovensku v období 1901 – 1935, rozdeľuje do troch skupín:

- ♦ demografické a biologické faktory (miera sobášnosti, sobášny vek, šírenie pohlavných chorôb, všeobecná úmrtnosť, dojčenská úmrtnosť atď.);
- ♦ ekonomické faktory (blahobyt a chudoba, spoločenská hodnota práce, zamestnanosť žien atď.);
- ♦ sociálne a psychické – ideové faktory (sociálne normy, životný štýl a vzory správania, mentalita matky, morálne hodnoty atď.).

Z tejto klasifikácie faktorov na tri skupiny vychádza i práca Tirpáka (Tirpák, M., 1997), ktorý za hlavné faktory pôrodnosti v komparácii s podmienkami v SR považuje:

- ♦ počet a štruktúru žien reprodukčného veku;
- ♦ sobášny vek;
- ♦ opakované sobáše;
- ♦ vzdelanostnú úroveň žien;
- ♦ ekonomickú aktivitu žien;
- ♦ dĺžku prípravy na povolanie.

Teoretický model faktorov ovplyvňujúcich plodnosť, špeciálne manželskú, počas prvej demografickej revolúcie, overený na konkrétnom prípade Maďarska v období 1880 – 1910 pomocou viacnásobnej lineárnej korelácie, možno aplikovať aj na iné krajiny v období demografického prechodu (Lengyel Cook, M., S., Repetto, R., 1982). Podľa autorov hlavné faktory plodnosti možno rozdeliť do troch základných skupín:

### 1. *socio-ekonomické faktory*

- ♦ úroveň úmrtnosti (najmä dojčenskej úmrtnosti);
- ♦ percento (stupeň) urbanizácie;
- ♦ miera gramotnosti;
- ♦ rurálna populačná hustota;
- ♦ ukazovateľ poľnohospodárskej prosperity (priemerný zisk na farmu a i.);

## 2. *A – kultúrne a religiózne faktory*

- ♦ podiel katolíkov (rímsko i grécko);
  - ♦ podiel nekatolíkov;
  - ♦ podiel Maďarov;
  - ♦ podiel Slovanov;
  - ♦ podiel ostatných národností;
- } náboženská štruktúra
- } národnostná štruktúra

## *B – komunikačné faktory*

- ♦ podiel imigrantov;
- ♦ dĺžka cestnej siete;
- ♦ dĺžka železničnej siete;

## 3. *faktory stupňa ekonomickej rozdielnosti a ekonomickej situácie nižších vrstiev*

- ♦ Giniho koeficient koncentrácie;
- ♦ index reálnej mzdy;
- ♦ priemerný príjem na poľnohospodársku domácnosť bez vlastníctva pôdy;
- ♦ výdavky na rekultiváciu krajiny.

Pri analýze vzájomného vzťahu manželskej plodnosti a zamestnanosti žien bol vytvorený kauzálny model faktorov podmieňujúcich tieto javy (Terry, G., B., 1975). Model bol vytvorený a overený pomocou viacnásobnej lineárnej korelácie na základe údajov získaných z výberového šetrenia uskutočneného medzi vydatými ženami vo veku 18 – 44 rokov v USA v roku 1960. Manželská plodnosť bola charakterizovaná pomocou ukazovateľov ako vek pri prvom pôrode, interval medzi sobášom a prvým pôrodom, interval medzi pôrodmi, celková očakávaná veľkosť rodiny. Faktory podmieňujúce manželskú plodnosť boli rozdelené na tri skupiny:

### 1. *manželské faktory*

- ♦ dĺžka trvania manželstva;
- ♦ katolícka participácia počas manželstva;
- ♦ vzdelanie ženy získané počas manželstva;
- ♦ manželské bývanie (byt);
- ♦ sociálno-ekonomický status (postavenie) manžela;
- ♦ separácia (rozchod a rozvod) manželov;
- ♦ časovanie pôrodov v manželstve;

### 2. *predmanželské faktory*

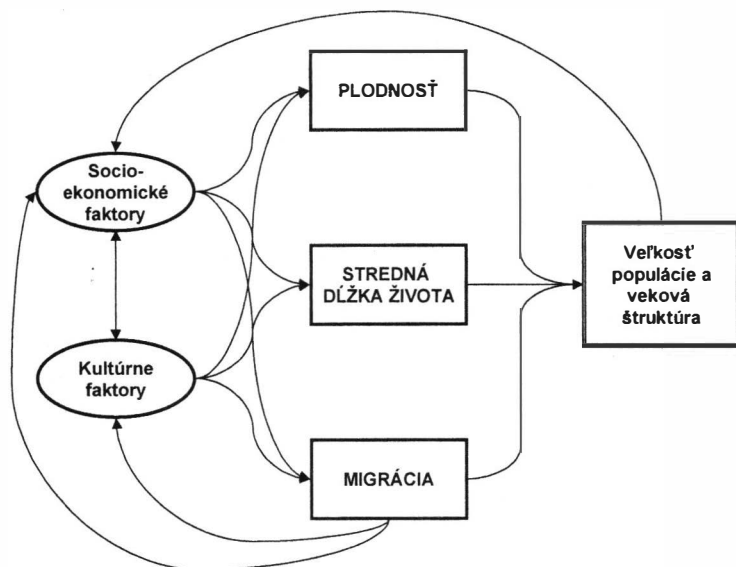
- ♦ vek manželky;
- ♦ katolícke zázemie oboch manželov;
- ♦ bytové zázemie oboch manželov;
- ♦ socio-ekonomické zázemie oboch manželov;
- ♦ rasa (rozlišuje biele a čierne ženy);
- ♦ prirodzená plodnosť (fekundita);

### 3. *ďalšie a súhrnné faktory*

- ♦ súčasné bývanie;
- ♦ počet sobášov;
- ♦ celkové vzdelanie ženy;
- ♦ vek pri sobáši.

Na základe empirickej analýzy demografického správania v štátoch Európy, charakterizovaného pomocou 40 premenných za roky 1993 – 1995, bol vytvorený a faktorovou analýzou verifikovaný model demografického správania, v ktorom sú definované dve

skupiny faktorov *socioekonomické* a *kultúrne*, pričom prvé z nich sú tvorené zložkami ako napr. ekonomická, vzdelávacia, zdravotná, technologická a do druhej skupiny faktorov sú zaradené napr. konzervativizmus, rovnosť pohlaví, individualizmus, post-materializmus (Mellens, M., 1999). Špeciálne sú spomenuté politické faktory a životný štýl, ktoré však netvoria samostatnú skupinu, lebo podľa autora ich nemožno odseparovať od socioekonomických a kultúrnych faktorov, s ktorými úzko súvisia, sú nimi determinované, ale tiež sa vzájomne ovplyvňujú. Vyčlenené dve skupiny faktorov (socioekonomické a kultúrne) nie sú vzájomne nezávislé a dokonca vzájomne interagujú (obr. 3).



Obrázok 3 Schematické znázornenie determinantov demografického správania (Mellens, M., 1999)

Na základe analýzy faktorov podmieňujúcich pôrodnosť na príklade okresov SR v období 1990 – 1996 boli vyčlenené tri skupiny faktorov (Pastor, K., 2000):

- ♦ *Brzdiace faktory* – sem zaraďuje najmä kultúrne faktory (podiel Rómov v populácii, podiel obyvateľov hlásiacich sa k nejakému vierovyznaniu,...). Sú to faktory posilňujúce zotrvačnosť demografického správania a spomaľujúce pokles pôrodnosti. Čím je vyššia hodnota takejto premennej, tým menší je absolútny i relatívny pokles pôrodnosti.
- ♦ *Saturačné faktory* – napr. podiel obyvateľov v poproduktívnom veku. Čím je väčšia hodnota takéhoto faktora, tým je nižšia všeobecná pôrodnosť a súčasne tým pomalší je jej pokles.
- ♦ *Akceleračné faktory* – akými sú mnohé ekonomické premenné (priemerná mzda, podiel ekonomicky aktívnych žien, ...). Čím väčšia je hodnota takéhoto faktora, tým je pôrodnosť menšia, a tým výraznejší je jej pokles.

Teóriami o faktoroch pôrodnosti sa zaoberal aj holandský demograf (van de Kaa, D., J., 1996), ktorý analyzoval 450 odborných prác venovaných tejto problematike, napísaných v období 1944 až 1994 a vytvoril prehľadnú klasifikáciu všetkých týchto teórií:

- a) *Teórie zdôrazňujúce biologické a technologické determinanty*
  - ♦ teórie o bezprostredných faktoroch pôrodnosti (prirodzená plodnosť, laktačná doba, potratovosť a i.);
  - ♦ teórie o vplyve úmrtnosti na fertílne správanie;
- b) *Teórie zdôrazňujúce ekonomické determinanty*
  - ♦ teórie o dopyte;
  - ♦ teórie o rovnováhe ponuky a dopytu v širších súvislostiach;
- c) *Teórie zdôrazňujúce sociálne faktory*
  - ♦ teórie o zmenách funkcie rodiny;
  - ♦ teórie o zmenách sociálno-demografickej a psycho-sociálnej hodnoty dieťaťa;
- d) *Teórie zdôrazňujúce procesy inovácie a difúzie, ideové a kultúrne zmeny*
  - ♦ teórie o difúzii a inovácii ako faktoroch fertílného správania;
  - ♦ teórie o kultúrnych a ideových zmenách;
- e) *Teórie zdôrazňujúce úlohu inštitucionálnych zmien*
  - ♦ teórie o inštitucionálnych a politických vplyvoch.

## 6.2. Vzťah pôrodnosti a vekovej štruktúry obyvateľstva

Pôrodnosť rovnako ako aj úmrtnosť závisia na zložení obyvateľstva podľa veku. Súčasne možno povedať, že štruktúra obyvateľstva podľa veku je výsledkom, odrazom jeho prirodzeného pohybu, je však silne deformovaná množstvom ďalších faktorov, napr. migračný pohyb obyvateľstva, vojnové udalosti a i. Podľa niektorých odborníkov tento obojstranný vzťah možno chápať ako samozrejmy a triviálny, ako jednoznačne platnú demografickú zákonitosť (Bojarskij, A., J., 1967, Bojarskij, A., J., Šušerin, P., P., 1954). Čiastočne je tento vzťah vyjadrený aj v takých ukazovateľoch ako je špecifická plodnosť, priemerný vek ženy pri narodení dieťaťa.

Často sa v literatúre nachádza len jednosmerný vzťah vekovej štruktúry a pôrodnosti, napr. pri štúdiu starnutia obyvateľstva si viacerí autori všimajú len vplyv pôrodnosti a plodnosti na vekovú štruktúru rôznych regionálnych populácií. Pri štúdiu starnutia obyvateľstva bola napr. zistená pomocou metód korelačnej a regresnej analýzy na úrovni administratívnych jednotiek *Gruzínska* za obdobie 1959 – 1989 významná nepriama lineárna závislosť medzi hrubou mierou pôrodnosti a podielom starého obyvateľstva (60 a viac roční) a o niečo nižšia lineárna závislosť (tiež však významná) rovnakého charakteru medzi všeobecnou plodnosťou a podielom starého obyvateľstva (Gudžabidze, V., V. 1989). Analogické výsledky dosiahol autor pri skúmaní rovnakých vzťahov na úrovni zväzových republik.

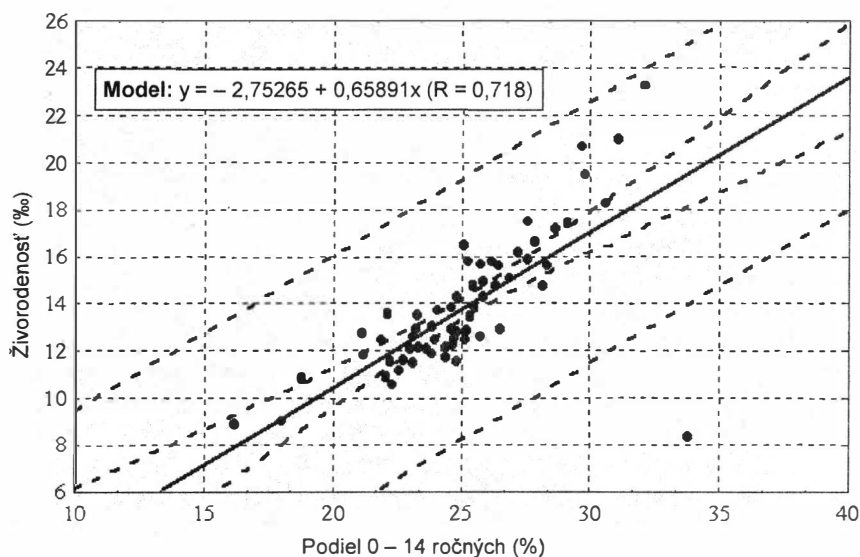
Na *Slovensku* pozorujeme výraznú podobnosť v priestorovej diferencovanosti pôrodnosti a vekovej štruktúry podľa okresov i obcí. V regiónoch s nízkou úrovňou živorodenosti prebieha starnutie obyvateľstva rýchlejšie, zvyšuje sa zastúpenie „starého“ obyvateľstva, pričom klesá index veku, čo následne vedie k zvyšovaniu všeobecnej úmrtnosti. Na druhej strane vysoká úroveň živorodenosti zabezpečuje prevahu mladého obyvateľstva, pomalšie starnutie populácie, čo charakterizuje vysoký index veku, následkom čoho je nízka úmrtnosť. Na úrovni starých okresov SR v období rokov 1990 – 1996 sa potvrdila negatívna lineárna korelácia hrubej miery živorodenosti s podielom obyvateľov poproduktívneho veku, pričom R nadobúda v každom roku sledovaného obdobia hodnotu  $-0,5$  až  $-0,7$ , čiže možno hovoriť o významnej korelácii na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  (Pastor, K., 2000).

Vzťah vybraných fenoménov je v literatúre dokumentovaný nielen na príklade Slovenska, ale i ďalších populácií, napr. *Francúzska* (Dittgen, A., 1989), *Grécka* (Tziafetas, G., Tzougas, J., 1989), v makroregiónoch *Južná a Západná Európa*, *Severná Amerika* (Sorokin, A., 1989) i na príklade *Československa* (Mašková, M., 1989).

Na oboch sledovaných regionálnych úrovniach Slovenska (okresy, obce) sa potvrdila tesná priama *lineárna závislosť* hrubej miery živorodenosti a *podielu 0 – 14 ročných*, pričom modely vyjadrujúce tento vzťah boli v oboch prípadoch veľmi podobné. Na úrovni *okresov* tento vzťah vyjadroval model

$$y = -2,75265 + 0,65891x,$$

kde  $R = 0,718$ , ktorý vysvetľuje variabilitu živorodenosti takmer na 52% (graf 5). Najvýraznejšie odchýlky od modelu sledujeme v okrese Bratislava V s neprirodzene vytvorenou vekovou štruktúrou, kde by sa vzhľadom na najvyšší podiel 0 – 14 ročných medzi okresmi SR a relatívne nízky podiel 50 a viac ročných, očakávala vyššia pôrodnosť. Reziduálna odchýlka je záporná, čiže skutočná hodnota je menšia ako modelová, vo viacerých okresoch najmä v západnej časti SR. Naopak vyššiu živorodenosť akú modeluje lineárna funkcia pozorujeme vo väčšine okresov východného Slovenska, ale aj v Námestove a Bytči. Lineárnemu modelu najlepšie odpovedajú svojimi hodnotami okresy južnej časti stredného Slovenska.



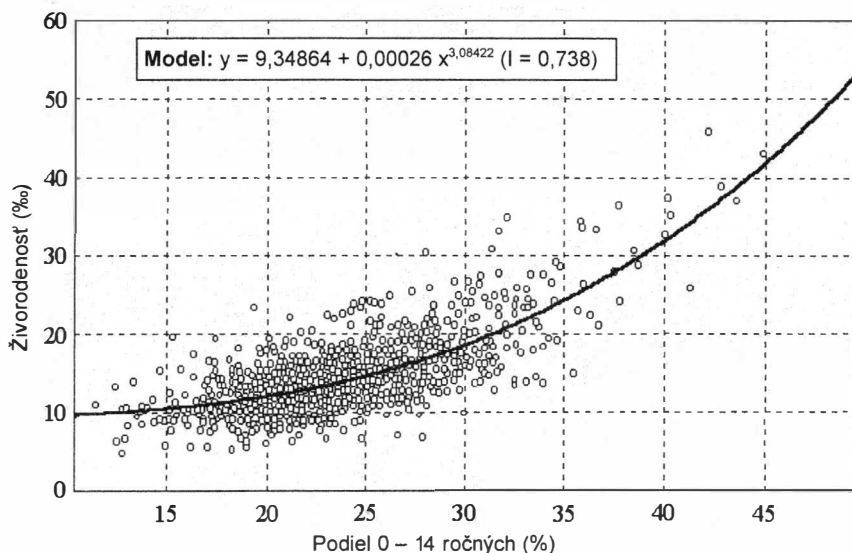
Graf 5 Lineárna závislosť pôrodnosti a vekovej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Na úrovni *obcí* však vzťah pôrodnosti s podielom detskej zložky vhodnejšie vystihuje *nelineárny model* mocninového tvaru (graf 6)

$$y = 9,34864 + 0,00026 x^{3,08422},$$

kde  $I = 0,738$ .

Rozdiel mocninového modelu a lineárneho je najmä pri vyššom podiele detskej zložky v populácii, kedy sa s nárastom tohto podielu spája rýchlejší nárast pôrodnosti pri mocninovom modeli a naopak pri nižšom zastúpení detí je nárast živorodenosti pomalší. Priestorový obraz reziduálnych odchýliek zostal takmer zhodný ako pri lineárnom modeli, zmenšil sa len počet najväčších reziduálnych odchýliek, v absolútnej hodnote väčších ako 5‰, ktoré sledujeme asi v 8 % obcí. Súčasne sa zmenšilo rozpätie medzi maximálnou a minimálnou reziduálnou odchýlkou.



Graf 6 Nelineárna závislosť pôrodnosti a vekovej štruktúry obyvateľstva obcí SR

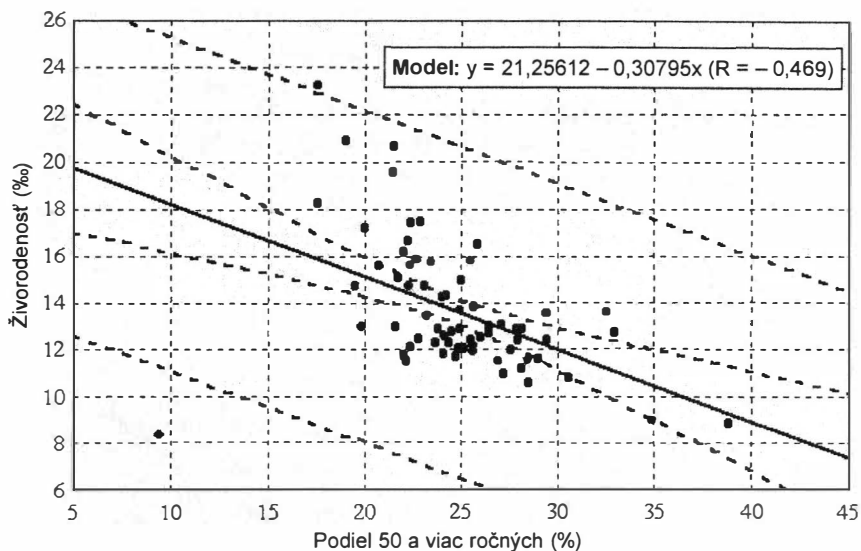
Podobne ako pri podiele 0 – 14 ročných bola v oboch prípadoch potvrdená tesná *lineárna závislosť*, no opačného charakteru, medzi živorodenosťou a *podielom 50 a viac ročných*, ktorá je na úrovni *okresov* daná vzťahom

$$y = 21,25612 - 0,30795x,$$

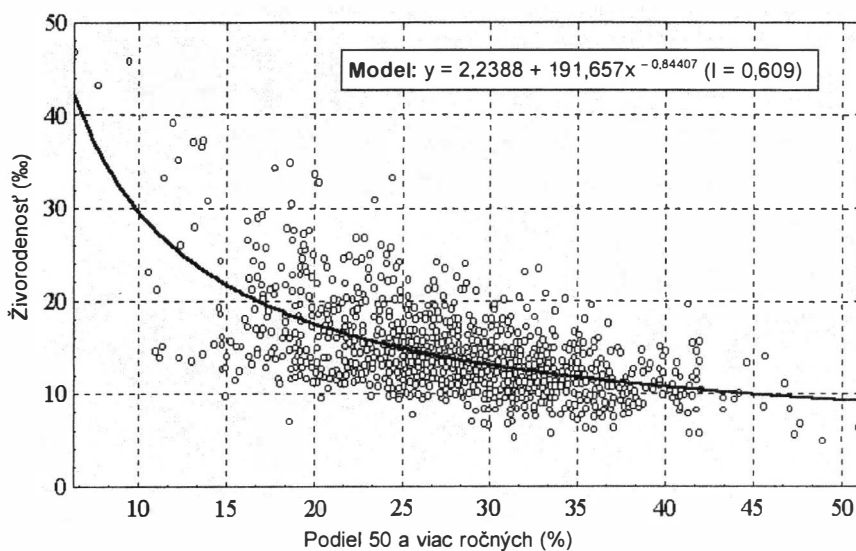
pričom  $R = -0,469$  (graf 7). Zmeny v podiele 50 a viac ročných vysvetľujú variabilitu živorodenosti na 22%. Mimo 95 %-ný predikčný interval sa nachádza opäť Bratislava V a okres Námestovo, v ktorom sa však extrémne vysoká živorodenosť spája s vysokým zastúpením detskej zložky, no nedosahuje i tak modelovú hodnotu. Živorodenosť je vyššia ako modelová najmä v okresoch východného a severu stredného Slovenska. Naopak prevažne západné okresy dosahujú nižšie hodnoty živorodenosti ako predikuje model. Najlepšie odpovedajú modelu okresy južnej časti stredného Slovenska.

Podobne ako pri predchádzajúcej premennej, na úrovni *obcí* však vzťahy pôrodnosti s podielom poreprodukčnej zložky vhodnejšie vystihuje *nelineárna funkcia* mocninového tvaru

$$y = 2,2388 + 191,657x^{-0,84407},$$



Graf 7 Lineárna závislosť pôrodnosti a vekovej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 8 Nelineárna závislosť pôrodnosti a vekovej štruktúry obyvateľstva obcí SR

kde  $I = 0,609$  (graf 8), ktorej výraznejšia odlišnosť s lineárnou funkciou je pri nižších podieloch 50 a viac ročných, kedy pri náraste podielu tejto skupiny obyvateľstva sa živorodenosť znižuje výraznejšie ako pri lineárnom modeli. Priestorové rozloženie reziduálnych odchýliek je takmer zhodné ako pri lineárnom modeli, kladné odchýlky sledujeme najmä v obciach centrálnej časti východného Slovenska a na severe štátu, záporné odchýlky odpove-



dajú väčšiemu sústredeniu obcí v južnej časti západného Slovenska. Zmenšilo sa však rozptiate medzi maximálnou a minimálnou reziduálnou odchýlkou ako i počet najväčších reziduálnych odchýliek.

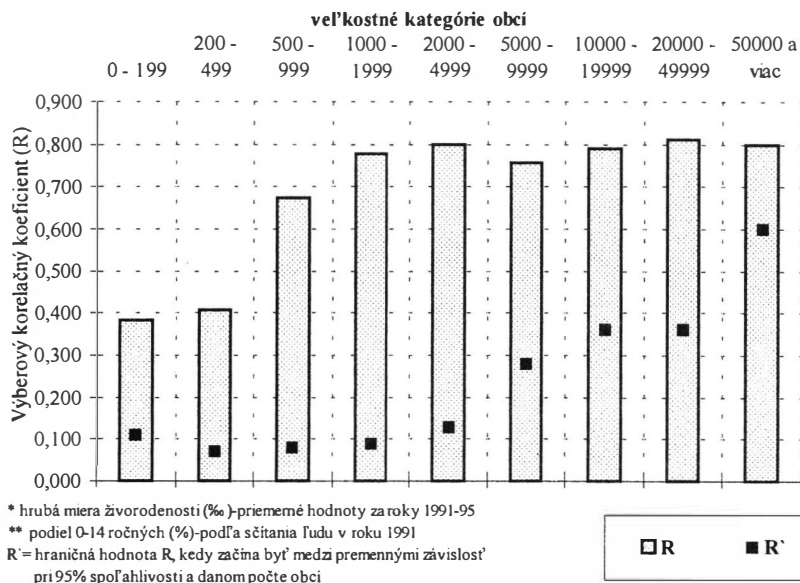
Medzi živorodenosťou a *podielom pred a poreprodukčnej zložky populácie* súčasne identifikujeme tesnú *viacnásobnú lineárnu závislosť* na úrovni *okresov* ( $R = 0,806$ ) i *obcí* ( $R = 0,699$ ). Toto spojenie do jedného modelu nie je však štatisticky významné najmä z dvoch dôvodov. Prvým je skutočnosť, že na základe viacerých kritérií rozhodovania o vhodnosti regresnej funkcie nemožno hovoriť o štatisticky významnom prínose k vysvetleniu variability živorodenosti v porovnaní s párovým lineárnym modelom s vysvetľujúcou premennou – podiel 0 – 14 ročných. Druhou príčinou je tesná lineárna závislosť nepriameho charakteru medzi oboma zložkami vekovej štruktúry, čo potvrdzuje párový koeficient korelácie dosahujúci na úrovni okresov hodnotu  $-0,889$  a na úrovni obcí  $-0,876$ . Keďže  $R$  v absolútnej hodnote je vyšší ako  $0,8$  a súčasne je vyšší ako viacnásobný koeficient korelácie, usudzujeme na nežiadúco vysokú multikolinearitu, ktorá sa potvrdzuje aj testovaním hypotézy o nevýznamnosti multikolinearity (metóda Farrara a Glaubera, t-test).

Vzájomný vzťah živorodenosti a vekovej štruktúry na úrovni obcí možno posudzovať i podľa *veľkostných kategórií obcí* ako výberových súborov, čím sa zohľadňuje aj veľkosť obce (počet obyvateľov). Najnižšia živorodenosť odpovedá extrémnym veľkostným kategóriám obcí. Na jednej strane sú to najmenšie obce (pod 200 obyv.) s prestárlym obyvateľstvom, kde poproduktívna zložka tvorí asi 1/3 zo všetkých obyvateľov a zároveň sú to i najväčšie obce (20000 a viac obyv.), čo sú mestské štruktúry, s ktorými sa viaže odlišné reprodukčné správanie vedúce k nízkej pôrodnosti (tab. 2). Vo všetkých veľkostných kategóriách obcí sa potvrdila významná párová *lineárna závislosť* živorodenosti a *podielu 0 – 14 ročných* (graf 9) ako aj *podielu 50 a viac ročných* (graf 10), len charakter tohto vzťahu je opačný. Okrem poslednej kategórie najväčších obcí, možno vo všetkých kategóriách a u oboch vysvetľujúcich premenných hovoriť o závislosti tesnej. Rovnako sa potvrdila nepriama lineárna závislosť, vo všetkých kategóriách obcí i tesná, medzi uvedenými dvomi kategóriami vekovej štruktúry.

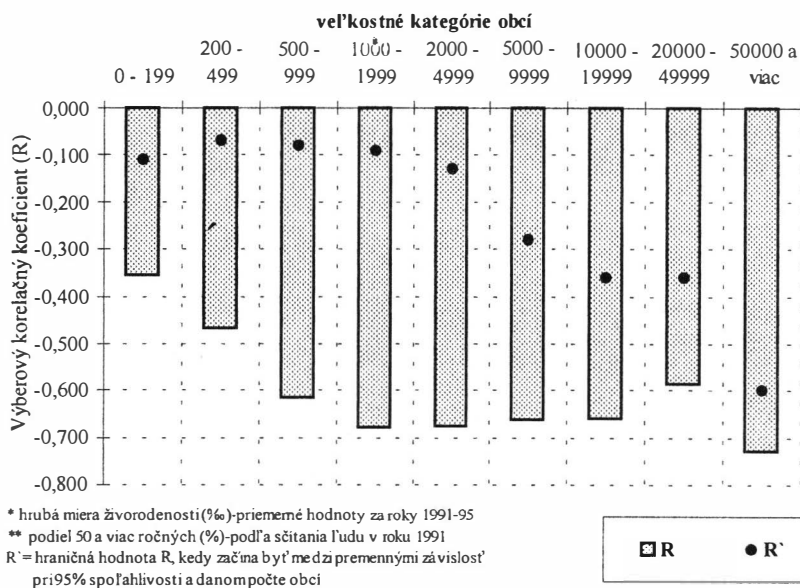
**Tabuľka 2** Základné ukazovatele pôrodnosti a vekovej štruktúry obyvateľstva Slovenska podľa veľkostných kategórií obcí

Veľkostná kategória obce	Stredný stav obyvateľstva*	Živonarodení*	Hrubá miera živorodenosti (%)*	Podiel obyvateľov (%)**	
				Produktívneho veku	Poproduktív. veku
0 – 199	44 224	579,8	13,11	50,06	31,51
200 – 499	284 244	3881,6	13,66	53,37	24,99
500 – 999	542 092	7628	14,07	54,64	22,20
1000 – 1999	736 189	10328,8	14,03	55,72	20,46
2000 – 4999	701 938	10287	14,66	56,23	18,76
5000 – 9999	348 220	4786,4	13,75	57,42	15,13
10000 – 19999	435 199	5840,8	13,42	58,78	12,55
20000 – 49999	895 530	11893,6	13,28	58,91	12,76
50000 – 99999	651 428	8128,6	12,48	59,31	12,90
100000 a viac	686 072	7497,8	10,93	59,68	15,50
<b>Spolu</b>	<b>5 325 136</b>	<b>70852,4</b>	<b>13,31</b>	<b>57,33</b>	<b>16,94</b>

Poznámka: \*priemerné hodnoty za roky 1991 – 1995, \*\*rok 1991  
Prameň: 1. Bilancia pohybu obyvateľstva SR podľa obcí v rokoch 1991 – 1995, 2. Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991



**Graf 9** Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a vekovej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku



**Graf 10** Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a vekovej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku

### 6.3. Vzťah pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva

V minulosti bolo náboženstvo jediné kultúrne, filozofické myslenie, ktoré sa k obyvateľstvu dostávalo a podľa neho sa i správalo (vrátane demografického správania). S rastúcim kultúrnym a myšlienkovým obzorom rastie aj množstvo vplyvov podieľajúcich sa na názoroch o procesoch reprodukcie a početnosti rodiny. Vplyv tradičného demografického správania sa tak v dôsledku prebiehajúcej *sekularizácie* oslabuje (van de Kaa, D., J., 1987). Možno to čiastočne dokumentovať aj v SR na náraste podielu kategórií bez vyznania a neudané, ktoré sa pri sčítaní v roku 1910 nevyskytovali, ešte v roku 1950 bolo bez vyznania 0,38% obyvateľov, nezistených 0,12% a v roku 1991 to bolo až 9,77% a 17,40%. Napriek slabnutiu väzieb mladých generácií k náboženstvu, stále identifikujeme jeho vplyv na vytváranie nasledujúcich generácií, snahu mať deti a na rozdiely (priestorové i časové) v pôrodnosti (Kuls, W., 1980).

Z viacerých medzinárodných štúdií analyzujúcich determinanty pôrodnosti, plodnosti, resp. celkového reprodukčného správania v rôznych krajinách sveta, sa náboženská štruktúra ukázala ako jeden z dôležitých faktorov. V 80 štátoch zo súboru *štátov OECD a centrálné plánovaných krajín Európy pred rokom 1989* sa ukázalo, že krajiny s malým podielom veriacich majú silnejšie aktivity súvisiace s plánovaním rodiny, t. j. používanie antikoncepcia a iné spôsoby regulácie počtu detí (Schultz, T., P., 1997). Podľa analýzy pre *štáty západnej Európy* (Watkins, S., C., 1990) je priemerný počet živo narodených detí vydatej žene u katolíkov vyšší ako u neveriacich, ale v „katolíckych“ krajinách (Španielsko a i.) tento rozdiel nie je taký významný. Medzi úrovňou všeobecnej i manželskej plodnosti a podielom veriacich bola zistená významná závislosť aj napr. v *Holandsku* (Engelen, Th., L., M., Hillebrand, J., H., A., 1986). Z výsledkov lineárnej korelačnej analýzy v *štátoch strednej Európy* vyplýva, že s rastúcou religiozitou mierne ubúda rozvodov, tehotenstiev a potratov (Pastor, K., 1995b).

Vzhľadom na rozdiely vo filozofii jednotlivých náboženstiev, najmä na problematiku reprodukcie obyvateľstva, možno sledovať rozdiely v plodnosti medzi obyvateľmi rôznych vierovyznaní. Zo všetkých religii najväčší pozitívny vplyv na pôrodnosť majú islam, hinduizmus a katolicizmus. Tieto religie sú proti akémukol'vek obmedzovaniu pôrodnosti, dokonca hinduizmus a islam podporujú skorú sobášnosť. Menší vplyv na pôrodnosť vykazuje budhizmus, protestantská a pravoslávna cirkev (Šuvalov, E., L., 1985). V rámci kresťanstva, v súvislosti s rozdielnosťou názorov na antikoncepciu, existujú rozdiely v úrovni plodnosti medzi *katolíckimi a protestantskimi*. U protestantov je sila náboženských tradícií menšia, čo sa potom odráža v nižšej úrovni pôrodnosti a plodnosti v porovnaní s katolíckimi. Dokumentujú to štúdie z viacerých regiónov sveta, napr. z *Kanady* (Barrett, H., R., 1996), *USA* (Kosiński, L., 1967, Sander, W., 1992), *Holandska, Írskej republiky, Severného Írska* (Glass, D., V., 1968, Gráda, C., Walsh, B., 1995), *Nemecka* (Hahn, H., 1950, Freedman, R., Baumert, C., Bolte, M., 1959), *Velkej Británie* (Chou, R., Ch., Brown, S., 1968), *Zimbabwe* (Gregson, S., Zhuwau, T., Anderson, R., M., Chandiwana, S., K., 1999), z *Austrálie, Nového Zélandu, Švajčiarska* (Day, L., H., 1968).

Analýzy z 90. rokov 20. stor. zaoberajúce sa vzťahom reprodukčného správania a náboženskej štruktúry na území *Slovenska*, resp. *bývalého Československa*, vychádzajú zväčša z údajov zo sčítania ľudu ako „najpresnejšej a najkompletnejšej“ informácie o tejto štruktúre napriek viacerým výhradám (vysoký stupeň subjektivity, vysoké zastúpenie kategórií neudané a bez vyznania). Podiel obyvateľov s uvedeným vyznaním, resp. s nezis-

teným vyznaním sa ukázali hodnovernými ukazovateľmi religiozity v SR (Pastor, K., 1994, 1994b).

Vo viacerých štúdiách bola potvrdená kladná lineárna závislosť (tesná) medzi podielom veriacich a ukazovateľmi pôrodnosti za minulé okresy SR (38), napr. hrubými mierami pôrodnosti, živorodenosti a živorodenosti v manželstve. Naopak medzi podielom obyvateľov bez vyznania a uvedenými ukazovateľmi pôrodnosti sa identifikuje tesná negatívna závislosť. Významná negatívna závislosť je aj medzi hrubou mierou živorodenosti mimo manželstva a podielom veriacich (Pastor, K., 1993, 2000, Hrubý, J., 1995, 1997, Hrubý, J., Farská, J., 1996). Aj v ďalších štatistických súboroch boli potvrdené tieto korelačné vzťahy, napr. v súbore veľkostných skupín obcí SR, miest SR s viac ako 20000 obyvateľmi, okresov ČR, okresov i krajov ČSFR (Pastor, K., 1994). Vplyv náboženstva na pôrodnosť je síce výrazný, ale je menší ako napr. na rozvodovosť či potratovosť (Pastor, K., 1997b). V religióznych okresoch SR je menej antikoncepcie ( $R = -0,46$ ), ale nie viac tehotenstiev a navyše v týchto okresoch aj úbytok pôrodnosti je menší ( $R = -0,4$ ).

Vplyv náboženstva na reprodukčné správanie sa čiastočne potvrdil aj prieskumom reprodukcie a zdravia v ČR (Kraus, J., Tomek, I., Velebil, P., 1996). Priemerný počet detí bol vyšší u respondentiek katolíckeho vyznania ako u bez vyznania, pričom najvýraznejšie boli tieto rozdiely vo vyššom veku. Z uvedeného je zrejмый aj rozdiel vo vypočítanej úhrnnej plodnosti u žien bez vyznania (1,77) a s katolíckym vyznaním (2,11). Súčasne ženy bez vyznania začínajú sexuálny život v nižšom veku ako ženy katolíckeho vyznania. Ukazovatele religiozity z cirkevnej evidencie v ČR (počet krstov, cirkevných sobášov a pohrebov) vykazujú významnú negatívnu lineárnu koreláciu s demografickými dátami disfunkčnosti rodiny, t. j. potratovosť, rozvodovosť, podiel detí narodených mimo manželstva (Foret, M., 1987).

Z literatúry aj z konkrétnych údajov za okresy SR sa črtá **hypotéza**, že *vyšší podiel veriacich sa spája s vyššou úrovňou pôrodnosti a opačne*. Podiel veriacich je najvyšší (85% a viac) v severných a východných okresoch, čiže v okresoch s najvyššou pôrodnosťou v rámci SR. Súčasne vo všetkých okresoch s extrémne vysokou živorodenosťou 18‰ a viac (Námestovo, Tvrdošín, Kežmarok, Sabinov, Stará Ľubovňa) je podiel veriacich tiež extrémne vysoký (nad 85%). Okresy s relatívne nízkym podielom veriacich (pod 75%) sú lokalizované v oblasti stredného a západného Slovenska a sú to zväčša okresy s nízkymi hodnotami pôrodnosti. Súčasne okresy s extrémne nízkou živorodenosťou do 11‰ (Bratislava I, II, III, V, Košice III, Myjava, Komárno), majú aj podiel veriacich nízky v porovnaní s ostatnými okresmi (do 71%).

Ukazuje sa aj **hypotéza**, že *v úrovni pôrodnosti existujú rozdiely medzi príslušníkmi jednotlivých vyznaní*. Zjednodušene možno povedať, že vysoké zastúpenie rímskokatolíkov (nad 75%) a nízky podiel evanjelikov sú charakteristické predovšetkým pre okresy s nadpriemernou živorodenosťou (Ružomberok, Bytča, Čadca, Námestovo, Tvrdošín, Kežmarok, Levoča, Kysucké Nové Mesto, Považská Bystrica). Celkovo vysoké zastúpenie katolíckeho vyznania (rímsko aj grécko) v okresoch sa spája s nadpriemernou úrovňou pôrodnosti (popri spomenutých aj v Starej Ľubovni, Sabinove, Stropkove, Humennom). Okresy s vysokým zastúpením obyvateľov ev. augsburského vyznania v rámci SR (nad 20%) a s relatívne nízkym zastúpením katolíkov (pod 50%), napr. Liptovský Mikuláš, Myjava, Martin, Turčianske Teplice, Nové Mesto nad Váhom, charakterizuje živorodenosť výrazne nižšia ako slovenský priemer. Podobne aj pri ev. reformovanom vyznaní, i keď jeho početnosť v okresoch je veľmi malá (do 15% z obyvateľov, do 20% z veriacich), napr. v okresoch Ko-

márno, Rimavská Sobota, Rožňava s najvyšším zastúpením tohto vyznania v SR a s relatívne nízkym podielom katolíkov, nedosahuje úroveň živorodenosti priemer SR.

Uvedené dve hypotézy zjednodušujú realitu, lebo pôrodnosť je podmienená viacerými faktormi (demografické, spoločenské, ekonomické) a na vysvetlenie jej variability nestačí len náboženská štruktúra. V spojitosti s touto multifaktoriálnou črtou pôrodnosti vzniká viacero „výnimiek“ z uvedených dvoch hypotéz, napr.:

- Okres Revúca i viaceré okresy východného Slovenska (Spišská Nová Ves, Gelnica, Poprad, Košice I, II) charakterizuje, napriek relatívne nízkemu zastúpeniu veriacich (pod 75%), nadpriemerná úroveň živorodenosti. Revúca má navyše vysoký podiel evanjelikov v rámci okresov SR (23% z obyvateľov, 38% z veriacich) a relatívne nízký podiel katolíkov (35%, 60%). Nízky podiel obyvateľov, ktorí sa prihlásili k nejakému vyznaniu možno dávať do súvislosti s relatívne vysokým zastúpením Rómov, s ktorými sa viaže vysoká úroveň pôrodnosti.
- Opačným prípadom sú okresy Nové Zámky, Piešťany, Partizánske, Topoľčany, Zlaté Moravce, Žarnovica s podielom veriacich relatívne vysokým v rámci okresov SR (nad 75%) a navyše ide o okresy s vysokým zastúpením katolíkov medzi veriacimi (viac ako 90%), no ich živorodenosť je nižšia ako priemer SR.

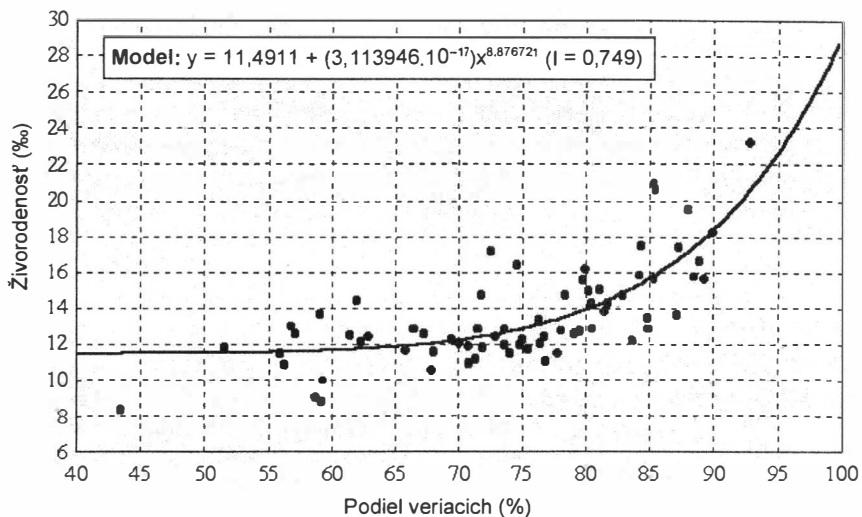
Overenie uvedených hypotéz a kvantifikácia vzťahov náboženskej štruktúry obyvateľstva a jeho živorodenosti pomocou korelačných metód sa v **prvej hierarchickej úrovni** zameriava len na základné kategórie náboženskej štruktúry (obyvateľ hlásiaci sa k nejakému vyznaniu, bez vyznania, neudané). Z párových korelácií na úrovni okresov i obcí SR vyplynula významná závislosť hrubej miery živorodenosti jednotlivo od *podielu všetkých troch základných kategórií náboženskej štruktúry*, nie vždy však vzťah týchto premenných najlepšie vystihoval lineárny model. Podiel veriacich je so živorodenosťou v priamom vzťahu a ostatné dve premenné v nepriamom.

Na úrovni *okresov* síce už pri lineárnom modeli vo všetkých troch prípadoch hovoríme o tesnej závislosti ( $|R| > 0,62$ ), no vhodnejšie na vyjadrenie vzťahu pôrodnosti s týmito ukazovateľmi náboženskej štruktúry boli *nelinéarne funkcie*. V prípade *podielu veriacich* sa ako najvhodnejší ukázal mocninový model

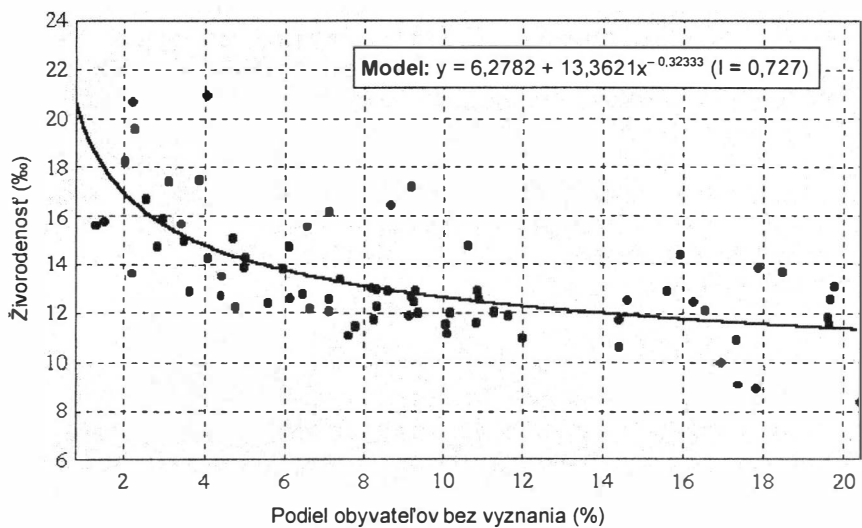
$$y = 11,4911 + (3,113946 \cdot 10^{-17})x^{8,876721},$$

kde  $I = 0,749$  (graf 11). Nárast hodnôt živorodenosti s rastom podielu veriacich podľa tohto modelu je pri nižších podieloch veriacich pomalý a jeho výrazné zrýchlenie nastáva pri vyšších podieloch veriacich. Napriek zmenšeniu sa rozdielov skutočných a modelových hodnôt živorodenosti, priestorový obraz je veľmi podobný ako pri lineárnom modeli, t. j. najväčšie kladné reziduálne odchýlky sú v okresoch centrálnej časti východného Slovenska a v severných okresoch, opačne minimálne záporné odchýlky majú prevažne okresy západného Slovenska. Najväčšia reziduálna odchýlka (nad 5‰) je v okrese Kežmarok s reálnou živorodenosťou nad 20‰.

Vzťahy živorodenosti s kategóriami *bez vyznania a neudané* majú rovnaký charakter, čiže pri nižších podieloch obyvateľov niektoré z týchto kategórií náboženskej štruktúry sa s nárastom jej podielu spája oveľa prudší pokles miery živorodenosti ako pri vyššom zastúpení tejto kategórie. Dokazujú to aj mocninové modely, ktoré sú na základe jednoduchých kritérií vhodnejšie ako lineárny model a vysvetľujú približne 53 – 55% variability živorodenosti. Pre kategóriu bez vyznania je to model



Graf 11 Nelineárna závislosť pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 12 Nelineárna závislosť pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

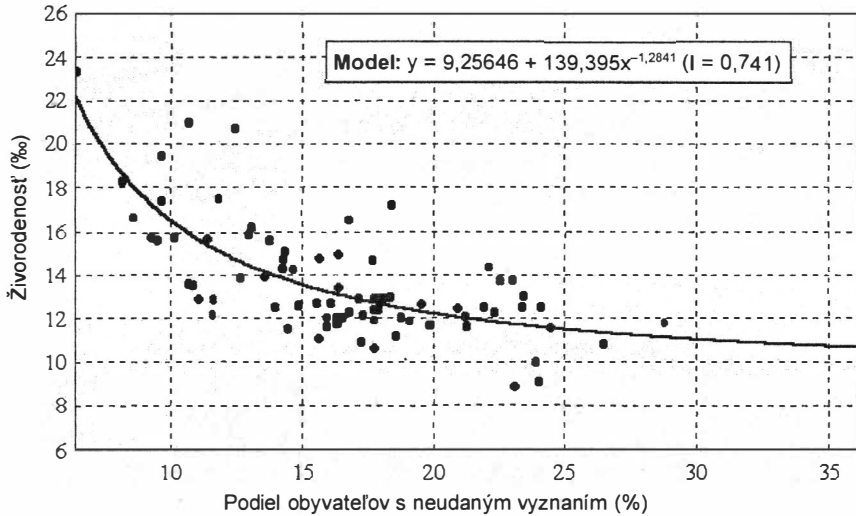
$$y = 6,2782 + 13,3621x^{-0,32333},$$

kde  $I = 0,727$  (graf 12) a pre bez údajov

$$y = 9,25646 + 139,395x^{-1,2841},$$

kde  $I = 0,741$  (graf 13). V porovnaní s odpovedajúcim lineárnym modelom sa v prípade týchto nelineárnych modelov zmenšil celkový súčet štvorcov reziduálnych odchýliek o viac

ako 20%. Najväčšie odchýlky skutočnej a modelovej živorodenosti sú opäť v okrese Kežmarok (viac ako 5‰). V približne 1/2 okresov sa skutočná a modelová hodnota živorodenosti neodlišujú viac ako o 1‰.



Graf 13 Nelineárna závislosť pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Je zrejmé, že na úrovni *obcí* je variabilita živorodenosti väčšia ako na úrovni okresov, ako aj množstvo faktorov podieľajúcich sa na jej úrovni je väčšie. Preto zjavne jeden faktor akým je zastúpenie niektorej zo základných kategórií náboženskej štruktúry nestačí na vysvetlenie podstatnej časti variability živorodenosti. Svedčia o tom aj podstatne nižšie hodnoty ukazovateľov tesnoty analogických párových korelačných vzťahov na úrovni obcí v porovnaní s okresmi. Rovnako ako pri okresných analýzach, významnú závislosť uvažovaných premenných vhodnejšie vystihujú *nelineárne modely*, kedy možno hovoriť o tesnej závislosti študovaných premenných. V prípade *podielu veriacich* ako najvhodnejšia vyšla mocninová funkcia

$$y = 12,0737 + (4,520919 \cdot 10^{-17})x^{8,49319}$$

( $I = 0,323$ ), ktorá sa od lineárnej odlišuje najmä pri vyšších hodnotách podielu veriacich, kedy je rast úrovne živorodenosti prudší ako pri lineárnom modeli. Pri vysvetľujúcich premenných *podiel kategórie bez vyznania a neudané* sa ako najvhodnejšie na vysvetlenie variability živorodenosti javili exponenciálne modely, ktoré mali veľmi podobný priebeh. V prípade kategórie bez vyznania to bol model

$$y = 12,5379 + e^{(1,5591 - 1,0674x)}$$

kde  $I=0,404$  a v druhom prípade

$$y = 12,7171 + e^{(1,49825 - 0,2161x)}$$

kde  $I = 0,291$ . Najväčšie rozdiely v porovnaní s lineárnymi modelmi sú pri nižších podieloch uvažovaných kategórií náboženskej štruktúry, kedy sa s ich nárastom spája prudký pokles miery živorodenosti.

Párová korelačná analýza sa javí na *oboch regionálnych úrovniach* ako vhodná metóda na vyjadrenie vzťahov živorodenosti s podielom kategórií veriaci, bez vyznania, neudané, lebo vzhľadom na veľmi tesnú lineárnu závislosť medzi dvojicami z týchto vysvetľujúcich premenných (okresy  $|R| > 0,88$ , obce  $|R| > 0,62$ ), neprispieva ich spojenie do *viacnásobného* (dvojnásobného) regresného *modelu* významne k vysvetleniu variability živorodenosti. Dokumentuje to vo všetkých troch prípadoch i viacnásobný koeficient korelácie, ktorý nie je významne odlišný od párových koeficientov korelácie v absolútnej hodnote. Podobne ani viacnásobný koeficient determinácie, či súčet štvorcov reziduálnych odchýliek sa významnejšie neodlišujú od odpovedajúcich hodnôt pre párové modely. Podľa hodnôt parciálneho koeficientu korelácie konštatujeme, že ak by sa podiel jednej z vysvetľujúcich premenných nemenil, nemožno hovoriť o významnej závislosti (v niektorých prípadoch ani o závislosti) živorodenosti ani od jednej z ostatných dvoch premenných. Dokumentuje to aj parciálny koeficient determinácie, podľa ktorého ani v jednom prípade nie je príspevok k celkovej vysvetlenej variabilite živorodenosti jednou premennou väčší ako 10% na úrovni okresov, resp. väčší ako 2% na úrovni obcí, ak je druhá premenná konštantná (Marenčáková, J., 2002).

**Druhá hierarchická úroveň** pozostáva z analýzy vzťahu miery živorodenosti a *podielu jednotlivých vierovyznaní v celej populácii*, resp. v *populácii veriaceho obyvateľstva*. Zastúpenie vyššie ako 1% v celej populácii, ako aj v subpopulácii veriacich v SR mali len rímskokatolícke, ev. augsburské, gréckokatolícke a ev. reformované vyznania. Ostatné menej početné vyznania neboli v korelačných analýzach uvažované, lebo ich vplyv na celkovú pôrodnosť je nevýznamný. Parciálne hodnotenie vzťahov živorodenosti s jednotlivými vierovyznaniami je veľmi zložitá, pôsobí naň množstvo skresľujúcich faktorov, ako na úrovni *okresov* i *obcí*. Preto často zistený vzťah s pôrodnosťou môže byť len zdanlivý, zastierajúci nejaký iný relevantný vzťah s neidentifikovanou premennou. Najspoľahlivejšie výsledky korelačných analýz nám dáva najpočetnejšie rímskokatolícke vyznanie. Z množstva faktorov, ktoré komplikujú a skresľujú hodnotenie vplyvu jedného menej početného náboženstva na úroveň živorodenosti hlavnými sú:

- Úroveň pôrodnosti v regióne môže výraznejšie ovplyvňovať iné, dominantné (prevládajúce) vierovyznanie.
- Ak je zastúpenie niektorého vyznania v regióne nevýznamné, ani jeho vplyv na úroveň živorodenosti nemôže byť významný. Významnejší vplyv môže mať iné vierovyznanie, príp. iný faktor (národnostné zloženie, vekové zloženie a i.)
- Korelačné analýzy vo výberových súborech, kde je príslušné menej početné vyznanie významnejšie zastúpené, môžu naraziť na problém malej (pre posúdenie korelácie nedostatočnej) početnosti tohto výberu.
- S odklonom od normality rozdelenia (zošikmené doľava) pri troch sledovaných vierovyznaniach, s výnimkou rímskokatolíckeho, sa spája ich nízky podiel v prevládajúcej väčšine regionálnych jednotiek, s čím súvisí malý až nevýznamný vplyv na celkovú úroveň pôrodnosti regiónu.
- V prípade podielu jednotlivých vyznaní v súbore veriacich pristupuje ešte ďalší faktor a tým je obyvateľstvo, ktoré sa neprihlásilo k žiadnemu vyznaniu a môže mať v regióne relatívne vysoké zastúpenie, pričom ovplyvňuje tiež úroveň pôrodnosti.



Posledný faktor sa odrazil aj vo výsledkoch uskutočnených analýz, na základe ktorých boli väzby so živorodenosťou spravidla „slabšie“ pri podieloch vyznaní v súbore veriacich ako v celom súbore obyvateľov, resp. sa očakávané vzťahy so živorodenosťou vôbec nezobrazili. Preto sú v práci uvádzané len významné výsledky korelačnej analýzy pre podiel uvažovaných vyznaní v celej populácii.

Na *oboch regionálnych úrovniach* uvažujúc podiel jednotlivých najpočetnejších vyznaní v populácii, sa vo väčšine uskutočnených analýz ukázala štatisticky významná závislosť medzi živorodenosťou a podielom katolíckych vyznaní priameho charakteru a u oboch evanjelických vyznaní nepriameho charakteru, no vo viacerých prípadoch ani pri lineárnych ani pri nelineárnych modeloch nemožno, na základe testovania koeficientov, či indexov korelácie, hovoriť o tesnej závislosti. Súvisí to s viacerými už spomenutými príčinami, ktoré komplikujú a skresľujú hodnotenie vplyvu jedného menej početného náboženstva na úroveň živorodenosti.

Na úrovni okresov medzi živorodenosťou a *rímskokatolíckym* vyznaním, ktorého zastúpenie je v každom okrese (okrem Medzilaboriec) nad 10%, bola zistená priama závislosť, ktorú najvhodnejšie vystihuje nelineárny model mocninového tvaru

$$y = 12,56906 + (4,85616 \cdot 10^{-12})x^{6,16415},$$

vykazujúci približne o 12% menší súčet štvorcov reziduálnych odchýlok ako lineárny (graf 14). Variabilitu živorodenosti tento model vysvetľuje na 23% ( $I = 0,478$ ). Pri vyšších podieloch rímskokatolíkov je pri náraste podielu tohto vyznania rast živorodenosti oveľa rýchlejší ako pri nižších podieloch. Napriek tomu, že sa reziduálne odchýlky zmenšili, ich priestorový obraz zostal veľmi podobný ako pri lineárnom modeli. Reálna hodnota miery živorodenosti je menšia ako modelová najmä v západných okresoch, v ktorých je úroveň živorodenosti podpriemerná a podiel rímskokatolíkov nízky v porovnaní s ostatnými okresmi. Naopak skutočná živorodenosť prevyšuje jej odpovedajúcu modelovú hodnotu vo východných a severných okresoch, v ktorých je reálna miera živorodenosti väčšia ako slovenský priemer. Aj na úrovni obcí možno na základe jednoduchých kritérií rozhodovania o vhodnosti regresnej funkcie konštatovať, že najvhodnejšou na vyjadrenie vzťahu živorodenosti s rímskokatolíckym vyznaním sa ukázala mocninová funkcia

$$y = 12,6807 + (1,714517 \cdot 10^{-10})x^{5,10775},$$

kde  $I = 0,237$ , čiže nemožno hovoriť o tesnej závislosti. *Gréckokatolícke* vyznanie podobne ako rímskokatolícke vykazuje priamy, no lineárny vzťah s úrovňou pôrodnosti na úrovni okresov i obcí. Vzhľadom na nízke hodnoty korelačných koeficientov, a im odpovedajúce hraničné hodnoty, nemožno hovoriť o tesnej závislosti.

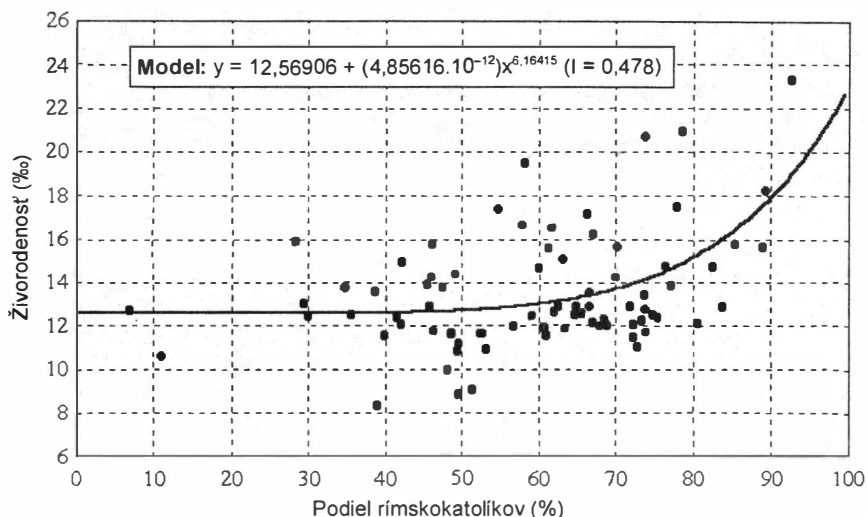
Medzi evanjelickými vyznaniami a živorodenosťou identifikujeme nepriamu nelineárnu závislosť, ktorú na úrovni okresov najlepšie vystihuje pri *ev. augsburskom* vyznaní mocninový model

$$y = 10,9622 + 30,1362x^{-0,22573}$$

( $I = 0,434$ ) a *ev. reformovanom* exponenciálny model

$$y = 12,9393 + e^{(1,71689-367,29x)}$$

( $I = 0,563$ ).



Graf 14 Nelineárna závislosť pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Podľa týchto modelov sa s rastom podielu evanjelikov spája veľmi prudký pokles živorodenosti najmä pri nízkych podieloch obyvateľov tohto vyznania, pri ich vyššom zastúpení je modelová živorodenosť takmer konštantná. No takáto malá početnosť evanjelikov v okrese nemôže významne ovplyvniť celkovú úroveň pôrodnosti. Rovnaký charakter väzieb uvedených vierovyznaní s pôrodnosťou sa potvrdil aj na úrovni obcí, len sila týchto väzieb, na základe testovania výberových indexov korelácie, bola nižšia (Marenčáková, J., 2002).

Uvažujúc viacnásobné korelácie, kde vysvetľujúcimi premennými sú podiely štyroch vybraných vierovyznaní, konštatujeme, že ani na úrovni obcí, ani okresov, zastúpenie ev. augsburského ako i ev. reformovaného vyznania významne neprispieva k vysvetleniu variability živorodenosti. Na oboch regionálnych úrovniach najvhodnejšie vystihujúci variabilitu živorodenosti bol lineárny model zahŕňajúci vysvetľujúce premenné *podiel rímskokatolíkov* ( $x_1$ ) a *podiel gréckokatolíkov* ( $x_2$ ). Na úrovni okresov bol tento model daný predpisom

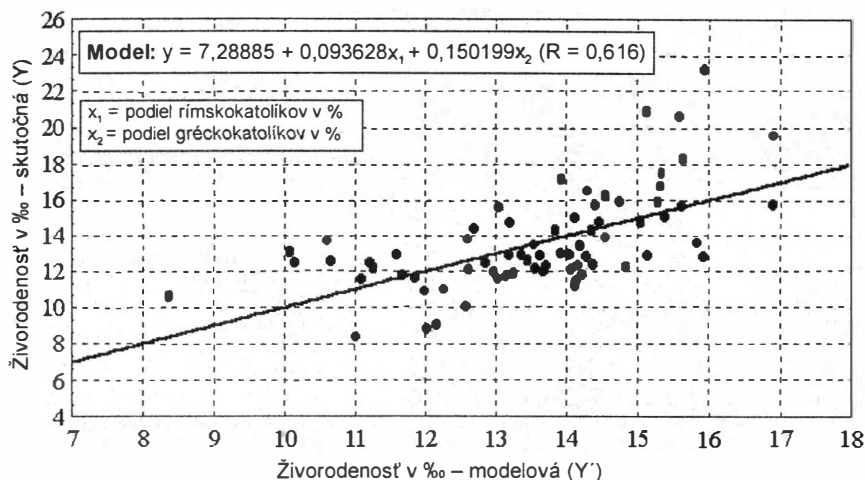
$$y = 7,28885 + 0,093628x_1 + 0,150199x_2,$$

kde viacnásobný koeficient korelácie  $R = 0,616$  (graf 15) a na úrovni obcí

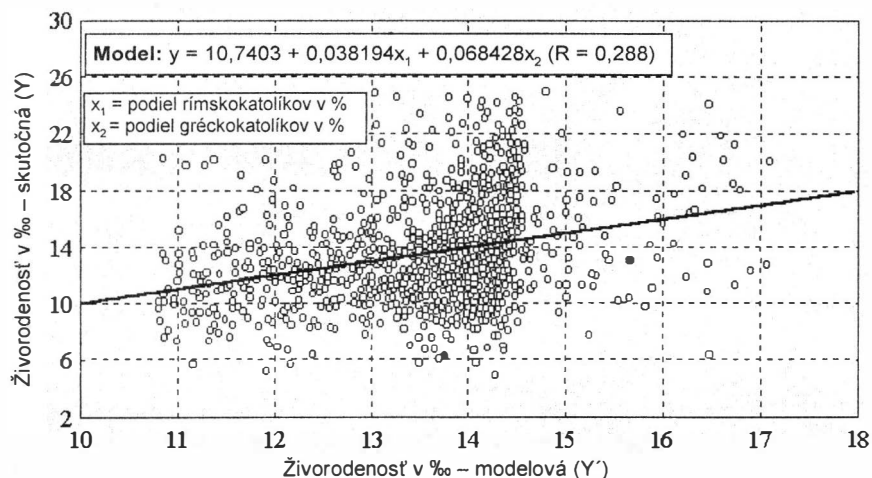
$$y = 10,7403 + 0,038194x_1 + 0,068428x_2,$$

kde  $R = 0,288$  (graf 16). V oboch prípadoch vzhľadom na testovaním určené hraničné hodnoty viacnásobného koeficientu korelácie možno hovoriť o tesnej závislosti. V prípade okresov sa súčet štvorcov reziduálnych odchýliek v porovnaní s párovým lineárnym modelom uvažujúcim len podiel rímskokatolíkov zmenšil až o 30%.

Ak uvažujeme kombináciu predchádzajúcich dvoch hierarchických úrovní podľa okresov i obcí formou viacnásobných korelácií, zisťujeme, že pri lineárnych ako i pri nelineárnych modeloch s jednou premennou *podielom veriacich* v regióne a druhou, resp. ďalšími podielom obyvateľov niektorých zo 4 uvažovaných vyznaní, žiadne vyznanie neprispieva významne k vysvetleniu variability živorodenosti. Svedčí o tom i skutočnosť, že



Graf 15 Viacnásobná lineárna závislosť pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 16 Viacnásobná lineárna závislosť pôrodnosti a náboženskej štruktúry obyvateľstva obcí SR

porovnaní s odpovedajúcim párovým modelom, uvažujúcim vzťah živorodenosti len s podielom veriacich nedochádza k významnému zmenšeniu súčtu štvorcov reziduálnych odchyľiek, ani k výraznému nárastu podielu celkovej vysvetlenej variability živorodenosti. Iavýše v prípade viacnásobných nelineárnych korelácií ide často o modely z praktického hľadiska veľmi zložité na interpretáciu a vysvetlenie vzťahov uvažovaných premenných. K odobným záverom prichádzame aj keď miesto podielu veriacich uvažujeme podiel osôb *ez vyznania*, resp. *s neudaným vyznaním*. Súvisí to najmä so silnou koreláciou premenných veriaci, bez vyznania, neudané.

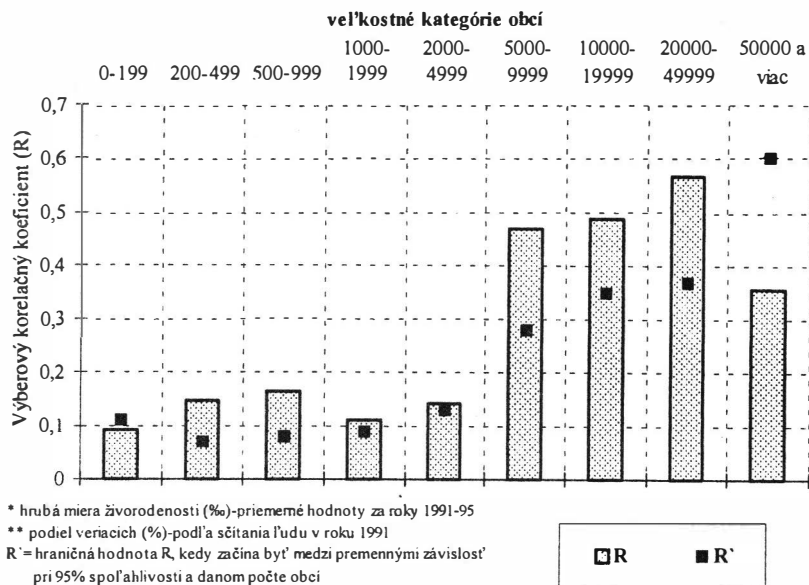
Stupeň religiozity v SR evidentne súvisí tiež s veľkosťou obce. S rastom veľkostnej kategórie obce sa znižuje zastúpenie veriacich a naopak sa zvyšuje zastúpenie kategórií neudané a bez vyznania, pričom úroveň pôrodnosti je najnižšia práve v kategóriách obcí s najmenším zastúpením veriacich, čiže v najvyšších veľkostných kategóriách. Výnimkou je len prvá kategória (0 – 199 obyv.), kde je úroveň živorodenosti tiež relatívne nízka, napriek vysokému podielu veriacich (nad 85%). Tento súbor obcí však charakterizuje vysoké zastúpenie „starého“ obyvateľstva, s ktorým sa viaže vysoký stupeň religiozity, no nízka pôrodnosť (tab. 2, 3). Z korelačných vzťahov vo výberových súboroch obcí sa potvrdila priama lineárna závislosť medzi živorodenosťou a *podielom veriacich*, vo všetkých veľkostných kategóriách obcí, s výnimkou súboru najmenších a najväčších obcí (graf 17). V prípade najmenších obcí možno túto skutočnosť dávať do súvislosti s vekovou štruktúrou, pri skupine najväčších obcí (50000 a viac obyv.) zasa treba brať do úvahy možný skresľujúci vplyv malej početnosti tohto výberového súboru. S rastom podielu obyvateľov bez vyznania, resp. kategórie neudané klesá úroveň živorodenosti, pričom tento nepriamy vzťah lineárneho charakteru sa potvrdil vo väčšine výberových súborov obcí, opäť výnimkou „okrajových“ veľkostných kategórií obcí (graf 18, 19).

Tabuľka 3 Základné ukazovatele náboženskej štruktúry obyvateľstva Slovenska podľa veľkostných kategórií obcí

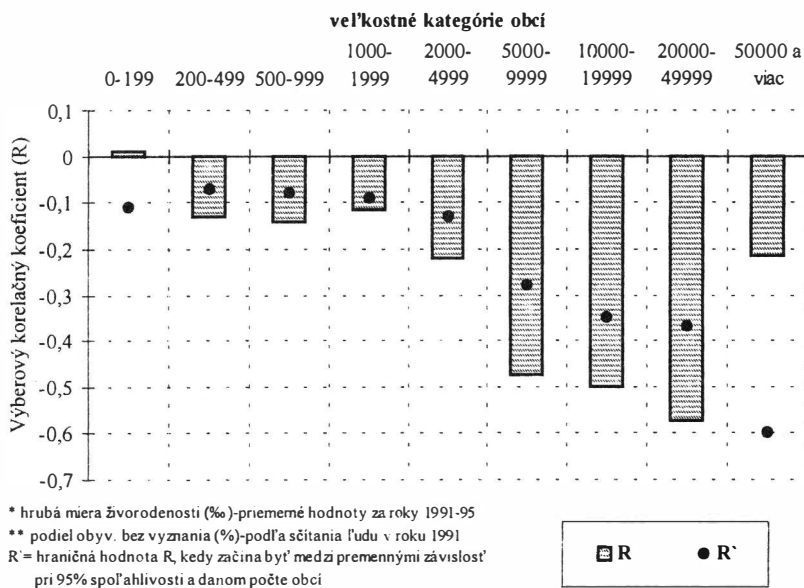
Veľkostná kategória obce	Relatívne zastúpenie kategórií (%)		
	Veriaci	Bez vyznania	Neudané
0 – 199	87,35	2,66	9,99
200 – 499	87,83	3,16	9,02
500 – 999	86,89	3,24	9,88
1000 – 1999	85,90	3,48	10,62
2000 – 4999	82,68	4,62	12,70
5000 – 9999	73,78	8,56	17,65
10000 – 19999	65,54	12,86	21,60
20000 – 49999	64,91	13,49	21,60
50000 – 99999	57,89	17,04	25,06
100000 a viac	72,81	9,70	17,49
<b>Spolu</b>	<b>72,83</b>	<b>9,77</b>	<b>17,40</b>

Prameň: Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991

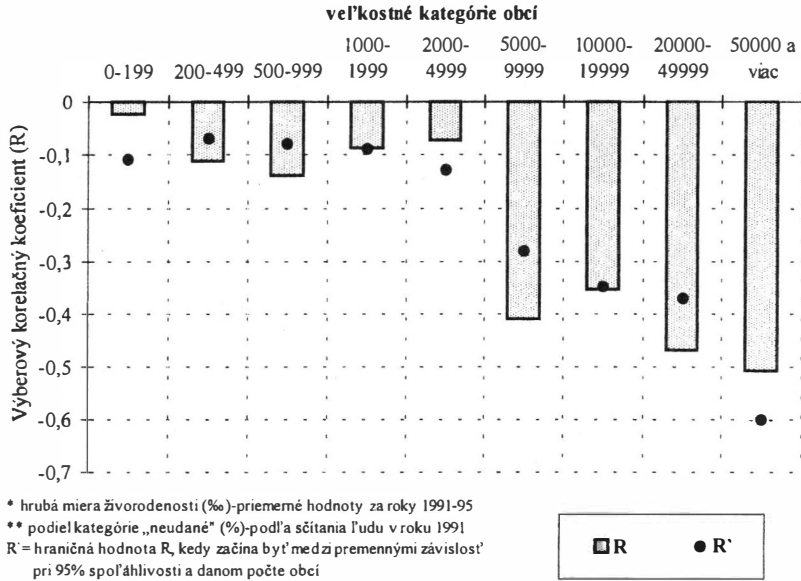
Medzi jednotlivými veľkostnými kategóriami obcí existujú výrazné rozdiely i v zastúpení jednotlivých vierovyznaní (tab. 4). Zastúpenie rímskokatolíkov v celej populácii i v súbore veriacich je vyššie ako slovenský priemer len v kategóriách obcí strednej veľkosti (500 – 9999 obyv.). Ďalšie tri najpočetnejšie vyznania (ev. augsburské, gréckokat., ev. reformované) majú naopak vyššie zastúpenie v okrajových kategóriách obcí, najmä v malých obciach. Medzi hrubou mierou živorodenosti a *podielom rímskokatolíkov* v populácii existuje priamy lineárny vzťah, ktorý sa však nepotvrdil vo väčších obciach (od 10 000 obyv.), t. j. v obciach s relatívne nízkym podielom uvažovaného vyznania a súčasne ide o kategórie s najmenšou početnosťou obcí. Pri jednoduchých párových vzťahoch živorodenosti a ďalších vyznaní sa ukázal pri *gréckokatolíckom* priamy lineárny vzťah s úrovňou živorodenosti a pri oboch *evanjelických vyznaniach* nepriamy lineárny vzťah, ktoré sa však nepotvrdili vo všetkých výberových súboroch obcí.



**Graf 17** Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a náboženskej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku



**Graf 18** Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a náboženskej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku



**Graf 19** Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a náboženskej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku

**Tabuľka 4** Zastúpenie najpočetnejších vierovyznaní v jednotlivých veľkostných kategóriách obcí Slovenska

Veľkostná kategória obce	Podiel z obyvateľov (%)				Podiel z veriácich (%)			
	RK	GK	EA	ER	RK	GK	EA	ER
0 – 199	39,76	20,34	15,36	3,84	45,52	23,29	17,59	4,39
200 – 499	58,33	11,57	11,78	3,37	66,41	13,18	13,42	3,84
500 – 999	66,01	6,27	9,31	3,63	75,97	7,22	10,71	4,18
1000 – 1999	73,98	2,77	6,07	2,31	86,12	3,23	7,06	2,69
2000 – 4999	73,87	1,35	5,18	1,60	89,34	1,63	6,27	1,93
5000 – 9999	61,93	3,17	5,19	2,19	83,94	4,29	7,03	2,97
10000 – 19999	54,10	2,31	7,13	0,47	82,54	3,52	10,88	0,72
20000 – 49999	54,23	3,27	5,16	1,17	83,56	5,03	7,95	1,80
50000 – 99999	52,85	1,40	5,02	0,05	87,38	2,31	8,30	0,08
100000 a viac	47,06	2,32	4,13	0,81	84,87	4,18	7,46	1,46
<b>Spolu</b>	<b>60,43</b>	<b>3,39</b>	<b>6,19</b>	<b>1,57</b>	<b>82,98</b>	<b>4,65</b>	<b>8,50</b>	<b>2,15</b>

Poznámka: RK-rímskokatolíci, GK-gréckokatolíci, EA-ev. augsburského vyzn., ER-ev. reformovaného vyzn.  
 Prameň: Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991

#### 6.4. Vzťah pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva

Dlhodobou sa ukazujú rozdiely v reprodukčnom správaní jednotlivých národnostných skupín obyvateľov na Slovensku. Dokumentujú to aj rozdiely v ukazovateľoch pôrodnosti jednotlivých subpopulácií vyčlenených podľa národnosti. V rokoch 1960 – 1964 dosiahla pôrodnosť pri slovenskej národnosti 22,3%, ukrajinskej a ruskej 13,5%, maďarskej 18,0%, nemeckej 11,1%. V rokoch 1985 – 1989 boli hodnoty analogické pri jednotlivých národ-

nostiach, pri slovenskej 16,5‰, ukrajinskej a ruskej 14,3‰, maďarskej 14,0‰ a nemeckej 14,1‰ (Očovský, Š., 1992).

Rozdielnosť populačnej dynamiky obyvateľov jednotlivých národností dokumentujú aj priemerné hodnoty živorodenosti za roky 1993 – 1995 podľa jednotlivých národností (prepočet na 1000 obyvateľov príslušnej národnosti). Slovenský priemer je za uvedené obdobie 12,5‰, pričom živorodenosť najbližšiu k tejto úrovni majú obyvatelia slovenskej národnosti (12,9‰). Výrazne vyššiu pôrodnosť vykazujú obyvatelia rómskej národnosti (17,1‰), tiež Ukrajinci (16,4‰) a Poliaci (17,4‰). Naopak živorodenosť nižšiu ako je slovenský priemer majú Maďari (9,9‰), obyvatelia českej, moravskej a sliezskej národnosti (9,6‰), ale aj Rusíni (1,0‰) a Nemci (2,2‰) (Podolák, P., 1998).

Rozdiely medzi reprodukčným správaním obyvateľov jednotlivých národností na Slovensku potvrdzujú aj novšie dáta za roky 1996 – 1999 (tab. 5). Napriek všetkým „nedostatkom“ týchto údajov, súvisiacich so spôsobom zisťovania a evidencie národnostnej príslušnosti narodených, či zomretých, do určitej miery (pre niektoré národnosti) poskytujú tieto dáta základný obraz do študovanej problematiky. Pre viaceré národnostné menšiny však vzhľadom na ich malú početnosť u nás sú tieto hodnoty veľmi zavádzajúce a skresľujúce, čo možno charakterizovať ako štatistický problém malých čísel. Podľa údajov zo sčítania len prvé štyri najpočetnejšie národnosti na Slovensku majú každá viac ako 1%-né zastúpenie v populácii. Navyše treba brať do úvahy skresľujúci fakt extrémne nízkej úmrtnosti Rómov, čo však súvisí s dlhodobým odmietaním tejto národnosti u nás, čiže väčšina zomierajúcich Rómov sa v minulosti nemohla identifikovať v tejto národnosti.

**Tabuľka 5** Prírodný pohyb obyvateľstva Slovenska diferencovaný podľa vybraných národností (priemer rokov 1996 – 1999)

Národnosť	Živonarodení	Zomretí	Prírodný prírastok
	na 1 000 obyvateľov príslušnej národnosti		
slovenská	11,05	10,02	1,03
česká	5,62	4,42	1,20
maďarská	8,89	9,59	-0,70
rómska	18,39	0,82	17,57
poľská	8,40	4,24	4,16
nemecká	1,16	3,96	-2,79
rusínska	0,65	1,13	-0,48
ukrajinská	8,75	7,34	1,41
ruská	14,78	12,11	2,68
<b>SR</b>	<b>10,82</b>	<b>9,70</b>	<b>1,12</b>

Prameň: Bilancia pohybu obyvateľstva v Slovenskej republike podľa národnosti, 1996 – 1999

Vyššia úroveň živorodenosti, ako má populácia slovenskej národnosti, charakterizuje rómsku a ruskú menšinu. Naopak nižšiu úroveň v porovnaní so slovenskou národnosťou majú menšiny ako česká, maďarská, poľská, nemecká, rusínska a ukrajinská. Ktoré hodnoty hrubej miery živorodenosti však možno považovať za štatisticky významné možno určiť už aj z absolútnych počtov živo narodených podľa národnosti ako aj z počtu obyvateľov jednotlivých národností. Napríklad rusínska a ukrajinská národnosť, čo do početnosti v SR piata a šiesta národnosť v poradí, vykazujú veľmi malé počty živo narodených (najmä rusínska), čo sa potom odráža v nízkej úrovni živorodenosti. Pre ďalšie menej početné národnostné menšiny je ich celkový počet i počet živo narodených malý na to, aby mohli mať odpovedajúce miery živorodenosti štatisticky významnú výpovednú schopnosť.

Odlíšnosti v reprodukčných charakteristikách nie sú odrazom len momentálnej situácie, sú dlhodobého charakteru, čo dokumentuje i napr. vývoj pôrodnosti obyvateľov slovenskej a maďarskej národnosti na Slovensku, ktorá dosahuje dlhodobo nižšie hodnoty u obyvateľov maďarskej národnosti (tab. 6). Južné Slovensko je oblasťou s dlhodobou najnižšou úrovňou plodnosti v SR, čo možno dávať do súvislosti s vysokým podielom maďarskej národnosti (Bakker, E., 1998). V období po roku 1900 sa potvrdila významná negatívna korelácia medzi úrovňou manželskej plodnosti a percentuálnym podielom obyvateľov maďarskej národnosti v SR (Fialová, L., Pavlík, Z., Vereš, P., 1990). Oblasť južnej časti Slovenska je aj oblasťou, v ktorej dochádza k poklesu plodnosti už pred 1. svetovou vojnou, zatiaľ čo v ostatných častiach štátu začal tento pokles neskôr (od 20. rokov 20. storočia).

**Tabuľka 6** Vývoj pôrodnosti obyvateľov slovenskej a maďarskej národnosti na Slovensku v rokoch 1950 – 1994

Roky	Hrubá miera pôrodnosti (‰)	
	Slováci	Maďari
1950 – 1954	28,6	25,3
1955 – 1959	26,4	26,1
1960 – 1964	22,3	18,0
1965 – 1969	18,5	15,4
1970 – 1974	19,8	16,0
1975 – 1979	21,2	16,7
1980 – 1984	18,8	15,6
1985 – 1989	16,5	14,0
1990 – 1994	14,6	12,1

Prameň: Podolák, P., 1998

Negatívna lineárna korelácia hrubej miery pôrodnosti s podielom obyvateľov maďarskej národnosti a pozitívna s podielom obyvateľov slovenskej národnosti sa potvrdzuje aj na základe údajov za staré okresy SR podľa sčítania 1991 (Pastor, K., 1993). Aj ďalšie charakteristiky reprodukčného správania sú pri maďarskej menšine v SR odlišné v porovnaní so slovenským obyvateľstvom, pričom reprodukčné správanie je u tejto menšiny bližšie k populácii Maďarska ako Slovenska (Pastor, K., 1997, 1997b). Napr. medzi okresmi v používaní antikoncepcie „vedú“ okresy s nadpolovičným podielom obyvateľov maďarskej národnosti. Medzi maďarskou národnosťou a používaním antikoncepcie ide o pozitívnu koreláciu ( $R = 0,54$ ).

Vzťah pôrodnosti a *rómskeho etnika*, ktoré vykazuje oveľa vyššiu pôrodnosť ako ostatné obyvateľstvo SR, je často analyzovaným problémom. Vysoká pôrodnosť tohto etnika je dôsledkom plodnosti rómskych žien počas celého reprodukčného obdobia, najmä v zaostalých rómskych komunitách, kde na jednu rómsku matku pripadá priemerne viac ako 5 živo narodených detí. Významný rozdiel v porovnaní s ostatnou populáciou u nás je vo vysokom podiele rómskych prvoroďičiek vo veku nižšom ako 18 rokov, v spomínaných zaostalejších lokalitách asi 1/3 (i viac) tvoria matky, ktorých vek pri pôrode sa pohybuje v intervale 15 – 17 rokov. V posledných rokoch i v rómskej populácii začína klesať pôrodnosť, znižuje sa počet prvoroďičiek mladších ako 18 rokov, čo svedčí tiež o zvyšovaní veku matky pri pôrode, a klesá počet pôrodov žien starších ako 35 rokov. Tieto pomaly prebiehajúce zmeny sa dotýkajú najmä Rómov strednej a mladšej generácie, aspoň so stredoškolským vzdelaním a zo sociálne vyspelejšieho prostredia (Jurová, A., 1995, 2000).

Napriek všeobecne známej nespoľahlivosti údajov o rómskej národnosti pri sčítaní v roku 1991 boli odhalené významné lineárne závislosti medzi podielom obyvateľov rómskej



národnosti a viacerými ukazovateľmi pôrodnosti na úrovni starých okresov SR (Pastor, K., 1994, 1995b). Významne závislá od podielu obyvateľov rómskej národnosti je hrubá miera mimomanželskej pôrodnosti, ako aj podiel detí narodených mimo manželstva. Významná priama závislosť sa ukázala aj medzi hrubou mierou tehotenstiev a podielom Rómov. Súčasne sa potvrdzuje aj pozitívna korelácia hrubej miery pôrodnosti s podielom Rómov v populácii (Pastor, K., 2000). V každom roku sledovaného obdobia 1990 – 1996, R nadobúda hodnotu približne 0,6 až 0,7, čiže možno hovoriť o významnej korelácii pre  $\alpha = 0,05$ .

Pre rómske ženy je charakteristická vysoká, málo regulovaná úroveň plodnosti. Ich úroveň plodnosti sa síce postupne znižuje, no stále je výrazne vyššia ako úroveň plodnosti obyvateľov SR ako celku. Hrubá miera reprodukcie rómskej populácie sa na začiatku 70. rokov 20. storočia pohybovala okolo hodnoty 3,0. V ďalších rokoch sa postupne znižovala a od konca 80. rokov sú jej hodnoty nižšie ako 2,0, pričom celkovo v SR je pod úrovňou 1,0 (Podolák, P., 2000). Úhrnná plodnosť na začiatku 90. rokov 20. storočia dosahovala hodnotu 3,65 v porovnaní s celoslovenskou hodnotou 1,64 (Courbage, Y., 1998). Priemerný počet živo narodených detí pripadajúcich na jednu vydatú ženu reprodukčného veku podľa sčítania v roku 1991 bol u rómskeho etnika 4,0 a celkovo v populácii 2,3. Keď tento ukazovateľ vyjadříme pre 5-ročné vekové kategórie žien, vidíme ešte výraznejšie rozdiely napr. pre 15 – 19 ročné vydaté ženy dosahuje v celej populácii hodnotu 0,6 a u Rómov 1,1, pre kategóriu 45 – 49 rokov je to 2,6 a 5,9 (Kalibová, K., 1999).

Silný vzťah medzi pôrodnosťou, resp. plodnosťou a národnostnou štruktúrou potvrdzujú viaceré štúdie aj z iných krajín sveta. Tesný vzťah medzi úhrnnou plodnosťou, najmä manželskou a národnostnou štruktúrou je dokumentovaný napr. v populácii Izraela, pričom je tu rozlišovaná európska a afro-ázijská národnosť (Friedlander, D., Feldmann, C., 1993). Fertilné správanie sa malajskej populácie ako etnicko-lingvistickej skupiny v porovnaní s nemalajskou (Indovia, Číňania) v troch štátoch Indonézia, Singapur, Malajzia je tiež odlišné (Jones, G., W., 1990), čo dokumentuje rozdielna úroveň úhrnnej plodnosti v dlhodobom vývoji ako i rozdiel v potenciálnej plodnosti zistenej z výskumu realizovaného medzi vydatými ženami 15 – 44 ročnými. Výrazné rozdiely možno sledovať i vo fertílom správaní obyvateľov štyroch najpočetnejších národností v Číne (Anderson, B., A., Silver, B., D., 1995), ktoré tu tvoria 97% všetkých obyvateľov, na základe rozdielov v úrovni úhrnnej a špecifickej plodnosti, ako i v rozložení pôrodov podľa poradia. Rozdiely v úrovni plodnosti (celkovej i manželskej) ako i rozdiely vo vývoji všeobecných i špecifických ukazovateľov plodnosti sa ukázali aj medzi piatimi hlavnými národnosťami na Sri Lanke, ktoré tu tvoria spoločne asi 98% obyvateľov (Langford, C., M., 1981).

Silný vplyv národnosti na úroveň manželskej plodnosti sa ukázal i na príklade výberových údajov o priemernom počte narodených detí ženám 40 – 44 ročným (kde už sa viac-menej predpokladá ukončená plodnosť) za dve skupiny „bielych“ manželských párov (Mexicko-Americké, ne-Hispánske) vo vybraných štátoch USA (Sorenson, A., M., 1989). Porovnávajúc úroveň pôrodnosti a plodnosti 36 etnických skupín v bývalom Sovietskom zväze v období 60. rokov 20. storočia, boli tiež odhalené výraznejšie rozdiely (Mazur, D., P., 1967, 1973), pričom pôrodnosť bola vyjadrená hrubou mierou a plodnosť počtom detí do 10 rokov pripadajúcich na jednu 20 – 49 ročnú ženu. O určitom vzťahu medzi národnosťou a plodnosťou (celkovou i manželskou) možno nepriamo usudzovať aj z analýzy plodnosti austrálskych žien v závislosti od krajiny, v ktorej sa narodili (Yusuf, F., Rockett, I., 1981) na základe jednoduchých i štandardizovaných ukazovateľov úhrnnej a špecifickej plodnosti. I v rámci jednej etnickej skupiny medzi jej etnickými podskupinami môžu existovať

tovať rozdiely v úrovni plodnosti. Dokazuje to aj štúdia jednej etnickej skupiny Fulani a jej štyroch etnických podskupín zo štátu Burkina Faso (Hampshire, K., Randall, S., 2000). Tieto vnútro etnické rozdiely v úrovni plodnosti autori pripisujú takým faktorom ako napr. antikoncepcia, indukovaná potratovosť, popôrodná sexuálna abstinencia, sobášnosť, dĺžka dojčenia, sterilita.

Napriek výhradám voči bilancii pohybu obyvateľstva okresov podľa národnosti, aj na základe týchto dát sa ukazujú isté odlišnosti v úrovni hrubej miery živorodenosti vypočítanej pre jednotlivé národnosti ako priemer z pomerných hodnôt pre roky 1996 – 1999. Priestorový obraz rozloženia úrovne hrubej miery živorodenosti obyvateľov slovenskej národnosti v okresoch SR je veľmi podobný rozloženiu celkovej živorodenosti, no v prevládajúcej väčšine okresov je živorodenosť slovenského etnika vyššia ako celková miera živorodenosti, no rozdiel nie je veľký. Uvažujúc okresy južného pásu, t. j. okresy s vyšším podielom Maďarov, vo všetkých z nich je miera živorodenosti Maďarov nižšia ako Slovákov, s výnimkou Rimavskej Soboty a Michaloviec, v ktorých je súčasne i vyššie zastúpenie Rómov a možno sa domnievať, že významná časť rómskeho etnika sa prihlásila pri sčítaní k národnosti maďarskej. Väčšie sústredenie Rómov je v okresoch na východnom Slovensku, v ktorých aj miera živorodenosti tohto etnika dosahuje extrémnych hodnôt, nad 35‰ (Kežmarok, Stará Ľubovňa, Michalovce, Trebišov, Gelnica, Bardejov, Spišská Nová Ves, Košice II). Len v 18 okresoch je absolútny počet obyvateľov českej národnosti väčší ako 1000 a vo všetkých je hrubá miera živorodenosti tejto menšiny výrazne nižšia ako slovenského obyvateľstva.

Z predchádzajúceho náčrtu je zrejmé, že istý vzťah medzi národnosťou a pôrodnosťou existuje, no jeho preukázanie a presnejšia kvantifikácia pomocou korelačných metód sú do istej miery komplikované viacerými faktormi:

- Prvým sú nedostatky, či nepresnosti v evidencii národnostnej príslušnosti pri sčítaní ľudu 1991 ako i pri narodení dieťaťa. Treba však brať do úvahy, že pri sčítaní bola deklarovaná slobodná voľba národnostnej príslušnosti, preto sme odkázaní pracovať s týmito oficiálnymi údajmi, ktoré sú stanovené síce na základe subjektívneho úsudku, ale neporušujú zásadu slobodnej voľby príslušnosti k určitej národnosti.
- Malá početnosť viacerých národnostných menšín vyvoláva rad ťažkostí analogických ako pri náboženskej štruktúre. So zväčšovaním mierky je situácia zložitejšia z dôvodu poklesu výpovednej schopnosti údajov v stále väčšom počte jednotiek.
- Odklon od normality súborov pri niektorých národnostných menšinách (rusínska, ukrajinská), v zmysle častejšieho výskytu nižších hodnôt, sa spája s množstvom faktorov skresľujúcich analýzu korelácií živorodenosti s týmito národnosťami.
- Existencia subregiónov SR bez výskytu, alebo s extrémne nízkym výskytom niektorých menšín môže viesť k zavádzajúcim informáciám. V takýchto regiónoch sa môže výraznejšie uplatňovať vplyv iných faktorov na pôrodnosť ako je zastúpenie uvažovanej národnostnej menšiny.

Z uvedeného je zrejmé, že v nasledujúcich korelačných analýzach nebude možné viaceré národnostné menšiny pre ich malú početnosť uvažovať. Preto boli do analýzy zaradené len slovenská, maďarská, rómska, česká (vrátane moravskej a sliezskej), rusínska a ukrajinská národnosť. Na úrovni obcí bola analýza oveľa zložitejšia, množstvo obcí s extrémne malým výskytom niektorých národností je väčšie, ako aj množstvo faktorov pôsobiach na úroveň pôrodnosti je väčšie, čomu čiastočne odpovedajú aj nižšie hodnoty ukazovateľov tesnosti korelačných vzťahov.

Medzi úrovňou živorodenosti a zastúpením *rómskeho etnika* bola na oboch regionálnych úrovniach zistená štatisticky významná priama závislosť a medzi živorodenosťou a zastúpením *menšiny maďarskej* ako i *českej* závislosť nepriama. Na úrovni obcí tieto štatisticky významné závislosti zväčša najlepšie vystihuje lineárny model (pri českej menšine nelineárny), pričom však len v prípade rómskej menšiny ide o závislosť tesnú. Na úrovni okresov sa ako najvhodnejšie na vyjadrenie variability živorodenosti javia nelineárne modely, ktoré pri všetkých uvedených národnostiach modelujú tesnú závislosť so živorodenosťou.

Tesnú nelineárnu závislosť živorodenosti a *podielu maďarskej menšiny* na úrovni okresov najlepšie vystihuje mocninový model

$$y = 11,9504 + 0,293916x^{-0,88003}$$

( $I = 0,668$ ). Pri tomto modeli bol súčet štvorcov reziduálnych odchýliek nižší ako pri lineárnom modeli o viac ako 40%. Na rozdiel od lineárneho modelu, v tomto prípade sa pri nižšom zastúpení maďarskej menšiny s jej nárastom spája prudký pokles živorodenosti, ktorý je pri vyšších hodnotách podielu Maďarov malý. Relatívne malé odchýlky skutočných a modelových hodnôt živorodenosti sledujeme pri viac ako 40% okresov, pričom sú to prevažne okresy západného a stredného Slovenska. Len v okrese Kežmarok, s extrémne vysokou mierou pôrodnosti a s takmer nulovým podielom maďarského etnika, je reziduálna odchýlka väčšia ako 5%. Na úrovni obcí vzťah uvažovaných premenných najlepšie modeluje lineárna funkcia

$$y = 14,5971 - 0,03412x$$

( $R = -0,234$ ). Mimo 95%-ný predikčný interval sú jednotky s extrémne vysokou úrovňou živorodenosti, no ani vylúčením týchto extrémov zo súboru, nemožno hovoriť o tesnej lineárnej závislosti uvažovaných premenných vzhľadom na hodnotu výberového korelačného koeficientu a početnosť súboru.

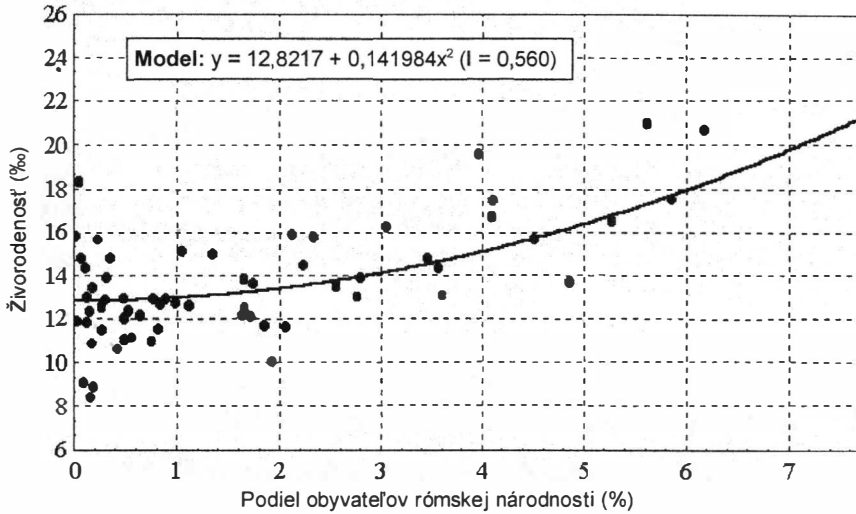
Vzťah živorodenosti a *rómskej menšiny* na úrovni okresov je síce tesný už pri lineárnom modeli ( $R = 0,544$ ), no i v tomto prípade vhodnejšie popisuje vzťah týchto premenných model mocninový

$$y = 12,8217 + 0,141984x^2,$$

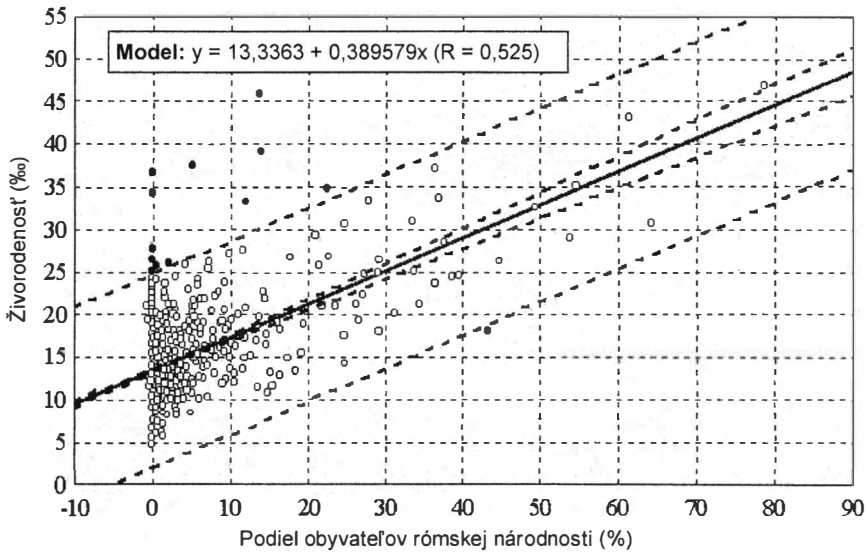
kde  $I = 0,560$  (graf 20). Zmeny v podiele rómskej populácie vysvetľujú variabilitu živorodenosti takmer z 1/3. Podľa uvedenej kvadratickej funkcie rast hrubej miery živorodenosti nie je rovnomerný s rastom podielu Rómov v populácii, najprv je pomalší a až od podielu Rómov 2 – 3% sa rast tejto miery zrýchľuje. Najvhodnejší pre vyjadrenie charakteru väzby uvažovaných premenných na úrovni obcí bol lineárny model

$$y = 13,3363 + 0,389579x,$$

pričom  $R = 0,525$  (graf 21), čiže ide o tesnú závislosť. Variabilitu živorodenosti tento model vysvetľuje z viac ako 1/4. Najväčšie reziduálne odchýlky odpovedajú obciam s extrémnymi hodnotami miery živorodenosti.



Graf 20 Nelineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 21 Lineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

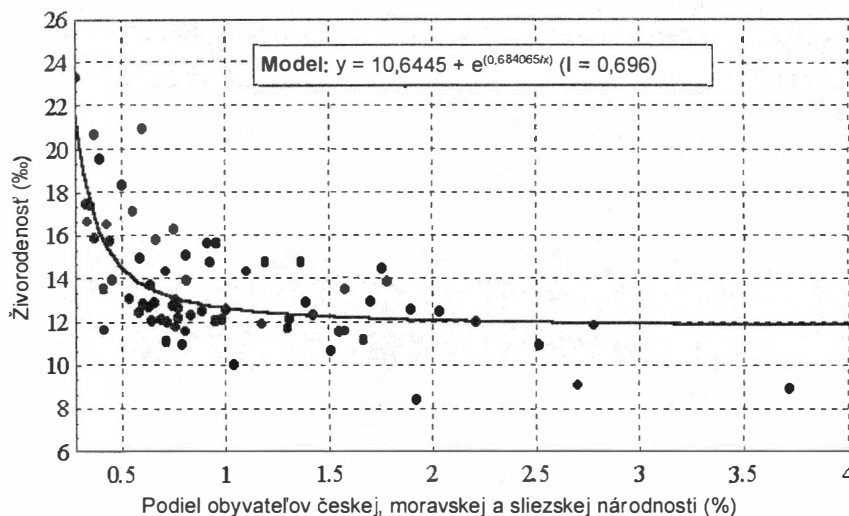
Síce už lineárna závislosť živorodenosti a *podielu obyvateľov českej národnosti* v okrese je tesná ( $R = -0,489$ ), no vhodnejšie charakterizuje variabilitu živorodenosti exponenciálny model

$$y = 10,6445 + e^{(0,684065/x)},$$

kde  $I = 0,696$  (graf 22), ktorý charakterizuje približne o 1/3 menší súčet druhých mocnín reziduálnych odchýliek v porovnaní s lineárnym modelom. Viac ako 48% variability živorodenosti opisujú zmeny podielu obyvateľov českej národnosti určené týmto modelom. Podľa tohto modelu pri najnižších hodnotách podielu uvažovanej národnostnej menšiny sa so zmenou tohto podielu spájajú najprudšie zmeny v úrovni živorodenosti. U viac ako 40% okresov možno hovoriť o takmer zhode skutočnej a modelovej hodnoty miery živorodenosti. Na úrovni obcí len v prípade podielu obyvateľov českej národnosti vzťah so živorodenosťou vhodnejšie vyjadruje nelineárna funkcia, pričom najvhodnejšia sa javí exponenciálna funkcia

$$y = 11,4259 + e^{(1,4563 - 1,0467x)},$$

no vychádzajú z  $I=0,237$ , ani v tomto prípade nemožno hovoriť o tesnej závislosti.



**Graf 22** Nelineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Medzi viacerými národnosťami existuje tesná lineárna závislosť na oboch regionálnych úrovniach, čiže ich spojenie do viacnásobného modelu pre vysvetlenie variability pôrodnosti nie je štatisticky významné a ani vhodné z dôvodu významnej multikolinearity. Jednoznačný tesný lineárny vzťah nepriameho charakteru je medzi podielom obyvateľov slovenskej a maďarskej národnosti (okresy  $R = -0,951$ , obce  $R = -0,974$ ) a priameho charakteru medzi zastúpením rusínskej a ukrajinskej menšiny (okresy  $R = 0,958$ , obce  $R = 0,756$ ).

Z viacnásobných modelov sa najvhodnejšie, na úrovni okresov i obcí, ukázali tie, v ktorých figurovala rómska národnosť, čo súvisí i s tým, že táto národnosť vykazuje najtesnejší vzťah s živorodenosťou na oboch regionálnych úrovniach. Na úrovni okresov sa v prípade viacnásobných modelov zväčša ukázali ako vhodnejšie nelineárne modely, naopak na úrovni obcí to boli lineárne modely.

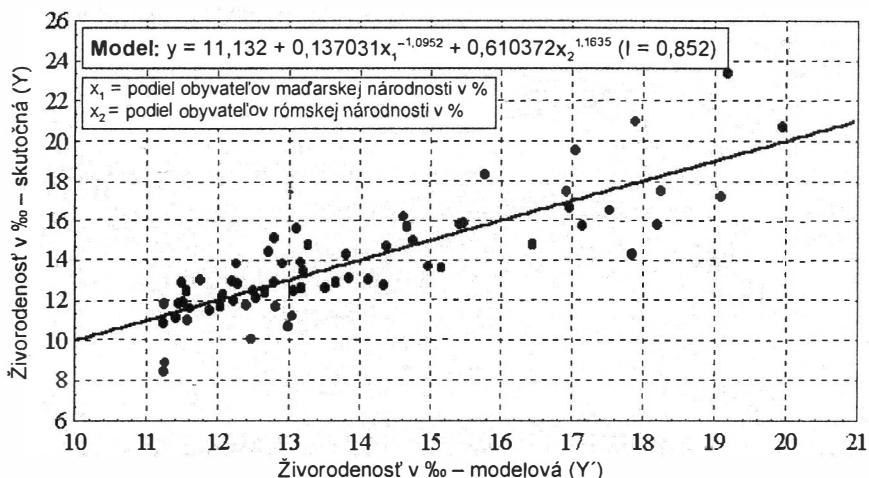
Lineárny model s podielom Maďarov ( $x_1$ ) a Rómov ( $x_2$ ) ako vysvetľujúcimi premennými na úrovni okresov hovorí síce o tesnej závislosti so živorodenosťou ( $R = 0,589$ ), no vhodnejší na vysvetlenie variability živorodenosti sa ukázal mocninový model

$$y = 11,132 + 0,137031x_1^{-1,0952} + 0,610372x_2^{1,1635},$$

ktorý vysvetľuje variabilitu živorodenosti (graf 23) takmer na 73% ( $I = 0,852$ ). Zatiaľ čo zmeny v úrovni hrubej miery živorodenosti v závislosti od zmien v podiele Rómov sú takmer rovnomerné, podobne ako pri lineárnom modeli, zmeny pôrodnosti v závislosti od podielu Maďarov sú najvýraznejšie pri nízkych hodnotách tohto podielu. S nárastom podielu maďarskej menšiny prudko klesá pôrodnosť pri nízkych hodnotách tohto podielu, zatiaľ čo pri vyšších hodnotách sa úroveň pôrodnosti mení pomaly. V porovnaní s lineárnym modelom je v tomto prípade súčet štvorcov odchýliek skutočných a modelových hodnôt živorodenosti menší približne o 58%. Ak vo viacnásobných modeloch spolu s *podielom rómskej menšiny* ( $x_2$ ) uvažujeme *podiel českej menšiny* ( $x_1$ ), zisťujeme, že najvhodnejšie vyjadrujúci variabilitu živorodenosti je lineárny model

$$y = 13,8352 - 1,1815x_1 + 0,636203x_2,$$

na základe ktorého usudzujeme na tesnú viacnásobnú lineárnu závislosť ( $R = 0,623$ ). Tento model vystihuje variabilitu živorodenosti približne na 39%. U oboch vysvetľujúcich premenných možno na základe parciálnych koeficientov korelácie konštatovať závislosť živorodenosti od každej z nich za predpokladu, že druhá premenná sa nemení, pre rómsku menšinu dokonca tesnú závislosť (parciálny koef. korelácie je 0,442), no ide o závislosti opačného charakteru.

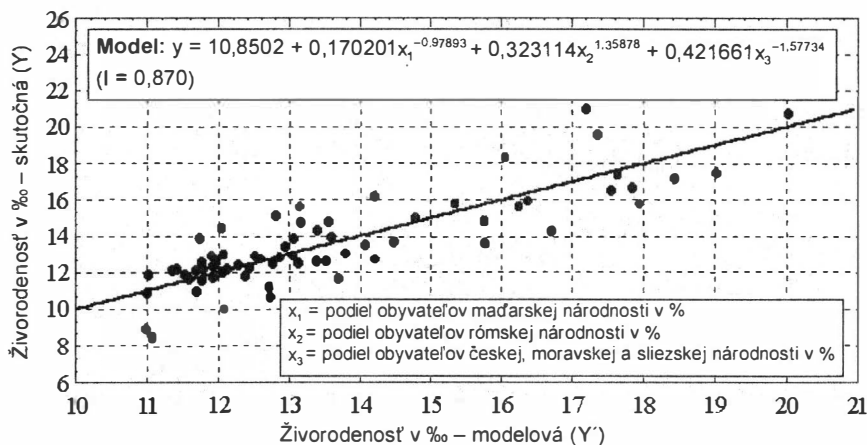


**Graf 23** Viacnásobná nelineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Pri závislosti živorodenosti od podielu troch národností – *maďarskej* ( $x_1$ ), *rómskej* ( $x_2$ ), *českej* ( $x_3$ ) na úrovni okresov už pri lineárnom modeli konštatujeme tesnú závislosť ( $R = 0,686$ ). Ako najvhodnejšie vyjadrujúci tento vzťah sa ukazuje mocninový model

$$y = 10,8502 + 0,170201x_1^{-0,97893} + 0,323114x_2^{1,35878} + 0,421661x_3^{-1,57734} (I=0,870),$$

ktorý vysvetľuje variabilitu živorodenosti asi na 76% (graf 24.). O viac ako 50% sa oproti lineárnemu modelu zmenšil súčet štvorcov odchýliek skutočných a modelových hodnôt živorodenosti. V prípade uvedeného nelineárneho modelu v žiadnom okrese nepresahuje absolútna hodnota reziduálnej odchýlky 4‰ a až v 66% okresov možno hovoriť o malom rozdielne skutočnej a modelovej úrovne živorodenosti. Interpretáciu tejto nelineárnej viacnásobnej funkcie nám zjednoduší jej rozdelenie na tri mocninové funkcie pre jednotlivé premenné. Nárast živorodenosti je v závislosti od rastu podielu Rómov takmer rovnomerný, veľmi blízky lineárnemu. Vývoj živorodenosti má v závislosti od vývoja ostatných dvoch premenných opačný charakter ako u Rómov a priebeh parciálnych mocninových funkcií pre tieto menšiny je veľmi podobný. S nárastom ich podielu sa najprv viaže prudký pokles živorodenosti na relatívne nízku úroveň (rozičnú pre jednotlivé národnosti), pri vyšších podieloch týchto národností sú však zmeny živorodenosti minimálne, málo závislé od zastúpenia obyvateľov sledovaných národností.



Graf 24 Viacnásobná nelineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

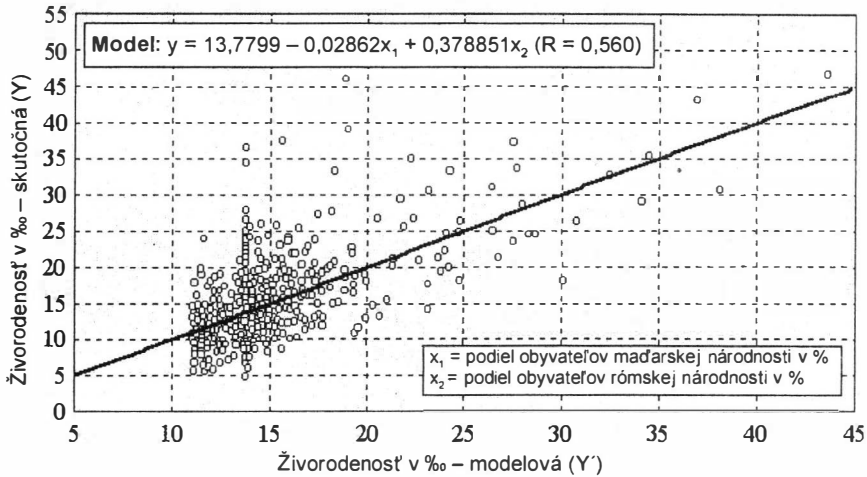
Na úrovni *obcí* možno vo viacerých viacnásobných lineárnych modeloch konštatovať s 95%-nou spoľahlivosťou tesnú závislosť. Ide najmä o spojenie *podielu Maďarov* ( $x_1$ ) a *podielu Rómov* ( $x_2$ ) do jedného modelu vysvetľujúceho variabilitu živorodenosti, ktorý má tvar

$$y = 13,7799 - 0,02862x_1 + 0,378851x_2,$$

pričom tesnosť tohto vzťahu potvrdzuje  $R = 0,560$  (graf 25). Závislosť živorodenosti a podielu rómskeho etnika za existencie nemenného podielu Maďarov možno označiť na základe parciálneho koeficientu korelácie (0,524) ako tesnú. Medzi živorodenosťou a podielom maďarského etnika však usudzujeme na základe parciálneho koeficientu korelácie (-0,230) len na nepriamu závislosť, nie však tesnú. Tesnú závislosť konštatujeme aj vo vzťahu živorodenosti s podielom troch národností – *maďarskej* ( $x_1$ ), *rómskej* ( $x_2$ ) a *českej* ( $x_3$ ) spojených do jedného lineárneho modelu tvaru

$$y = 14,5969 - 0,03098x_1 + 0,365201x_2 - 1,338x_3,$$

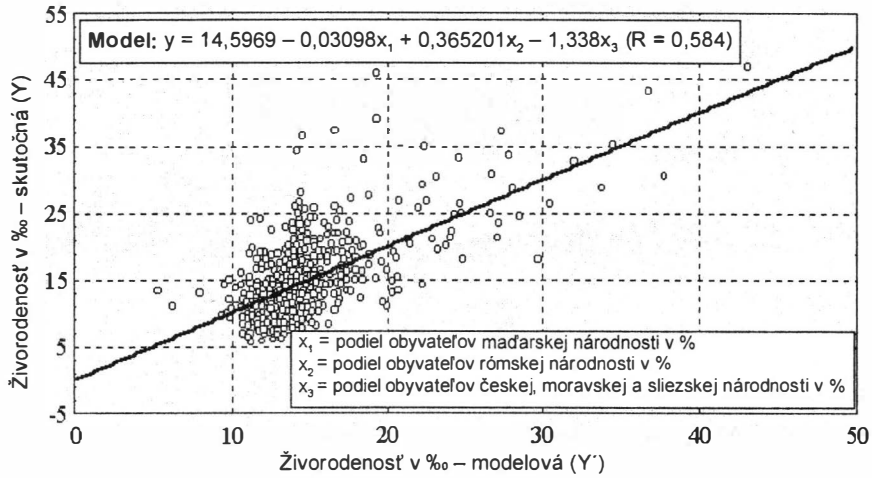
kde  $R = 0,584$  (graf 26). Spoločne vysvetľujú variabilitu živorodenosti na úrovni obcí všetky tri uvedené premenné približne na 35%. Na základe parciálnych koeficientov korelácie druhého stupňa pre rómsku menšinu, v tomto trojnásobnom modeli usudzujeme na tesnú závislosť živorodenosti s týmto etnikom i v prípade konštantnosti zastúpenie ďalších dvoch uvažovaných národností. Pre ostatné národnosti možno na základe rovnakého koeficientu usudzovať na závislosť živorodenosti od podielu príslušnej národnosti za prítomnosti konštantného podielu ďalších dvoch národností, nie však tesnú.



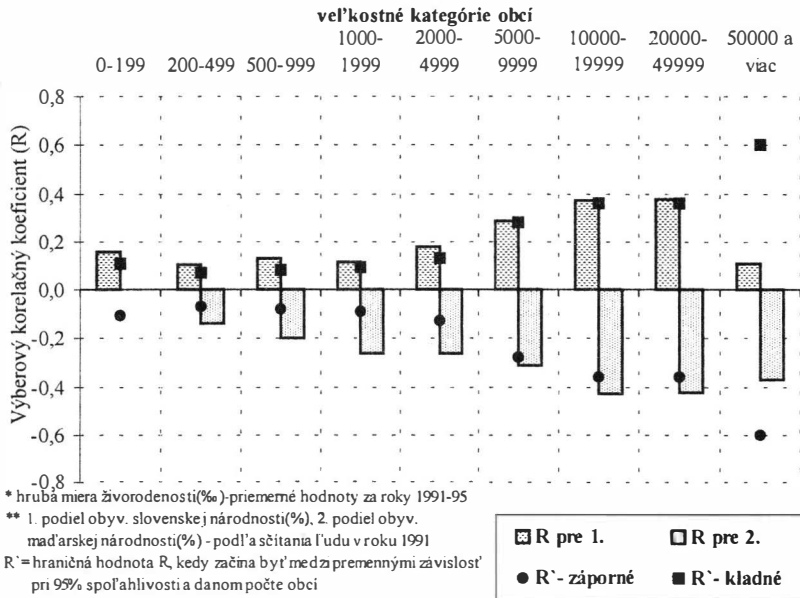
**Graf 25** Viacnásobná lineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Medzi jednotlivými veľkostnými kategóriami obcí sú evidentné rozdiely v zastúpení jednotlivých národností. Priemerné zastúpenie majoritnej slovenskej národnosti je nižšie ako slovenský priemer vo všetkých kategóriách obcí menších ako 20000 obyvateľov, pričom v týchto kategóriách je naopak vyššie zastúpenie minorít (tab. 7). Vo všetkých kategóriách obcí, s výnimkou najväčších obcí (50 000 a viac obyv.), bola zistená priama lineárna závislosť živorodenosti a podielu obyvateľov *slovenskej národnosti*. Medzi mierou živorodenosti a podielom *maďarskej menšiny* sa naopak ukázal nepriamy lineárny vzťah, výnimkou okrajových veľkostných kategórií, čiže výnimkou tých kategórií, kde je podiel obyvateľov maďarskej národnosti najmenší, ako i pôrodnosť je tu najnižšia (graf 27). Zjavne sa v týchto dvoch kategóriách obcí uplatňujú iné faktory podmieňujúce úroveň pôrodnosti (veková štruktúra, urbanizačný faktor a i.). *Rómska menšina* vykazuje priamu lineárnu závislosť s úrovňou živorodenosti a vo väčšine uvažovaných výberových súborov obcí možno hovoriť o tesnej závislosti, najmä v kategóriách obcí (prvých piatich) s nadpriemerným zastúpením obyvateľov rómskej menšiny. Vo väčšine výberových súborov obcí bola potvrdená nepriama lineárna závislosť medzi mierou živorodenosti a podielom obyvateľov *českej národnosti*, dokonca aj v poslednej kategórii, čo je súčasne aj kategória s najväčším zastúpením obyvateľov tejto národnosti v porovnaní s ostatnými kategóriami (graf 28).





Graf 26 Viacnásobná lineárna závislosť pôrodnosti a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

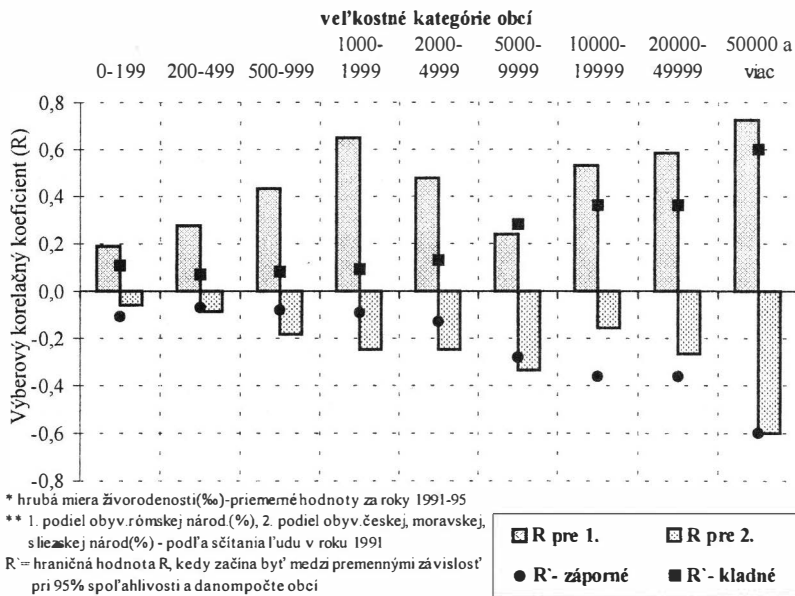


Graf 27 Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a národnostnej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku

Tabuľka 7 Zastúpenie najpočetnejších národností v jednotlivých veľkostných kategóriách obcí Slovenska

Veľkostná kategória obce	Podiel obyvateľov príslušnej národnosti (%)							
	SLO	MAĎ	RÓM	Č+M+S	R+U	NEM	POL'	RUS
0 – 199	81,58	8,83	1,59	0,51	7,19	0,10	0,02	0,03
200 – 499	80,59	14,95	1,83	0,41	2,03	0,05	0,03	0,02
500 – 999	81,50	15,21	1,86	0,48	0,71	0,10	0,03	0,01
1000 – 1999	82,03	14,95	2,20	0,51	0,10	0,09	0,03	0,01
2000 – 4999	83,30	13,43	2,23	0,65	0,12	0,14	0,04	0,01
5000 – 9999	79,43	17,22	1,38	0,84	0,85	0,09	0,08	0,02
10000 – 19999	83,58	12,31	1,43	1,47	0,90	0,06	0,06	0,02
20000 – 49999	86,85	9,76	1,21	1,34	0,51	0,04	0,07	0,03
50000 – 99999	96,18	0,58	0,67	1,79	0,40	0,08	0,06	0,05
100000 a viac	90,70	4,59	0,75	2,25	0,36	0,24	0,08	0,08
<b>Spolu</b>	<b>85,69</b>	<b>10,76</b>	<b>1,49</b>	<b>1,12</b>	<b>0,58</b>	<b>0,10</b>	<b>0,05</b>	<b>0,03</b>

Poznámka: SLO–slovenská, MAĎ–maďarská, RÓM–rómska, Č+M+S–česká, moravská, sliezská, R+U–rusínska, ukrajinská, NEM–nemecká, POL'–poľská, RUS–ruská,  
Prameň: Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991



Graf 28 Miera tesnosti lineárnej závislosti pôrodnosti\* a národnostnej štruktúry\*\* obyvateľstva podľa veľkostných kategórií obcí na Slovensku

## 6.5. Vzťah sledovaných štruktúr obyvateľstva vzájomne

Prv než bude analyzovaný vzťah pôrodnosti so všetkými sledovanými štruktúrami obyvateľstva (vekovou, národnostnou, náboženskou) spoločne, je nevyhnutné poukázať na niektoré významné vzťahy (závislosti) medzi ukazovateľmi týchto štruktúr obyvateľstva na úrovni okresov i obcí Slovenska. O existencii týchto vzťahov nasvedčujú jednak už predchádzajúce analýzy ako aj viaceré tituly literatúry.

### 6.5.1 Vzťah národnostnej a vekovej štruktúry obyvateľstva

Medzi obyvateľstvom jednotlivých národností na Slovensku pozorujeme výrazné demografické odlišnosti. Vzťah vekovej a národnostnej štruktúry je dokumentovaný vo viacerých publikáciách najmä na príklade rómskeho etnika, ktoré má výrazne progresívny charakter vekovej štruktúry, charakteristickým predovšetkým vysokým podielom detskej zložky a naopak veľmi nízkym podielom obyvateľov 60 a viac ročných (Jurová, A., 1995). Podľa údajov zo sčítania v roku 1991 polovica Rómov bola mladších ako 18 rokov, čo dokumentuje mediánový vek (17,8 roka), pričom pre celú populáciu SR dosahoval mediánový vek 31,5 roka. Index starnutia dávajúci do pomeru obyvateľov 65 a viac ročných a 0 – 14 ročných vyjadrený v percentách dosahoval v rovnakom roku u celej populácie hodnotu 41,5% a u Rómov 5,0% (Kalibová, K., 1999). Výrazne vyšší podiel rómskeho obyvateľstva v porovnaní s celoslovenskou populáciou je vo vekových kategóriách mužov do 39 rokov a žien do 34 rokov (Podolák, P., 2000).

O podstatne mladšej štruktúre rómskeho obyvateľstva svedčí aj vysoký podiel detskej zložky až 43,4%, oproti 24,9%-nému podielu tejto zložky v celej populácii Slovenska podľa sčítania 1991 (Paukovič, V., 1994, Mládek, J., 1995). Ostatné národnostné menšiny zaznamenali podiel 0 – 14 ročných menší ako slovenský priemer, pričom menší ako 10% je tento podiel u menšiny česko-moravsko-sliezskej, poľskej, nemeckej a ukrajinskej. Na druhej strane u rómskeho obyvateľstva sledujeme nízky podiel (3,6%) obyvateľov 60 a viac ročných, pričom priemer za SR je 14,8%. Okrem rómskej menšiny ešte poľská má podiel starého obyvateľstva menší ako priemer za SR. Vysoký podiel starého obyvateľstva (nad 25%) odpovedá nemeckému a rusínskemu obyvateľstvu. Ak porovnáme zastúpenie 75 a viac ročných, najvýraznejšie sa od slovenského priemeru (3,8%) odlišuje rómska národnosť, kde je tento podiel menší ako 1% (0,6%) a nemecká národnosť, kde naopak má táto veková kategória vysoké zastúpenie až 14%.

Tabuľka 8 Veková a pohlavná štruktúra obyvateľstva Slovenska podľa vybraných národností v roku 1995

Národnosť	Predproduktívny vek (%)		Poproduktívny vek (%)	
	Muži	Ženy	Muži	Ženy
slovenská	23,83	21,69	12,12	21,59
maďarská	19,30	17,24	15,65	27,84
rómska	38,89	38,33	3,81	7,34
česká*	12,05	9,93	21,63	29,20
rusínska	8,60	8,03	34,57	47,47
ukrajinská	16,20	12,78	15,24	24,61
nemecká	7,75	7,75	37,35	37,35
poľská	22,09	10,04	10,33	19,70
<b>SR</b>	<b>23,37</b>	<b>21,22</b>	<b>12,56</b>	<b>22,28</b>

Poznámka: \* zahŕňa aj moravskú a sliezsku národnosť  
Prameň: Podolák, P., 1998

Značné rozdiely existujú medzi národnosťami vo vekovej v kombinácii s pohlavnou štruktúrou. Už na základe podielov produktívnych skupín obyvateľstva možno sledovať, že veľmi mladú štruktúru má rómske obyvateľstvo v porovnaní so slovenským priemerom, príp. obyvateľstvo poľskej národnosti možno charakterizovať ako relatívne mladé, no jeho pohlavná štruktúra je veľmi nevyvážená (tab. 8.). U ostatných národností, s výnimkou slo-

venskej, ktorej veková a pohlavná štruktúra je takmer identická so slovenským priemerom, sledujeme nižší podiel predproduktívneho obyvateľstva a naopak vyšší podiel poproduktívnej zložky v porovnaní s údajmi za všetkých obyvateľov štátu. Najstaršie sa jednoznačne javia populácie Rusínov a Nemcov, u ktorých poproduktívne obyvateľstvo tvorí viac ako 1/3 a naopak detská zložka predstavuje menej ako 9% u oboch pohlaví.

Odlíšnosti vo vekovej štruktúre dokumentujú aj rozdiely v priemernom veku obyvateľov jednotlivých národností (tab. 9). Aj napriek určitým negatívam tejto strednej hodnoty vychádza jednoznačne najmladšia rómska národnosť, pričom nižšie hodnoty ako priemer za SR má ešte slovenská národnosť. Ostatné národnosti vykazujú u oboch pohlaví vyšší priemerný vek ako celá populácia SR a výrazne najstaršie sú nemecká a rusínska menšina.

**Tabuľka 9** Priemerný vek obyvateľstva Slovenska podľa pohlavia a vybraných národností v roku 1998

Národnosť	Muži	Ženy	Spolu
slovenská	33,37	36,36	34,90
maďarská	37,05	40,68	38,93
rómska	24,89	25,68	25,28
česká	43,61	45,21	44,51
rusínska	49,97	53,18	51,59
ukrajinská	37,94	40,80	39,51
nemecká	52,15	59,70	56,21
poľská	35,73	43,49	41,00
<b>SR</b>	<b>33,82</b>	<b>36,87</b>	<b>35,38</b>
Prameň: Bilancia pohybu obyvateľstva v Slovenskej republike podľa národnosti 1998			

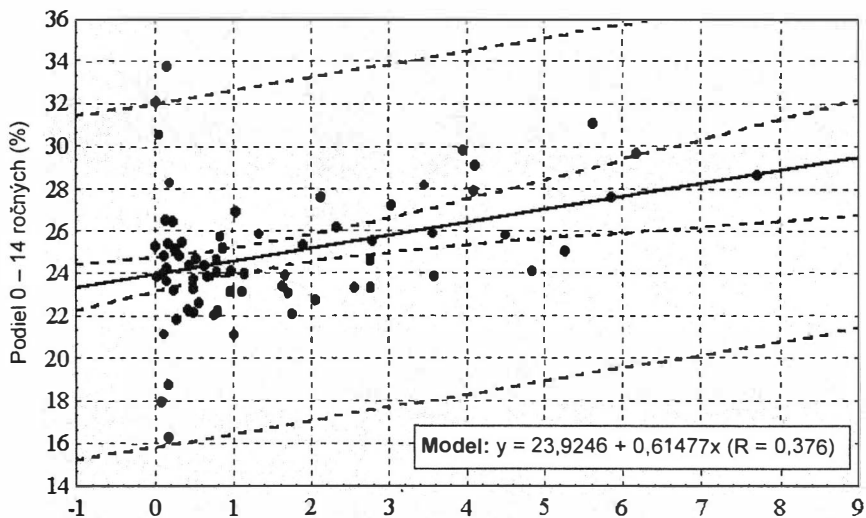
Rozdiely vo vekovej štruktúre príslušníkov jednotlivých národností sa na Slovensku ukazovali aj v analýzach uskutočňovaných na základe starších údajov (Očovský, Š., 1992). Podľa údajov z roku 1980 je veková štruktúra veľmi nepriaznivá pri nemeckej národnosti a pri maďarskej národnosti je horšia ako pri slovenskej. Uvedené skutočnosti sú dokumentované podielom poproduktívnej zložky obyvateľstva, ku ktorej v sledovanom roku patrilo napr. 19,7% príslušníkov maďarskej národnosti, ale len 15,9% príslušníkov slovenskej národnosti.

Napriek neúplnosti a nepresnosti (resp. úplnej absencii) údajov zo sčítaní o rómskej menšine v SR sa dá usudzovať, že vekové štruktúry zo sčítaní možno považovať za relatívne spoľahlivé, bez ohľadu na celkový počet sčítaných Rómov. Z metodiky sčítania vyplýva, že sa zachytávajú celé rodiny, takže štruktúra sčítaných osôb zodpovedá v podstate náhodnému výberu, teda štruktúre celého súboru obyvateľov danej národnosti (Finková, Z., 2000).

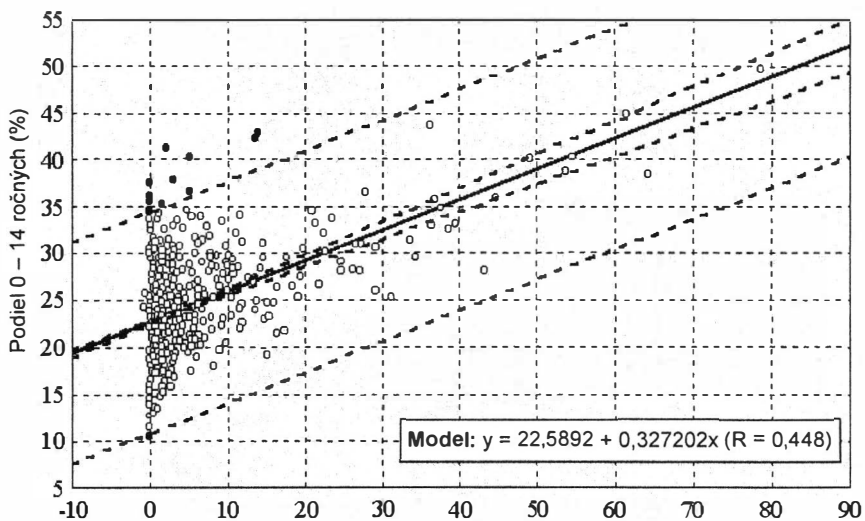
Ako v súbore okresov, tak aj v súbore obcí sa potvrdila priama závislosť medzi zastúpením *rómskeho obyvateľstva* ( $x$ ) a *detskej zložky* v populácii. Na úrovni okresov možno túto závislosť vyjadriť lineárnym modelom

$$y = 23,9246 + 0,61477x,$$

kde  $R = 0,376$  (graf 29). Len dva okresy sú mimo 95%-ný predikčný interval, Bratislava V a Námestovo, regióny s extrémne nízkym podielom Rómov, no mladou vekovou štruktúrou. V prípade okresu Bratislava V ide zásluhou Petržalky o umelo vytvorenú vekovú štruktúru (dvojgeneračnú), najmä dôsledkom skoršej migrácie. V Námestove je vysoký podiel detí



Graf 29 Lineárna závislosť vekovej a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 30 Lineárna závislosť vekovej a národnostnej štruktúry obyvateľstva obcí SR

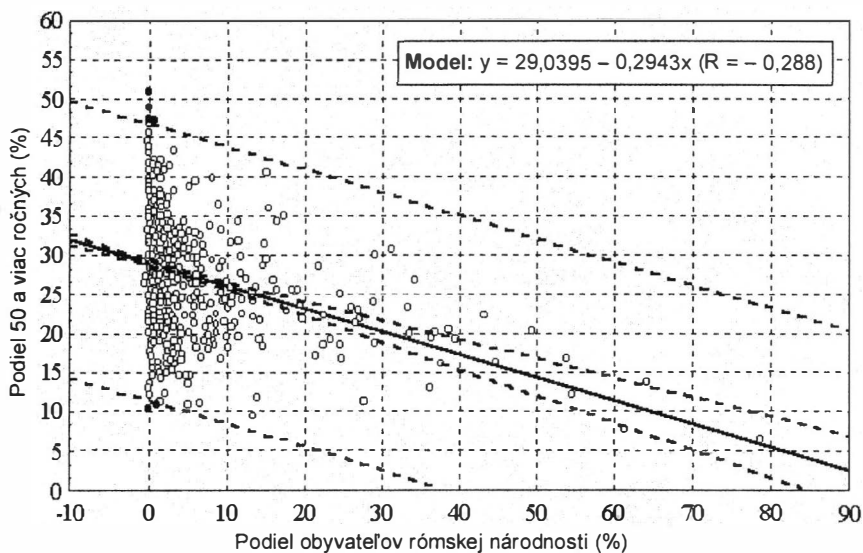
podmieneny extrémne vysokou pôrodnosťou v rámci SR ovplyvňovanou inými faktormi ako je zastúpenie Rómov (napr. vysokým stupňom religiozity). Ešte výraznejšie sa vzťah uvažovaných premenných prejavil na úrovni *obcí*, kde tiež ako najvhodnejší vyšiel lineárny model

$$y = 22,5892 + 0,327202x,$$

kde  $R = 0,448$  (graf 30), čiže možno hovoriť o tesnej závislosti medzi uvažovanými premennými. Na úrovni obcí sa ako tesná ukázala aj závislosť medzi *podielom rómskeho etnika* ( $x$ ) a *podielom poreprodukčnej zložky obyvateľstva*. Nepriamy vzťah týchto premenných najlepšie vyjadroval tiež lineárny model

$$y = 29,0395 - 0,2943x,$$

kde  $R = -0,288$  (graf 31).



Graf 31 Lineárna závislosť vekovej a národnostnej štruktúry obyvateľstva obcí SR

Medzi *podielom predreprodukčnej zložky obyvateľov* a *podielom Maďarov* ( $x$ ) sa ukázala nepriama závislosť, ktorú na úrovni obcí najlepšie vystihuje lineárny model

$$y = 23,5999 - 0,02539x,$$

kde však nemožno hovoriť o tesnej závislosti ( $R = -0,177$ ). Najvýraznejšie odchýlky od tohto modelu sledujeme u obcí s extrémne nízkym podielom Maďarov a naopak extrémne vysokým podielom detí. Ide o obce s vysokou úrovňou pôrodnosti, pričom sú to zväčša obce buď s relatívne vysokým zastúpením rómskej menšiny alebo s vysokým zastúpením veriacieho obyvateľstva. Vzťah medzi *podielom obyvateľov maďarskej národnosti* ( $x$ ) a *podielom poreprodukčnej zložky* tiež nemožno definovať na základe reálnych dát za výberový súbor obcí ako tesný, no možno hovoriť o lineárnej závislosti priameho charakteru ( $R = 0,120$ ) danej predpisom

$$y = 28,1119 + 0,024087x.$$

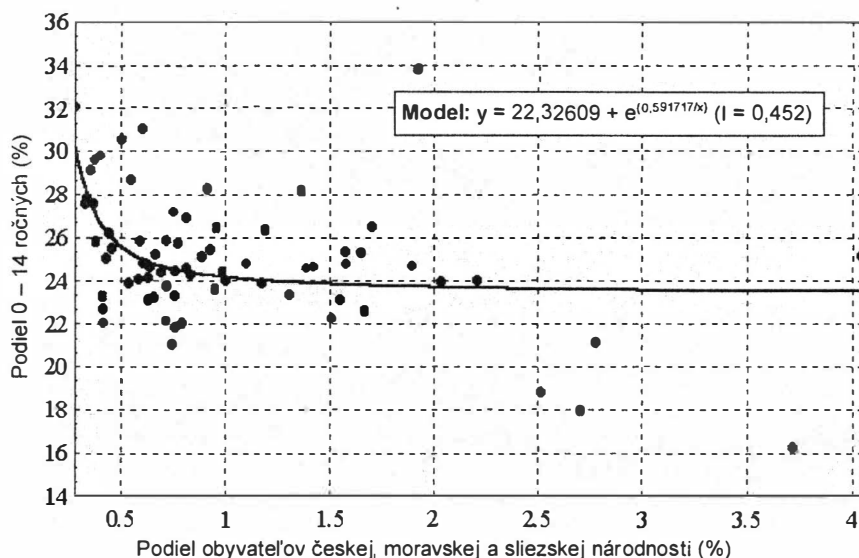
Česká národnosť ( $x$ ) už na úrovni okresov prejavuje závislosť, v niektorých prípadoch dokonca tesnú, s vekovou štruktúrou obyvateľstva. Zastúpenie 0 – 14 ročných v populácii je v nepriamom vzťahu s podielom obyvateľov tejto národnosti, čo dokumentuje už lineárny model

$$y = 26,4226 - 1,5321x,$$

kde  $R = -0,393$ , no vhodnejšia na vyjadrenie vzťahu uvažovaných premenných je nelineárna funkcia exponenciálneho tvaru

$$y = 22,32609 + e^{(0,591717/x)},$$

na základe ktorej možno hovoriť o tesnej závislosti, lebo  $I = 0,452$  (graf 32.). Aj na základe údajov za obce, vzťah týchto dvoch premenných vhodnejšie popisovala nelineárna funkcia, no sila tejto väzby bola menšia ako pri uvedenom nelineárnom modeli podľa okresov, pričom pri žiadnom z nájdených modelov nemožno hovoriť o tesnej závislosti.



Graf 32 Nelineárna závislosť vekovej a národnostnej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Závislosť sa ukázala aj medzi *podielom obyvateľov českej národnosti* ( $x$ ) a *podielom reprodukčnej skupiny obyvateľov*, pričom ide o závislosť priameho charakteru. Vzťah týchto premenných má podľa údajov za okresy nelineárny charakter, pričom najlepšie ho vystihuje exponenciálny model

$$y = 51,8093e^{(-0,02059/x)},$$

kde  $I = 0,387$ . Podľa tohto modelu je nárast reprodukčnej zložky pri náraste podielu obyvateľov českej národnosti z najnižších hodnôt rýchlejší ako pri náraste zastúpenia tejto národnosti pri jej vyšších podieloch. Na základe údajov za obce najlepšie opisuje vzťah uvažovaných premenných lineárny model

$$y = 47,6513 + 1,16182x$$

( $R = 0,206$ ). Na úrovni okresov i obcí sa ukázalo ešte viacero „očkávaných“ vzťahov medzi ďalšími sledovanými národnostnými menšinami a biologickými skupinami, no sila týchto väzieb nebola taká, aby sme mohli hovoriť o tesných závislostiach, resp. akú sme predpokladali (Marenčáková, J., 2002). Ovplyvňuje to viacero faktorov, spomínaných už pri analýze vzťahov národnostnej štruktúry s pôrodnosťou. Čiže možno usudzovať, že veková štruktúra obyvateľov v regiónoch s nízkym zastúpením niektorej národnostnej menšiny je významne ovplyvňovaná aj inými faktormi nielen podielom tohto etnika a jeho reprodukčným správaním.

### 6.5.2 Vzťah náboženskej a vekovej štruktúry obyvateľstva

Rovnako ako medzi obyvateľstvom jednotlivých národností, tak aj medzi príslušníkmi jednotlivých náboženstiev, pozorujeme výrazné demografické odlišnosti. Podľa údajov zo sčítania v roku 1930 v SR pozorujeme odlišnosti vo vekovom zložení obyvateľov jednotlivých religii, ktoré sú odrazom ich rozdielneho demografického správania (Očovský, Š., 1993). V tomto roku boli najpriaznivejšie pomery pri gréckokatolíkoch, z ktorých deti vo veku 0 – 14 rokov tvorili 36,6% z celkového počtu a rímskokatolíkoch, kde táto zložka tvorila 33%. Naproti tomu podiel detí z celkového počtu príslušníkov ev. reformovaného náboženstva bol iba 26,1% a izraelského 23,8%. Priemerný podiel detskej zložky z obyvateľstva SR bol v sledovanom roku 31,9%. Najvyššie podiely starých osôb mali evanjelické cirkvi.

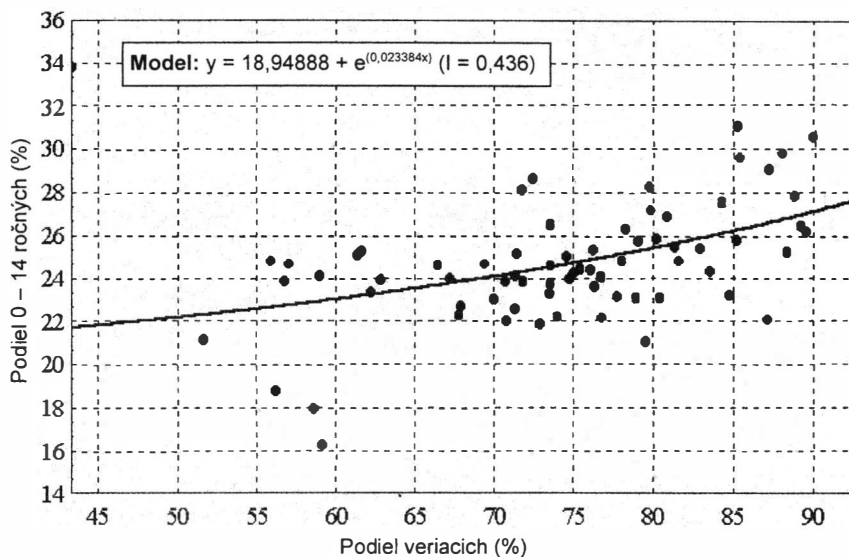
Súvislosti medzi náboženským vyznaním a vekovou štruktúrou obyvateľstva sa ukazujú aj v Českej republike na základe údajov zo sčítania ľudu v roku 1991 (Srb, V., 1997). Najnižší priemerný vek mali osoby bez vyznania 29,8 roka (muži 29,7, ženy 29,8), podobne i v prípade obyvateľov s nezisteným náboženským vyznaním ide o mladú populáciu s priemerným vekom 30,4 roka (muži 29,8, ženy 31,0). U obyvateľov všetkých zisťovaných vierovyznaní bol priemerný vek vyšší ako je priemer za republiku 36,3 rok (muži 34,6, ženy 38,0), pričom najvyšší priemerný vek (nad 50 rokov) zaznamenali obyvatelia hlásiaci sa k gréckokatolíckemu 53,9 roka (muži 53,0, ženy 54,9), pravoslávnenému 52,1 roka (muži 49,6, ženy 53,8) a československému husitskému vyznaniu 56,8 roka (muži 54,6, ženy 58,6).

S vyššou plodnosťou u katolíkov v porovnaní s protestantmi súvisí aj ich veková štruktúra. Tento vzťah bol potvrdený aj na príklade Írskej republiky a Severného Írska (Grada, C., Walsh, B, 1995), kde podiel 65 a viac ročných je výrazne nižší u katolíkov a naopak u tohto vyznania je výrazne vyššie zatúpenie 0 – 14 ročných.

Hodnotenie vzťahov ukazovateľov dvoch uvažovaných štruktúr obyvateľstva je náročné, lebo je zřejmé, že vekové zloženie obyvateľstva ovplyvňujú viaceré faktory, nielen náboženská štruktúra. Zložitosť situácie je ešte vyhrotenejšia na úrovni obcí, čo naznačuje aj napr. skutočnosť, že síce podiel detí je relatívne vysoký v obciach s vysokým podielom veriacich, ale aj „rómske“ obce majú mladú vekovú štruktúru, no súčasne majú tieto obce zväčša nízky podiel veriacich. Výsledkom je i skutočnosť, že na úrovni obcí je tesnosť uvažovaných väzieb oveľa slabšia, viaceré konkrétne vzťahy sa podľa dát za obce ani nezobrazili.

S 95%-nou spoľahlivosťou možno hovoriť o závislosti *podielu detskej zložky a podielu veriacich* ( $x$ ) v okresoch, ktorú vhodnejšie ako lineárny model vystihuje model exponenciálny





Graf 33 Nelineárna závislosť vekovej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

$$y = 18,94888 + e^{(0,023384x)},$$

kedy možno hovoriť o tesnej závislosti, lebo  $I = 0,436$  (graf 33). Táto funkcia je však len málo odlišná od lineárnej. Významná závislosť sa ukázala aj medzi *podielom reprodukčnej skupiny obyvateľov* a *podielom veriatic* ( $x$ ), medzi ktorými ide o vzťah nepriameho charakteru, ktorý najlepšie vyjadruje na úrovni okresov opäť exponenciálny model

$$y = 46,6069 + e^{(95,03312/x)},$$

kde  $I = 0,464$  (graf 34), čiže možno hovoriť na základe testu indexu korelácie o tesnej závislosti. Od lineárneho sa tento model odlišuje najmä prudším poklesom hodnôt podielu 15 – 49 ročných pri nižšom zastúpení veriatic. Závislosť medzi podielom veriatic a podielom reprodukčného obyvateľstva sa potvrdila aj na základe údajov za obce, no najvhodnejšie vyjadrujúcou tento vzťah sa ukázala lineárna funkcia

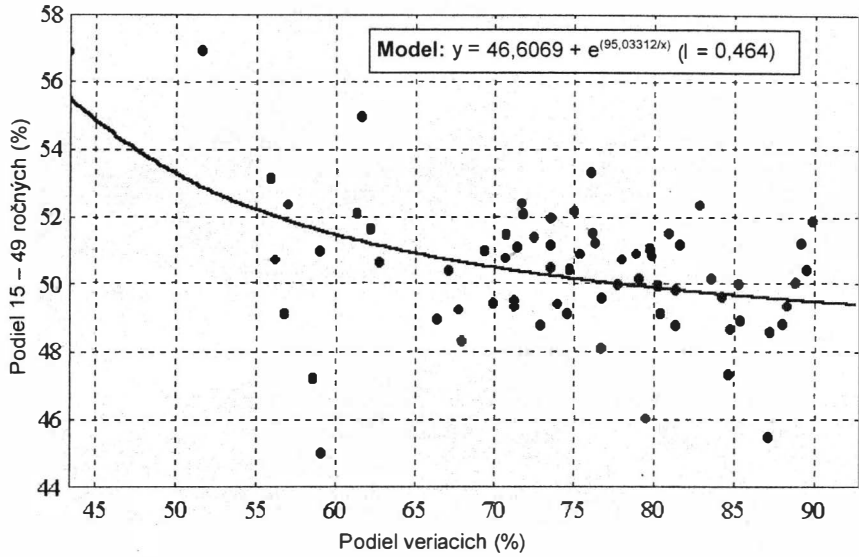
$$y = 53,1946 - 0,05777x$$

( $R = -0,216$ ), ktorá je predpisom podobná lineárnej funkcii určenej pre okresy.

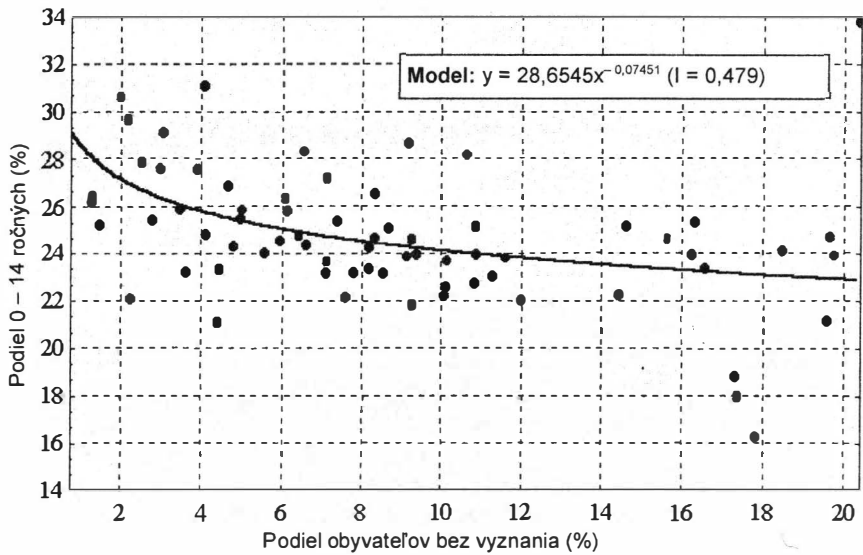
Tesná nepriama závislosť nelineárneho charakteru na úrovni okresov je medzi *podielom obyvateľov bez vyznania* ( $x$ ) a *podielom 0 – 14 ročných*, pričom najvhodnejšie ju modeluje mocninová funkcia

$$y = 28,6545x^{-0,07451},$$

kde  $I = 0,479$  (graf 35). Lineárny charakter má na oboch regionálnych úrovniach priama závislosť medzi *podielom obyvateľov bez vyznania* ( $x$ ) a *podielom reprodukčnej skupiny obyvateľov*, pričom na úrovni okresov ju vyjadruje model



Graf 34 Nelineárna závislosť vekovej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 35 Nelineárna závislosť vekovej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

$$y = 49,2966 + 0,122645x$$

( $R = 0,329$ ) a na úrovni obcí

$$y = 47,7986 + 0,123281x$$

( $R = 0,202$ ).

Na základe oboch štatistických súborov je lineárny model podobný. Ani v jednom prípade však nehovoríme o tesnej závislosti premenných. Mimo 95%-ný predikčný interval pre súbor okresov je len Bratislava I s relatívne vysokým zastúpením obyvateľov bez vyznania.

Zastúpenie kategórie *neudané vyznanie* (x) dáva analogické výsledky pri štúdiu jej vzťahov s ukazovateľmi vekovej štruktúry ako kategória bez vyznania. Čiže vykazuje nepriamy vzťah s *podielom detskej zložky*, charakterizovaný ako tesná závislosť pri exponenciálnom modeli za okresy danom predpisom

$$y = 21,8285 + e^{(15,5288/x)},$$

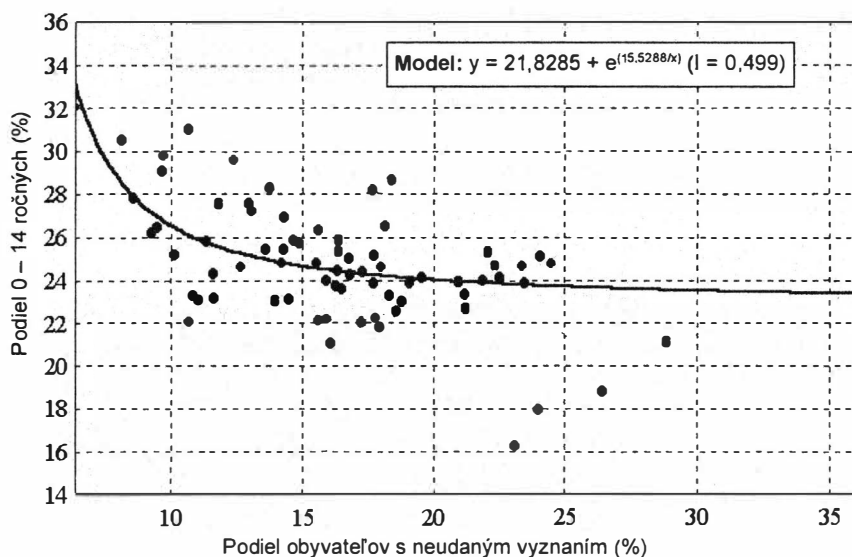
kde  $I = 0,499$  (graf 36). Podľa tohto modelu najvýraznejšie zmeny v podiele detí sú pri nižších hodnotách podielu kategórie *neudané*. Kategória *neudané vyznanie* (x) tiež vykazuje priamy vzťah s *podielom obyvateľov reprodukčného veku*, ktorý má na úrovni obcí lineárny charakter tvaru

$$y = 47,4833 + 0,073115x$$

( $R = 0,186$ ) a na úrovni okresov exponenciálny charakter

$$y = 47,6177 + e^{(0,057911x)},$$

kde  $I = 0,472$  (graf 37), čiže možno hovoriť o tesnej závislosti.



Graf 36 Nelineárna závislosť vekovej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Uvažujúc podiel jednotlivých vierovyznaní v celej populácii, alebo len v subpopulácii veriacich, výsledky korelačných analýz sú veľmi podobné ako na úrovni okresov aj na úrovni obcí. Preto sú uvádzané len závažné zistenia pre zastúpenie jednotlivých vyznaní v

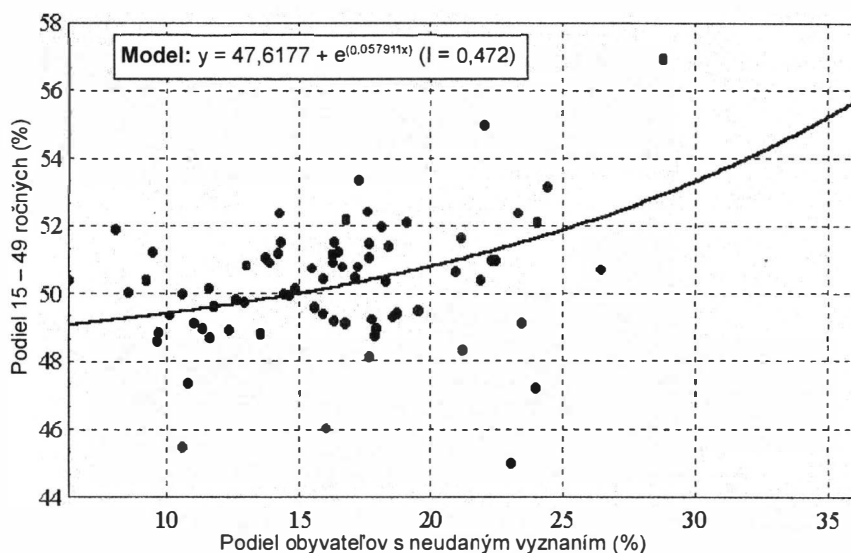
celej populácii regiónu vo vzťahu s vekovou štruktúrou obyvateľov. Na oboch sledovaných regionálnych úrovniach sa potvrdzuje priama závislosť (nie však tesná) medzi *podielom detskej zložky* a *podielom obyvateľov rímskokatolíckeho vyznania* (x). Na úrovni okresov je lineárny vzťah uvažovaných premenných daný predpisom

$$y = 21,9104 + 0,048965x$$

(R = 0,292) a na úrovni obcí

$$y = 21,945 + 0,018499x$$

(R = 0,111).



Graf 37 Nelineárna závislosť vekovej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

Na úrovni okresov najvýraznejšie odchýlky od modelu pozorujeme v mestských okresoch Bratislava I, II, III, V, ale aj napr. v Námestove, Kežmarku, Starej Ľubovni, Vranove nad Topľou, Svidníku, čo sú okresy s najvyšším zastúpením detí spolu s okresom Bratislava V. V rámci súboru obcí sa mimo 95%-ný predikčný interval nachádzajú obce s najvyššími hodnotami podielu detí (nad 35%) z regiónu severného a východného Slovenska, medzi ktorými sú obce aj s relatívne vysokým zastúpením rímskokatolíkov, aj s nízkym podielom tohto vyznania, no s relatívne vysokým podielom Rómov (Marenčáková, J., 2002).

Zastúpenie rímskokatolíkov v populácii (x) vykazuje lineárnu závislosť aj s *podielom 50 a viac ročných* obyvateľov, pričom ide o závislosť nepriameho charakteru (nie však tesnú). Túto závislosť možno na úrovni okresov vyjadriť vzťahom

$$y = 28,5602 - 0,06276x$$

(R = -0,268) a na úrovni obcí

$$y = 30,4514 - 0,02867x$$

( $R = -0,122$ ). Mimo 95%-ný predikčný interval sa z okresov nachádzajú Bratislava I s maximálnou hodnotou podielu 50 a viac ročných a okres Bratislava V naopak s minimálnou hodnotou tohto podielu z pomedzi okresov SR.

Pre ostatné vierovyznania je vzhľadom na ich malú početnosť veľmi problematické hodnotenie ich vzťahu s vekovou štruktúrou na oboch regionálnych úrovniach. Ak uvažujeme *zastúpenie gréckokatolíckeho vyznania* v populácii ( $x$ ) zreteľne sa ukazuje, v oboch súboroch, závislosť nepriameho charakteru medzi týmto vyznaním a *podielom obyvateľov reprodukčného veku*. Najvhodnejšie tieto párové korelácie vyjadruje lineárny model, ktorý má na úrovni okresov tvar

$$y = 50,6824 - 0,0701x$$

( $R = -0,357$ ). Opäť najväčšie odchýlky od modelu sledujeme u mestských okresov s extrémnymi hodnotami ukazovateľov vekovej štruktúry (Bratislava I, IV, V). Na úrovni obcí má tento model tvar

$$y = 48,4764 - 0,04042x$$

( $R = -0,165$ ). Najvýraznejšie odchýlky od modelu sledujeme u obcí s minimálnym zastúpením gréckokatolíkov a s relatívne nízkym podielom obyvateľov vo veku 15 – 49 rokov, pričom však tieto obce zväčša patria k jednotkám s najvyšším zastúpením obyvateľov poreprodukčného veku (nad 40%).

*Evanjelické augsburské vyznanie* ( $x$ ) vykazuje na úrovni okresov i obcí nepriamy vzťah so *zastúpením detskej zložky* v populácii, pričom ako najvhodnejšia na vyjadrenie vzťahu týchto premenných sa javí lineárna funkcia. Na úrovni okresov má tvar

$$y = 25,3899 - 0,07535x$$

( $R = -0,237$ ). Najväčšie odchýlky od modelu odpovedajú okresom Bratislava I, V. Na základe údajov za obce závislosť medzi podielom detí a podielom ev. augsburského vyznania v populácii vyjadruje funkcia

$$y = 23,5412 - 0,04351x$$

( $R = -0,152$ ). Mimo 95%-ný predikčný interval sú najmä obce, kde je zastúpenie detí ešte oveľa vyššie ako predikuje model aj napriek extrémne nízkemu podielu evanjelikov.

Na úrovni obcí bola identifikovaná ešte priama lineárna závislosť medzi *podielom ev. augsburského vyznania* ( $x$ ) a *zastúpením obyvateľov poreprodukčného veku*, pričom tento model má tvar

$$y = 28,0315 + 0,060002x$$

( $R = 0,150$ ). V prípade *ev. reformovaného vyznania* sú zistené vzťahy s vybranými ukazovateľmi vekovej štruktúry viac-menej rovnakého charakteru ako pri ev. augsburskom vyznaní, no sila týchto väzieb je menšia (Marenčáková, J., 2002).

### 6.5.3 Vzťah národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľstva

Spájanie náboženského vyznania s národnosťou má svoje korene hlboko v minulosti. Rôzne podmienky historického vývoja spôsobili, že niektoré národy sú charakteristické

určitým vierovyznaním, svoje náboženstvo považujú za národné (Kohútová, M., 1995). Národy a náboženstvá vznikli a formovali sa vlastne spoločne. Národ sa stal národom vďaka spoločnej kultúre, spoločnému kultu a tiež vlastnému národnému božstvu. Náboženstvá vznikali postupne, najprv ako rodové, potom kmeňové, národné, príp. štátne. Ich hlavným znakom nebola osobná viera, ale kult ako súčasť zdedeného spôsobu života. Až kresťanstvo tým, že sa už neviaže na žiadnu partikulárnu kultúru, prekračuje hranice národov, a tak sa stáva svetovým náboženstvom. Pri jeho šírení určite zohralo významnú úlohu kultúrne prostredie jednotlivých národov, adaptácia na miestne podmienky, čo neraz znamenalo vznik nových konfesíí, siekt a samostatných náboženstiev. Samozrejme existuje i spätné pôsobenie náboženstva na formovanie národa (Pastor, K., 1995).

Analýza uskutočnená podľa údajov zo sčítania v roku 1930 v SR dokumentuje silný vzťah národnosti a náboženstva. Z celkového počtu príslušníkov ev. reformovaného náboženstva tvorili 87% obyvatelia maďarskej národnosti. Pri väčšine národností sa prejavovala prevaha rímskokatolíckeho náboženstva, okrem Rusínov, Rusov a Ukrajincov, z ktorých bolo až 91,7% gréckokatolíkov a Židov, z ktorých sa až 99,9% hlásilo k izraelskému náboženstvu. Cigánske obyvateľstvo sa vo svojej religióznej orientácii prispôbuje prostrediu, v ktorom žije (Očovský, Š., 1993).

Zo štúdie vypracovanej na základe údajov zo sčítania v roku 1991, v ktorej sa pracuje s agregovanými dátami – typmi obcí, vyčlenenými na základe podielu obyvateľov jednotlivých národností v obci (Ritomský, A., 1993), vyplynulo, že v type slovenských obcí (podiel Slovákov nad 50%) výrazne prevláda rímskokatolícke náboženstvo, ku ktorému sa v týchto obciach hlási až 60,23% obyvateľov. V type rusínskych obcí prevláda gréckokatolícke náboženstvo, ku ktorému sa hlási 61,98% obyvateľov týchto obcí a relatívne vysoké zastúpenie má aj pravoslávne vyznanie (24,48%). V ukrajinskom type obcí sa najviac obyvateľov hlási k pravoslávnenému vyznaniu (42,72%) a gréckokatolíckemu (33,01%). V rómskych obciach sa 53,70% obyvateľov hlási k rímskokatolíckemu náboženstvu, no až 26,67% obyvateľov neudáva žiadne vyznanie, čo je najväčší podiel tejto kategórie v porovnaní s ostatnými typmi obcí, kde táto kategória neprevyšuje 18% v žiadnom z nich.

Z celkového počtu obyvateľov, ktorí uviedli pri sčítaní 1991 v SR maďarskú národnosť 64,9% tvorili katolíci, 11,3% reformovaná kresťanská cirkev, k iným náboženstvám sa prihlásilo 4,2% obyvateľov a zvyšných 19,6% tvorili kategórie neudané a bez vyznania. K rusínskej národnosti sa hlásilo približne 17 tisíc občanov, k ukrajinskej 13 tisíc. Predstavitelia Rusínskej obrody však odhadujú počet príslušníkov rusínskej menšiny na 200 tisíc, čo je približne súčet obyvateľov hlásiacich sa ku gréckokatolíckej a pravoslávnej cirkvi (Kollár, M., 1997).

Najvyššie zastúpenie obyvateľov bez vyznania (nad 40%) v ČR podľa sčítania 1991 sledujeme pri českej, ruskej a židovskej národnosti, naopak najnižšie (11,5%) pri poľskej národnosti. Podobne kategória nezistené vyznanie má najnižší podiel (6,9%) pri poľskej národnosti, pri ostatných je tento podiel vyšší ako 10% (u rómskej až 25,4%). K rímskokatolíckemu náboženstvu sa prihlásilo viac ako 50% obyvateľov pri slovenskej, maďarskej, poľskej, nemeckej národnosti a menej ako 20% pri ruskej, židovskej, lebo obyvatelia ruskej národnosti majú vysoké zastúpenie pravoslávneho a obyvatelia židovskej národnosti židovského vyznania (Srb, V., 1997).

Pri korelačnej analýze vzťahu národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľov je diskutabilné, ktorá veličina je východisková a ktorá cieľová, čiže pýtame sa či národnosť ovplyvňuje vierovyznanie alebo opačne. Možno sa však na túto problematiku pozerat tak,

že ich vzťah je vzájomný, a preto nás zaujíma skôr sila vzájomného vzťahu uvažovaných premenných ako smer tejto väzby. Popri sile vzájomnej väzby nás síce zaujíma i jej charakter, či ide o lineárny alebo nelineárny vzťah, príp. aký nelineárny, no nejde o konkrétny predpis funkcie, len o jej typ.

Pri lineárnych závislostiach na určenie tesnosti závislosti nie je nevyhnutné poznať, ktorá premenná je východisková a ktorá cieľová, R je v oboch prípadoch rovnaký. Základný obraz o vzťahoch jednotlivých ukazovateľov národnostnej a náboženskej štruktúry poskytujú párové lineárne korelácie, pričom ich tesnosť vyjadrujú koeficienty korelácie zoradené do korelačných matíc pre úroveň okresov i obcí (tab. 10, 11). Porovnaním hodnôt R a odpovedajúcej hraničnej hodnoty na oboch regionálnych úrovniach možno identifikovať medzi viacerými ukazovateľmi národnostnej a náboženskej štruktúry tesné lineárne závislosti. Všetky tesné lineárne závislosti medzi ukazovateľmi národnostnej a náboženskej štruktúry zistené na úrovni okresov sa ukázali ako tesné i na základe údajov za obce.

Tesnú lineárnu závislosť nepriameho charakteru identifikujeme medzi *slovenskou národnosťou* a *ev. reformovaným vyznaním*, a to v prípade podielu uvedeného vyznania z celkového počtu obyvateľov, ako i v prípade jeho podielu z veriacich. Bola tiež potvrdená tesná lineárna závislosť priameho charakteru medzi *maďarskou národnosťou* a *ev. reformovaným vyznaním*. Súvisí to s predchádzajúcim zistením o tesnej závislosti medzi týmto vyznaním a slovenskou národnosťou, no opačného charakteru. Medzi slovenskou a maďarskou národnosťou bola totiž zistená veľmi tesná nepriama lineárna závislosť.

*Česká národnosť* (vrátane moravskej a sliezskej) preukazuje tesnú priamu lineárnu závislosť s kategóriami *bez vyznania* a *neudané*. Analogicky medzi touto národnosťou a *podielom veriacich* v regióne existuje tesná lineárna závislosť, no nepriameho charakteru. Podľa lineárnych modelov sú zmeny v zastúpení týchto kategórií náboženskej štruktúry vyššie v závislosti od zmien v podiele obyvateľov českej národnosti ako opačne.

Uvedomujúc si malú početnosť obyvateľov *rusínskej a ukrajinskej národnosti* konštatujeme, že medzi podielom obyvateľov týchto národností a *podielom rímskokatolíkov* (v celej populácii ako i medzi veriacimi) existuje tesná lineárna závislosť nepriameho charakteru. Ďalším očakávaným zistením je veľmi tesná lineárna závislosť priameho charakteru medzi sledovanými národnosťami a *gréckokatolíckym vyznaním* vyjadreným ako podiel zo všetkých obyvateľov alebo len z veriacich.

Popri uvedených tesných lineárnych závislostiach na úrovni okresov i obcí boli odhalené viaceré štatisticky významné závislosti, nie však tesné. Ak uvažujeme podiel jednotlivých vyznaní v súbore všetkých obyvateľov, alebo len v súbore veriacich boli zistené významné lineárne závislosti napr. medzi *podielom obyvateľov slovenskej národnosti* a *podielom rímskokatolíkov* (priama), medzi *rómskou národnosťou* a *gréckokatolíckym vyznaním* (priama), *podielom obyvateľov českej národnosti* a *podielom gréckokatolíkov* (nepriama). V prípade vzťahu Rómov a gréckokatolíckeho vyznania sa možno domnievať, že naznačený lineárny vzťah súvisí s ich lokalizáciou najmä v priestore východného Slovenska. Opačný charakter závislosti českej národnosti s gréckokatolíckym vyznaním oproti rómskej národnosti súvisí aj so skutočnosťou, že medzi týmito dvomi národnosťami bola identifikovaná nepriama lineárna závislosť (Marenčáková, J., 2002).

Zohľadňujúc vzájomnosť väzieb národnostnej a náboženskej štruktúry a v súlade s cieľmi analýzy je možné pre prípad nelineárnych korelácií stanoviť, že závisle premennou bude náboženstvo, resp. jeho ukazovatele a nezávisle premennou národnosť. Takýto smer vzťahu je z hľadiska interpretácie jednoduchší ako opačné určenie. Pri nelineárnych vzťa-

Tabuľka 10 Korelačná matica lineárnych závislostí vybraných ukazovateľov národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľov na úrovni okresov SR

	VE	BV	NE	RK	GK	EA	ER	*RK	*GK	*EA	*ER	SL	MA	RO	ČE	RU
VE	1,00	-0,83	-0,93	0,55	0,10	-0,22	-0,06	0,26	0,07	-0,32	-0,11	0,11	-0,07	-0,13	-0,41	-0,02
BV	-0,83	1,00	0,57	-0,47	-0,12	0,24	0,07	-0,24	-0,11	0,34	0,12	-0,12	0,10	0,08	0,40	-0,03
NE	-0,93	0,57	1,00	-0,51	-0,07	0,17	0,05	-0,23	-0,04	0,25	0,09	-0,07	0,03	0,14	0,35	0,05
RK	0,55	-0,47	-0,51	1,00	-0,43	-0,60	-0,35	0,94	-0,45	-0,63	-0,36	0,14	-0,09	-0,11	-0,15	-0,25
GK	0,10	-0,12	-0,07	-0,43	1,00	-0,11	0,02	-0,51	1,00	-0,11	0,01	0,03	-0,08	0,10	-0,12	0,33
EA	-0,22	0,24	0,17	-0,60	-0,11	1,00	-0,06	-0,63	-0,11	0,98	-0,06	0,12	-0,12	0,01	0,09	-0,05
ER	-0,06	0,07	0,05	-0,35	0,02	-0,06	1,00	-0,37	0,02	-0,06	0,99	-0,51	0,52	-0,02	-0,07	-0,03
*RK	0,26	-0,24	-0,23	0,94	-0,51	-0,63	-0,37	1,00	-0,52	-0,65	-0,38	0,12	-0,07	-0,07	-0,00	-0,28
*GK	0,07	-0,11	-0,04	-0,45	1,00	-0,11	0,02	-0,52	1,00	-0,11	0,01	0,03	-0,08	0,11	-0,11	0,34
*EA	-0,32	0,34	0,25	-0,63	-0,11	0,98	-0,06	-0,65	-0,11	1,00	-0,06	0,12	-0,12	0,02	0,13	-0,05
*ER	-0,11	0,12	0,09	-0,36	0,01	-0,06	0,99	-0,38	0,01	-0,06	1,00	-0,52	0,53	-0,01	-0,06	-0,03
SL	0,11	-0,12	-0,07	0,14	0,03	0,12	-0,51	0,12	0,03	0,12	-0,52	1,00	-0,97	-0,12	0,09	-0,06
MA	-0,07	0,10	0,03	-0,09	-0,08	-0,12	0,52	-0,07	-0,08	-0,12	0,53	-0,97	1,00	-0,07	-0,09	-0,06
RO	-0,13	0,08	0,14	-0,11	0,10	0,01	-0,02	-0,07	0,11	0,02	-0,01	-0,12	-0,07	1,00	-0,10	-0,01
ČE	-0,41	0,40	0,35	-0,15	-0,12	0,09	-0,07	-0,00	-0,11	0,13	-0,06	0,09	-0,09	-0,10	1,00	-0,02
RU	-0,02	-0,03	0,05	-0,25	0,33	-0,05	-0,03	-0,28	0,34	-0,05	-0,03	-0,06	-0,06	-0,01	-0,02	1,00

Poznámka: (N=79), BV – bez vyznania, RK – rímskokatolíci, GK – gréckokatolíci, EA – ev. augsburského vyzn., ER – ev. reformovaného vyzn., NE – neudané vyzn., VE – veriaci, SL – Slováci, MA – Maďari, RO – Rómovia, ČE – Česi (vrátane Moravákov a Slezanov), RU – Rusíni a Ukrajinci,

vyznania označené \* boli vyjadrené ich podielom (v %) z celkového počtu veriacich,

vyznania a národnosti neoznačené \* boli vyjadrené ich podielom (v %) z celkového počtu obyvateľov

Prameň: Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991



**Tabuľka 11** Korelačná matica lineárnych závislostí vybraných ukazovateľov národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľov na úrovni obcí SR

	VE	BV	NE	RK	GK	EA	ER	*RK	*GK	*EA	*ER	SL	MA	RO	ČE	RU
<b>VE</b>	1,00	-0,83	-0,93	0,55	0,10	-0,22	-0,06	0,26	0,07	-0,32	-0,11	0,11	-0,07	-0,13	-0,41	-0,02
<b>BV</b>	-0,83	1,00	0,57	-0,47	-0,12	0,24	0,07	-0,24	-0,11	0,34	0,12	-0,12	0,10	0,08	0,40	-0,03
<b>NE</b>	-0,93	0,57	1,00	-0,51	-0,07	0,17	0,05	-0,23	-0,04	0,25	0,09	-0,07	0,03	0,14	0,35	0,05
<b>RK</b>	0,55	-0,47	-0,51	1,00	-0,43	-0,60	-0,35	0,94	-0,45	-0,63	-0,36	0,14	-0,09	-0,11	-0,15	-0,25
<b>GK</b>	0,10	-0,12	-0,07	-0,43	1,00	-0,11	0,02	-0,51	1,00	-0,11	0,01	0,03	-0,08	0,10	-0,12	0,33
<b>EA</b>	-0,22	0,24	0,17	-0,60	-0,11	1,00	-0,06	-0,63	-0,11	0,98	-0,06	0,12	-0,12	0,01	0,09	-0,05
<b>ER</b>	-0,06	0,07	0,05	-0,35	0,02	-0,06	1,00	-0,37	0,02	-0,06	0,99	-0,51	0,52	-0,02	-0,07	-0,03
<b>*RK</b>	0,26	-0,24	-0,23	0,94	-0,51	-0,63	-0,37	1,00	-0,52	-0,65	-0,38	0,12	-0,07	-0,07	-0,00	-0,28
<b>*GK</b>	0,07	-0,11	-0,04	-0,45	1,00	-0,11	0,02	-0,52	1,00	-0,11	0,01	0,03	-0,08	0,11	-0,11	0,34
<b>*EA</b>	-0,32	0,34	0,25	-0,63	-0,11	0,98	-0,06	-0,65	-0,11	1,00	-0,06	0,12	-0,12	0,02	0,13	-0,05
<b>*ER</b>	-0,11	0,12	0,09	-0,36	0,01	-0,06	0,99	-0,38	0,01	-0,06	1,00	-0,52	0,53	-0,01	-0,06	-0,03
<b>SL</b>	0,11	-0,12	-0,07	0,14	0,03	0,12	-0,51	0,12	0,03	0,12	-0,52	1,00	-0,97	-0,12	0,09	-0,06
<b>MA</b>	-0,07	0,10	0,03	-0,09	-0,08	-0,12	0,52	-0,07	-0,08	-0,12	0,53	-0,97	1,00	-0,07	-0,09	-0,06
<b>RO</b>	-0,13	0,08	0,14	-0,11	0,10	0,01	-0,02	-0,07	0,11	0,02	-0,01	-0,12	-0,07	1,00	-0,10	-0,01
<b>ČE</b>	-0,41	0,40	0,35	-0,15	-0,12	0,09	-0,07	-0,00	-0,11	0,13	-0,06	0,09	-0,09	-0,10	1,00	-0,02
<b>RU</b>	-0,02	-0,03	0,05	-0,25	0,33	-0,05	-0,03	-0,28	0,34	-0,05	-0,03	-0,06	-0,06	-0,01	-0,02	1,00

Poznámka: výberový súbor obsahuje 1587 obcí, vysvetlivky pozri poznámka k tab. 10  
 Prameň: Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991

hoch má rozhodnutie o východiskových a cieľových premenných opodstatnenie i z toho dôvodu, že na rozdiel od korelačného koeficientu, pri indexe korelácie nie je jedno, ktorá premenná je závislá a ktorá nezávislá. Pri lineárnej analýze, či sme uvažovali zastúpenie vyznani v celej populácii alebo len v subpopulácii veriacich, výsledky vychádzali veľmi analogické. Preto pri nelineárnych modeloch budeme jednotlivé vierovyznania reprezentovať len ich podielom v celej populácii regiónu (okres, obec). Z množstva nelineárnych modelov uvažujúcich všetky možné kombinácie vybraných premenných národnostnej a náboženskej štruktúry sú uvádzané len tie, ktoré spĺňali dve podmienky:

- prejavili sa ako vhodnejšie v porovnaní s lineárnym modelom, čiže prejavili väčšiu silu väzby uvažovaných premenných v porovnaní s lineárnym modelom;
- dokumentovali tesnú nelineárnu závislosť premenných vzhľadom na hraničnú hodnotu indexu korelácie ( $I_0$ ).

Na úrovni okresov evidentne medzi *podielom obyvateľov slovenskej národnosti* ( $x$ ) a *podielom rímskokatolíkov* existuje priama závislosť, ktorú však vhodnejšie ako lineárny model vystihuje model exponenciálny

$$y = 42,2271 + e^{(0,031379x)}$$

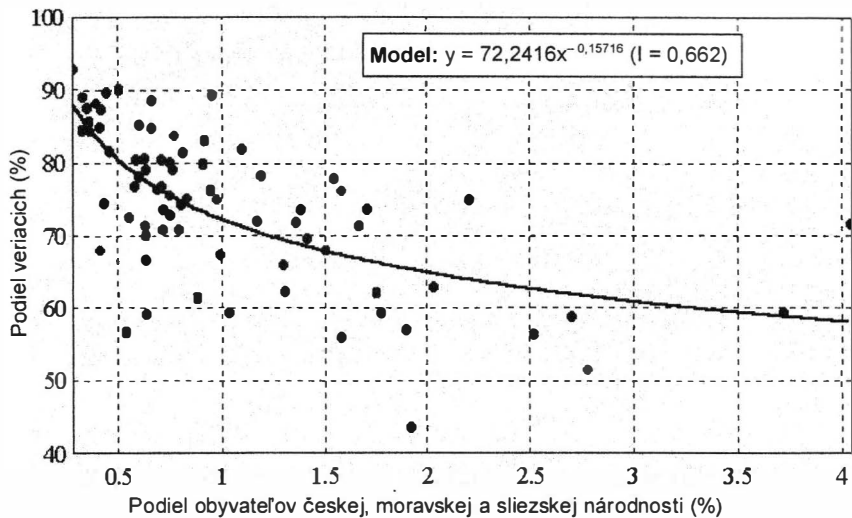
( $I=0,316$ ). Nárast oboch sledovaných premenných nie je pri tomto modeli rovnomerný, ale pri vyšších podieloch Slovákov je nárast podielu rímskokatolíkov väčší.

Medzi zastúpením obyvateľov *maďarskej národnosti* a obyvateľov *bez vyznania* v okresoch podľa predchádzajúcich analýz nie je významná lineárna závislosť, no v prípade viacerých nelineárnych funkcií možno hovoriť o významnej závislosti priameho charakteru, dokonca o tesnej závislosti. Takýchto nelineárnych funkcií bolo nájdených viacero (mocninové, exponenciálne, logaritmické). Ich spoločnou črtou bolo, že pri nižších podieloch Maďarov je nárast podielu obyvateľov bez vyznania oveľa rýchlejší ako pri vyšších podieloch. Podobne medzi *podielom maďarskej menšiny* a *podielom kategórie neudané vyznanie* v populácii nebola identifikovaná lineárna závislosť, len nelineárna, pri niektorých modeloch tesná. Opäť boli nájdené modely viacerých typov (exponenciálne, lineárne lomené, logaritmické), pričom ich spoločnou črtou bolo nielen to, že vyjadrovali priamy vzťah uvažovaných premenných, ale aj ich priebeh bol podobný. S rastom podielu Maďarov v populácii sa spája najprv veľmi prudký nárast kategórie neudané, ktorý je však pri vyšších podieloch maďarského etnika veľmi pomalý. Medzi *podielom veriacich* a *podielom Maďarov* bola identifikovaná nepriama závislosť nelineárneho charakteru, o ktorej na základe viacerých modelov možno hovoriť ako o tesnej. Z grafov týchto funkcií, ktoré boli najmä mocninového a exponenciálneho tvaru, konštatujeme, že pri nižšom zastúpení Maďarov sa s ich nárastom spája oveľa prudší pokles veriacich ako pri vyššom zastúpení tohto etnika.

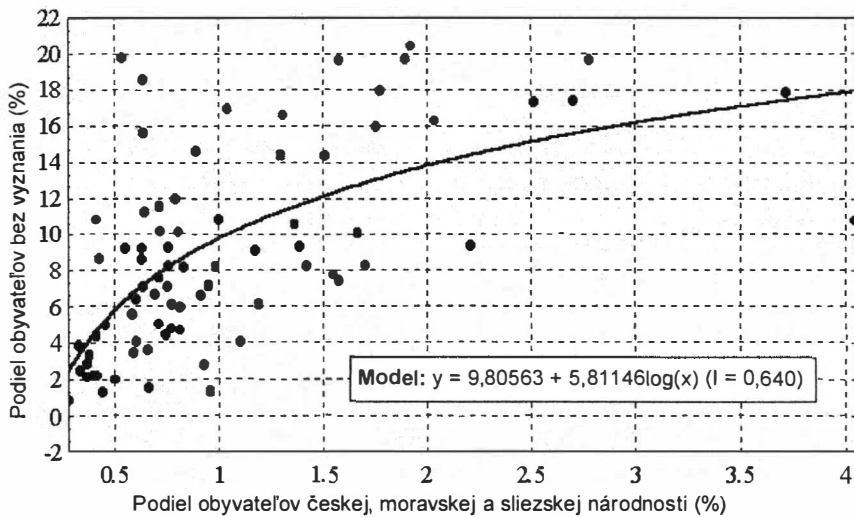
Závislosti medzi *podielom obyvateľov českej národnosti* ( $x$ ) a základnými kategóriami náboženskej štruktúry boli identifikované aj pri lineárnych modeloch, dokonca i pri nich sme už hovorili o tesnej závislosti, no vhodnejšie tieto vzťahy vystihujú nelineárne modely. Ako najlepšie vyjadrujúci vzťah uvedenej národnostnej menšiny s *podielom veriacich* sa ukázal mocninový model

$$y = 72,2416x^{-0,15716},$$

kde  $I = 0,662$  (graf 38), s kategóriami *bez vyznania* aj *neudané* logaritmický model, ktorý pre prvú premennú má tvar



Graf 38 Nelineárna závislosť národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR



Graf 39 Nelineárna závislosť národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľstva okresov SR

$$y = 9,80563 + 5,81146\log(x),$$

kde  $I = 0,640$  (graf 39) a pre druhú

$$y = 17,6232 + 5,60015\log(x),$$

kde  $I = 0,644$ . V prípade podielu veriacich ide o závislosť nepriameho charakteru a pri ostatných dvoch premenných priameho. Vo všetkých prípadoch možno hovoriť o tesnej

závislosti. Tesnejšia väzba ako lineárna sa ukázala aj medzi *zastúpením obyvateľov českej národnosti a gréckokatolíckeho vyznania*. Nepriamy vzťah najvhodnejšie vystihuje exponenciálna funkcia, charakteristická najprudším poklesom pri najnižších hodnotách podielu obyvateľov českej národnosti. Pri vyššom zastúpení tejto národnosti v populácii sa s jej nárastom spája len nevýrazný pokles podielu gréckokatolíkov. V tomto prípade tiež možno hovoriť o tesnom vzťahu ( $I = 0,426$ ).

Vzťahy medzi *podielom obyvateľov rusínskej a ukrajinskej národnosti (x) a podielom katolíckych vyznaní* (rímsko i grécko), ktoré boli ako tesne identifikované už pri lineárnej korelácii, sa nelineárnou korelačnou analýzou potvrdili a navyše boli nájdené modely, ktoré vyjadrovali ešte vyššiu tesnosť väzby týchto premenných. S nárastom podielu obyvateľov rusínskej a ukrajinskej národnosti v okresoch sa spája nárast podielu gréckokatolíkov, no pokles podielu rímskokatolíkov. V oboch prípadoch sa ako najvhodnejšie ukázali mocninnové funkcie, pre podiel gréckokatolíkov tvaru

$$y = 9,8692x^{0,456701},$$

kde  $I = 0,865$  a pre podiel rímskokatolíkov

$$y = 48,0306x^{-0,07995},$$

kde  $I = 0,499$ . Podľa grafov týchto funkcií najvýraznejšie zmeny v zastúpení katolíckych vyznaní v závislosti od nárastu podielu Rusínov a Ukrajincov prebiehajú pri nízkych hodnotách podielu obyvateľov tejto národnosti.

Na úrovni obcí sa vo veľkej väčšine vzťahov ukázal ako najvhodnejší lineárny model. Ak aj niektorý nelineárny model vyšiel na základe jednoduchých štatistických kritérií vhodnejší, rozdiel od lineárneho modelu bol zväčša nevýznamný. Napriek tomu z výsledkov nelineárnych korelačných analýz na úrovni obcí možno uviesť niekoľko zaujímavých zistení.

Tesná priama závislosť medzi *podielom maďarského obyvateľstva (x) a podielom obyvateľov reformovaného vyznania*, zistená pri lineárnej korelácii, sa potvrdzuje aj pri nelineárnej, pričom boli nájdené viaceré modely, ktoré sa javili vhodnejšie ako lineárny. Najvyššiu tesnosť vzťahu týchto premenných vyjadroval exponenciálny model

$$y = -0,347832 + e^{(0,030462x)},$$

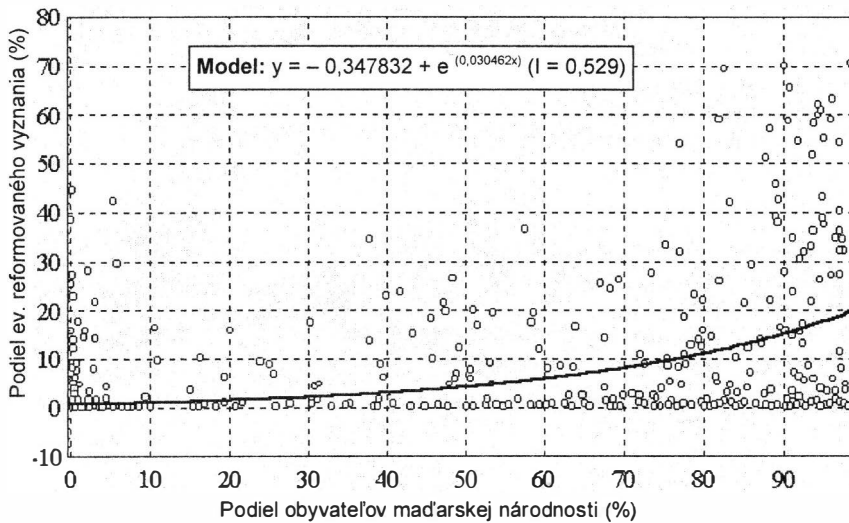
kde  $I = 0,529$  (graf 40). Ukázalo sa, že nepriamy vzťah medzi *slovenskou národnosťou (x) a reformovaným vyznaním*, ktorý bol už na základe lineárneho modelu charakterizovaný ako tesný, vhodnejšie vystihuje model exponenciálny

$$y = 20,99765e^{(-0,03688109x)}$$

( $I = 0,532$ ). Pokles podielu obyvateľov reformovaného vyznania je rýchlejší pri náraste podielu Slovákov z najnižších hodnôt, pri vyššom zastúpení obyvateľov tejto národnosti sú zmeny v zastúpení osôb reformovaného vyznania malé.

Aj nepriamy vzťah *podielu Rusínov a Ukrajincov s podielom rímskokatolíkov* vystihujú vhodnejšie ako lineárna funkcia viaceré nelineárne (exponenciálne, lineárna lomená). Medzi týmito dvomi premennými bola už pri lineárnej korelácii zistená tesná závislosť, ktorá sa ešte zvýraznila pri nelineárnych modeloch. Všetky tieto funkcie zaznamenávajú

rýchlejší pokles podielu rímskokatolíkov pri nižších hodnotách podielu obyvateľov sledovanej národnosti ako pri vyšších (Marenčáková, J., 2002).



Graf 40 Nelineárna závislosť národnostnej a náboženskej štruktúry obyvateľstva obcí SR

## 6.6. Vzťah pôrodnosti a sledovaných štruktúr obyvateľstva

Pri štúdiu vzájomného vzťahu hrubej miery živorodenosti so všetkými vybranými štruktúrami (vekovou, národnostnou, náboženskou) je samozrejme nevyhnutné zohľadniť korelačné vzťahy medzi ukazovateľmi týchto štruktúr, lebo vysoká závislosť medzi vysvetľujúcimi premennými môže spôsobiť skreslenie, resp. zníženie výpovednej schopnosti získaných parametrov modelu, v dôsledku nežiadúco vysokej multikolinearity.

Na úrovni okresov Slovenska, z vybraných ukazovateľov vekovej štruktúry najtesnejší lineárny vzťah má miera živorodenosti s *podielom 0 – 14 ročných* ( $x_1$ ), z náboženskej štruktúry je to *podiel obyvateľov bez udanej náboženskej príslušnosti* ( $x_2$ ) a z národnostnej štruktúry je to *podiel rómskeho obyvateľstva* ( $x_3$ ). Lineárny model s týmito tromi reprezentatívnymi ukazovateľmi pozorovaných štruktúr obyvateľstva ako nezávislými premennými tvaru

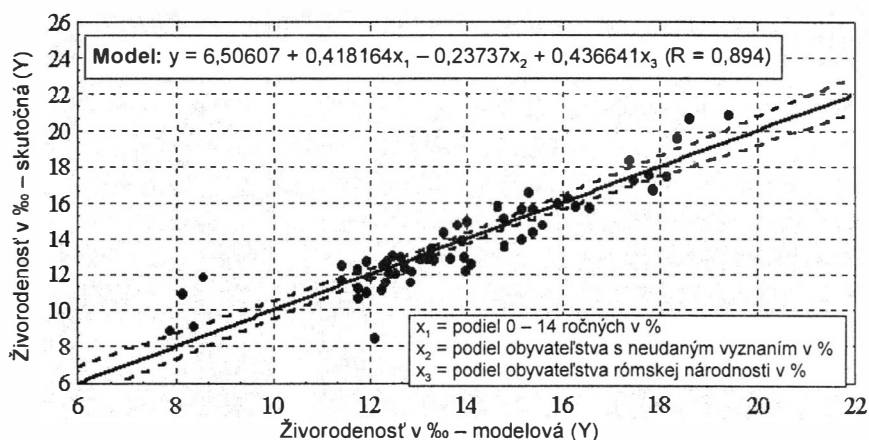
$$y = 6,50607 + 0,418164x_1 - 0,23737x_2 + 0,436641x_3$$

(graf 41) vysvetľuje 80% variability živorodenosti ( $R = 0,894$ ). Okrem tohto modelu aj ďalšie lineárne modely s tromi vysvetľujúcimi premennými zastupujúcimi všetky tri uvažované štruktúry obyvateľstva vysvetľujú variabilitu živorodenosti na viac ako 75%. Napríklad ak miesto podielu kategórie neudané uvažujeme podiel veriacich ( $R = 0,888$ ) alebo podiel obyvateľov bez vyznania ( $R = 0,869$ ). Tento vzťah je však zrejmý, lebo medzi tromi základnými kategóriami náboženskej štruktúry bola zistená tesná závislosť. Lineárne modely s dvomi vysvetľujúcimi premennými, kde prvou je jedna zo základných kategórií náboženskej štruktúry a druhá predstavuje podiel Rómov (chýba ukazovateľ vekovej štruk-

túry), vysvetľujú variabilitu živorodenosti na 62 – 65%. Najvyšší  $R = 0,806$  odpovedá modelu

$$y = 1,067969 + 0,154242x_1 + 0,677089x_2,$$

kde  $x_1$  predstavuje *podiel veriacich* a  $x_2$  *podiel rómskeho obyvateľstva*.



Graf 41 Viacnásobná lineárna závislosť pôrodnosti a vybraných štruktúr obyvateľstva okresov SR

Uvažujúc lineárne modely so štyrmi vysvetľujúcimi premennými na úrovni okresov, zo všetkých preskúmaných možností len v prípade vysvetľujúcich premenných podiel 0 – 14 ročných ( $x_1$ ), podiel kategórie neudané vyznanie ( $x_2$ ), podiel Maďarov ( $x_3$ ), podiel Rómov ( $x_4$ ), bol podiel vysvetlenej variability živorodenosti väčší ako 80%, pričom pre všetky koeficienty modelu hladina spoľahlivosti neklesla pod 95%. Predpis tohto modelu je

$$y = 7,227486 + 0,393544x_1 - 0,236498x_2 - 0,018097x_3 + 0,450907x_4$$

( $R = 0,902$ ). V porovnaní s modelom s tromi vysvetľujúcimi premennými (bez podielu Maďarov) je súčet štvorcov reziduálnych odchýliek menší, no rozdiel je nevýznamný. Rovnako aj rozdiel v podiele vysvetlenej variability živorodenosti týmito modelmi je malý. Podobne pridaním napr. premennej podiel veriacich do tohto modelu sa síce zvýši počet premenných, no podiel vysvetlenej variability živorodenosti sa zvýši nevýznamne, čo súvisí s už spomínanou tesnosťou vzťahu podielu veriacich s podielom kategórie neudané vyznanie.

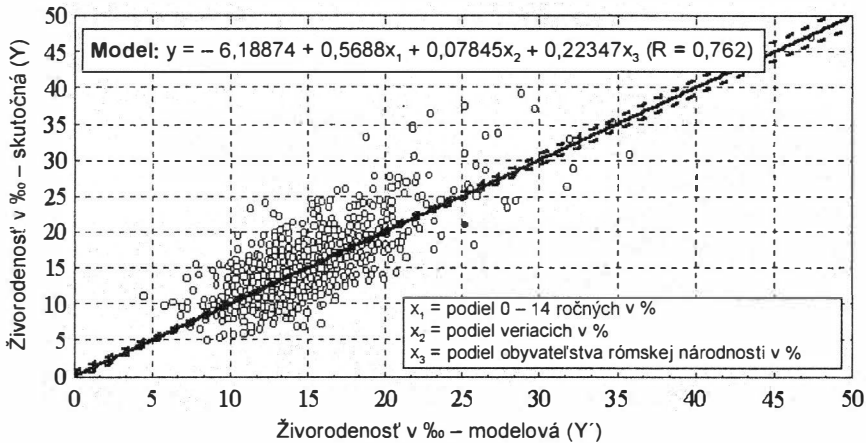
Pri všetkých modeloch na úrovni obcí možno konštatovať nižší podiel vysvetlenej variability miery živorodenosti v porovnaní s ekvivalentnými modelmi na úrovni okresov. Z modelov s tromi vysvetľujúcimi premennými, kde každá predstavuje inú z troch uvažovaných štruktúr, viaceré vysvetľujú variabilitu miery živorodenosti na viac ako 55%. Najvyšší koeficient determinácie je pri lineárnych modeloch, kde prvou premennou je *podiel detskej zložky v populácii* ( $x_1$ ), druhou je *podiel jednej z troch základných skupín náboženskej štruktúry* a *treťou je podiel rómskeho obyvateľstva* ( $x_3$ ). Najlepšie výsledky sú pri premennej  $x_2$  = podiel veriacich, kedy má lineárny model tvar

$$y = -6,18874 + 0,5688x_1 + 0,07845x_2 + 0,22347x_3$$

( $R = 0,762$ ), pričom podľa modelu je miera živorodenosti so všetkými tromi premennými v priamom vzťahu (graf 42). Ak by sme z lineárneho modelu vynechali premennú podiel 0 – 14 ročných, potom *podiel veriacich* ( $x_1$ ) a *podiel Rómov* ( $x_2$ ) vysvetľujú variabilitu živorodenosti približne z 1/3, pričom tento vzťah možno vyjadriť v tvare

$$y = 5,647549 + 0,090353x_1 + 0,412619x_2$$

( $R = 0,575$ ). Najvýraznejšie sa od modelu odchyľujú viaceré obce s relatívne vysokou skutočnou mierou živorodenosti (nad 25 ‰), ktorá výraznejšie preyšuje odpovedajúcu modelovú hodnotu.



Graf 42 Viacnásobná lineárna závislosť pôrodnosti a vybraných štruktúr obyvateľstva obcí SR

Z lineárnych modelov so štyrmi vysvetľujúcimi premennými najlepšie výsledky dával model, ktorý vzniká pridaním k predchádzajúcemu modelu s tromi premennými ( $x_1$  = podiel 0 – 14 ročných,  $x_2$  = podiel veriacich,  $x_3$  = podiel Rómov) premennej  $x_4$  = podiel maďarskej menšiny v populácii. Posledná pridaná premenná má, na rozdiel od ostatných, nepriamy vzťah s úrovňou živorodenosti. Matematický predpis tohto modelu je

$$y = -5,31859 + 0,55054x_1 + 0,07581x_2 + 0,22315x_3 - 0,01499x_4$$

( $R = 0,769$ ), ktorý vysvetľuje takmer 60% variability živorodenosti, čo však nie je výrazne viac ako uvádzaný model len s tromi vysvetľujúcimi premennými. Pridaním ďalšej premennej do modelu sa v niektorých prípadoch zvyšuje podiel vysvetlenej variability živorodenosti, no nejde o významný nárast, čo súvisí s korelačnými vzťahmi medzi vysvetľujúcimi premennými. Napríklad, ak do predchádzajúceho modelu so štyrmi východiskovými premennými zaradíme piatu premennú podiel 50 a viac ročných, nezvýši sa podiel vysvetlenej variability živorodenosti ani o 1% z dôvodu tesnej lineárnej závislosti medzi podielom 0 – 14 a 50 a viac ročných ( $R = 0,876$ ).

## 7. ZÁVER

Na základe analýzy pôrodnosti a plodnosti sa získali poznatky o určitých pravidelnostiach ich vývoja a priestorovej diferencovanosti na území Slovenska, zároveň sa získali významné poznatky z porovnávaní týchto populačných procesov s krajinami Európy, resp. s globálnou celosvetovou úrovňou. Súčasne boli v práci ukázané a kvantifikované určité významné vzťahy pôrodnosti s takými javmi ako je veková, národnostná a náboženská štruktúra obyvateľov.

Základnou črtou **dlhodobého vývoja** natality na Slovensku je jej klesajúca tendencia, ktorú narúšali kratšie obdobia jej vzostupu podmienené pronatalitnými opatreniami, zmenami vekovej štruktúry, zlepšením ekonomických podmienok a i. K najvýraznejším zmenám pôrodnosti a plodnosti dochádza na Slovensku po politických a spoločenských zmenách na začiatku 90. rokov. Akceleráciu vývojových tendencií pôrodnosti sledujeme i na priemernom ročnom poklese hrubej miery živorodenosti, ktorý v rokoch 1950 – 1990 dosahoval 0,1‰ a v rokoch 1990 – 1999 až 0,5‰. Výrazný je v období 1990 – 1999 i pokles hodnôt úhrnej plodnosti, z 2,085 na 1,329. Charakteristickou črtou vývojových zmien 90. rokov je i narastajúci podiel detí rodiacich sa mimo manželstva, ktorý sa v tomto období viac ako zdvojnásobil.

Druhou hlavnou črtou pôrodnosti a plodnosti je **priestorová diferencovanosť**, ktorú sledujeme na všetkých hierarchických regionálnych úrovniach. Pri porovnávaní štátov sveta z hľadiska týchto procesov sa ako určujúci faktor ukazuje ekonomická vyspelosť štátu. V skupine málo rozvinutých krajín bola v roku 1997 hrubá miera pôrodnosti 27‰ (úhrnná plodnosť 3,4), pričom v ekonomicky rozvinutých krajinách len 11‰ (1,6). Slovensko je svojou hodnotou miery živorodenosti i úhrnej plodnosti približne na úrovni európskeho priemeru, čo je asi polovica celosvetového priemeru. Vnútorne je však z hľadiska pôrodnosti značne diferencované. V rámci subregiónov Slovenska (kraje, okresy, obce), je základnou črtou priestorovej diferencovanosti hrubej miery živorodenosti ako i všeobecnej plodnosti nárast úrovne od západu na východ a zároveň i z juhu na sever.

Zmeny pôrodnosti ovplyvňuje väčšie množstvo **faktorov**, ktorých mieru vplyvu na úroveň pôrodnosti je náročné určiť. V práci sa ukázali významné vzťahy pôrodnosti s vekovou, národnostnou a náboženskou štruktúrou obyvateľov Slovenska. Z ukazovateľov vekovej štruktúry sa potvrdila tesná priama závislosť živorodenosti od podielu 0 – 14 ročných a naopak nepriama od podielu 50 a viac ročných. Stupeň religiozity úzko súvisí s úrovňou živorodenosti, čo potvrdzuje aj tesná priama závislosť pôrodnosti od podielu veriacich a nepriama od kategórií neudané a bez vyznania. Možno hovoriť tiež o rozdieloch v úrovni pôrodnosti medzi obyvateľmi jednotlivých vierovyznaní, súvisiacich s rozdielmi vo filozofii jednotlivých náboženstiev. V práci sa potvrdili i rozdiely v úrovni miery živorodenosti medzi jednotlivými národnosťami na Slovensku. Medzi úrovňou živorodenosti a zastúpením rómskeho etnika bola zistená priama závislosť a medzi živorodenosťou a zastúpením menšiny maďarskej ako i českej závislosť nepriama.

Poznanie vzťahov študovaných populačných procesov so spoločenskými a ekonomickými faktormi predstavuje veľmi náročnú poznávaciu úlohu. Pôrodnosť a plodnosť ako i celý reprodukčný proces je vo veľmi zložitých väzbách i s ďalšími javmi ako sú napr. úroveň ekonomického rozvoja, úroveň vzdelania obyvateľov, používanie antikoncepcie, stupeň urbanizácie a i. Práve tieto vzťahy by sa mohli stať predmetom ďalšieho poznávania.



## Literatúra

- ANDERSON, B., A., SILVER, B., D. (1995): Ethnic Differences in Fertility and Sex Ratios at Birth in China: Evidence from Xinjiang. *Population Studies*. Vol. 49, No. 2, p. 211-226.
- BAKKER, E. (1998): The Development of the Slovakia's Hungarian Population and its Habit. *Espace, Populations, Societes*, 3, p. 417-430.
- BARRETT, H., R. (1996): *Population geography*. 6. vyd. Londýn, Oliver & Boyd. 220 p.
- BÄHR, J. (1983): *Bevölkerungsgeographie. Verteilung und Dynamik der Bevölkerung in globaler, nationaler und regionaler Sicht*. Stuttgart, Verlag Eugen Ulmer. 431 p.
- BIRG, H. (1996): *Die Weltbevölkerung. Dynamik und Gefahren*. In der Beck'schen Reihe 2050. München.
- BOJARSKIJ, A., J. (1967): *Kurs demografii*. Moskva, Statistika. 400 s.
- BOJARSKIJ, A., J., ŠUŠERIN, P., P. (1954): *Demografická statistika*. Moskva, Statistika. 400 s.
- COURBAGE, Y. (1998): Demographic characteristics of national minorities in Hungary, Romania and Slovakia. *Population Studies*, Vol. 51, No. 2.
- ČÁKIOVÁ, E. (2000): Šetření rodiny a reprodukce – mezinárodní komparace. *Demografie*, roč. 42, č. 3, s. 208-218.
- DAY, L., H. (1968): Natality and Ethnocentrism: Some Relationships Suggested by an Analysis of Catholic-Protestant Differentials. *Population Studies*. Vol. 22, No. 1, p. 27-50.
- DITTGEN, A. (1989): Population Ageing in France, Past, Present and Future. The Impact of Fertility, Mortality and Migration. *Acta demographica*, Vol. 9, No. 2. Praha, Čs. demografická společnost při ČSAV. p. 7-33.
- ENGELN, TH., L., M., HILLEBRAND, J., H., A. (1986): Fertility and Nuptiality in the Netherlands, 1850-1960. *Population Studies*, Vol. 40, No. 3, p. 487-503.
- Federální statistický úřad, Český statistický úřad, Slovenský štatistický úrad (1991). Pohyb obyvateľstva v ČSFR v roce 1990. FSÚ.
- FIALOVÁ, L., PAVLÍK, Z., VEREŠ, P. (1990): Fertility Decline in Czechoslovakia During the Last Two Centuries. *Population Studies*, Vol. 44, No. 1, p. 89-106.
- FINKOVÁ, Z. (2000): Štatistika národností a Rómovia. *Geografický časopis*, roč. 52, č. 3, s. 285-288.
- FORET, M. (1987): Souvislosti rodinného a náboženského života. *Ateizmus*, roč. 15, č. 5, s. 472-478.
- FREEDMAN, R., BAUMERT, C., BOLTE, M. (1959): Expected Family Size and Family Size Values in West Germany. *Population Studies*, Vol. 13, No. 3, p. 145.
- FRIEDLANDER, D., FELDMANN, C. (1993): The Modern Shift to Below-Replacement Fertility: Has Israel's Population Joined the Process? *Population Studies*, Vol. 47, No. 2, p. 295-306.
- GLASS, D., V. (1968): Fertility Trends in Europe since the Second World War. *Population Studies*, Vol. 22, No. 1, p. 103-146.
- GRÁDA, C., WALSH, B. (1995): Fertility and Population in Ireland, North and South. *Population Studies*, Vol. 49, No. 2, p. 259-279.
- GREGSON, S., ZHUWAU, T., ANDERSON, R., M., CHANDIWANA, S., K. (1999): Apostles and Zionists: The Influence of Religion on Demographic Change in Rural Zimbabwe. *Population Studies*. Vol. 53, No. 1, p. 179-193.
- GUDŽABIDZE, V., V. (1989): Demografičeskoje starenie naselenia Gruzinskoj SSR. *Acta demographica*, Vol. 9, No. 2. Praha, Čs. demografická společnost při ČSAV. p. 34-44.
- HAHN, H. (1950): Der Einfluss der Konfessionen auf die Bevölkerung und Sozialgeographie des Hunsrücks. *Bonner Geogr. Abh.* 4. Bonn.
- HAMPSHIRE, K., RANDALL, S. (2000): Pastoralists, Agropastoralists and Migrants: Interactions between Fertility and Mobility in Northern Burkina Faso. *Population Studies*. Vol. 54, No. 3, p. 247-361.
- HRUBÝ, J. (1995): Populačné faktory vo vzťahu k náboženstvu obyvateľstva SR. In: *Fenomén národnosti a náboženstva v demografii strednej Európy*. 5. demografická konferencia. Bratislava 1995. Bratislava, SŠDS. s. 29-37.

- HRUBÝ, J. (1997): Problematika prirodzeného prírastku obyvateľstva vo vzťahu k vidieku. *Slovenská štatistika a demografia*, roč. 7, č. 1, s. 40-47.
- HRUBÝ, J., FARSKÁ, J. (1996): Postavenie vidieka a jeho religiozity v reprodukcii obyvateľstva SR. *Zemědělská ekonomika*, roč. 42, č. 4, s. 175-178.
- CHOU, R., CH., BROWN, S. (1968): A Comparison of the Size of Families of Roman Catholics and Non-Catholics in Great Britain. *Population Studies*, Vol. 22, No. 1, p. 51-60.
- CHOVANCOVÁ, J. (1999): Fertility of population in Slovakia in the European context. *Acta FRN UC, Geographica. Supplementum No. 2/II*. Univerzita Komenského Bratislava. s. 25-41.
- CHURA, A., J. (1936): Slovensko bez dorastu? Sociálno-pediatrické štúdium. Bratislava, *Rol'nicka osveta*. 464 s.
- JOHNSON, S., P. (1994): *World Population – Turning the Tide. Three decades of progress*. London, Graham & Trotman.
- JONES, G., W. (1990): Fertility Transition Among Malay Populations of Southeast Asia: Puzzles of Interpretation. *Population and Development Review*, Vol. 16, No. 3, p. 507-537.
- JUROVÁ, A. (1995): Niekoľko poznámok k problémom rómskej populácie na Slovensku. In: *Fenómén národnosti a náboženstva v demografii strednej Európy*. 5. demografická konferencia. Bratislava 1995. Bratislava, SŠDS. s. 50-58.
- JUROVÁ, A. (2000): Rómovia na východnom Slovensku-determinanty ich vývoja v 20. storočí. In: *Faktory vývoja sociálnej úrovne regiónov*. Zborník príspevkov z konferencie. Košice 2000. SŠDS Bratislava a Krajská správa ŠU SR Košice. s. 40-47.
- KALIBOVÁ, K. (1999): Roma/Gypsy Population in Eastern Europe from the Point of View of Demography. In: *European Population Conference*, Hague 1999. Session E. 1.
- KETKAR, S., L. (1979): Determinants of Fertility in a Developing Society: The Case of Sierra Leone. *Population Studies*. Vol. 33, No. 3, p. 479-488.
- KOHÚTOVÁ, M. (1995): Národnostné a náboženské zloženie obyvateľov Záhoria v 17. storočí. In: *Fenómén národnosti a náboženstva v demografii strednej Európy*. 5. demografická konferencia. Bratislava 1995. Bratislava, SŠDS. s. 59-65.
- KOLLÁR, M. (1997): Cirkvi. In: *Bútora, M. ed. Slovensko 1996. Súhrnná správa o stave spoločnosti a trendoch na rok 1997*. 1. vyd. Bratislava, Inštitút pre verejné otázky. s. 267-278.
- KOSIŇSKI, L. (1967): *Geografia ludności*. 1. vyd. Warszawa, Państwowe wydawnictwo naukowe. 236 s.
- KRAUS, J., TOMEK, I., VELEBIL, P. (1996): Výsledky průzkumu reprodukce a zdraví, ČR 1993. *Demografie*, roč. 38, č. 2, s. 105-120 (1. časť), č. 3, s. 181-193 (2. časť).
- KULS, W. (1980): *Bevölkerungsgeographie. Eine Einführung*. Stuttgart, B.G.Teubner. 240 s.
- LANGFORD, C., M. (1981): Fertility Change in Sri Lanka Since the War: An Analysis of the Experience of Different Districts. *Population Studies*, Vol. 35, No. 2, p. 285-306.
- LEIB, J., MERTINS, G. (1983): *Bevölkerungsgeographie*. Braunschweig, Westermann Verlag. 236 s.
- LENGYEL COOK, M., S., REPETTO, R. (1982): The Relevance of the Developing Countries to Demographic Transition Theory: Further Lessons from the Hungarian Experience. *Population Studies*, Vol. 36, No. 1, p. 105-128.
- LESTHAGE, R. (1983): A Century of Demographic and Cultural Change in Western Europe: An Exploration of Underlying Dimensions. *Population and Development Review*, Vol. 9, No. 3, p. 411-435.
- LESTHAGE, R. (1991): The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation. *IDP-Working Paper 1991-2, Interuniversity Programme in Demography*, Brussels.
- LESTHAGE, R., van de KAA, D., J. (1986): Two Demographic Transition? In: *van de Kaa, D., J., Lesthage, R. eds. Population: Growth and Decline*. Deventer, Van Loghum Slaterus.
- MARENČÁKOVÁ, J. (2002): *Pôrodnosť a plodnosť obyvateľstva Slovenska (vývoj, priestorová diferenciálnosť, príčinné súvislosti)*. Dizertačná práca, Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského, Bratislava.

- MAŠKOVÁ, M. (1989): The Impact of Fertility and Mortality on Population in Czechoslovakia. *Acta demographica*, Vol. 9, No. 2. Praha, Čs. demografická společnost při ČSAV. p. 94-113.
- MATULNÍK, J. (1998): *Pokles pôrodnosti na Slovensku. Sociologická perspektíva*. Trnava, FH TU.
- MATULNÍK, J., PASTOR, K. (1997): Pokles pôrodnosti na Slovensku ako deviácia a ako výskumný problém. *Sociológia*, roč. 29, č. 5, s. 549-562.
- MAZUR, D., P. (1967): Fertility Among Ethnic Groups in the USSR. *Demography*. Vol. 4, No. 1, p. 172-195.
- MAZUR, D., P. (1973): Relation of Marriage and Education to Fertility in the USSR. *Population Studies*. Vol. 27, No. 1, p. 105-116.
- MELLENS, M. (1999): Determinants of demographic behaviour. In: *de Beer, J., van Wissen, L., eds. Europe: One Continent, Different Worlds. Population Scenarios for the 21<sup>st</sup> Century*. Netherlands, NiDi, s. 5-32.
- MELLENS, M. (1999b): Uniformity and Diversity defined. In: *de Beer, J., van Wissen, L., eds. Europe: One Continent, Different Worlds. Population Scenarios for the 21<sup>st</sup> Century*. Netherlands, NiDi, s. 33-44.
- MLÁDEK, J. (1992): *Základy geografie obyvateľstva*. 1. vyd. Bratislava, SPN. 232 s.
- MLÁDEK, J. (1995): Národnostná štruktúra obyvateľstva Slovenska a procesy jeho starnutia. In: *Fenomén národnosti a náboženstva v demografii strednej Európy*. 5. demografická konferencia. Bratislava 1995. Bratislava, SŠDS. s. 98-104.
- MLÁDEK, J. (1998): Druhý demografický prechod a Slovensko. *Acta Facultatis Studiorum Humanitatis et Naturae Universitatis, Prírodné vedy, Folia Geographica* 2. roč. 30. Prešov. s. 42-52.
- MLÁDEK, J. (1999): Peculiarities of the Demographic Development of Slovakia in the Period of the Social Transformation. In: *Kobayashi, K., ed.. Market Economy and Changing Regional Structures: the Case of Central Europe (the Former East Germany, Poland, Czech, Slovak and Hungary)*. Gifu University, Faculty of Education. p. 401-425.
- MLÁDEK, J., CHOVANCOVÁ, J., BÁTOROVÁ, S. (1998): Dynamika obyvateľstva Slovenska. In: *Mládek, J., ed. Demogeografia Slovenska. Vývoj obyvateľstva, jeho dynamika, vidiecke obyvateľstvo*. 1. vyd. Bratislava, Univerzita Komenského. s. 69-148.
- OČOVSKÝ, Š. (1992): Faktory zmien etnickej štruktúry obyvateľstva na Slovensku v 20. storočí. *Geographia Slovaca*, č. 1, s. 47-54.
- OČOVSKÝ, Š. (1993): Vývoj religióznej štruktúry obyvateľstva na Slovensku. *Geografický časopis*, roč. 45, č. 2-3, s. 163-182.
- PASTOR, K. (1993): Vzťahy medzi demografickými charakteristikami okresov Slovenska. In: *Populačné zdroje regionálneho rozvoja Slovenska*. Zborník referátov zo 4. demografickej konferencie. Bratislava, SŠDS. s. 91-97.
- PASTOR, K. (1994): Religiozita ako demografický faktor. *Slovenská štatistika a demografia*, roč. 4, č. 1, s. 13-23.
- PASTOR, K. (1994b): Výpovedná hodnota štatistických údajov o religiozite. *Demografie*, roč. 36, č. 3, s. 173-179.
- PASTOR, K. (1995): Národnosť a náboženstvo v štatistickom zisťovaní. In: *Fenomén národnosti a náboženstva v demografii strednej Európy*. 5. demografická konferencia. Bratislava 1995. Bratislava, SŠDS. s. 112-118.
- PASTOR, K. (1995b): Religiozita a rodina v demografii strednej Európy. In: *Fenomén národnosti a náboženstva v demografii strednej Európy*. 5. demografická konferencia. Bratislava 1995. Bratislava, SŠDS. s. 119-125.
- PASTOR, K. (1997): Populačný vývoj na Slovensku a demografické teórie. In: *Pôrodnosť a vybrané aspekty reprodukcie obyvateľstva*. 6. demografická konferencia. Domaša 1997. Bratislava, SŠDS. s. 93-97.
- PASTOR, K. (1997b): Súčasný populačný vývoj na Slovensku a demografické teórie. *Slovenská štatistika a demografia*. roč. 7, č. 4, s. 45-58.

- PASTOR, K. (1998): Druhá demografická revolúcia. In: *30 rokov SŠDS*. Zborník zo slávnostnej konferencie. Bratislava, SŠDS. s. 34-36.
- PASTOR, K. (2000): Ekonomické vplyvy na priebeh poklesu pôrodnosti na Slovensku po roku 1990. In: *10. slovenská štatistická konferencia*. Smolenice 2000. Bratislava, SŠDS. s. 179-184.
- PAUKOVIČ, V. (1994): Etnická štruktúra Slovenska, jej vývoj, demografické a sociálne charakteristiky. *Sociológia*, roč. 26, č. 5-6, s. 425-446.
- PODOLÁK, P. (1998): *Národnostné menšiny v Slovenskej republike z hľadiska demografického vývoja*. Martin, Matica slovenská. 91 s.
- PODOLÁK, P. (2000): Geografické a demografické charakteristiky rómskeho obyvateľstva na Slovensku. *Geografický časopis*, roč. 52, č. 3, s. 269-284.
- REHER, D., S., IRISO-NAPAL, P., L. (1989): Marital Fertility and its Determinants in Rural and in Urban Spain, 1887-1930. *Population Studies*. Vol. 43, No. 3, p. 405-427.
- RITOMSKÝ, A. (1993): Etnické typy obcí na Slovensku. *Sociológia*, roč. 25, č. 4-5, s. 433-450.
- SANDER, W. (1992): Catholicism and the Economics of Fertility. *Population Studies*, Vol. 46, No. 3, p. 477-489.
- SEYS, F., O. (1998): Typologie des changements démographiques eu Europe centrale et orientale depuis la chute du communisme. *Espace, Populations, Societes*, 3. p. 441-461.
- SCHULTZ, T., P. (1997): Demand for children in low income countries. In: *Rosenzweig, M., R., Stark, O., eds. Handbook of population and family economics. Volume 1A*. New York, Elsevier. p. 349-426.
- SORENSEN, A., M. (1989): Husbands' and Wives' Characteristics and Fertility Decisions: A Diagonal Mobility Model. *Demography*. Vol. 26, No. 1, p. 125-135.
- SOROKIN, A. (1989): Demographic Parameters of Population Ageing. *Acta demographica*, Vol. 9, No. 2. Praha, Čs. demografická spoločnosť při ČSAV. p. 152-162.
- SRB, V. (1996): Asimilace a překlánění národnosti obyvatelstva v Československu ve světle sčítání lidu 1950-1991. *Demografie*, roč. 38, č. 3, s. 157-164.
- SRB, V. (1997): Náboženské vyznání a demografické, sociálně ekonomické a kulturní charakteristiky obyvatelstva České republiky. *Demografie*, roč. 39, č. 3, s. 191-202.
- Štatistický úrad Slovenskej republiky. Pohyb obyvateľstva v SR v rokoch 1991-1995. Bratislava.
- Štatistický úrad Slovenskej republiky. Stav a pohyb obyvateľstva v SR v rokoch 1996-2000. Bratislava.
- Štatistický úrad Slovenskej republiky. Bilancia pohybu obyvateľstva v Slovenskej republike podľa národnosti, 1996-1999. Bratislava.
- Štatistický úrad Slovenskej republiky. Bilancia pohybu obyvateľstva SR podľa obcí v rokoch 1991-1995. Bratislava.
- Štatistický úrad Slovenskej republiky (1992): Sčítanie ľudu, domov a bytov 1991. Bratislava.
- ŠUVALOV, E., L. (1985): Geografia naselenia. Moskva, Prosveščenie. 176 s.
- ŠVAJKOVÁ, M. (2002): *Vývoj a priestorová diferencovanosť pôrodnosti a plodnosti v Európe od roku 1950 po súčasnosť*. Diplomová práca, Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského, Bratislava.
- TERRY, G., B. (1975): Rival Explanations in the Work-Fertility Relationship. *Population Studies*, Vol. 29, No. 2, p. 191-205.
- TIRPÁK, M. (1997): Vývoj pôrodnosti a plodnosti na Slovensku v rokoch 1950-1996. In: *Pôrodnosť a vybrané aspekty reprodukcie obyvateľstva*. 6. demografická konferencia. Domaša 1997. Bratislava, SŠDS. s. 4-13.
- TRUSSELL, J., van de WALLE, E., van de WALLE, F. (1989): Norms and Behaviour in Burkinabe Fertility. *Population Studies*. Vol. 43, No. 3, p. 429-454.
- TZIAFETAS, G., TZOUGAS, J. (1989): The Ageing of Population and Fertility Decline: The Case of Greece. *Acta demographica*, Vol. 9, No. 3. Praha, Čs. demografická spoločnosť při ČSAV. p. 183-199.

- van de KAA, D., J. (1980): Recent Trends in Fertility in Western Europe. In: *Hiorns, R., W. ed. Demographic Patterns in Developed Societies*. London, Taylor and Francis. s. 55-83.
- van de KAA, D., J. (1987): Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*. Vol. 42, No. 1, p. 1-51.
- van de KAA, D., J. (1996): Anchored Narratives: The Story and Findings of Half a Century of Research into the Determinants of Fertility. *Population Studies*, Vol. 50, No. 3, p. 389-432.
- van de KAA, D., J. (1997): Options and Sequences: Europe's Demographic Patterns. *Journal of the Australian Population Association*. Vol. 14, No. 1, p. 1-30.
- van de KAA, D., J. (1999): Europe and its Population: the Long View. In: *European Populations: Unity in Diversity*. European Population Conference, Hague 1999. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht. s. 1-50.
- WATKINS, S., C. (1990): From Local to National Communities. The Transformation of Demographic Regimes in Western Europe, 1870-1960. *Population and Development Review*. Vol. 16, No. 2, p. 241-272.
- YUSUF, F., ROCKETT, I. (1981): Immigrant Fertility Patterns and Differentials in Australia, 1971-1976. *Population Studies*. Vol. 35, No. 3, p. 413-424.
- ZIMPEL, H., G. (1980): Bevölkerungsgeographie und Ökumene. In: *Sozial – und Wirtschaftsgeographie 1*. München, Paul List Verlag. p. 13-210.

## Resume

### **Natality in the population of Slovakia and its relationship with selected demographic and societal phenomenons**

Natality is considered to be one of the key factors for the demographic development and for the general development of the society. The whole reproductive process derives from natality and fertility. Furthermore, the great majority of the population's structures, particularly the age structure, are closely connected with these population determinants. That is why, studying of fertility and natality, their development trends, relationship with the past and ongoing social phenomena and processes, spatial differentiation in the levels and paces of changes at the population level, still is the issue of great importance in the present day demographic research.

In this work we have set the one **main goal** – the analysis of the relationship of the various demographic factors (age, ethnic and religious structures of population) and natality which was conducted on the district and settlement levels of the Slovakia regions. Statistical data about selected structures of population are represented of relative data by results of population census. Process of natality has been characterised by average of live – birth rate per 5 years. For the actual districts (79) the data was re-count by aggregation of settlements' level. Verification and quantification studied relationships between selected population structures and proceses was concerned with application of some selected statistical methods such as the correlation analysis and regression analysis, they were thought linear and non-linear depends. Statistical methods in this work was also application of techniques for processing of the large statistical files, use of the computer and database technologies and technologies for the graphical interpretation of studied phenomena and processes.

In conformity with main goal, the work incorporates outcomes of the following modelling approaches (partial goals):

- ♦ the analysis of the long-term trends of the natality and fertility development in Slovakia in comparison with the relevant trends in selected European and world countries;
- ♦ the analysis and documentation of the spatial differentiation of natality and fertility on the three global hierarchic levels (the world, the world macro regions and countries, the

European countries including) and on the three inter-regional levels of Slovakia (regions, districts and settlements);

- the analysis of the spatial differentiation of selected population structures (based on the age, ethnic and religion dimensions) on the two inter-regional levels of Slovakia (on the levels of districts and settlements);
- the analysis of the relationship between selected population structures (based on the age, ethnic and religion patterns) which was monitored on the district and settlement levels of the Slovakia regions.

The main feature of the **long-term development** of natality in Slovakia is represented by its falling tendency, which was casually interrupted by the short periods of growth due to the pronatal measures, changes in the age structure, improving of the economic conditions, etc. The most impressive changes of natality and fertility have been reported at the beginning of the 90s with the arrival of the great political and social changes. Some acceleration in the development of natality has been observed on the average annual declination of the rates of live births, which in 1950 – 1990 reached 0,1‰ and in 1990 – 1999 even 0,5‰. Except this, in 1990 – 1999 a significant decline of the total fertility rates from 2,085 to 1,329 has also occurred. Moreover, the development trends in the 90s were characterised by increasing ratio of children born outside the marriage. This index had more than doubled at that period.

The **spatial differentiation** may be regarded as the next important pattern of the natality and fertility. It has been monitored on all hierarchic regional levels. While comparing the world countries in terms of these factors, the level of a state economic development has proved to be decisive. For example, in 1997, the group of the less developed countries reported the live births rate of 27‰ (the total fertility rate of 3,4), whereas the respective figures in the group of the more developed countries reached only 11‰ (1,6). Slovakia, with its rates of live births and total fertility, has already achieved the average European figures, which are of about a half of the world average. However, the figures of the live births rate inside Slovakia vary considerably. In the framework of the Slovakia's sub-structure division (regions, districts and settlements) the spatial differentiation of the rates of live births is growing from the west to the east and from the south to the north.

The alterations of natality are affected by number of **factors**. That is why, it was difficult to determine a degree of their impact on the live births rates. But, in course of our work, we have discovered the impressive relations between natality and the age, ethnic and religion structures of population in Slovakia. The values of the age structure have, for example, confirmed a significant direct correlation of the live births rate against the ratio of aged 0 to 14 and, on the contrary, the indirect correlation of the live births rate against the ratio of aged 50 and more. As to the religion aspect, we have found out that a strong religion tradition has a direct impact on the natality figures. This was confirmed by a significant direct correlation of the rate of live births against the ratio of believers and by the indirect correlation against the category of residents belonging to no confession and those, who did not mentioned their religion orientation. We can also argue in favour of differences in natality between representatives of different confessions, what might be affected by differences in philosophical background of individual religions. Our work has also confirmed the differences in the natality figures between the individual ethnics in Slovakia. For instance, it was observed a direct correlation between the ratio of the Gypsy community in population and the rate of live births. However, in case of the Hungarian and the Czech minorities the respective correlation proved to be indirect.

---

RNDr. Jana Marenčáková, PhD.

Department of Human Geography and Demogeography, Comenius University, Faculty of Natural Sciences, Mlynská dolina, 842 15 Bratislava, Slovakia

e-mail: marencakova@fns.uniba.sk