

Aplikace „path-analýzy“ v sociologii však byla teprve počátkem dlouhodobého úsilí o nalezení optimálního metodologického a matematicko-statistického aparátu, který by umožňoval analýzu složitých kauzálních systémů a zejména testování platnosti výkladových modelů sociálních jevů a procesů. Na vývoji tohoto aparátu, dnes souhrnně označovaného pojmem „modely strukturních rovnic“ (6), se podílely zejména ekonometrie a psychometrie, přičemž každá z těchto disciplín vnesla do tohoto směru zvláštnosti odpovídající rozdílům v předmětech těchto věd a v jimi analyzovaných problémech (7). Sociologie byla zpočátku disciplínou, kde docházelo spíše k syntéze obou směrů a k jejich dalšímu vzájemnému obohacování, a teprve později i zde došlo k určitým inovacím. Zatímco matematicko-statistická stránka uvedené syntézy byla převážně spjata se jménem švédského statistika Karla Joreskoga [Joreskog 1970, 1973 a 1976, pokud jde o starší práce] a později i dalších, neznámka jeho žáků (B. Muthén, P. Bentler), mezi autory nejznámějších aplikací i některých metodologických rozborů syntetizujícího přístupu nejčastěji nalézáme zejména Duncanovy žáky či spolupracovníky [Hauser a Goldberger 1971, Bielby, Hauser a Featherman 1976, Hauser 1971, 1973] a přirozeně i samotného Duncana [Duncan 1970, 1972, 1975, Duncan a Featherman 1973, Duncan, Featherman a Duncan 1972, Duncan, Haller a Portes 1968, aj].

Nejbouřlivějším rozvojem a obdobím závažných meritorních i čistě metodologických diskusí prošlo strukturní modelování v průběhu sedmdesátých let. V současné době jsme spíše svědky prudkého růstu počtu jeho sociologických aplikací. Neklesá však ani počet statí informujících o dalších zdokonaleních metody a programů pro její aplikaci. V poslední době je aktuální zejména řešení problémů spjatých s relativně striktními požadavky kladenými na rozložení proměnných [Joreskog, Sorbom 1987] a problémů spjatých s normalizací u modelů s latentními proměnnými [Williams, Thomson 1986; Sobel, Arminger 1986; Bielby 1986; aj.]. V neposlední řadě dochází každý rok k obměně existujících výpočetních modelů pro strukturní modely a velmi často se objevují programy nové. Proto představa, že zhruba dvacetileté zpoždění naší sociologie v aplikaci a rozvoji strukturního modelování lze dohnat napsáním jedné studie poskytující základní „návod“ jak s metodou pracovat, je mylná. Ve svém konečném efektu by to nepochybně vedlo k ještě horším výsledkům, než kdybychom nové směry ve vývoji metod i nadále ignorovali.

Aplikace strukturního modelování na řešení sociologických úloh se ukazuje být velmi efektivní, ale – a to je třeba zvláště podtrhnout – bez *teoreticky fundovaných vstupních hypotéz* může být krajně riskantní. Pouze dobrá teorie může poskytnout spolehlivou oporu pro volbu jednoho z celé třídy modelů, které všechny mohou potenciálně po *formální* stránce

a 1960b), a nezávisle na těchto disciplínách antcipoval i řešil řadu problémů, které později byly řešeny i v rámci strukturního modelování. Pokud jde o uvedení path-analýzy do sociologie, nebyla to zmíněná práce autorů Blau a Duncan, jak bývá někdy uváděno. Duncan v práci publikované o rok dříve [Duncan 1966] uvádí jiné a starší sociologické aplikace, mezi nimi například Turnerovu práci [Turner 1964], ve které byly odhadovány parametry klasického „path-modelu“.

6) Nenalézám vhodnější překlad termínu „structural equation models“, ale pro běžné označení této metody lze podle mého názoru používat i termín „strukturní modely“ odpovídající zkrácenému termínu „structural models“ používanému často i v původní literatuře.

7) Specifické přínosy ekonometrie a psychometrie a jejich syntéza jsou podrobně popsány v pracích Goldbergera [Goldberger 1971, 1972]. Stručně řečeno, zatímco ekonometrie kladla důraz na možnost odhadu parametrů tzv. simultánních vazeb (tj. oboustranných determinací), pro psychometrii bylo atraktivnější hledání parametrů a testování modelů obsahujících tzv. latentní proměnné. Pokud jde o práci s latentními proměnnými, ekonometrie preferovala jejich určení jako hypotetického konstruktu vznikajícího lineární kombinací známých kauzálních příčin (efektů), zatímco v psychometrii se ujal klasický faktorový model, kde latentní proměnná je v pozici „skutečné“, avšak přímo neměřitelné proměnné vyšší úrovně obecnosti, která se *projevuje* v přímo měřitelných indikátorech.

splňovat podmínky pro přijetí, ačkoli z hlediska teorie mohou být dokonce konfliktní. Stejně je tomu s metodologickou vyspělostí. Ani tu nelze při aplikaci strukturního modelování obejít či pouze předstírat. Náročnost této metody na statistickou erudici je značná a kvalita i adekvátnost interpretace jejích výsledků je přímo úměrná tomu, jak jsme zvládli a pochopili její zvláštnosti a zejména její statistické základy a východiska. Proto cílem této stati není a ani nemůže být více než úvod ke strukturnímu modelování, který může čtenáře seznámit s hlavními rysy této metody a upozornit na hlavní otázky a problémy, které s její aplikací souvisí.

1. Pojetí kauzality a specifikace strukturního modelu

Samotný pojem kauzality není jistě ve společenských vědách pojem, který by dosud nevyvolával otázky a diskuse. V rámci této stati se však podrobnějším výkladem pojmu kauzality nemůžeme zabývat tak, abychom uspokojili empiricky laděného sociologa a nezneprátili si přitom filozofa. Za sociologicky užitečnou lze považovat předběžnou a z hlediska metodologie zřejmě velmi „měkkou“ definici kauzality, kterou podává Heise: „kauzalita je přítomna tehdy, když výskyt jedné události je dostatečným důvodem k tomu, abychom očekávali výskyt jiné události“ [Heise 1975 : 3], přičemž „událostí“ (event) může být i změna ve sledovatelných charakteristikách objektu či nějaké entity. Pokud jde o stochastické kauzální vztahy a jejich statistické zobrazení, stať Řehákové [Řeháková 1982] považují za dostatečně informativní a přehledné pojednání k danému problému.

Jakkoli může být pojem kauzality a jejího pojetí ve společenských vědách předmětem diskusí, hlavním předpokladem aplikace strukturních modelů je *teoretická hypotéza* o systému příčinných vazeb mezi určitými jevy (nebo třídami jevů), přičemž se často a oprávněně předpokládá, že sledované jevy a kauzální vztahy mezi nimi reflektují hlubší příčinné souvislosti (zpravidla stochastického charakteru), ke kterým se pomocí strukturních modelů aplikovaných na vztahy mezi jevy více či méně úspěšně přibližujeme. Dobrou oporu strukturním modelům poskytují pouze takové teorie, které explicitně pracují s jednoznačně definovanými pojmy a jasně definovanými kauzálními vztahy. Lenski [Lenski 1988] tyto předpoklady dokonce definuje jako minimální standard teorií společenských věd, pokud vůbec mají na status teorie aspirovat (8). Podle Lenskiho pouze jednoznačné pojmy a specifikované vztahy (kauzální vazby) mohou být základem výstavby tzv. „znepravditelné teorie“ (9), tj. „teorie, která ve své celistvosti nebo ve svých částech může být empiricky testována a může být dokázáno, že je nepravdivá, pokud nepravdivá opravdu je“ [Lenski 1988 : 166]. Lenski jde ve svých požadavcích na teorie společenských věd ještě dále ve směru, jímž se ubírá soudobá metodologie, když tvrdí, že takové teorie by měly být prezentovány pomocí diagramů nebo algebraických rovnic, tak jak je tomu například v „path-analýze“ [Lenski 1988 : 167]. To podle jeho názoru donutí sociology lépe promýšlet povahu vztahů mezi proměnnými používanými v jejich teoriích a tak změnit dosud platné a spíše vágní principy výstavby sociologické teorie (10).

8) Lenski nepochybně podceňuje ty aspekty teorie, které nelze vždy a za každých okolností formalizovat a posléze podrobit rigoróznímu empirickému testování. To by nás však nemělo vést k obhajobě opačného extrému, jímž je stav, v němž se naše sociologická teorie v současné době nachází.

9) Pro termín „falsifiable“ je obtížné nalézt stejně úsporný český ekvivalent. Termín „znepravditelná“ teorie je pouze pokusem o nalezení tohoto ekvivalentu v zájmu zkrácení nepochybně jazykově korektnějšího vyjádření „teorie s předpoklady svého vlastního odmítnutí“.

10) Pro podepření racionálního jádra Lenskiho úvahy přitom nemusíme chodit za hranice naší sociologie a její vlastní sebereflexe. Řeháková v již citované stati neříká v podstatě nic jiného: „Tento

V dalším textu tedy vycházíme z toho, že model je pouze formální reprezentací teoretické hypotézy o systému kauzálních vztahů, kde na místě teoretických pojmů stojí proměnné, o kterých jsme přesvědčeni, že měří skutečně to, co naše teorie předpokládá že měří, nebo že to měří s chybou, kterou jsme schopni evidovat a kontrolovat. Souhlasíme v tomto směru s názorem, že jakýkoli pokus o zužování definice příčiny či efektu je pro aplikaci strukturních rovnic neproduktivní [Bieblý, Hauser 1977]. Sociolog aplikuje strukturní model prostě proto, že mu umožňuje formálně reprezentovat jeho teoretickou kauzální hypotézu. Kvalita této hypotézy je přitom podrobována dvojí zkoušce; předně je konfrontována s procesem výstavby modelu, tj. s fází operacionalizace pojmů a stanovení sítě příčinných vazeb dostatečně úsporně a přitom uspokojivě postihujících modelovaných systém (11); dále pak s výsledky testování modelu jako celku i jednotlivých parametrů na co možná nejvíce heterogenním empirickém materiálu.

Podíváme-li se na modely strukturních rovnic spíše z metodologického a statistického hlediska, lze říci, že *strukturní model je formální reprezentací procesu, o kterém předpokládáme, že je skryt za společnou distribucí sady proměnných, tj. procesu, který tuto distribuci, jako svůj jevový korelát, generuje*. Situaci si můžeme pro názornost představit tak, že vazby obsažené například v korelační (nebo kovariační) matici získané na datech z výběrového šetření jsou empirickým projevem hlubinných příčinných vztahů, které neznáme a které v dané populaci reálně (zpravidla ovšem stochastickým způsobem) navozují empiricky identifikované stavy proměnných. Teorie a předchozí poznání nám však poskytují oporu pro stanovení hypotézy o tom, jak tento skrytý příčinný systém vypadá a jak funguje. Tuto hypotézu formálně reprezentujeme strukturním modelem (z formálního hlediska je lhostejné zda pomocí diagramu nebo systému rovnic) a testujeme, zda tato hypotéza je přijatelná či nikoli, tj. konkrétně se ptáme na to, jak dobře strukturní model reprodukuje (zpětně generuje) výchozí společnou distribuci (joint distribution) proměnných. Důležité je však mít na paměti, že známe-li pouze korelace a nemáme-li dostatečně robustní teorii stanovující kauzální vztahy (model), nemůžeme rozhodnout, který z řady modelů, z nichž potenciálně všechny stejně dobře reprodukují tyto korelace, reprezentuje hledanou hlubinnou strukturu příčinných vazeb. Na druhé straně, jak ukázal Duncan [Duncan 1975], nepodaří-li se model statisticky odmítnout, nemusí to nutně znamenat, že jej musíme přijmout, tj. že nemůžeme hledat jiný model, který bude vysvětlovat existující vztahy stejně dobře (tj. bude konzistentní se vstupní korelační maticí) a přitom bude vycházet z modifikované nebo odlišné teoretické hypotézy.

2. Specifikace strukturního modelu

To, zda model je nebo není „správnou“ reprezentací skrytých (hlubinných) příčinných vazeb, se stěží dozvíme tak rychle, jak jsme například zvyklí získávat výsledky z testování triviálních statistických hypotéz (testy dobré shody atd.) nebo z vícerozměrných třídění (i když v tomto případě jsou rovněž k dispozici metody založené na modelování pronikající hlouběji

aspekt práce s daty (rozumí se ustrnutí na povrchu asociací – pozn. autora) lze překonat pouze důsledným budováním pojmového systému a teorií o návaznostech vlastností, genezi stavů a empirickým zjištěním všech klíčových proměnných“ [Řeháková 1982 : 540].

11) Hypotéza, že všechno souvisí se vším, je nepochybně také hypotézou, ale hypotézou zcela bezcennou. Jedním z hlavních cílů každé vědecké disciplíny nepochybně je co nejvíce redukovat počet příčin nezbytných k vysvětlení nějakého následku na ty nejpodstatnější a postačující k dostatečně spolehlivé predikci. Proto se ve strukturním modelování, tak jako v modelování jinými metodami (log-lineární analýza), vždy usiluje o model, který je z uvedeného hlediska co nejúspornější (parsimonious).

k podstatě vzájemných vazeb, jako například logaritmicko-lineární modely [viz. například Matějů 1986]). Výstavba, testování a interpretace dobrého strukturního modelu je iterativním procesem, ve kterém neustále dochází ke konfrontaci výchozí teorie s empirickým materiálem, k modifikaci vstupní hypotézy či ke změnám v „protokolu měření“, procesem, který v některých případech může trvat i řadu let. Zpravidla začíná relativně jednoduchým modelem, který se dále rozšiřuje, zpřesňuje a nebývá výjimkou ani jeho pozdější odmítnutí ve prospěch alternativního modelu reprezentujícího odlišnou teorii.

Čtenáři bez předchozí zkušenosti s mnohonásobnou regresí nebo path-analýzou mohou nyní položit elementární, nicméně však oprávněnou otázku, *co si vlastně pod strukturním modelem představit*. Ti zkušenější se pak mohou ptát, *kde končí sféra tradiční mnohonásobné regrese či path-analýzy a kde začíná doména strukturních modelů*. Z výše uvedeného tvrzení, že strukturní model je formální reprezentací hypotézy o stochastickém kauzálním systému, odpověď na tyto otázky skutečně nevyplývá. Kauzální schéma postavené podle pravidel path-analýzy je rovněž formální reprezentací kauzálního systému a přitom nemusí nutně splňovat podmínky, které na tuto reprezentaci klademe v případě strukturního modelu. Stejně jako u path-analýzy, i ve strukturním modelu se vychází z několika předpokladů a konvencí:

a) reálný kauzální systém (zpravidla stochastického charakteru) lze vyjádřit systémem rovnic nebo diagramem, jehož základními skladebnými prvky jsou proměnné, které lze přímo či nepřímo měřit;

b) v tomto systému rovnic (nebo v diagramu) lze vždy určit, které z proměnných v daném systému jsou vůči každé konkrétní proměnné v pozici závisle či nezávisle proměnné;

c) proměnné, které jsou vůči jakékoli jiné proměnné v modelu v pozici závisle proměnné, jsou nazývány *endogenními* proměnnými (tj. jedná se o proměnné, jejichž variance je vysvětlována samotným modelem); proměnné, jejichž variance není modelem explikována, se nazývají *exogenními* (jejich variance je určena nějakými vnějšími, vůči modelu exogenními, vlivy či faktory);

d) exogenní proměnné jsou vůči endogenním proměnným vždy v pozici nezávisle proměnných; i mezi endogenními proměnnými samotnými lze však stanovit jednoznačný kauzální řád, tj. víme (nebo předpokládáme), které z endogenních proměnných jsou v pozici příčin jiných endogenních proměnných (predetermined);

e) efekty exogenních proměnných na endogenní proměnné a efekty endogenních proměnných na jiné endogenní proměnné se nazývají strukturní koeficienty a ty jsou v centru pozornosti jak v path-analýze tak ve strukturním modelování;

f) vztahy mezi exogenními proměnnými jsou kauzálně nepostizitelné a jsou tedy chápány jako kauzálně neorientované (korelace);

g) variance endogenních proměnných nevysvětlená modelem postulovanými efekty od exogenních a ostatních endogenních proměnných je v souladu s mnohonásobnou regresí chápána jako reziduální variance.

Pro ilustraci výše uvedených předpokladů a konvencí je možné využít diagramu 1. Jednoduchý model na tomto diagramu je definován dvěma exogenními proměnnými (x_1 = mentální schopnosti, inteligence; x_2 = sociálně ekonomické postavení výchozí rodiny) a třemi endogenními proměnnými (y_1 = školní úspěch, známky, y_2 = vliv sociálně významného okolí a y_3 = vzdělanostní aspirace), přičemž proměnné y_1 a y_2 jsou kauzálně předcházející (predetermined) vůči proměnné y_3 (12). Model postuluje kauzální hypotézu, podle které vzdělanostní aspirace adolescentů (y_3) jsou výsledkem přímého působení sociálně významné-

12) Uvedený model je původně modelem testovaným autory Sewellem, Hallerem a Ohlendorfem [Sewell, Haller, Ohlendorf 1970], který použil Wiley k didaktickým účelům [Wiley 1973].

ho okolí (y_2) a školního úspěchu na nižší stupeň (y_1), přičemž sociální původ (x_2) a mentální schopnosti (x_1) působí na vzdělanostní aspirace pouze nepřímo (mentální schopnosti pouze prostřednictvím školního úspěchu a významného sociálního okolí, sociálně ekonomický původ výhradně prostřednictvím sociálně významného okolí). Z modelu je v souladu se vstupní teorií záměrně vynechán přímý kauzální vliv sociálního původu na školní úspěch (tj. nepředpokládá se, že učitelé „známkují“ sociální původ) i na samotné vzdělanostní aspirace. Stejně tak inteligence sama o sobě přímo neovlivňuje vzdělanostní aspirace, ale pouze prostřednictvím prokázaného školního úspěchu, tj. reálného výkonu.

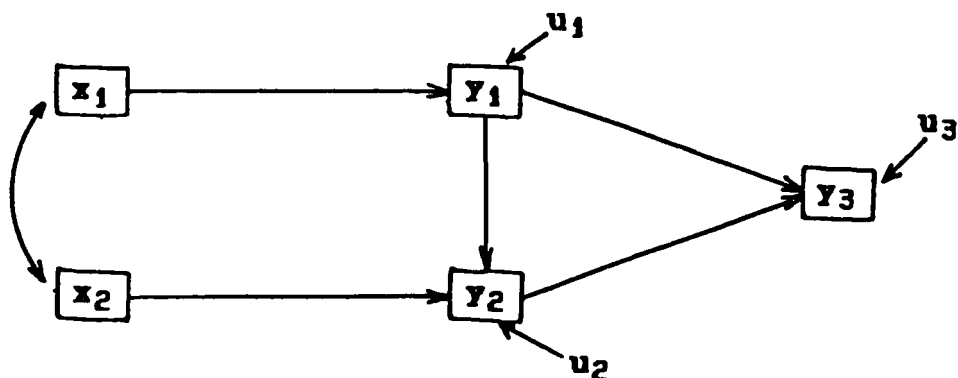


Diagram 1.

Z uvedeného příkladu je patrný další charakteristický rys strukturního modelování, tj. snaha, aby model byl co nejúspornější, pokud jde o počet kauzálních vazeb potřebných k uspokojivému výkladu systému. Právě teoreticky podložená úspornost modelu je jedním z hlavních hledisek při jeho výstavbě a rovněž základní charakteristikou modelu, která podléhá testování (fakticky se testuje, zda model ve své úspornosti ještě dostatečně dobře vysvětlí reálné chování systému).

Všechno, co bylo dosud řečeno, však dostatečně dobře vymezuje i model běžně aplikovaný v path-analýze. Ne každý model splňující výše uvedené požadavky lze tedy považovat za strukturní model. Za strukturní model budeme spolu s řadou dalších autorů považovat pouze takový model, jehož parametry lze považovat za *fundamentální* a *relativně invariantní* vůči populacím, na nichž jsou odhadovány (13), i vůči dílčím změnám v modelu samotném. V rozhodování o tom, do jaké míry lze model považovat za strukturní (na rozdíl od běžné mnohonásobné regrese), tedy hraje klíčovou roli kritérium invariantnosti a stability jeho parametrů. Teze, podle které strukturní parametry lze na rozdíl od prostých path-koefficientů či koefficientů mnohonásobné regrese považovat za fundamentální a invariantní, se objevuje v celé řadě prací. Arthur S. Goldberger, jeden z předních ekonometrů podílejících se na zdokonalování metody strukturního modelování, tento aspekt strukturních modelů vyjádřil následujícím způsobem:

„Pojmem strukturní modely rozumím stochastické modely, ve kterých každá rovnice reprezentuje kauzální vazbu spíše než pouhou empirickou asociaci. (. . .) Obecně řečeno,

13) Výjimku tvoří populace a subpopulace, o kterých předem předpokládáme, že se v těchto parametrech budou lišit a strukturní model je aplikován jako test této hypotézy. Tato větev strukturního modelování představuje specifický směr. Jedná se o tzv. vícevýběrovou analýzu („multisample analysis“), pro kterou platí zvláštní pravidla a rovněž se s ní setkáme jako se speciální částí programů pro strukturní modely.

strukturní parametry nejsou totéž co regresní koeficienty mezi proměnnými, protože model klade na tyto koeficienty určitá omezení“ [Goldberger 1972 : 979].

Pokud jde o invariantnost jako atribut strukturních parametrů, Goldberger na jiném místě píše :

„Hledání strukturních parametrů je vlastně hledáním invariantních mechanismů, které generují hodnoty sledovaných proměnných. Invariantní mechanismy jsou takové mechanismy, které zůstávají stabilní v různých populacích, které nás zajímají. Jakmile regresní koeficienty splňují tuto podmínku invariantnosti, mohou být chápány jako dosažení výzkumného cíle a regresní analýza jako vhodný nástroj. Jakmile však regresní koeficienty tuto invariantnost postrádají, jak je tomu ve většině oblastí společenských věd, potřebujeme statistické nástroje jdoucí za běžnou regresi, které nás dovedou k hledaným hlubším parametrům“ [Goldberger 1973 : 6] (14). Podobně jako Goldberger i Duncan klade při vymezení specifických rysů strukturních modelů důraz na invariantnost jejich parametrů [viz např. Duncan 1975a : 151].

Ačkoli tedy – jak uvidíme později – strukturní modely mají ve srovnání s mnohonásobnou regresí či path-analýzou některé formální přednosti a disponují dnes již velmi rozvinutými nástroji (matematický aparát, programy), jejich hlavní specifikum nakonec tkví ve věcné poloze. Parametry strukturního modelu mají jednak hlubší teoretické zázemí (jejich existence je očekávána teoretickou hypotézou) a navíc se očekává, že reprezentují relevantní a fundamentální příčinné vazby, které jsou do značné míry invariantní vůči náhodným změnám v definici populací a subpopulací (15). Fundamentálnost a invariantnost parametrů strukturního modelu se projevuje mimo jiné i v tom, že nejsou v podstatě citlivé na změny v modelu samotném.

Strukturní modely jsou aplikovány na nejrůznější typy a třídy úloh a dnes již existuje celá řada modelů, které jsou považovány za „vzorové“ příklady aplikace. Obecně však existují čtyři velké skupiny modelů podle toho, s jakými typy proměnných pracují a jaké základní typy kauzálních vazeb připouštějí. V rámci těchto skupin dnes již existuje celá řada tzv. tříd modelů, pro které byla vyvinuta určitá specifická pravidla, stanoveny podmínky aplikace a testovatelnosti atd. Podle výše uvedených obecných kritérií se strukturní modely rozpadají na následující čtyři velké skupiny :

- I. podle prvního kritéria (typy proměnných):
 - a) modely s přímo měřenými proměnnými,
 - b) modely s latentními proměnnými;
- II. podle druhého kritéria (přítomnost zpětných vazeb):
 - a) rekurzivní modely
 - b) nerekurzivní modely (modely se simultánními vztahy).

V další části se pokusím o stručnou a obecnou charakterizaci tří z těchto skupin :

- a) rekurzivních modelů s přímo měřenými proměnnými
- b) rekurzivních modelů s latentními proměnnými
- c) nerekurzivních modelů obecně.

14) I z tohoto vyjádření je patrné, že rozhraní mezi regresí a strukturním modelováním není nijak ostré, resp. že pro to, zda regrese je nebo není vhodným nástrojem strukturního modelování, je rozhodující jednak vstupní teorie, jednak kapacita běžné regrese vstupní teorie modelově testovat.

15) Je samozřejmé, že vstupní teorie může platit pouze pro určitou specificky definovanou populaci. Za takové situace lze naopak testovat, zda parametry daného modelu pro danou populaci jsou skutečně signifikantně odlišné od parametrů získaných na jinak (náhodně, kontrastně) definované populaci. Ve strukturním modelování se takové analýzy běžně provádějí a nazývají se několikavýběrová analýza (multisample analysis).

3. Rekurzivní modely s přímo měřenými proměnnými

Rekurzivní model aplikujeme tehdy, můžeme-li předpokládat, že:

- vstupní teoretická hypotéza ztělesněná v modelu neobsahuje žádné reciproční kauzální vazby (resp. tyto vazby nepovažuje pro výklad systému za meritorní);
- proměnné, se kterými při testování modelu a odhadu jeho parametrů pracujeme, byly měřeny s chybou, kterou můžeme považovat za zanedbatelnou;
- všechny proměnné v modelu jsou přímo měřitelné (16), tj. v modelu nejsou proměnné, které jsou měřitelné pouze prostřednictvím dílčích indikátorů.

Rekurzivní modely pro přímo měřitelné proměnné lze jednoduše vyjádřit následující soustavou rovnic:

$$\begin{matrix} y & = & \Gamma x & + & B y & + & u \\ (L \times 1) & & (K \times L)(K \times 1) & & (L \times L)(L \times 1) & & (L \times 1) \end{matrix} \quad [1]$$

kde x představuje vektor K exogenních proměnných; y je vektorem L endogenních proměnných; u je vektorem strukturních reziduálů pro každou z L endogenních proměnných (strukturních rovnic); Γ (gama) a B (beta) jsou matice hledaných strukturních koeficientů. V rekurzivním modelu je B tringulární maticí (tj. maticí s prvky pouze pod nebo nad hlavní diagonálou); a předpokládá se, že strukturní reziduály jsou nezávislé na exogenních proměnných a na kauzálně předcházejících endogenních proměnných. V tzv. úplně rekurzivním modelu se navíc strukturní reziduály považují za navzájem nekorelované (připustíme-li korelaci mezi reziduály, model ztrácí stricto sensu povahu rekurzivního modelu a takovému modelu se pak říká „téměř rekurzivní“). Diagram 1 ukazuje jednoduchý rekurzivní model se dvěma exogenními proměnnými (x_1 a x_2) a třemi endogenními proměnnými (y_1 , y_2 a y_3). Jednosměrné šipky korespondují se strukturními koeficienty, obloukové dvousměrné šipky reprezentují neanalyzované korelace mezi exogenními proměnnými.

4. Rekurzivní modely s latentními proměnnými

Rekurzivní modely s latentními proměnnými se aplikují ve dvou případech:

- tehdy, jestliže u jedné nebo více proměnných (bez ohledu na to, zda se jedná o proměnné exogenní nebo endogenní) nelze předpokládat, že byly měřeny se zanedbatelnou chybou (diagram 2);
- tehdy, jestliže jedna nebo více proměnných figurujících v teoretické hypotéze ztělesněné modelem není měřitelná přímo, ale pouze prostřednictvím dílčích indikací, tj. prostřednictvím přímo měřitelných proměnných, o kterých lze předpokládat, že se v nich latentní proměnná vyšší úrovně obecnosti projevuje (diagram 3).

Z formálního hlediska není mezi případy uvedenými pod body a) a b) žádný rozdíl a navzájem se nevylučují. V obou případech model kromě své „strukturní“ části, tj. části zachycující hlavní kauzální vazby, obsahuje i část definující proces měření latentních

16) Pojem přímo měřená nebo přímo měřitelná proměnná má ve strukturním modelování vymezen svůj význam jako opak přímo neměřitelné nebo latentní proměnné. Striktně vzato žádná proměnná není přímo měřitelná, tj. měřitelná s absolutní přesností (bez chyby měření) či s obsahem přesně odpovídajícím teoretickému konceptu, který v modelu daná proměnná reprezentuje. Problematika měření a zejména otázka latentních proměnných tvoří samostatnou a dnes již relativně velmi probádanou oblast strukturního modelování a zde není místo na to, abychom se jí zabývali hlouběji. K instruktivním statim věnovaným tomuto tématu patří zejména stať Hausera a Goldbergera [Hauser, Goldberger 1971], kde se čtenáři dostane zevrubného výkladu dvou základních postupů při identifikaci latentních proměnných.

proměnných. Tato část modelu je nazývána *modelem měření*. Zavedeme-li v souladu s notací užívanou v programu LISREL pro exogenní latentní proměnné označení ξ (KSI) a pro latentní endogenní proměnné označení η (ETA), lze příslušné modely měření vyjádřit následujícími soustavami rovnic

$$\begin{array}{ccccc} \mathbf{x} & = & \Lambda_x \xi & + & \delta \\ (Q \times 1) & & (Q \times K)(K \times 1) & & (Q \times 1) \end{array} \quad [2]$$

Pro exogenní proměnné, a

$$\begin{array}{ccccc} \mathbf{y} & = & \Lambda_y \eta & + & \varepsilon \\ (P \times 1) & & (P \times L)(L \times 1) & & (P \times 1) \end{array} \quad [3]$$

Pro endogenní proměnné, kde ξ je vektorem latentních exogenních proměnných a δ je vektorem příslušných chyb měření exogenních přímo měřených proměnných, a obdobně η je vektorem latentních endogenních proměnných a ε reprezentuje vektor chyb měření pro příslušné endogenní přímo měřené proměnné (indikátory) (17). Matice Λ_x a Λ_y jsou maticemi koeficientů definujících vztahy mezi jednotlivými latentními proměnnými a přímo měřitelnými indikátory, přičemž tyto koeficienty lze chápat jako faktorové zátěže s obdobnou interpretací jako faktorové zátěže v tradiční explorativní faktorové analýze (18). Vlastní strukturní část modelu má potom rovnicový tvar:

$$\begin{array}{ccccc} \eta & = & \Gamma \xi & + & \mathbf{B} \eta & + & \varepsilon \\ (L \times 1) & & (K \times L)(K \times 1) & & (L \times L)(L \times 1) & & (L \times 1) \end{array} \quad [4]$$

kde vektory ξ a η představují vektory latentních exogenních, resp. endogenních proměnných a ζ je vektorem strukturních reziduálů (disturbancí), přičemž matice koeficientů Γ a $\mathbf{B}$ jsou identické s maticemi modelu s přímo měřenými proměnnými.

Diagram 2 je příkladem strukturního modelu, ve kterém je model měření aplikován na jedinou proměnnou, u které nelze podle dostupné evidence předpokládat zanedbatelnou chybu měření (nebo – jinak řečeno – vysokou reliabilitu). Hypotetická latentní proměnná y^* má tedy v modelu svůj nepřesně měřený indikátor y_2 , jehož chyba měření e byla původně (tj. za situace znázorněné diagramem 1) součástí reziduální variance u_2 . Kontrola chyby měření a její „vytěsnění“ mimo vlastní strukturní model (tj. rozlišení mezi reziduální variancí a vlastní chybou měření) zvyšuje celkovou kvalitu modelu, a to v několika ohledech:

a) vlastní strukturní parametry (tj. parametry vyjadřující kauzální vazby mezi endogenními a exogenními proměnnými) získávají na invariantnosti tím, že model měření absorbuje určitou část variance způsobené rozdílnými protokoly měření na různých populacích nebo různými nástroji;

17) Pojem chyba měření může být pro mnohé zavádějící, neboť může konotovat situaci, kdy existují dvě měření téhož jevu na stejných objektech. Chyba měření je zde však chápána ve statistickém smyslu jako ta část variance měřené proměnné, kterou nemá společnou s latentní proměnnou, která vůči přímo měřené proměnné vystupuje jako faktor (stejně jako v klasické faktorové analýze). Proto také chyba měření bývá nazývána „jedinečným faktorem“ (unique factor), zatímco latentní proměnná (projevující se ve více indikátorech, i když různou měrou) „společným faktorem“ (common factor).

18) Strukturní modelování pracuje výhradně s tzv. konfirmační faktorovou analýzou. Konfirmační faktorová analýza je založena – stejně jako celý strukturní model – na určité hypotéze o indikátorové skladbě faktoru na rozdíl od explorační faktorové analýzy, která tuto strukturu indikací vyhledává podle empirických asociací.

b) zatímco kontrola chyby měření v závisle proměnné prakticky strukturní koeficient neovlivňuje, kontrola chyby měření v nezávisle proměnné (predetermined) vede ke zvětšení strukturního koeficientu; jinak řečeno, předpokládáme-li, že chyba měření v nezávisle proměnné je zanedbatelná a tento předpoklad je přitom chybný (tj. chyba měření je ve skutečnosti velká), strukturní koeficienty určující kauzální efekty této nezávisle proměnné na závisle proměnné budou podhodnoceny vůči „skutečným“ hodnotám, tj. hodnotám, kterých by koeficienty nabyly v případě, že by nezávisle proměnná byla měřena bez chyby. Stupeň tohoto podhodnocení je přímo úměrný chybě měření (19).

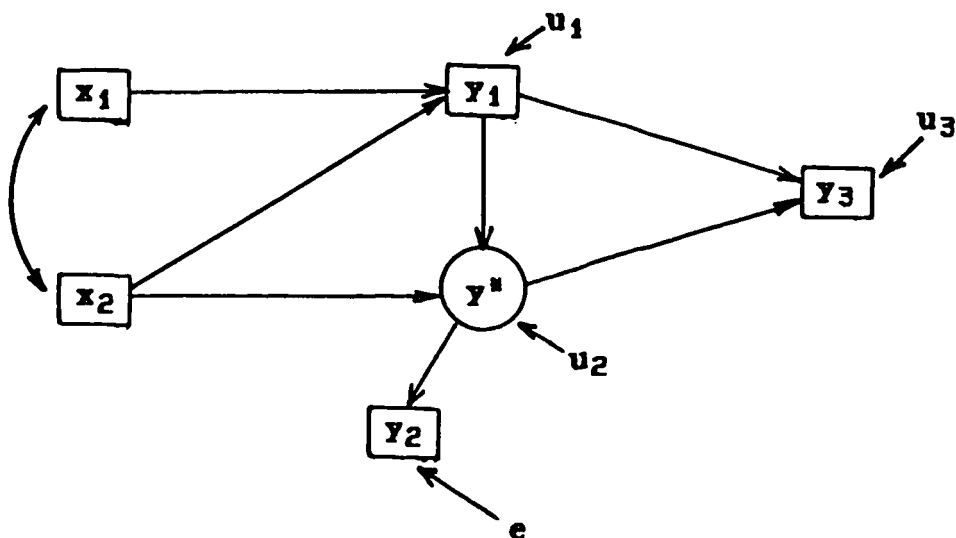


Diagram 2.

Pokud jde o využití „modelu měření“ v indikátorovém způsobu definice latentní proměnné, tj. jako nástroje aplikace konfirmační faktorové analýzy, bylo by možné uvést celou řadu vzorových aplikací strukturních modelů, a to jak z psychometrie, kde tento přístup k práci s latentními proměnnými má nejdelší tradici, tak v sociologii, kde zdomácněl prakticky až s rozšířením path-analýzy a strukturního modelování. Na diagramu 3 je uveden model postavený Wheatonem [Wheaton 1977] pro analýzu stability odcizení (alienace) v čase. Proměnné y_1 a y_2 jsou indikátory stupně odcizení jedince v roce 1966 (y_1 = anomie 1966, y_2 = pocit bezmocnosti 1966, η_1 = stupeň odcizení 1966). Proměnné y_3 a y_4 jsou indikátory stejně definované proměnné, avšak měřené na stejném souboru respondentů v roce 1971. Proměnné x_1 a x_2 jsou indikátory, jimiž autor měřil sociálně ekonomický status respondenta (x_1 = vzdělání, x_2 = umístění na Duncanově škále SEI). Model předpokládá, že pocit odcizení v obou časových bodech je ovlivněn sociálně ekonomickým postavením individua a že tento pocit v čase přetrvává. Současně se ovšem předpokládá, že mezi testy stupně anomie ve dvou časových bodech se prosazuje společná chyba měření, znázorněná obloukovou šipkou mezi chybami měření pro y_1 a y_3 . Tento jednoduchý příklad je často citován [viz např. Joreskog, Sorbom 1985] nejen pro názornost, ale i proto, že reprezentuje relativně silný trend ve strukturním modelování, který se orientuje na konstrukci modelů pracujících s tzv. panelovými šetřeními. Právě panelová šetření umožňují hlouběji proniknout k problému

19) Formální důkaz tohoto tvrzení je vcelku triviální a čtenář, který se nechce spokojit s jeho intuitivním či logickým pochopením, jej nalezne přehledně zformulovaný v Duncanově práci [Duncan 1975: 113–117].

reliability a stability měření a právě strukturní modelování v tomto smyslu přineslo řadu velmi užitečných aplikací (k tomuto problému viz např. [Bielby, Hauser 1977]).

Z výše uvedeného je již bezprostředně zřejmá jedna z hlavních předností strukturního modelování vůči tradiční mnohonásobné regresní analýze či tzv. „path-analýze“. Model měření a vlastní strukturní model tvoří jediný kauzální model. To znamená, že strukturní koeficienty jsou v případě použití latentních proměnných oproštěny od variance chyb měření, resp. od té části variance indikátorů latentních proměnných, kterou nesdílí s tzv. společnými faktory. V případě, kdy chyby měření ignorujeme nebo latentní proměnné s více indikátory definujeme před vlastní kauzální analýzou (tj. kdy do kauzálního modelu vstupujeme s předem definovanými faktory získanými např. metodou hlavních komponentů), jsou strukturní koeficienty kontaminovány variancí, která se ve skutečnosti vymyká kauzálnímu výkladu.

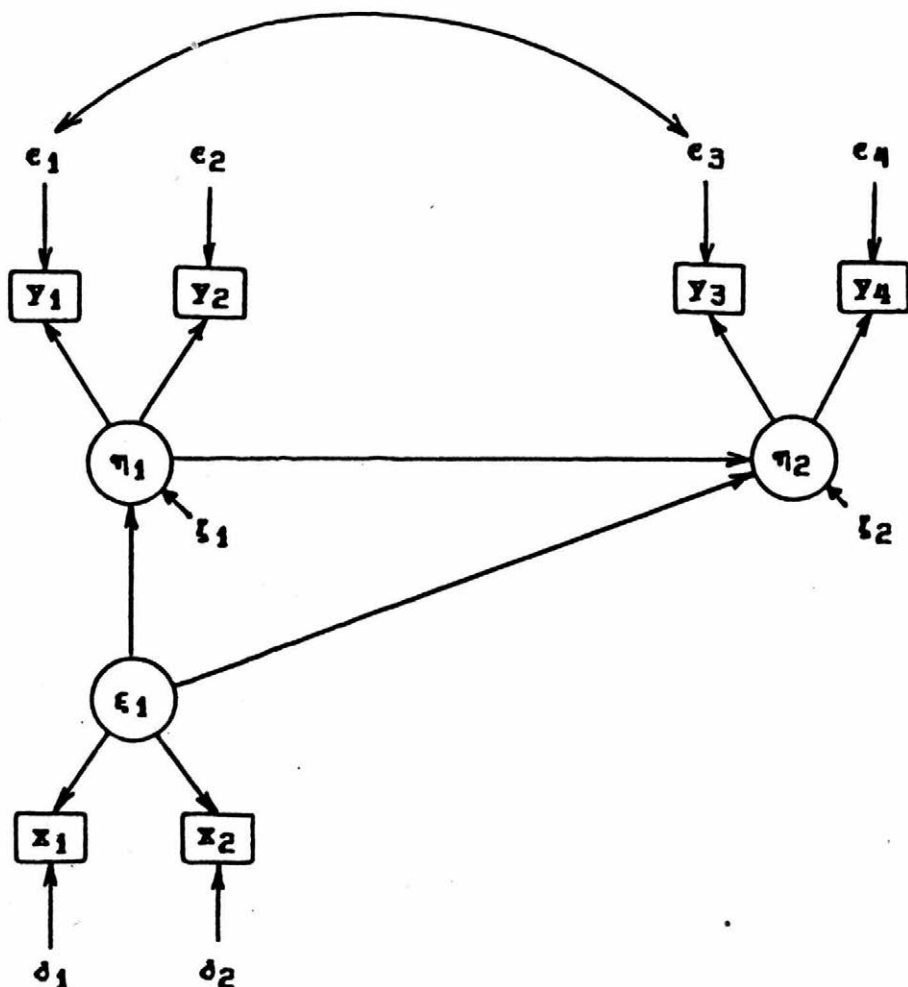


Diagram 3.

5. Nerekurzivní modely

K přednostem strukturního modelování ve srovnání s tradiční mnohonásobnou regresí či „path-analýzou“ patří i možnost stavět modely se simultánními kauzálními vztahy, tj. modely,

kde například pro proměnné **A** a **B** může platit, že **A** je příčinou **B** a současně **B** je příčinou **A**. Přirozeně, že taková specifikace modelu musí být dobře teoreticky zdůvodněna. Není nic riskantnějšího než se například specifikací simultánních vazeb ptát empirických dat na to, která ze simultánních vazeb je silnější, a tu pak jako „nosnější“ implementovat do finálního modelu. Duncan [Duncan 1975] a mnozí jiní ukazují, k jakým artefaktům i omylům takové zacházení s nerekurzivními modely může vést.

Obecně platí, že v nerekurzivním modelu neplatí omezení matice strukturních koeficientů **B** (beta) na subdiagonální matici, jako tomu bylo u rekurzivních modelů. Na tuto matici jsou tedy kladena pouze omezení vyplývající z požadavku, aby žádná z rovnic modelu nebyla nedostatečně určena (pod-identifikována). Otázka identifikovatelnosti modelu jako celku i jeho jednotlivých rovnic, která je jednou z hlavních otázek, kterým je třeba věnovat pozornost při výstavbě jakéhokoli modelu, nabývá u nerekurzivních modelů obzvláštní důležitosti. Zatímco klasické rekurzivní modely s přímo měřitelnými proměnnými jsou vždy dostatečně určeny (spíše jsou však nad-identifikovány), nerekurzivní modely mají k situaci nedostatečné určenosti často velmi blízko (20).

Příklad nerekurzivního modelu je uveden na diagramu 4, kde mezi dvěma latentními proměnnými modelu je specifikována oboustranná kauzální vazba (21). Uvedený model je

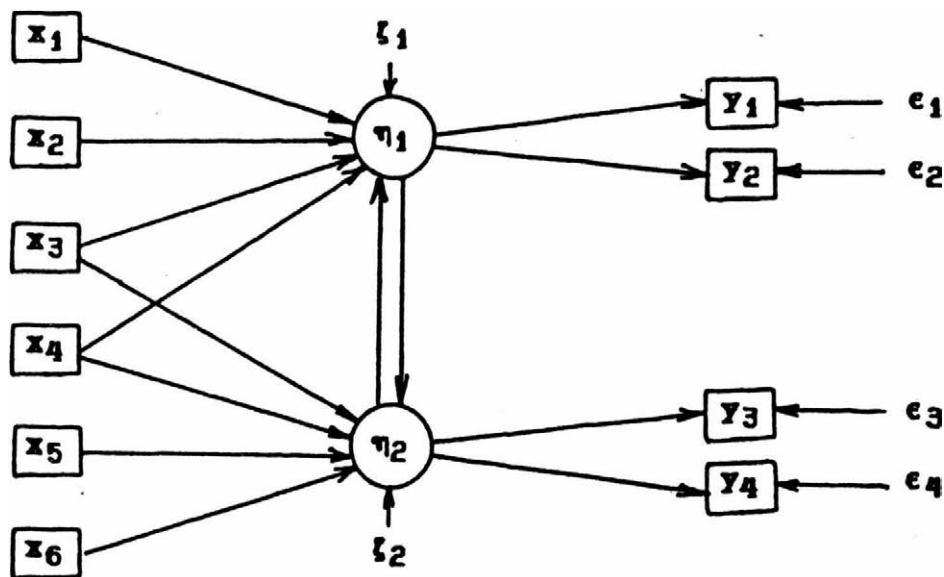


Diagram 4.

20) Pracujeme zde s pojmy, které zatím československá sociologie nereflektovala ani ve svém pojmovém aparátu, a proto považujeme za nezbytné zde uvést původní ekvivalenty. Nedostatečně identifikovaný (určený) model nebo rovnice (nebo též podidentifikovaný) odpovídá původnímu termínu „underidentified“. Dále se užívá pojmů „overidentified“, který nahrazujeme českým nadidentifikovaný, a „just identified“, pro který používáme ekvivalent přesně identifikovaný. Problém nad- a pod-identifikace (určenosti) strukturních modelů a rovnic je rovněž pokryt velmi rozsáhlou literaturou. Současně se jedná o problém, který se začátečníkům může jevit jako nepodstatný a navíc matematicky poměrně náročný. Proto je opomíjen a spoléhá se na firemní programy, že „ohlásí“ nedostatečnou identifikovanost rovnic.

21) Model na diagramu 4 je převzat ze studie analyzující vliv vrstevníků na ambice respondentů – adolescentů [Duncan, Haller, Portes 1968].

názorným příkladem nadidentifikovaného nerekurzivního modelu, kde současně žádná z rovnic není nedostatečně určena. Pokud pro zavedení oboustranné kauzální vazby existovaly dostatečně silné teoretické důvody, oba z koeficientů tvořících simultánní vazbu mezi dvěma endogenními proměnnými by měly mít i smysluplnou interpretaci (tj. nebudou pouhými statistickými artefakty).

6. Obecné problémy odhadu parametrů strukturních modelů

Uvedené typy modelů lze považovat pouze za jakési základní stavební prvky konkrétních modelů, které se aplikují na konkrétní kauzální systémy. Měly pouze ukázat hlavní rysy strukturních modelů, nikoli čtenáři poskytnout jakýkoli návod na „univerzální model“, který by mohl aplikovat na konkrétní hypotézu. Existuje ještě celá řada speciálních tříd modelů, pro které jejich autoři odvodili určité vlastnosti i specifická pravidla jejich aplikace. Expozice těchto modelů se však vymyká zaměření i možnému rozsahu této stati. Navíc zvládnutí a zejména aplikace těchto specifických tříd modelů (blokově rekurzivní modely, MIMIC modely, modely faktorové analýzy druhého řádu, atd.) předpokládá zvládnutí elementárních modelů, o kterých informuje tato stať.

Výstavba určitého modelu je však pouze prvním krokem ověřování teoretické hypotézy. Je-li zkoumaný kauzální systém reprezentován určitým modelem, který je v pozici hypotézy o tomto systému, otevírá se druhá etapa prací, tj. odhadnutí jednotlivých parametrů modelu a testování jeho vhodnosti jako celku pro vystižení zkoumaného konkrétního kauzálního systému v jeho podstatných rysech. V této druhé etapě, která je vlastně empirickým zkoumáním přijatelnosti vstupní teoretické hypotézy, se prakticky řeší celá řada problémů, které svou povahou již spadají do oblasti matematické statistiky. Zde se pokusíme pouze o sestavení určitého inventáře dvou hlavních okruhů těchto problémů, z nichž každý by vyžadoval samostatný rozbor. Čtenáře, kteří se rozhodnou těmto problémům věnovat dříve, než v československé sociologii bude k dispozici kvalifikované pojednání o těchto problémech, bude doporučen výběr z rozsáhlé literatury, který autor považuje za dobrý vstup do problematiky bez velkých nároků na zkušenost s aplikací rozvinuté matematické statistiky.

a) *Problém určenosti modelu a jeho jednotlivých rovnic*

V případě nerekurzivních modelů jsme již upozorňovali na to, že model jako celek i jeho jednotlivé rovnice musí vyhovovat určitým požadavkům, pokud jde o určenost soustavy rovnic. Nesplňuje-li tyto požadavky, nelze buď parametry modelu odhadnout, nebo – v horším případě – formálně je možné tyto parametry odhadnout, ale tyto odhady nemají z věcného hlediska žádný smysl, resp. jsou zcela arbitrární a nejsou v žádném případě interpretovatelné. V zásadě platí, že model a jeho jednotlivé rovnice jsou přesně určeny tehdy, je-li tolik rovnic, kolik je neznámých, resp. existuje-li pro odhad přesně tolik momentů sledovaných na dané populaci (korelace, kovariance, variance atd.), kolik je jich zapotřebí k tomu, aby pro každý odhadovaný parametr existovalo v soustavě rovnic pouze jediné řešení.

Vzhledem k tomu, že výzkumník usiluje zpravidla o to, aby model byl z hlediska počtu kauzálních vazeb co nejúspornější (parsimonious), dostává se velmi často do situace, kdy pro jeden parametr je více než jedno řešení (existuje více rovnic, než je neznámých). V tomto případě je model nadidentifikován (overidentified) a k použitelnému odhadu parametrů takového modelu se dostane pouze tak, že se zavedou na populační momenty určitá omezení, jimž se ve strukturním modelování říká omezení plynoucí z nadidentifikace (overidentifying restrictions). Parametry takového modelu (a model jako takový) přijímáme pouze tehdy, jestliže se prokáže, že omezení plynoucí z nadidentifikace platí. Testování modelů s vynecha-

nými kauzálními vazbami není tedy ničím jiným než testováním toho, do jaké míry pro danou populaci platí omezení plynoucí z nadidentifikace. Je hrubou (a bohužel častou) chybou považovat tento test za test vyčerpané variance.

Opačným případem je situace, kdy je v soustavě rovnic dané modelem více neznámých než rovnic. V takovém případě je model (či jeho určitá část) nedostatečně určen (underidentified) a v případě, že i za této situace jsou jeho parametry odhadnuty (jako je tomu u většiny programů), nelze je považovat za nic jiného než náhodně vybrané z celé řady hodnot, které všechny jsou formálně konzistentní s populačními momenty, tj. nemají z věcného hlediska naprosto žádný smysl.

Otázkami identifikovatelnosti modelů a rovnic se přehledně zabývá Long [Long 1983], který shrnuje poznatky v tomto směru za posledních dvacet let vývoje. V práci věnované modelům měření [Long 1983a] uvádí pravidla pro ověření identifikovatelnosti modelů měření, ve své druhé práci [Long 1983b] uvádí přehledný rozbor problému identifikovatelnosti strukturních částí modelů. Stejnými otázkami se zabývá Duncan [Duncan 1975] a ukazuje, jak je prakticky možné se ze situace nedostatečné určenosti modelu dostat a přitom se vyhnout triviálním zjištěním plynoucím z aplikace nevhodných postupů.

b) *Odhady parametrů, testování a statistická inference*

Z výše uvedeného je dostatečně zřejmé, že jádrem strukturního modelu jsou jeho parametry, tj. příslušné strukturní koeficienty, reziduální variance a kovariance (korelace), chyby měření a jejich kovariance (resp. korelace). Proces odhadování parametrů modelu je současně procesem testování omezení plynoucích z nad-identifikace, tj. omezení kladených na vstupní matici vznikajících vynecháním určitých parametrů s cílem zjednodušit modelovanou strukturu vztahů. Ačkoli test omezení plynoucích z nad-identifikace nelze považovat *stricto sensu* za test vhodnosti modelu jako takového, lze jej úspěšně aplikovat jako kritérium únosnosti aplikovaných zjednodušení modelu ve srovnání se situací, kdy by model obsahoval tolik parametrů, kolik neznámých je možné řešením dané soustavy rovnic určit (tj. kdyby model byl přesně určen). Pro posouzení celkové vhodnosti modelu je třeba aplikovat i další charakteristiky, včetně statistik ukazujících v podstatě podíl variance jednotlivých endogenních proměnných vysvětlené modelem, rezidua momentů vstupní matice atd. Žádný z formálních testů však nelze považovat za kritérium vhodnosti modelu jako teoretické hypotézy. Teprve konfrontace formálních hledisek vhodnosti modelu s výchozími teoretickými hypotézami a možnými alternativními hypotézami (tj. s testováním alternativních modelů) může dát výzkumníkovi oporu k výročkám o platnosti nebo neplatnosti modelu jako celku.

Teprve na počátku sedmdesátých let byl do strukturního modelování a odhadu parametrů důsledně zaveden rozdíl mezi cílovou a výběrovou populací, tj. součástí odhadů parametrů modelu jsou procedury poskytující podklady pro statistickou inferenci (standardní chyba odhadu). V této souvislosti také došlo ke zpřesnění interpretace testu omezení plynoucích z nad-identifikace. Tento test je nyní interpretován následujícím způsobem: Pokud model platí na celé populaci, na výběrových momentech musí platit omezení plynoucí z nadidentifikace. Statistická inference je dnes považována za nedílnou část strukturního modelování, tzn. že interpretace parametrů bez přihlédnutí ke standardním chybám odhadu a k rozdílům mezi populačními a výběrovými momenty bývá považována za nekorektní.

Vlastní odhad parametrů modelu je již dnes záležitostí vysoce rozvinutých výpočetních programů. Zatímco v minulosti převládala metoda nejmenších čtverců, preferovaná zejména ekonometrie a vhodná zejména v případě přesně identifikovaných soustav rovnic (modelů), sedmdesátá léta přinesla velký pokrok, pokud jde o aplikaci metody maximální věrohodnosti

(maximum likelihood), která si zachovává účinnost metody nejmenších čtverců a navíc poskytuje přímý test omezení plynoucí z nad-identifikace.

V současné době je k dispozici celá řada účinných programů pro strukturní modelování. Mezi sociology se jako nejpoužívanější prosadil program LISREL, který ve snaze vyrovnat se s konkurenčními programy ve své poslední verzi (LISREL VII) poněkud oslabuje požadavky kladené na vstupní proměnné a momenty (vícezměrné normální rozložení s intervalovými proměnnými). Ve srovnání s konkurenčními programy si však zatím zachovává řadu předností (mnohovýběrová analýza a testování shody modelů na různě definovaných populacích, flexibilita a dostupnost verze pro osobní počítače typu IBM-XT/AT). Pro majitele předchozích verzí (LISREL V a VI) byl uveden program PRELIS, který poněkud oslabuje požadavek na intervalový charakter vstupních proměnných zavedením tzv. polychorických a polyseriálních korelací. Z konkurenčních programů se jako velmi perspektivní jeví LISCOMP, který je stavěn tak, aby minimalizoval striktní požadavky na charakter proměnných a na jejich rozložení. Dále bývá aplikován program EQS, jehož předností je úspornost v zadávání a schopnosti automaticky reprodukovat zadání diagramem. Na tuto přednost však autoři programu LISREL reagovali uvedením programu SIMPLIS (SIMPLE LISREL) pro majitele osobních počítačů, který si zachovává řadu předností programu LISREL, je však v syntaxi zadání mnohem úspornější a pro začátečníky vhodnější. Stejně jako EQS produkuje automaticky diagramy a navíc zadání programu SIMPLIS jsou bezprostředně čitelná jeho dvojčetem LISREL VII.

Perioda obnovy programového vybavení pro strukturní modelování je však bohužel mnohem kratší než čas, který u nás uplyne od odevzdání rukopisu po publikaci stati. Proto autor nedává žádné záruky, pokud jde o čerstvost informace o posledních verzích uvedených programů a jejich přednostech. Na druhou stranu ovšem lze konstatovat, že naše sociologická obec zatím nemá k dispozici ani jeden z výše uvedených programů, takže i relativně velmi zastaralá informace může u řady sociologů vyvolat pocit naděje do budoucnosti.

7. Závěrem

Na závěr bych pouze znovu podtrhl již několikrát opakovaný fakt, tj. že zatímco v jednotě s dobrou teorií je strukturní modelování velmi progresivní a účinnou metodou explikace sociálních procesů, bez dobré teorie a bezmyšlenkovitě aplikovaná se tato metoda stává bezcennou. Těm, kteří by chtěli do studia a osvojení si této metody a odpovídajících programů investovat čas a energii, aniž by byli přitom ochotni stejné množství času a energie věnovat výstavbě a prověřování konkrétní teoretické hypotézy, lze jen doporučit, aby raději zůstali na úrovni dobré deskriptivní statistiky, která zdůrazní výzkumníkovy přednosti a neobnaží přitom jeho slabiny.

Literatura

- Alwin, D. F. – Hauser, R. M.: *The Decomposition of Effects in Path Analysis*. American Sociological Review 1975, Vol. 40, s. 37–47.
- Bentler, P. M.: *Multivariate Analysis With Latent Variables: Causal Modeling*. American Review of Psychology 1980, Vol. 31, s. 419–456.
- Bielby, W. T.: *Arbitrary Metrics in Multiple-Indicator Models of Latent Variables*. Sociological Methods & Research 1986, Vol. 15, No. 1–2, s. 3–23.
- Bielby, W. T.: *Arbitrary Normalizations: Comments on Issues Raised by Sobel, Arminger and Henry*. Sociological Methods & Research 1986, Vol. 15, No. 1–2, s. 59–62.

- Bielby, W. T. – Hauser, R. M.: *Structural Equation Models*. Annual Review of Sociology 1977, Vol. 3, s. 137–161.
- Bielby, W. T. – Hauser, R. M. – Featherman, D. L.: *Response Errors of Black and Nonblack Males in Models of the Intergenerational Transmission of Socioeconomic Status*. American Journal of Sociology 1977, Vol. 82, s. 1242–1288.
- Bielby, W. T. – Hauser, R. M. – Featherman, D. L.: *Response Errors of Nonblack Males in Models of the Stratification Process*. Journal of the American Statistical Association 1977, Vol. 72, s. 723–735.
- Blau, P. M. – Duncan, O. D.: *The American Occupations Structure*. New York, John Wiley 1967.
- Duncan, O. D.: *Path Analysis: Sociological Examples*. American Journal of Sociology 1966, Vol. 72, No. 1, s. 1–16.
- Duncan, O. D.: *Partials, partitions and paths*. In: Sociological Methodology, Jossey-Bass, San Francisco 1970, s. 151–169.
- Duncan, O. D.: *Unmeasured variables in linear models for panel analysis*. In: Sociological Methodology, Jossey-Bass, San Francisco 1972, s. 36–93.
- Duncan, O. D.: *Introduction to Structural Equation Models*. New York, Academic Press, Inc., 1975.
- Duncan, O. D. – Featherman, D. L.: *Psychological and cultural factors in the process of occupational achievement*. In: Goldberger, A. S.–Duncan, O. D.: *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, Seminar Press 1973, s. 229–254.
- Duncan, O. D. – Featherman, D. L. – Duncan, B.: *Socioeconomic background and achievement*. New York, Seminar Press 1972.
- Duncan, O. D. – Haller, A. O. – Portes, A.: *Peer influences on aspirations: a reinterpretation*. American Journal of Sociology 1968, Vol. 74, s. 119–137.
- Goldberger, A. S.: *Econometrics and Psychometrics: a survey of communalities*. Psychometrika 1971, Vol. 36, s. 83–107.
- Goldberger, A. S.: *Structural Equation Models in the Social Sciences*. Econometrica 1972, Vol. 40, s. 979–999.
- Goldberger, A. S.: *Structural Equation Models: an overview*. In: Goldberger, A. S. – Duncan, O. D.: *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, Seminar Press 1973, s. 1–18.
- Hauser, R. M.: *Socioeconomic Background and Educational Performance*. Washington D.C., American Sociological Association 1971.
- Hauser, R. M.: *Disaggregating a social-psychological model of educational attainment*. In: Goldberger, A. S.–Duncan, O. D.: *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, Seminar Press 1973, s. 255–284.
- Hauser, R. M. – Goldberger, A. S.: *The Treatment of Unobservable Variables in Path Analysis*. In: Costner, H. L. (ed.): *Sociological Methodology*, San Francisco: Jossey-Bass, 1971, s. 81–117.
- Heise, D.: *Causal Analysis*. New York, John Wiley 1975.
- Joreskog, K. G.: *A General Method for the Analysis of Covariance Structures*. Biometrika 1970, Vol. 57, s. 239–251.
- Joreskog, K. G.: *A general Method for Estimating a Linear Structural Equation System*. In: Goldberger, A. S. – Duncan, O. D.: *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, Seminar Press 1973, s. 85–112.
- Joreskog, K. G.: *Causal Models in the Social Sciences*. University of Uppsala 1976.
- Joreskog, K. G. – Goldberger, A. S.: *Estimation of a Model with Multiple Indicators and Multiple Causes of a Single Latent Variable*. Journal of the American Statistical Association 1975, Vol. 70, s. 631–639.
- Joreskog, K. G. – Sorbon, D.: *LISREL: Analysis of Linear Structural Relationships by the Method of Maximum Likelihood. User's Guide. Version VI*. University of Uppsala, Sweden 1985.
- Joreskog, K. G. – Sorbom, D.: *New Developments in LISREL*. University of Uppsala 1987.
- Lenski, G.: *Rethinking Macrosociological Theory*. American Sociological Review 1988, Vol. 53, No. 4, s. 163–171.
- Long, J. S.: *Estimation and Hypothesis Testing in Linear Models Containing Measurement Error. A Review of Joreskog's Model for the Analysis of Covariance Structures*. Sociological Methods & Research 1976. Vol. 5, No. 2, s. 157–206.
- Long, J. S.: *Confirmatory Factor Analysis. A Preface to LISREL*. Beverly Hills, Sage Publications 1983.

- Long, J. S.: *Covariance Structure Models. An Introduction to LISREL*. Beverly Hills, Sage Publications 1983.
- Matějů, P.: *K využití logaritmicko-lineárních modelů v analýze mobilitních dat*. Sociologický časopis 1986, č. 1, s. 53–70.
- Řeháková, B.: *Příčinné závislosti a jejich statistický odraz*. Sociologický časopis 1982, č. 5, s. 532–543.
- Sewell, W. H. – Haller, A. O. – Ohlendorf, G. W.: *The educational and early occupational attainment process: Revision and replications*. American Sociological Review 1970, Vol. 35, s. 1014–1027.
- Sobel, M. E. – Arminger, G.: *Platonic and Operational True Scores in Covariance Structure Analysis: An Invited Comment on Bielby's Arbitrary Metrics in Multiple Indicator Models of Latent Variables'*. Sociological Methods & Research 1986, Vol. 15, No. 1–2, s. 44–58.
- Sorbom, D. – Joreskog, K. G.: *The Use of Lisrel in Sociological Model Building*. In: Jackson, D. J. & Borgata, E. F. (eds.): *Factor Analysis and Measurement in Sociological Research: A Multidimensional Perspective*. Beverly Hills: Sage 1981, s. 179–199.
- Štěpánek, P.: *Path analýza a možnosti jejího uplatnění v sociologii*. Sociologický časopis 1970, č. 6, s. 58–70.
- Turner, R. H.: *The Social Context of Ambition*. Chandler Publ. Co., San Francisco 1964.
- Wheaton, B. – Muthen, B. – Alwin, D. – Summers, G.: *Assessing reliability and stability in panel models*. In: R. D. Heise (ed.): *Sociological Methodology*, Jossey-Bass, San Francisco 1977.
- Wiley, D. E.: *The identification problem for structural equation models with unmeasured variables*. In: Goldberger, A. S. – Duncan, O. D.: *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, Seminar Press 1973, s. 69–83.
- Williams, R. – Thomson, E.: *Normalization Issues in Latent Variable Modeling*. Sociological Methods & Research 1986, Vol. 15, No. 1–2, s. 24–43.
- Williams, R. – Thomson, E.: *Problems Needing Solutions or Solutions Needing Problems? Final Thoughts on the Normalization Controversy*. Sociological Methods & Research 1986, Vol. 15, No. 1–2, s. 64–68.
- Wright, S.: *Mendelian Analysis of the pure breeds of livestock*. Journal of Heredit., Vol. 14, 1923, s. 339–348.
- Wright, S.: *Corn and Hog Correlations*. Agricult. Bulletin, US Dept., Washington DC 1925.
- Wright, S.: *The Method of Path Coefficients*. Annals of Mathematical Statistics, Vol. 5, 1934, s. 161–215.
- Wright, S.: *Path Coefficients and Path Regressions: Alternative or Complementary Concepts*. Biometrics 1960, Vol. 16, s. 189–202.
- Wright, S.: *The Treatment of Reciprocal Interaction, with or without Lag in Path Analysis*. Biometrics 1960, Vol. 16, s. 423–425.

Резюме

П. Матею: Метод структурного моделирования

Статья дает обзор развития и основных проблем, связанных с применением метода структурного моделирования (structural equation models). В введении автор знакомит читателей с ролью описываемого метода по решению вопросов причинного толкования явлений и процессов в общественных науках и с его вкладом в решение отношения между теорией и эмпирией. В этой связи он указывает на то, что успешное применение метода невозможно без обстоятельной теоретической подготовки и формулировки теоретических гипотез.

В следующих текстах статья ориентируется на основные проблемы спецификации структурных моделей и на элементарное изложение основных типов моделей (рекурсивные модели, нерекурсивные модели, модели с латентными и т.п.).

Заключительная глава статьи посвящена общим и некоторым практическим вопросам оценки параметров моделей и дает информацию об основных программах, разработанных для структурного моделирования.

Summary

P. Matějů: The Method of Structural-equation Models

The paper presents an outline of the development and of basic problems connected with applying the method of structural-equation modelling. In the introduction, the reader is acquainted with the role played by the method discussed here in solving problems of the causal interpretation of phenomena and processes in the social sciences, as well as with its contribution to solving the relation between theory and empirical research. In this connection, the impossibility of a successful application of this method without a thorough theoretical preparation and formulation of theoretical hypotheses is pointed out.

In the following parts of the paper, attention is focussed on cardinal problems of the specification of structural-equation models and on the elementary explication of the principal types of models (recursive models, non-recursive models, models involving latent variables, etc.).

The concluding chapter is devoted to general and some practical questions of estimating the parameters of the models, and provides information on the essential programmes developed for the purposes of structural-equation modelling.

30. ročník Demografie

Demografie, revue pro výzkum populačního vývoje, oslavila v roce 1988 třicet let svého trvání. Toto výročí bylo příležitostí k zamyšlení redakce nad dosavadním profilem časopisu i jeho dalším vývojem. Tematický záběr *Demografie* byl od počátku velmi široký a časopis si stále udržuje svoji pestrou strukturu zaměření i obsahu. Věnuje se hodnocení populačního vývoje u nás i ve světě, otázkám populační politiky, problematice sčítání lidu, domů a bytů a jejich výsledků, vývoji urbanizace, zdravotního stavu obyvatelstva, příjmové úrovně domácností a podmínek jejich života a řadě dalších. Jakkoli zůstává periodikem československé marxistické demografie, značný prostor věnuje tématům na pomezí této vědy a dalších společenskovědních disciplín. V *Demografii* lze najít zajímavé články, recenze a informace od ekonomů, právníků, sociologů, lékařů, psychologů i historiků. To je jeden z důvodů, proč je časopis zajímavý pro celou řadu odborníků, jejichž předmět zájmu souvisí s vývojem obyvatelstva v naší společnosti. Takový charakter má i zmíněný 30. ročník.

Věnujme nejprve pozornost problematice dosavadního populačního vývoje i projekcím na další období. V prvním čísle časopisu je uveřejněna stať M. Kučery, *Československo 1918–1988*, která stručnou a přehlednou formou hodnotí populační vývoj naší republiky od jejího založení do současnosti. Při celkově příznivém vývoji autor konstatuje jeho značnou rozpornost, zejména pro rostoucí rozvodovost a neúměrně vysokou úmrtnost především mužů. Vývoj porodnosti po roce 1945 analyzuje v kontextu populační politiky socialistického státu. Pro nejbližší budoucnost formuluje požadavek jejího širokého pojetí, které bere v úvahu celý komplex životních podmínek mladých rodin s dětmi.

V témže čísle je uveřejněna stať M. Šimka, *Projekce obyvatelstva ČSSR do roku 2010*, která seznamuje s materiálem zpracovaným statistickými orgány. Projekce předpokládá trvání současného poklesu porodnosti až do počátku devadesátých let, následné mírné zvýšení v důsledku většího počtu žen vstupujících do věku maximální fertility a nový pokles po roce 2000. S tímto vývojem souvisí postupné stárnutí obyvatelstva, které se po roce 2005 velmi pravděpodobně projeví rychlým poklesem celkového přírůstku a v ČR zřejmě dojde i k absolutnímu úbytku obyvatel. Dosavadní nerovnoměrný vývoj věkové struktury se dále prohloubí. Autor proto zdůrazňuje nezbytnost aplikovat opatření na podporu rodin s dětmi v době populační deprese a perspektivně více respektovat demografické faktory při dlouhodobých koncepcích sociálně ekonomického rozvoje společnosti.

Ve 4. čísle časopisu je jako každoročně uveřejněna *analýza populačního vývoje v ČSSR v roce 1987*, jejímž autorem je M. Aleš. V uvedeném roce došlo k některým příznivým změnám v populačním vývoji. Jednoznačně pozitivní je další pokles kojenecké a novorozenecké úmrtnosti, která je však i nadále vyšší než ve vyspělých státech Evropy. Mírný pokles celkového počtu zemřelých je považován jen za krátkodobý výkyv související s příznivou epidemiologickou situací v uvedeném roce, a tedy i nižší úmrtností osob starších 70 let. V současnosti již lze konstatovat určité důsledky nových zákonů o umělému přerušení těhotenství. Liberalizace v této oblasti nevedla sice k úbytku počtu narozených, ale k růstu počtu potratů. Dále se prohloubilo chápání interrupce na žádost jako formy „antikoncepce ex post“. Mírně vzrostla sňatečnost v mladých věkových skupinách, což je vysvětlováno zvýhodněním novomanželských půjček. Také rozvodovost po určité stagnaci v roce 1986 vzrostla, a to především v ČR.

Uvedené celkové analýzy populačního vývoje doplňuje řada dalších stať, které se zaměřují na jednotlivé typy demografického chování. Ve 2. čísle je to stať V. Hašanové, *Regionálna diferenciácia úmrtnosti na choroby obehovej sústavy v ČSSR*. Ve 3. čísle *Srovnávací analýzy úmrtnosti podle příčin v České socialistické republice a ve Francii ve vývojovém pohledu od roku 1950*, jejímiž autory jsou J. Vallin, F. Meslé a J. Rychtaříková. Dále stať L. Stloukala, *Potrátovost v regionálnom pohľadu*. Otázkám populačního vývoje byly dále věnovány některé teoreticko metodologické stati. Je to jednak příspěvek P. Čtrnácta a J. Krause, *Problematika populačních projekcí*, který byl uveřejněn ve 2. čísle a *Mikrosimulačný model vývoje obyvatelstva a domácností* (číslo 4), jehož autorem je B. Vaňo.

Na téma populačního vývoje navazuje zajímavá stať V. Srba *Změny v reprodukci československých Romů 1970–1980*, která je uveřejněna ve 4. čísle ročníku. Na základě srovnání sčítání lidu v uvedených letech autor konstatuje setrávající vysoké tempo přírůstku romské populace, které vyplývá i z faktu, že

počet Romek ve věku 15–49 let vzrostl v té době o 44 %. I když odborníci přiznávají, že sčítání lidu nepostihují všechny Romy, k datu posledního sčítání bylo v ČSSR zjištěno téměř 290 tisíc Romů. Přes vysoké počty porodů na jednu ženu se však v romské populaci projevují podobné trendy jako ve většinové populaci ČSSR. To znamená postupný pokles počtu porodů na jednu ženu, který je rychlejší ve městech a v urbanizovaných oblastech. Zajímavé je zjištění, že vysoká plodnost není deklarována jako ideál romských žen. Z šetření provedených v průběhu osmdesátých let vyplynulo, že ideální počet dětí v rodině se pohybuje kolem tří a plánovaný je ještě o něco nižší. Realizovaná plodnost je ale zatím prakticky dvojnásobná.

Další oblastí, již je ve 30. ročníku *Demografie* věnována značná pozornost, je problematika demograficko-ekonomická. V 1. čísle ročníku je podrobně referováno o demografické konferenci na téma *Zdroje pracovních sil v ČSSR v devadesátých letech*. V tomto období dojde k nástupu enormně vysokých počtů mladých lidí do produktivního věku a po získání kvalifikace do pracovního procesu. Souběžně s tím se začnou projevovat důsledky změn hospodářského mechanismu – relativní snížení potřeb pracovních sil.

V úvodním referátu M. Bartošové byli účastníci konference seznámeni s celkovou problematikou posuzovaného období v delším časovém kontextu až do začátku dalšího století. Jde nejen o otázky vzdělání a kvalifikace nastupujících generací jako rozhodujícího potenciálu přestavby a míry a podmínek ekonomické aktivity starších věkových skupin. Referát P. Čtrnácta byl zaměřen na předpoklady a výsledky výpočtů nové demografické projekce na období do roku 2010, které ukazují vedle zpomalení růstu počtu obyvatelstva významné změny věkové struktury. M. Kučeřa se soustředil na hodnocení výsledků výpočtů předpokládaných počtů ekonomicky aktivních osob, rozdíly v přírůstcích ve třech hlavních věkových skupinách i podle vzdělání mladých lidí. J. Musil uvedl předpokládané změny ve struktuře zaměstnanosti podle pohlaví, věkových skupin a vzdělání, včetně očekávaných územních průmětů změn struktury ekonomiky. L. Kalinová zdůraznila problematiku získávání vzdělání a kvalifikace mladé generace, dlouhodobost dosavadních trendů a význam koncepčních úprav přípravy k zaměstnání spíše až pro období po roce 2000. E. Rendlová se zaměřila na možné dopady intenzifikace ekonomiky v rodině, na změny časového fondu žen, zvláště při úvahách o zkracování pracovní doby a prodloužování mateřské dovolené mladých matek: protože tím může být narušen dosavadní model zaměstnání obou rodičů, tím více je třeba promýšlet koncepci dalšího vývoje rodin s dětmi v nových podmínkách. M. Hiršl v závěrečném referátu hodnotil vliv úrovně zaměstnanosti na výši příjmů domácností s dětmi i na strukturu vydání těchto domácností s jedním nebo dvěma pracovními příjmy. Tento příspěvek byl zařazen jako samostatná stať *Vliv změn v zaměstnanosti na příjmy a vydání domácností v čísle 2*. Na základě analýzy statistických údajů autor konstatuje, že „v budoucnosti nelze v ČSSR očekávat automatický odklon od navykého modelu hospodaření rodin na základě dvou pracovních příjmů, tj. dobrovolné omezování výdělečné činnosti žen. Pokud skutečně vznikne z hlediska národohospodářské efektivnosti potřeba tuto činnost v určité míře omezit, bylo by nutné realizovat opatření, která by různým způsobem kompenzovala domácnostem podstatnou část ztráty druhého výdělků a usnadnila jim tuto volbu“.

Dalším tradičně frekventovaným tématem časopisu *Demografie* jsou otázky vývoje rodiny. J. Dunovský ve statí *Diagnóza poruch funkce rodiny ve vztahu k dítěti po desetiletém ověřování v teorii i praxi* (číslo 1) referuje o výsledcích dlouhodobého ověřování dotazníku funkčnosti rodiny u pediátrů a pracovníků oddělení péče o dítě národních výborů. Jde o relativně jednoduchý a rychlý nástroj diagnózy poruchy rodiny ve vztahu k dítěti. Řadou nezávislých šetření bylo například shodně konstatováno, že u běžné populace žijí děti asi v 85 % ve funkčních rodinách, u dětí ze zvláštních škol a dětí ohrožených prostředím se vyskytují funkční rodiny v necelých 50 %. V závěru autor formuluje tvrzení, že funkčnost rodiny vůči dítěti není ohrožena samotnou sociálně ekonomickou situací nebo prostým faktem její neúplnosti. „Sociální problémy v naší společnosti nemají podobu problémů sociálně ekonomických (hmotných či finančních), ale dostávají subtilnější výraz, jsou více vázány na osobnost jedince či jedinců a na jejich charakter než na objektivní sociální podmínky“ (s. 34). Součástí statí je pouze přehledná tabulka jednotlivých ukazatelů funkčnosti rodiny, která obsahuje také pětistupňovou škálu hodnocení sociálně ekonomické situace rodiny u normální populace, dětí ze zvláštních škol, dětí z ohroženého prostředí a dispenzarizovaných. Poměrně příkré rozdíly v hodnocení uvedeného ukazatele sice zpochybňují výrok autora, avšak další informace o obsahu jednotlivých ukazatelů i jejich vzájemné provázanosti ve statí nejsou k dispozici, a proto lze obtížně polemizovat. Citovaný závěr autora, který se v psychologicko-