

- b) zvolit vhodnou míru vzdálenosti (a to jednak podle typu dat a jednak podle požadavků zpracovatelského modelu),
- c) dosáhnout malého počtu dimenzí obrázku (malého počtu škál).

Pro uživatele je velmi důležitý třetí aspekt; nejjednodušší je umístění objektů (bodů) na přímce, velmi přehledné je rozmístění v rovině, zpracovatelný je ještě i trojrozměrný prostor, který je graficky určen tak, že zobrazíme průměty bodů do všech souřadných rovin (určených vždy dvojicemi os). V mnohorozměrném škálování se teoreticky v tomto ohledu nijak omezovat nemusíme, ale prostory čtyř a vícerozměrné si již představit nedovedeme.⁴⁾

Mnohorozměrné škálování tak má ve své grafické podobě smysl především tam, kde je možné vměstnat vztahy mezi objekty do malého počtu rozměrů, aniž by byly vztahy výrazně porušeny. Důležitý je i číselný výstup, který můžeme interpretovat. Škálování má tedy odpovědět na otázku, zda tvoří vztahy mezi objekty nějaké vizuálně odhalitelné souvislosti, pravidelnosti či zákonitosti (jako jsou seskupení objektů, uspořádání objektů, kruhové vztahy), které lze sociologicky interpretovat.

Kromě škálovacích aspektů, tj. grafického názorného zobrazení a interpretace geometrických i číselných výsledků, je možno na model klasického mnohorozměrného škálování nahlížet též z pozice faktorového přístupu, jestliže nás zajímá, zda je rozmanitost objektů (určená měrami vzdálenosti) způsobena nějakými výraznými příčinami, faktory, které jsou interpretovatelné ze vzájemných podobností a nepodobností objektů. Jednotlivé škály můžeme potom chápat jako faktory vysvětlující (resp. vytvářející) zjištěné relace. Faktorový přístup je možno přijmout v kterémkoli škálovacím modelu, odlišuje se od předešlého interpretačním pohledem a přístupem, způsobem myšlení nad daty.

Jako ilustraci uvedeme postupně ukázkou jednoduché využitelnosti metody z praxe sociologického výzkumu.

Příklad: Profily vlastností manželských partnerů

Ve výzkumu *Aktuální otázky manželství v ČSSR* (Karel Vítěk a kolektiv, Olomouc 1980) byla provedena uspořádaná typologie manželských párů podle zjištěné situace vzájemných vztahů manželů, která určila čtyři skupiny manželství:

1. *Harmonická* (— manželství s velkou citovou vazbou, bez závažnějších záporných zkušeností, prosperující ve všech funkcích).
2. *Stabilizovaná* (— manželství s citovou vazbou, s občasnými zápornými zkušenostmi, které partneři dovedli řešit, prosperující v základních funkcích).
3. *Narušená* (— manželství citově i funkčně narušená, s častými zápornými zkušenostmi, je ohroženo trváním manželství).
4. *Rozvrácená* (— manželství citově lhostejná, s velmi vážnými rozpory, takže akutně hrozí nebezpečí rozvodu, neprosperující v žádných funkcích).

Tato klasifikace sama byla důležitým výsledkem šetření, dalším krokem v analýze však byla charakterizace jednotlivých skupin z dalších hledisek. V tabulce 1 je uvedena párová charakterizace z hlediska pohledu manželů na své partnery, a to v průměrném hodnocení jednotlivých vlastností.

Vztah každé jednotlivé vlastnosti k typologii (dané skupině) je ihned vidět posouzením průměrů v příslušném sloupci. Pohled na partnera jako celek je však reprezentován celým profilem údajů, a proto podobnosti a rozdílnosti pohledu čtyř skupin by měly vycházet z podobnosti a nepodobnosti vektorů průměrných hodnot uvedených v řádcích tabulky. Ptáme se tedy na relace mezi jednotlivými skupinami manželství vzhledem k profilům určeným celkovým pohledem na partnera. Z ta-

4) Standardně dostupné prostředky zatím neumožňují využívat dalších možností, jako je používání barev, využití vícerozměrné projekce, stínované grafy, vícerozměrné sloupcové grafy ap.

Tabulka 1. Profily pohledu manželů na své partnery pro čtyři skupiny manželství
(Průměry hodnocení partnera: skóre 1 = vlastnost chybí, 3 = vlastnost je silná)

Vlastnosti partnera

Manželství	Pracovitý	Přesný	Velkorysý	Ohleduplný	Pečlivý	Ovládá se	Pořadný	Obětavý	Přizpůsobivý	Tráví volno s partnerem
Harmonická	2,97	2,89	2,39	2,95	2,98	2,63	2,87	2,94	2,85	2,92
Stabilizovaná	2,92	2,69	2,46	2,70	2,77	2,41	2,80	2,82	2,66	2,78
Narušená	2,72	2,24	2,08	2,08	2,40	1,61	2,44	2,20	2,08	2,13
Rozvrácená	2,85	2,66	1,80	1,86	2,85	1,43	2,57	2,43	2,33	2,57

bulky jsou ihned vidět jisté nekonzistence, pořadí typů se liší, stejně tak jako vzdálenosti na jednotlivých škálách. Úlohou škálování je převést vztahy mezi profily do přímky, roviny či prostoru tak, aby skupiny byly reprezentovány čtyřmi body se vzdálenostmi zobrazujícími sociologické nepodobnosti skupin. A úlohou interpretace je zvážit obsah zjištěných vzdáleností a vzniklých bodových útvarů.

2. Objekty mnohorozměrného škálování

Objekt reálného světa, sociologicky nazíraný, je vždy charakterizován určitým výsekem svých vlastností; pohlížíme na něj z určitého zvoleného hlediska. V analýze dat pak je popsán údaji, které odpovídají danému obsahovému hledisku a jsou podřízeny operacionalizaci a statistické zpracovatelnosti. Zjištěné údaje o objektu tvoří jeho *datovou reprezentaci* — ta vstupuje do analýzy dat a je vlastním objektem mnohorozměrného škálování,⁵⁾ z ní plynou výsledky. Do metody tedy nevstupují nějaké abstraktní objekty, ale zcela specificky určené jednotky. Jejich komparace je prováděna vzhledem k obsahu vstupu, tj. obsahu datové reprezentace.

Příklad (pokračování): V tabulce 1 jsou objekty určeny jako čtyři skupiny podle typu manželství. Každý respondent popsal vlastnosti svého partnera v deseti zvolených aspektech. Datovou reprezentací každé skupiny manželství je profil obrazu partnera, který vznikl jako vektor průměrných hodnocení jednotlivých vlastností v dané skupině respondentů. Sociologickým objektem je tedy skupina manželství charakterizována pohledem na partnera, objektem škálování pak profil průměrných hodnocení (řádek z tabulky 1). Komparujeme tedy skupiny k těmto specifickým datům.

Objekty analýzy mnohorozměrného škálování mohou být velmi různorodé. Jsou to především jednotlivci, sociální skupiny, organizační jednotky, geografické, administrativní či státní útvary, lidské výtvoř, pojmy, slova, jazykové útvary a podobně. Datovou reprezentací může být profil odpovědí, popisných charakteristik, odvozených průměrných statistik, dále četností, rozložení čet-

5) Objekt reálného světa se stává sociologickým objektem tím, že jej popíšeme jeho sociologickými vlastnostmi. Operacionalizací a sběrem dat jej systematicky popíšeme statistickou datovou reprezentací, která pak jej zastupuje v dalším algoritmu zpracování. Proto obsah přiřazený objektu a výsledná interpretace bodů a jejich vzdáleností vychází pouze z vybraných vlastností, z vhodnosti jejich operacionalizace a kvality měření. Mluvíme-li v mnohorozměrném škálování o podobnosti či shodě objektů, máme na mysli podobnost či shodu jejich datových reprezentací.

ností nebo soubor relativních rozložení četností, nula-jedničková identifikační data apod.

Krátké charakteristiky prakticky provedených aplikací přiblíží rozmanité možnosti metody:

a) Ve výzkumu *Automatizace a průmysloví dělníci* [Řehák 1976] bylo 32 průmyslových závodů z patnácti zemí světa charakterizováno profilem intenzity různých forem účasti pracujících na řízení podniku a závodu.

b) Pracovní místa dvou dílen vybraného závodu (v témže výzkumu jako ad a)) byla popsána profilem charakteristik obsahu práce.

c) Výzkumné soubory patnácti zemí (viz ad a)) byly popsány profilem 27 hodnotových položek (průměrnými hodnotami jednotlivců v každém souboru).

d) Jedenáct zoologických zahrad bylo popsáno profilem průměrného hodnocení funkcí, které ZOO pro návštěvníky plní.

e) Osmnáct světových operních pěvků stejného hlasového oboru bylo charakterizováno výraznými rolemi, které ve své kariéře jevištně provedly.

f) Osm typů určujících výrazné tendence na poli kulturních potřeb bylo charakterizováno profilem průměrných skóre vyjadřujících intenzity obecných potřeb člověka [Kasalová, Řehák 1982].

g) Věkové skupiny byly charakterizovány rozložením četností u osmi typů uvedených ad f).

h) Deset pražských obvodů bylo charakterizováno rozložením obyvatelstva ve věkových kategoriích (a obdobně rozložením typů bytového fondu, vybavením předměty osobní potřeby, rozložením sociální a třídní struktury apod.).

3. Míry vzdálenosti datových reprezentací

Pojem sociální podobnosti a rozdílnosti objektů patří k nejsložitějším teoretickým problémům. Liší se podle typů objektů i charakteru vlastností. V jiném smyslu hovoříme o podobnosti dvou výtvorů (např. literárních děl) a v jiném o podobnosti sociálních skupin (např. z hlediska jejich struktury). Při úvahách o škálování vycházíme z podobnosti objektů, které operacionalizujeme pomocí měr či koeficientů podobnosti, nepodobnosti, resp. vzdálenosti. Pro vstup do metody škálování vytváříme tzv. *relační matici*, která pro N objektů obsahuje $N(N-1)/2$ měr popisujících vztahy mezi všemi různými dvojicemi. Úplná diskuse měr podobnosti přesahuje rámec tohoto textu; uvedeme jen ty, které odpovídají klasickému mnohorozměrnému škálování [a její variantě DISTAN], ty však vystačí na velkou většinu sociologických aplikací.

A. Vzdálenosti profilů stejných stupnic

Jsou-li objekty charakterizovány profilem hodnot vycházejících ze stejné stupnice, pak dvě datové reprezentace $X = (x_1, x_2, \dots, x_k)$, $Y = (y_1, y_2, \dots, y_k)$ mají vzdálenost

$$D(X, Y) = \sqrt{\sum_{k=1}^K w_k (x_k - y_k)^2}, \quad (1)$$

kde w_k jsou pevně určené nezáporné váhy neměnné pro všechny dvojice objektů.⁶⁾

B. Vzdálenosti profilů nestejných stupnic

Mají-li položky profilu ad A) různé stupnice, pak používáme [1] po standardizaci. Standardizujeme na jednotkový (resp. stejný) rozsah stupnice; pokud nemá přirozené hranice, standardizujeme na jednotkový rozptyl nebo jednotkové rozpětí.^{7) 8)}

C. Vzdálenosti četnostních distribucí

Jsou-li objekty charakterizovány rozložením relativních četností $f = \{f_1, f_2, \dots, f_k\}$ pro K -hodnotový kategorizovaný znak, pak vzdálenosti distribucí určíme podle typu znaku:⁹⁾

a) nominální úroveň znaku

$$D_n(f, g) = \sqrt{\sum_{k=1}^K (f_k - g_k)^2}, \quad (2)$$

kde $\sum f_k = 1, \sum g_k = 1, f_k \geq 0, g_k \geq 0$;

b) ordinální úroveň znaku¹⁰⁾

$$D_o(f, g) = D_n(F, G) = \sqrt{2 \sum_{k=1}^K (F_k - G_k)^2}, \quad (3)$$

kde $F_k = \sum_{j=1}^k f_j, G_k = \sum_{j=1}^k g_j$.

Nominální úroveň $\{D_n(f, g)\}$ zachycuje rozdílnosti v obsazení jednotlivých kategorií znaku pro obě distribuce.

Ordinální úroveň $\{D_o(f, g)\}$ zachycuje rozdílnosti ve tvarech rozložení podél uspořádané stupnice kategorií znaku.

D. Soubor četnostních distribucí

Jsou-li objekty charakterizovány R jednorozměrnými distribucemi, z nichž každá určuje vzdálenost (2) nebo (3) (označíme ji $D_r(a, b)$, $r = 1, 2, \dots, R$ pro objekty $\{a, b\}$), pak vzdálenosti obou objektů vzhledem k celému souboru distribucí dostaneme jako

$$D(a, b) = \sqrt{\sum_{r=1}^R w_r^2 D_r^2(a, b) / d_r^2}, \quad (4)$$

kde w_r^2 jsou váhy určující důležitost r -tého znaku¹¹⁾ a

$$d_r^2 = \max D_r^2 = \begin{cases} 2 & \text{pro nominální úroveň} \\ 2(K-1) & \text{pro ordinální úroveň} \end{cases} \quad (5)$$

6) V běžné analýze volíme zpravidla $w_k = 1$, $k = 1, 2, \dots, K$; váha odpovídá důležitosti, kterou přisuzujeme položce vzhledem k ostatním položkám profilu.

7) Speciálním případem standardizace je též Mahalanobisova vzdálenost, která transformuje celý profil současně.

8) V některých případech je vhodné údaje transformovat, např. četnostní data převádíme logitovou funkcí z intervalu (0,1) na neomezený interval; nové hodnoty pak nestandardizujeme na jednotkový rozptyl, abychom neporušili informaci o přirazené heterogenitě profilů.

9) O měřácích vzdálenosti distribucí obecně viz Řehák, Řeháková [1979; 1982]. Pro kardinální úroveň je možno dobře použít $D_o(f, g)$, neboť jiné složitější míry — analogie k (2) a (3), vedou k redukci na vzdálenosti průměrů (t.j. na jednodimenziální škálu). Výše citovaná práce obsahuje též vzorce pro vzdálenost distribucí zobecněného znaku.

10) Ve vzorci (3) můžeme pominout faktor 2, který plyne z teoretického odvození. Při výpočtech se geometrické relace nemění, násobíme-li celou relační matici kladnou konstantou a . Souřadnice os se změní u všech bodů násobkem a , což nemá vliv na poměry vzdáleností.

11) Váhy se většinou kladou $w_r = 1$, $r = 1, 2, \dots, R$.

Příklad (pokračování): Profilové položky vycházejí v tabulce 1 ze stejné hodnotící stupnice o třech hodnotách (1, 2, 3). Budeme proto aplikovat pro vzdálenosti profilů (1). Pro „harmonická“ a „stabilizovaná“ dostaneme:

$$D^2(1, 2) = (2.97 - 2.92)^2 + (2.89 - 2.69)^2 + \dots + (2.92 - 2.78)^2$$

$$= 0.277$$

$$D(1, 2) = 0.527$$

Relační matice vzdáleností $D = \|D(i, j)\|$ je odvozena v tabulce 2; zde jsou uvedeny i čtverce vzdáleností, neboť vlastní algoritmus klasického mnohorozměrného škálování vychází z matice $D^2 = \|D^2(i, j)\|$. V matici vidíme zajímavé vztahy, které lze interpretovat přímo, neboť vzhledem k malému počtu objektů jsou odvozené hodnoty velmi přehledné. Možnosti interpretace relační matice jsou však limitovány (i v tomto případě) a prudce klesají s počtem objektů.

Uvedené vzdálenosti (1) — (4) odpovídají klasickému mnohorozměrnému škálování.¹²⁾ Kromě toho však existuje celá řada různých modelů, které nejsou limitovány k eukleidovské metrice. Nepodobnosti se často charakterizují metrikou absolutních hodnot nebo různých koeficientů nepodobnosti, jejich zpracování v rámci klasického mnohorozměrného škálování (varianty DISTAN) není legitimní.

4. Výstupní hodnoty u metody klasického mnohorozměrného škálování

Vstupem do distančního modelu klasického mnohorozměrného škálování jsou čtverce vzdáleností $D^{(2)} = \|D^2(i, j)\|$, výstupem jsou souřadnice, které určují pozici bodů na mnohorozměrné škále.¹³⁾ Mnohorozměrná škála je souhrnem škál jednorozměrných, z nichž každá může mít svoji vlastní interpretaci. Algoritmus extrahuje škály jednu po druhé postupně tak, aby nejprve první škála co nejlépe aproximovala vstupní vzdálenosti,¹⁴⁾ pak aby aproximaci provedly přesné reprodukce.

Počet škál (počet dimenzí mnohorozměrné škály) je však omezen; je menší než počet objektů a nejvýše roven počtu profilových proměnných. V praxi analýzy dat, v níž máme většinou velký počet objektů i profilových proměnných, vybereme jen několik prvních škál, a to ty, které

a) mají *interpretační význam*, jenž jsme schopni odhalit a jenž jsme schopni využít,

b) mají jednotlivě dostatečnou *rozlišovací sílu* mezi objekty, a to v relaci k předchozím škálám (dostatečně vysoký koeficient determinace),

c) dohromady dostatečně *přesně aproximují původní vzdálenosti* (vícerozměrná škála má dostatečně vysoký koeficient determinace, který je součtem koeficientů determinace jednotlivých škál).

Řešení, které má výše uvedené vlastnosti postupně optimální aproximace vstupních vzdáleností, nazveme hlavním řešením. Toto řešení není jediné, po určení počtu dimenzí (tj. po vyloučení těch škál, které nemají interpretační význam) můžeme provést rotaci faktorů, což spočívá v natočení os obrázku, v němž body zobrazujeme. Nově natočené osy mají význam nových stup-

12) Nutno poznamenat, že metodu DISTAN lze snadno adaptovat na případ, kdy místo $D^2(i, j)$ vstupují do algoritmu centrované skalární součiny vektorů. (Roli skalárních součinů mají např. i korelační koeficienty ve faktorové analýze.)

13) Algoritmus výpočtu podáváme jen ve zkrácené verzi v dodatku pro ty zájemce, kteří by si jej chtěli převést na vlastní počítač.

14) Kvalitu aproximace zjistíme tak, že spočítáme vzdálenosti bodů z příslušných souřadnic a jejich matici porovnáme se vstupními hodnotami $D = \|D(i, j)\|$.

nic.¹⁵⁾ ¹⁶⁾ Kritériem rotace je maximální přilehnutí bodů k osám, tj. situace, kdy jednotlivé body leží na škále, která má pak jasnější a vhodnější interpretaci. Rotace se týká pouze interpretace jednotlivých škál, relace vícerozměrné škály se tímto postupem nemění.

Interpretaci škál provádíme podle číselných hodnot přiřazených jednotlivým objektům, podle jejich pořadí, rozdílů a vzájemných pozic na přímce. Interpretace každé škály bývá přesnější u většího počtu objektů, neboť v tom případě můžeme vyloučit náhodná a neinterpretovatelná umístění, dokonce máme širší kontrolu obsahu vzhledem ke vzájemné kontrole vztahů objektů. Pro malý počet objektů bývá interpretace škál velmi obtížná, neurčitá, někdy i nemožná. Vícerozměrná škála pak odhaluje (především ve svém grafickém tvaru) názorně vztahy mezi objekty ze zkoumaného hlediska vcelku a poskytuje základ pro celostní relační interpretaci přesahující významy jednotlivých dimenzí a jejich prostého spojení.

Z těchto úvah plyne i další pravidlo k určení počtu škál: snažíme se udržet počet stupnic co nejmenší, v optimálním případě jednu nebo (jak tomu většinou v praxi bývá) dvě, abychom si mohli ulehčit interpretační práci co nejjednodušším obrázkem. Opravňuje nás k tomu předpoklad, že vícerozměrná škála je aproximací původních relací k co nejjednodušší a „nejčitelnější“ formě.

Pro tři a více dimenzí tiskneme obrázky tak, že body umísťujeme do roviny každých dvou škál, které jsme vybrali. (Dostaneme tak $M(M-1)/2$ obrázků pro M škál.) To je stále ještě velká pomoc, ale přehled je podstatně menší a interpretace obtížnější, neboť celostní pohled musíme skládat z dílčích dvou-rozměrných škál.

Obecný popis škálovacího výstupu ukážeme na pokračování výše uvedeného příkladu.

Příklad (pokračování): Vstupem do metody DISTAN je matice čtverců vzdáleností z tabulky 2. Počet výsledných dimenzí bude maximálně tři, neboť máme čtyři objekty. Hlavní řešení je uvedeno v tabulce 3.

Každá stupnice odpovídá jedné dimenzi vícerozměrné škály, každá má tak své nezávislé interpretační postavení. Řádky tabulky znamenají souřadnice bodů, které budou reprezentovat příslušné objekty.

Řádek koeficientů determinace určuje reprodukční schopnost každé jednotlivé jednorozměrné škály, její podíl na kvalitě aproximace vstupních distancí. Kumulační procenta posledního řádku ukazují determinaci postupně jedno-, dvou- a tří-rozměrné škály.¹⁷⁾

15) Hlavní řešení je centrované do těžiště, tj. u každé stupnice je součet hodnot příslušné souřadnice všech bodů roven nule. Rotace tuto vlastnost zachovává, neboť natáčí osy podle těžiště (nulového bodu škály). Ve skutečnosti můžeme dostat ještě další řešení promítnutím osového kříže do kteréhokoli bodu roviny; takováto řešení však běžné algoritmy nehledají. Další řešení dostaneme překlopením obrázku kolem jedné nebo druhé osy.

16) Pro rotaci existuje řada algoritmů, které se liší matematickou formulací požadavků na přilnutí bodů k osám. Program DISTAN používá běžné rozšířenou metodu VARIMAX. O metodách rotace viz [Harman 1967].

17) Každá vícerozměrná škála má koeficient determinace rovný součtu koeficientů determinace svých složek — to platí i v případě, že skládáme vícerozměrné škály z vybraných složek, které nemusí nutně odpovídat postupným extrakcím. Vyskytují se například vícerozměrné škály, které vynechávají první hlavní osu nebo podle interpretace jednorozměrných škál jsou konstruovány dílčí vícerozměrné škály určitého obsahu. Kumulační vlastnost koeficientů determinace plyne z ortogonalit jednotlivých dimenzí. Tato vlastnost je zachována po rotaci, je-li tato ortogonální; u šikmých rotací již vztah neplatí.

Tabulka 2. Vzdálenosti (v levém dolním trojúhelníku) a čtverce vzdáleností (v pravém horním trojúhelníku) profilů pro jednotlivé skupiny z tabulky 1

Manželství	Harmonická	Stabilizovaná	Narušená	Rozvrácená
Harmonická	,000	,277	4,664	3,803
Stabilizovaná	,527	,000	2,821	2,472
Narušená	2,160	1,680	,000	,881
Rozvrácená	1,950	1,572	,939	,000

Z tabulky je vidět, že 88 % veškeré relační diferenciace čtyř skupin je obsaženo v první stupnici a že první dvě dimenze dohromady popisují 99,5 %. Odtud plyne, že třetí dimenze je v relaci k prvním dvěma zcela bezvýznamná a že s ní pracovat dále nebudeme.

Pokus o interpretaci vychází ze vztahů čísel ve sloupcích:

Stupnice 1 — pohled na manželského partnera je silně korelován s kvalitou manželství, ale jen u stupnice *harmonická*, *stabilizovaná* a (*narušená*, *rozvrácená*), tj. poslední dvě kategorie se na první hlavní stupnici nerozlišují.¹⁸⁾

Stupnice 2 — polarizuje kategorie *narušená* a *rozvrácená*, obsahuje zřejmě skladbu vlastností, které jsou spojeny s faktem rozkladu manželství.

Dvourozměrná škála je vidět na obrázku 1.

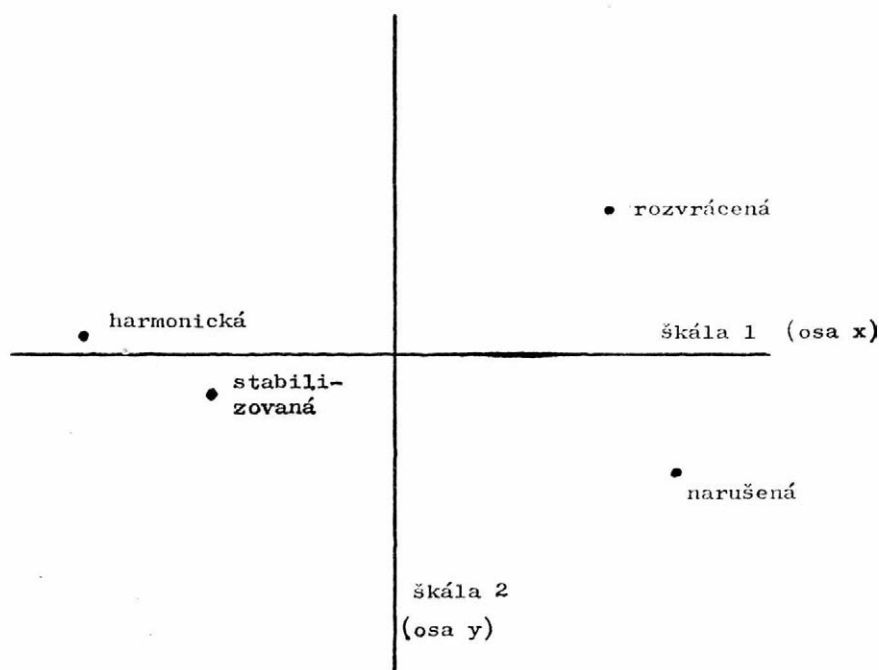
Tabulka 3. Hlavní řešení klasického mnohorozměrného škálování pro čtyři skupiny manželství z tabulky 1

Manželství	Stupnice 1	Stupnice 2	Stupnice 3
Harmonická	−1,12	,05	−,08
Stabilizovaná	−,66	−,13	,10
Narušená	,99	−,42	−,03
Rozvrácená	,78	,50	,01
Koeficient determinace jednotlivých škál	87,7 %	11,8 %	,5 %
Koeficient determinace vícerozměrné škály (kumulativní %)	87,7 %	99,5 %	100,0 %

Jak již bylo výše řečeno, škála není určena jednoznačně. Hlavní řešení může být rotováno libovolně podle počátku a nové osy odpovídají novým jednorozměrným škálám s novou interpretací (číselné hodnoty přiřazené objektům jsou nové souřadnice získané průmětem bodů na osy). Rotovat hlavní řešení má smysl tehdy, hledáme-li interpretaci jednotlivých dimenzí; vícerozměrná škála se v žádném případě rotací nezmění (natáčení os nemá na relaci mezi body vliv).

Příklad (pokračování): Po rotaci dvou dimenzí metodou VARIMAX dostaneme dvě stupnice uvedené v tabulce 4.

18) Z dat pochopitelně nelze usoudit, zda popis partnera je ovlivněn kvalitou vzájemného vztahu, či vlastností partnera, které tvoří škálu, patří mezi faktory rozpadu manželství. Tento nedostatek opakující se v nejrůznějších formách ve většině analýz sociologických dat lze překonávat jen celkovým modelovým přístupem k výzkumu, který umožňuje zahrnout do interpretace širší souvislosti a též další již prokázané poznatky.



Koeficienty determinace se změnily,¹⁹⁾ jejich podíl je 56,5 ku 34,5 proti hlavnímu řešení s podílem 88 : 12. Obě dvojrozměrné škály, hlavní i rotovaná, však vysvětlují 99,5 % celkové relační diferenciací. Dimenze rotovaného řešení mohou ukazovat na dva různé (a relativně stejně důležité) procesy, které v populaci probíhají. Jeden proces diferencuje manželství, ale nevede k jeho rozpadu, odpovídá souladu a nesouladu, ale nemá terminální charakter. Druhý naopak nediferencuje typy, které odpo-

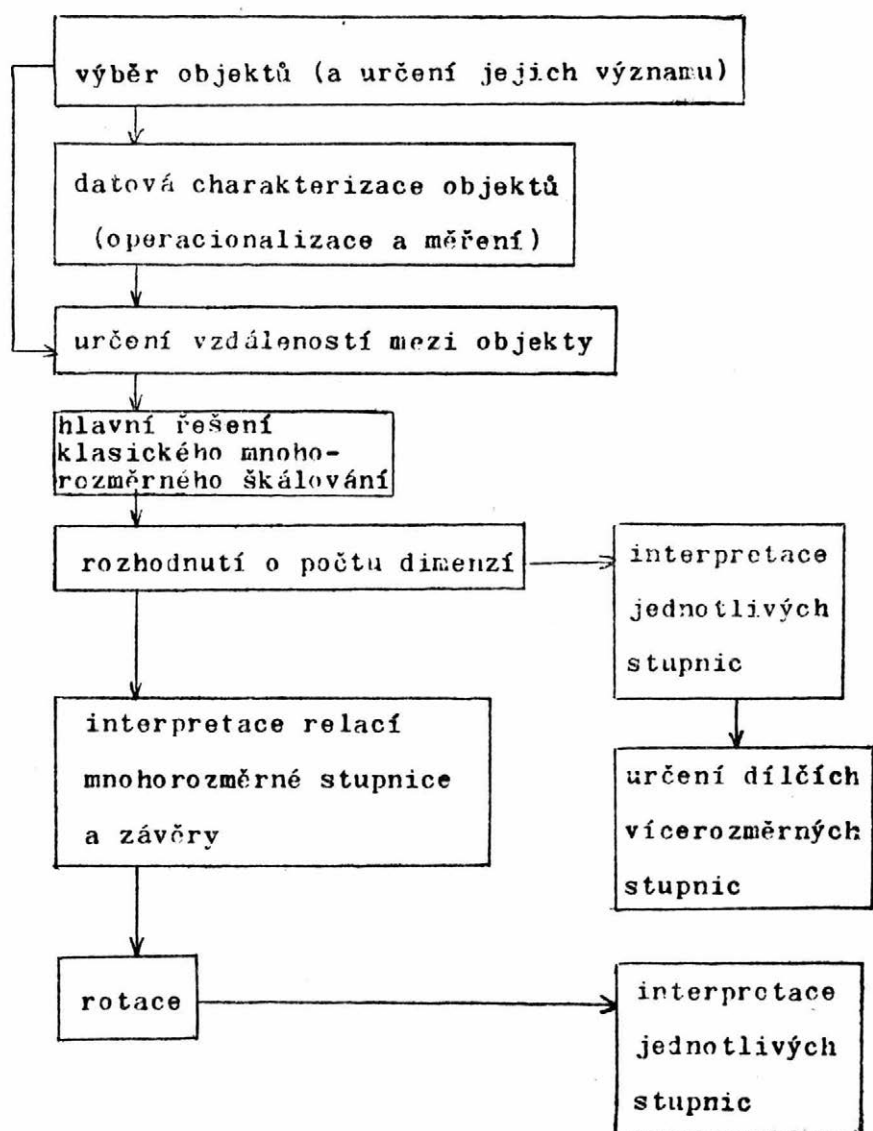
Tabulka 4. Rotované stupnice pro čtyři skupiny manželství
(Metoda VARIMAX)

Manželství	Rotované řešení	
	Stupnice 1	Stupnice 2
Harmonická	-,89	-,68
Stabilizovaná	-,42	-,52
Narušená	1,03	,32
Rozvrácená	,28	,88
Podíl stupnice*)	56,46 %	43,54 %
Koeficient determinace	56,20 %	43,30 %

*) Procento určení stupnic je spočteno z celkového vlivu dvojrozměrné škály.

19) Koeficienty determinace určíme jako $0.995 \times 0.565 = 0.562$ (56 %) a $0.995 \times 0.435 = 0.433$ (43 %).

Schéma 1. Postup při klasickém mnohorozměrném škálování



vídají soužití v souladu, ale znamená tendenci k úplnému rozpadu vztahu. Z uvedené tabulky nemůžeme ovšem rozlišit, zda jde o proces změny pohledu na partnera, či zda jde o faktory soužití (či adaptabilitu a vlastnosti jak hodnotícího tak hodnoceného). Metoda sama pouze předkládá ve vhodné formě empirické relace a jisté koreláty. Jejich interpretace však, není-li podpořena dalšími souvislostmi, zůstává jen na úrovni hypotéz. V každém případě však takovýto poznatek může vnést nový prvek nejen do metodiky přípravy dalších výzkumů, ale i do aplikací manželských poraden, ať už v diagnostice stavu nebo dokonce v terapii (působením na zrealnění pohledu na partnera či vzájemné chování).

Interpretace zjištěných relačních faktů není snadná, hlavní a rotované řešení nemusí být v souladu (či soulad nemusí být interpretačně patrný). Velmi to záleží na počtu a přesném označení významu objektů. Specifické interpretační potíže u škál působí hodnoty blízké k nule, které mohou znamenat dvě věci:

- objekt je ve středu škály, blízko jejího těžiště,
- objekt do škály nepatří, škála se na diferenčiacním podílu tohoto objektu ve zkoumaném souboru nepodílí, objekt je diferencován od ostatních jinými kvalitami než těmi, které daná škála vyjadřuje.²⁰⁾

Postup mnohorozměrného škálování lze charakterizovat schématem 1.

Faktorový přístup ke škálovacím problémům překračuje úlohu popisu vztahů a řeší problém zdrojů diferenciace určené vstupními relacemi. Vzdálenosti mezi objekty určují heterogenitu, rozdílnost, diferencovanost souboru objektů, a to jak v souhrnu, tak pro jednotlivé dvojice. Ptáme se pak na okolnost, zda existují nějaké příčinné zdroje, faktory, které způsobily tuto vnitřní diferenciaci souboru a které můžeme odhalit, či hledáme objekty, na něž působí jednotlivé zdroje příčinného působení.

Ve faktorovém přístupu k modelu klasického mnohorozměrného škálování předpokládáme existenci M nezávislých faktorů $F_1, F_2, \dots, F_M$, které souběžně ovlivňují soubor objektů $O_1, O_2, \dots, O_N$, což se projeví v jejich relacích

$$(F_1, F_2, \dots, F_M) \longrightarrow (O_1, O_2, \dots, O_N)$$

a tedy

$$(F_1, F_2, \dots, F_M) \longrightarrow \|D(i, j)\|_{N \times M}$$

Projev těchto jednotlivých faktorů se realizuje u jednotlivých stupnic výstupem z klasického mnohorozměrného škálování. Faktor F_m odpovídá m -té škále, která je jeho výsledkem a ukazuje, jak F_m diferencuje objekty. Ze škálových hodnot také vidíme, na které objekty F_m působí (vysoké hodnoty) a na které nepůsobí nebo jen zanedbatelně (hodnoty blízké nule), zároveň (podle znaménka) je určeno, na které objekty působí souladně a na které protikladně. Podle významu objektů pak provádíme interpretace faktorů (dáváme jim jména). K interpretaci faktorů přispívá též jejich nezávislost (jejich působení se obsahově nepřekrývá).

Faktorový přístup je tedy zcela analogický faktorové analýze, a to její kovariační formě.^{21) 22)} Oproti běžné rutině korelační faktorové analýzy se interpretace výsledků metody DISTAN neopírá o faktorové koeficienty s významem korelačních koeficientů. Škálové hodnoty, z nichž vycházíme, jsou vztaheny k hodnotám vstupních distancí a mají pro interpretaci poměrový charakter; porovnáváme je proto mezi sebou a k jejich maximu.²³⁾

20) Např. v ilustračním příkladě je v tab. 4 typ „rozvrácená“ chápán mimo škálu, stejně tak „harmonická“ a „stabilizovaná“ u druhé stupnice z tab. 3.

21) Kovarianční forma faktorové analýzy je v naší sociologii téměř neznámá a nepoužívaná. To je dáno jednak tradicí a rutinním (i když přitažlivým) modelem převzatým z psychologie a jednak tím, že v programech se vyskytují téměř výlučně korelační varianty metody.

22) V některých případech jsou na sebe DISTAN a kovarianční forma faktorové analýzy převoditelné.

23) Případná standardizace koeficientů, která by vycházela např. z normalizace vstupních vzdáleností, byla z DISTANu vypuštěna, neboť se ukázala být pro praktickou práci zbytečnou. Program však tiskne kromě stupnic také standardizované stupnice (normalizované charakteristické vektory), pro něž kromě podmínky centrování $\Sigma a = 0$ platí ještě $\Sigma a^2 = 1$. To umožňuje posoudit diferenčiacní vliv faktoru v rámci jeho působení, ale nedovoluje posoudit vlivy faktorů mezi sebou (např. na jednu položku).

Při faktorovém přístupu většinou provádíme rotaci, abychom dostali jednodušší a čistší interpretaci. Platí tu vše, co bylo napsáno o faktorové analýze, na jejíž rozsáhlou a dobře známou literaturu čtenáře odkazujeme.

Postup odpovídá schématu 1, v němž slova stupnice a dimenze nahradíme slovem faktor. Krok „interpretace relací mnohorozměrné stupnice a závěry“ odpovídá „zhodnocení celkového působení faktorové soustavy“.

Z obou popsaných přístupů je vidět též redukční význam klasického mnohorozměrného škálování. Původní profily popisující objekty mohou obsahovat velké množství položek. Vztahy, které tyto profily generují, jsou však reprodukovatelné (do určité známé míry) podstatně menším počtem stupnic, které (ať už jim je nebo není připsán význam) heterogenitu objektů z daného hlediska popisují téměř stejně dobře. Odchylky a vypuštěné informace jsou považovány za nepodstatné — většinou dokonce za užitečné, neboť jde o vyhlazení náhodných či velmi specifických vlivů.

Na konec této části ještě uvedeme praktickou metodologickou poznámku. Vychází-li popis objektu z jednoho údaje, pak pochopitelně nemá význam zavádět míry vzdálenosti a aplikovat DISTAN. Hodnoty můžeme přímo nanést na přímku pro grafické znázornění vzdálených poloh. Jestliže profil sestává ze dvou položek, pak je též možno nakreslit relační mapu objektů přímo z obou souřadnic a interpretovat relace v rovině; ani zde nemůže klasické mnohorozměrné škálování přinést novou informaci.

5. Geografická mapa — názorná kontrola metody

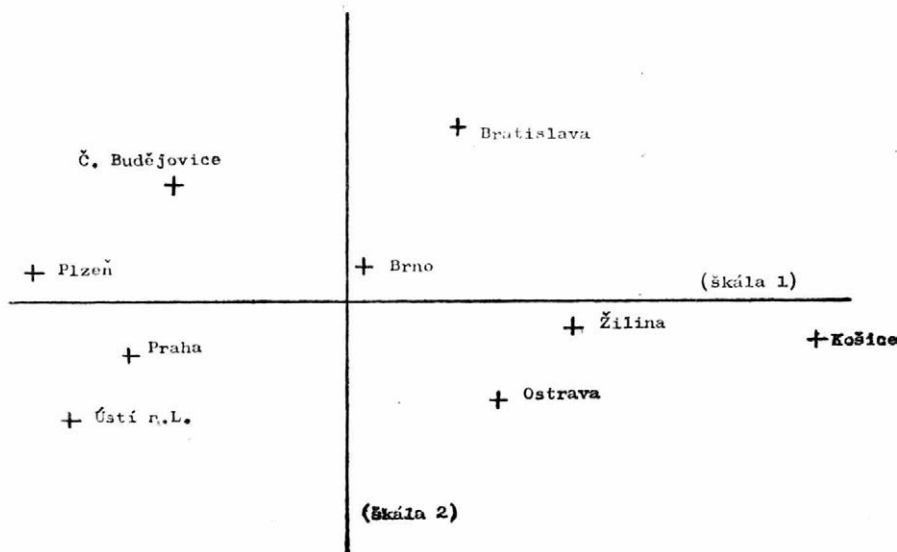
V první části jsme uvedli analogii klasického mnohorozměrného škálování a vytvoření mapy vybraných míst.

Tabulka 5. Souřadnice mnohorozměrného škálování pro umístění měst na mapě (hlavní řešení))*

Města	Stupnice 1	Stupnice 1
Praha	-9,81	-2,46
Plzeň	-13,85	1,08
České Budějovice	-8,08	5,08
Ústí nad Labem	-12,41	-5,63
Brno	0,72	1,44
Ostrava	6,91	-4,62
Žilina	10,08	-1,12
Bratislava	4,91	7,82
Košice	21,54	-1,59
Koeficient determinace (%)	88,21	11,79

*) Dva faktory vyčerpaly 100% součtu čtverců vzdáleností mezi městy.

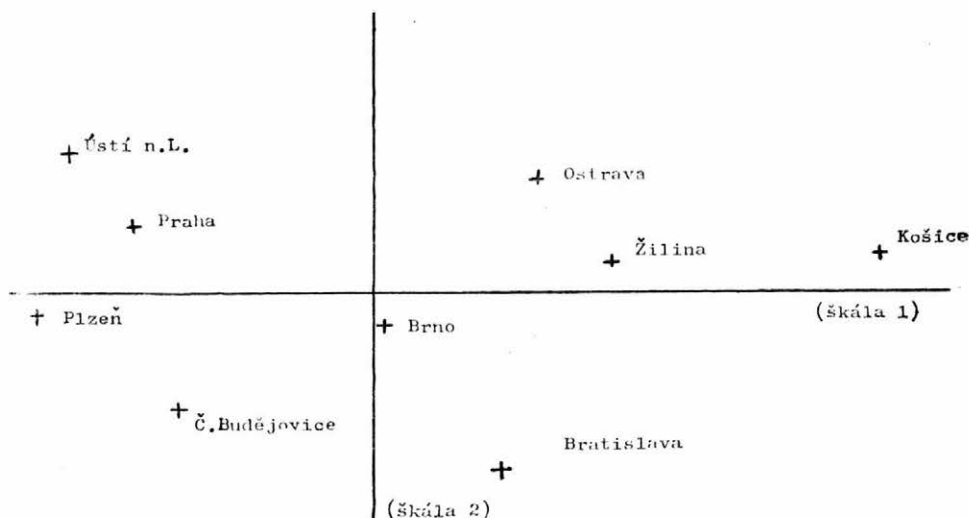
Kontrolu vhodnosti metody můžeme provést aplikací DISTANu právě na takový případ: pro vybraná města (jejichž seznam je v tabulce 5) odměříme z mapy všechny jejich párové vzdálenosti $D(a, b)$, z nichž by metoda měla určit umístění měst v rovině. Ne nutně musí být škálové souřadnice shodné se zeměpisnými souřadnicemi, neboť řešení klasického mnohorozměrného škálování není jediné. Rotací a překlápáním obrázku však bychom měli dostat z hlavního řešení konfiguraci bodů, která je s mapou totožná. Výsledná škála však bude nutně dvojrozměrná, tak jako rovina mapy, z níž vycházíme²⁴⁾ (pokud ovšem nevybereme města, která všechna leží na přímce — potom by výsledek měl být rovněž přímka, tj. jedno-



rozměrná škála odhalující umístění měst v daném směru). Postup spočívá ve: zjištění vzdáleností — zpracování metodou DISTAN — určení škálových hodnot — nakreslení obrázku — kontrole s mapou.

V tabulce 5 a obrázku 2 je vidět výsledek klasického mnohorozměrného škálování pro devět (libovolně) vybraných měst ČSSR.²⁵⁾

Obr. 2b Zrcadlově převrácené řešení podle osy x
(změna orientace stupnice 2)



24) Vycházíme ze vzdušných vzdáleností, proto jde o plošný problém; při zahrnutí nadmořské výšky by šlo o problém třírozměrný.

25) Vzdálenosti měst neuvádíme, byly odměřeny ze školní mapy ČSSR. Číselné hodnoty závisí pochopitelně na měřítku mapy — při jiném měřítku bychom dostali proporcionálně změněné vzdálenosti a k tomu bychom dostali i proporcionálně změněné škálové hodnoty. Relace výsledných bodů na jednotlivých škálách i v rovině dvourozměrné škály by se však nezměnily (relace jsou invariantní k poměrově změně distancí).

Obrázek 2a umísťuje body v rovině (škála vyšla skutečně dvojrozměrná. Ukazuje též, že řešení je překlopeno ve směru „sever—jih“. Je tedy demonstrována i nejednoznačnost řešení: relace se nezměnily (vzájemná pozice měst odpovídá skutečnosti), číselné škálové hodnoty však musíme chápat relativně, a to jak vzhledem k velikosti, tak i orientaci znamének. (I geografická mapa je orientována a zakreslena po výhodné avšak libovolné konvenci, která vychází ze severo-jížního a východo-západního směru a je uváděna v libovolném vhodném měřítku — analogie je tu velmi silná.)²⁶⁾ Obrázek 2b vznikl překlopením podél osy x . Vzhledem k protáhlemu tvaru ČSSR a výběru měst podél celého jejího východo-západního směru odhalilo i klasické mnohorozměrné škálování tento směr jako nejsilnější (t. j. první hlavní) stupnici téměř přesně. Rotaci už nelze graficky ani interpretačně mnoho získat, proto ji neuvádíme. Je tedy vidět, že metoda reprodukuje relace do geometrického tvaru velmi přesně.

6. Podobnost struktur — vztahy řádků kontingenční tabulky

Komparační tabulky četností vyjadřují strukturu rozložení v dílčích souborech určených hlediskem vstupní kategorizace. Jeden ze způsobů podrobnější analýzy dat je škálování relací mezi řádky pomocí vzdálenosti (2) nebo (3) a vyjadřující podobnosti distribucí dílčích souborů. Uvedeme příklad věkové struktury pražských obvodů. Přesto, že věk je veličinou kardinální, použijeme ordinální vzdálenosti (3), která porovnává tvary věkových distribucí.

V tabulce 6 je uvedeno deset rozložení charakterizujících věkovou strukturu v pražských obvodech.

Na tuto tabulku nelze aplikovat běžné statistické techniky, jako je test homogenity, znaménkové schéma či rozklady chí-kvadrátových statistik, vzhledem k tomu, že jde o úplné šetření a i při přijetí modelu náhodné geneze dat se dostáváme do obtíží způsobených velikostí souboru (všechny rozdíly jsou významné). I malé procentní odchylky znamenají velké absolutní rozdíly a tím i značně rozdílné sociální konsekvence pro daný obvod. Z tabulky 6 odvodíme matici ordinálních vzdáleností a z ní pak DISTAN poskytne hlavní řešení úlohy mnohorozměrného škálování. Uvádíme z něj pouze první dvě stupnice, které dohromady reprodukuji 99.77% (96.57+3.20%). (ač problém je teoreticky sedmírozměrný). V tomto případě je první faktor (řadící obvody jednorozměrně) zcela dominantní; vzhledem k důležitosti malých odchylek však použijeme pro zobrazení mapy věkových struktur i slabší druhý faktor, který odhalí důležitý doplňující diferenční aspekt (rotace nepřinesla žádnou relevantní novou informaci, proto ji neuvádíme).

Interpretaci faktorů ponecháváme čtenáři.

Tabulka 6. Věková skladba pražských obvodů (v procentech)

Obvod	0—2 roky	3—5 let	6—14 let	15—19 let	20—34 let	35—54 let	55—59 let	60 a více
Praha 1	3,6	4,2	8,4	4,5	21,0	22,6	9,3	26,4
Praha 2	3,6	4,4	8,7	4,6	20,8	22,1	8,8	27,0
Praha 3	3,8	4,0	8,2	4,6	20,3	22,7	8,6	27,8
Praha 4	4,9	5,9	12,0	5,8	22,7	26,1	6,3	16,4
Praha 5	4,1	4,7	10,3	5,2	21,2	23,6	7,6	23,2
Praha 6	3,7	4,1	9,1	5,8	20,3	26,7	8,8	21,5
Praha 7	3,7	4,1	8,6	4,5	20,4	21,9	8,6	28,2
Praha 8	4,2	6,4	14,1	5,2	23,3	24,3	6,0	16,6
Praha 9	4,1	5,3	13,4	6,0	21,7	27,1	6,4	16,1
Praha 10	3,6	4,1	10,2	6,1	20,1	27,4	8,3	20,1

Zdroj: „Čísla o Praze 1980“, MSÚ Praha.

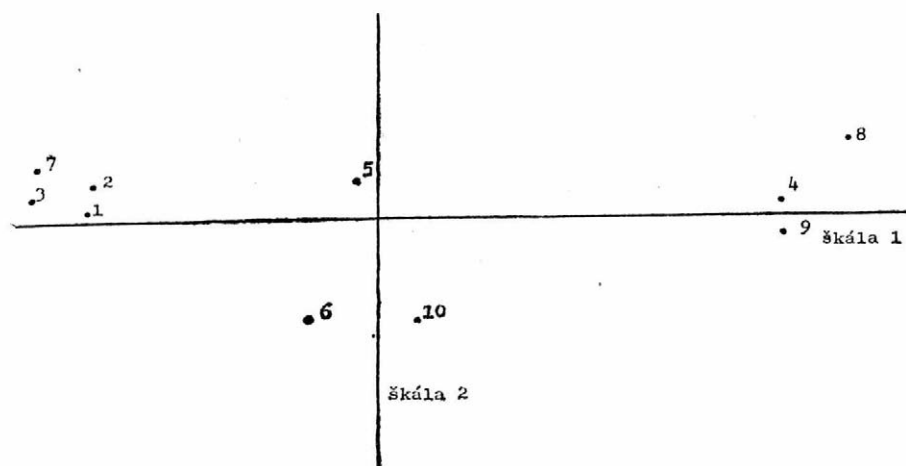
26) Pokud ovšem přijímáme plošnou aproximaci zachycované části zemského povrchu.

Tabulka 7. Dvojezměrná škála vztahů věkových struktur pro pražské obvody
(hlavní řešení)

Obvod	Stupnice 1	Stupnice 2
Praha 1	-,127	,002
Praha 2	-,124	,015
Praha 3	-,149	,009
Praha 4	,181	,005
Praha 5	-,008	,014
Praha 6	-,028	-,045
Praha 7	-,147	,021
Praha 8	,206	,033
Praha 9	,180	-,009
Praha 10	,016	-,045
Koeficient determinace (%)	96,57	3,20
Procento určení z dvojezměrné škály	96,8	3,2

Celková determinace škály je 99,77 %.

Obr. 3 Dvojezměrná škála pražských obvodů vzhledem k věkové struktuře tabulky 6
(souřadnice bodů viz tab. 7)



Poznámka: 1 - 10 jsou čísla pražských obvodů.

Závěr

Postup klasického mnohorozměrného škálování vychází z toho, že relace mezi datovými reprezentacemi objektů jsou vyjádřeny vzdálenostmi eukleidovského typu, jejichž čtverce mají tvar kvadratických forem. Malou adaptací algoritmu lze provést i škálování měr, které mají formu centrovaného skalárního součinu (kovariance).

Teorie škálování objektů jednoho souboru se vyvíjí dále ve dvou směrech, jež jsou pro aplikace velmi užitečné. Především je to model předpokládající určování relací pomocí eukleidovských vzdáleností, které jsou však zatíženy náhodnou chybou, takže číselné vstupní hodnoty požadovanou vlastnost metricky nemají. Druhým směrem je předpoklad obecných měr vzdálenosti (například metrika absolutních hodnot), podobností (korelační koeficienty, míry podobnosti, stupeň dosažené významnosti) či nepodobností (testové statistiky, míry heterogenity). Tento směr dosáhl značných úspěchů především ve dvou rozpracovávaných algoritmických postupech: MINISSA (viz J. Lingoes [1973]) a M-D-SCAL (J. B. Kruskal [1977]).

Výsledky prací zobecňujících klasický distanční model mnohorozměrného škálování uvádět nebudeme. Jednak přesahují možnosti této stati a jednak jsou to výsledky algoritmické, velmi složité, které je lépe studovat přímo z citované literatury.

Z hlediska uživatele-sociologa je důležitý výstup a jeho interpretace. Rozdíl od klasického mnohorozměrného škálování je pouze v tom, že algoritmy obecného mnohorozměrného škálování se pokoušejí vyhladit relace obecných měr tak, aby odpovídaly metrice, a převést je do eukleidovského prostoru. Výstupní číselné škály i obrázky mají obdobnou interpretaci jako v klasickém případě. Proto popis výsledků je platný i pro výsledky například programu MINISSA. Smysluplnost tu však závisí též na vhodnosti vstupních měr podobnosti.

Metoda klasického mnohorozměrného škálování i další obecnější modely redukuje velké množství informace, způsobené jak počtem objektů, tak i délkou profilu, do přehledné číselné formy, která umožňuje i grafické znázornění a celostní interpretační využití. Grafická (geometrická) a číselná reprodukce vztahů mezi objekty zkoumaného souboru umožňuje jednak systematické interpretační zvládnutí (které redukuje pravděpodobnost omylů a vynechání důležitých faktů) a jednak upozorňuje na nové, v původním tvaru nezřetelné a obtížně odhalitelné aspekty. Některé relační vztahy pak nejsou z původních dat jiným postupem odhalitelné vůbec. Umístění bodů a jejich vzdálenosti odhalují různá seskupení objektů, uspořádání podle složitě vznikajících proměnných, nelineární vztahy a existenci nelineárních faktorů.

Faktorový přístup ke škálování pomáhá kauzálním úvahám, navozuje pohled explanačně predikční a ve spojení s teoreticko-empirickou argumentací umožňuje zobecnění výsledků a teoretické abstrakce.

Metoda tak je užitečným prostředkem analýzy dat, slouží k podrobné komparační či faktorové exploraci souboru objektů, k formulování hypotéz i samotných závěrů.

Dodatek

Postup výpočtu mnohorozměrné škály metodou DISTAN

Verbálně popsaná metodika je založena na striktně rigorózním matematickém modelu. Jeho popis a rozbor zachází mimo možnosti této stati. Uvádíme však algoritmus, který je snadno naprogramovatelný pro libovolný počítač. Zájemce o matematickou stránku odkazujeme na literaturu. Důkazy jsou založeny na teorii matic, charakteristických čísel a vektorů a jejich projekčních a ortogonálních vlastnostech.

Vstup do algoritmu:

N = počet objektů v souboru $(A_1, A_2, \dots, A_N)$,

$\mathbf{D} = \|D_{ij}\|$ = matice typu $N \times N$ vzdáleností eukleidovského typu.

Matice $\mathbf{D}$ vstupuje přímo nebo je odvozena z N vektorů vstupních dat (profilů, nula-jedničkových identifikačních dat, rozložení četností).

Postup výpočtu:

a) Matice $\mathbf{D}^{(2)} = \|D_{ij}^2\|$ typu $N \times N$,

b) Matice $\mathbf{C} = \|C_{ij}\|$ typu $N \times N$, kde

$$C_{ij} = -\frac{1}{2}(D_{ij}^2 - \bar{D}_{i+}^2 - \bar{D}_{+j}^2 + \bar{D}_{++}^2),$$

$$\bar{D}_{i+}^2 = \frac{1}{N} \sum_j D_{ij}^2, \quad \bar{D}_{+j}^2 = \frac{1}{N} \sum_i D_{ij}^2, \quad \bar{D}_{++}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_i \sum_j D_{ij}^2.$$

c) Charakteristická čísla λ_r a normované charakteristické vektory $\mathbf{Z}_r$ matice $\mathbf{C}$, kde $r = 1, 2, \dots, R$ a R je hodnota matice $\mathbf{C}$, $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_R > 0$.

d) R stupnic je určeno jako

$$\mathbf{Y}_r = \sqrt{\lambda_r} \mathbf{Z}_r, \quad r = 1, 2, \dots, R \quad (\text{— sloupceový vektor o } N \text{ složkách}).$$

e) Koeficienty determinace jsou určeny jako

$$\delta_r = \lambda_r / (\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_R), \quad r = 1, 2, \dots, R,$$

případně jako $100\delta_r \%$.

Kumulativní koeficient determinace

$$\kappa_s = \sum \delta_r, \quad s = 1, 2, \dots, R.$$

f) Po určení počtu P vektorů pro rotaci se provádí algoritmus metody VARIMAX pro P prvních vektorů $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \dots, \mathbf{Y}_P$, $P \leq R$ s výsledkem $\mathbf{V}_1, \mathbf{V}_2, \dots, \mathbf{V}_P$.

Koeficienty determinace δ^* pro rotované škály určíme jako

$$\eta_p = \frac{\sum_{n=1}^N v_{np}^2}{\sum_{n=1}^N \sum_{p=1}^P v_{np}^2}, \quad \mathbf{V}_p = (v_{1p}, v_{2p}, \dots, v_{Np})'$$

$$\delta_p^* = \eta_p \left(\sum_{r=1}^P \delta_r \right).$$

Výstupy:

a) Matice $\mathbf{Y}$ typu $N \times R$ složená z vektorů $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \dots, \mathbf{Y}_R$ je hlavním řešením úlohy KMS resp. hlavní R -rozměrnou škálou.

Matice $\mathbf{Y}_{(s)}$ typu $N \times S$ složená z prvních S vektorů $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \dots, \mathbf{Y}_S$, $S \leq R$ je hlavní S -rozměrnou škálou.

Řádky matice $\mathbf{Y}$ resp. $\mathbf{Y}_{(s)}$ jsou souřadnice objektů v R - resp. S -rozměrné hlavní škále.

b) Koeficienty determinace jednotlivých škál $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_R$ a kumulativní koeficienty determinace postupně pro všechny S -rozměrné škály: $\kappa_1, \kappa_2, \dots, \kappa_R$.

c) Geometrická reprezentace: pro všechny dvojice os (i, j) , $i < j$ se tisknou obrázky, kde $\mathbf{Y}_i$ umísťujeme na horizontální ose x a $\mathbf{Y}_j$ na vertikální ose y ; je-li $R = 1$ umísťují se body na přímce.

d) Výstupy obdobné k výstupům a), b), c) pro rotované řešení P -rozměrné stupnice $\mathbf{V}$ typu $N \times P$ složené z vektorů $\mathbf{V}_1, \mathbf{V}_2, \dots, \mathbf{V}_P$, kterou nazýváme rotovaným řešením; $\mathbf{V}_p$, $p = 1, 2, \dots, P$ jsou rotované škály (stupnice).

Literatura

Harman, H. H.: *Modern Factor Analysis*. Chicago, The University of Chicago Press 1967.

Kasalová, H. — Řehák, J.: *Diferenciační tendence u kulturních potřeb*. Sociologický časopis 1984, č. 1 (v tisku).

Kruskal, J. B.: *Multidimensional Scaling and Other Methods for Discovering Structure*. In: K. Enslein — A. Ralston — H. Wilf (eds.): *Statistical Methods for Digital Computers (Vol. II)*. New York, Wiley 1977, s. 296–337.

Lingoes, J. C.: *The Guttman — Lingoes Nonmetric Program Series*. Ann Arbor — Michigan, Mathesis Press 1973.

Loučková, I. — Řehák, J.: *Klasické vícerozměrné škálování*. In: J. Řehák (ed.): *Škálování a kvantifikace. Kapitoly sociologických metod a technik IV*, Mikulov 1981. Sborník SMT ČSSS při ČSAV.

Řehák, J.: *Nepublikované analýzy projektu „Automatizace a průmysloví dělníci“*. Praha 1976.

Rehák, J.: *Multidimensionální škálování*. Praha, ÚVVM při FSÚ 1980.

Rehák, J. — Reháková, B.: *Základní charakteristiky proměnných s konečným počtem hodnot a distanční analýza jejich rozložení*. Sociologický časopis 15, 1979, č. 2, s. 214—233.

Rehák, J. — Reháková, B.: *Analýza kategorizovaných dat v sociologii*. Předáno do tisku, Praha 1982.

Torgerson, W. S.: *Theory and Method of Scaling*. New York, Wiley 1958.

Резюме

Я. Ржегак - И. Лоучкова: Классическое многомерное шкалирование (применение метода ДИСТАН)

Статья посвящена методике классического многомерного шкалирования, которое исходит из отношений между объектами и помещает их в евклидовском пространстве (т. е. в прямой плоскости, трехмерном пространстве и пр.) таким образом, чтобы расстояния между пунктами, представляющими эти объекты, отвечали входным отношениям между ними. Вариант, названный здесь ДИСТАН (по программе, разработанной авторами), предполагает, что входные социологические отношения обработаны для изучения с помощью расстояний евклидовского типа. Этим методом получено изображение в пространстве более низкой размерности, и таким образом координаты и рисунок, хотя они содержат всю релевантную информацию входных отношений, являются гораздо более наглядными и концентрированными. Метод служит таким образом для отсеивания несущественной информации и для придания информации наглядной формы.

Первая часть описывает задачу классического многомерного шкалирования, освещает понятие «отношение» и приводит пример, который позже решается. Во второй части рассматриваются объекты шкалирования, приводится ряд примеров из практики. В третьей части вводится понятие расстояния и приводятся избранные типы евклидовских метрик для различных типов объектов. В дальнейшей, четвертой части описываются выходные параметры и данные метода и способ их печатания. Здесь решается сформулированный выше пример о сходствах типов браков применительно к взгляду супругов на своих партнеров и выходы иллюстрируются на этом примере. В пятой части приводится контрольный пример, показывающий возможности метода и его целесообразность: шкалирование девяти избранных городов ЧССР. Входом является расстояние между городами, выходом является размещение городов на карте (т. е. метод конструирует карту). Целесообразность методики может оценить сам читатель путем сопоставления с картой ЧССР. В последней шестой части освещаются сходства структур строк контингентной таблицы. В заключении лишь коротко упоминаются некоторые другие варианты и дается обобщение методики многомерного шкалирования. Математическая модель и порядок расчетов обобщены в дополнении, так как рядовой пользователь, очевидно, не будет интересоваться ими, но в виду простоты метода он может легко программироваться.

Пазначення статьи — проінформувати дослідницьких працівників про можливостях одного весьма полезного метода, заслуживающего распространения и более широкого использования в практике.

Summary

J. Rehák — I. Loučková: Classical Multidimensional Scaling (Application of the DISTAN Method)

The paper deals with the methodology of classical multidimensional scaling based on relations between objects placed into the Euclidean space (i. e. straight line, plane), three-dimensional space, etc.), so as to make the distances between the points representing these objects correspond to their input relations. The variant introduced here under the name DISTAN (in accordance with the programme developed by the authors) assumes the input (sociological relations) to be operationalized with the aid of distances of the Euclidean type. This method conduces to mapping into space of a lower dimension, and hence the coordinates and the picture which, though containing all the relevant information of input relations, are far clearer and more consistent. Thus the method serves to filter unsubstantial information and to reduce information into a legible form.

In the first part the role of classical multidimensional scaling is described, the concept of relation is discussed, and an example is introduced which is subsequently solved. The second part deals with objects of scaling and presents a number of examples from practice. The third part introduces the concept of distance and refers to selected types of Euclidean matrices for various types of objects. In the following fourth part, output parameters, data on the method, and the manner of their printing are described. Here the previously formulated example concerning the types of matrimonial relations and their similarities, involving the opinion of one partner on the other is solved and the outputs are illustrated on it. The fifth part contains a control example showing the possibilities offered by the method and its appropriateness: the scaling of nine selected towns in Czechoslovakia. The distances between the towns are the input, the distribution of the towns in a map (i. e. the method constitutes a map) is the output. The reader himself is in a position to judge the adequacy of the methodology by comparing the results with the map of Czechoslovakia. The last, sixth, part points to the similarities of row structures in the contingency table. In conclusion, further variants and the generalization of the multidimensional-scaling methodology are referred to only in brief. The mathematical model and the calculation procedure are summed up in the appendix, for they will presumably fail to capture the current user's interest. However, owing to its simplicity, the method can easily be programmed.

The aim of the paper is to inform researchers about the possibilities of an extremely useful method which deserves propagation and broader application in current practice.

Jaroslav Kohout: Řízení pracovních kolektivů

Praha, Práce — Svoboda — Horizont 1982, 85 s.

Do rúk čitateľa sa dostáva rozsahom malé, ale významom dôležité dielo Jaroslava Kohouta, jedného z predných odborníkov v teórii a praxi riadenia pracovných kolektívov.

Autor sa v tejto svojej najnovšej práci — v nadväznosti na doterajšie svoje diela, najmä na monografiu *Sociální analýza a řízení socialistického podniku* (Praha, Práce 1976). — zaoberá potrebou riadiť a plánovať sociálne procesy v súvislosti so stúpajúcim významom požiadavky účinnejšie zaktivizovať subjektívneho činiteľa — ľudského faktora v pracovnom procese.

V súlade s tým rozvíja teóriu pracovného kolektívu a z hľadiska potrieb praxe metodicky rozoberá viaceré rozhodujúce otázky riadenia sociálnych procesov v pracovnom kolektíve, a to v nadväznosti na uznesenia XVI. zjazdu KSČ a na *Súbor opatření ku zdokonaľovaniu sústavy riadenia národného hospodárstva po roku 1980*.

Poukazuje na aktuálnosť riadenia a plánovania sociálnych procesov, vedecky analyzuje vzťahy človeka a práce z hľadiska zvyšovania úlohy subjektívneho činiteľa, rozpracúvava teóriu pracovných kolektívov a závažné otázky riadenia sociálnych procesov v pracovnom kolektíve a robí potrebné závery pre teóriu a prax. Poznatky obsiahnuté v práci znamenajú ďalší významný krok k prehĺbeniu praxe riadenia vedúcich riadiacich pracovníkov.

Aj napriek tomu, že v ČSSR sa najmä v posledných rokoch venuje plánovitému riadeniu sociálnych procesov značná pozornosť, nemôžeme byť spokojní s rozpracovaním tejto dôležitej úlohy ani v teórii, a to najmä pokiaľ ide o komplexnosť princípov, ani s jej realizáciou v praxi. Recenzovaná kniha zreteľne posunuje bádanie v uvedenom smere.

Položme si spolu s autorom otázku: „Čím je daná aktuálnosť sociálneho riadenia a plánovania za socializmu?“

J. Kohout na to vo svojej práci odpovedá: „Po víťaznej proletárskej revolúcii sa ujíma moci robotnícka trieda, ktorá zahajuje v čele všetkých pracujúcich výstavbu spoločenského poriadku bez vykorisťovateľov, v ktorom neexistuje privilegovaná trieda. Zvyšovanie životnej úrovne, zaistenie výživy atď. sa tu týka všetkých, je vecou širokých ľudových mas. Týmto ovšem vzniká mnoho nových úloh, ktorých rozsah a zložitosť je v histórii dosiaľ nevidaná a dosiaľ neznáma.“ (s. 10)

Autor načrtáva, o aké úlohy ide, venuje sa jim s vedeckou erudiáciou a presvedčivým politickým prístupom.

Treba oceniť i výstižnú kritiku buržoazných teórií o človeku, o jeho práci, prostrediu a spoločnosti. Vychádzajúc z marxisticko-leninského učenia autor odhaľuje ciele kapitalistickej spoločnosti, zamerané na vykorisťovanie človeka a hromadenie stále väčších ziskov: v záujme čoho sú konštruované aj rozne teórie a praktiky, prístupy, ktoré chcú, ako hovorí autor, „človeka nielen prepočítat, ale aj preniknúť do jeho subjektu, zvládnuť a riadiť ako individuálnu osobnosť, ako aj človeka sociálneho“ (s. 30).

Rozhodujúca časť knihy je, ako už sme povedali, venovaná socialistickej teórii pracovného kolektívu a vybraným otázkam riadenia sociálnych procesov v pracovnom kolektíve. Ide hlavne o sformulovanie tézy pracovného kolektívu ako historicky novej sociálnej kvality (s. 48), o rozvinutie myšlienky, že pracovný kolektív predstavuje rozhodujúcu rovinu pre formovanie a rozvoj harmonickej osobnosti socialistickeho človeka (s. 53) a o rozpracovanie riadenia pracovných kolektívov (s. 59 a nasl.).

Predložená práca je cenným príspevkom k teórii a praxi riadenia a plánovania pracovného kolektívu v ČSSR, bude významným pomocníkom pre pracovníkov teórie a praxe pri zdokonaľovaní úrovne riadenia z nových prístupov zakotvených tiež v *uzneseniach XVI. zjazdu KSČ* a v *Súbore opatření*. Bude slúžiť tiež študentom na vysokých školách, odborárskemu aktívu a značnému okruhu záujemcov zaoberajúcich sa riadením, plánovaním a prácou s ľuďmi.

Jozef Mihalik

I. A. Kozikov: Sootnošenie social'nogo i naučno-techničeskogo progressa v sovremennuju epochu (Vzájemný vztah sociálního a vědeckotechnického pokroku v soudobé epoše)

Moskva, Izdatel'stvo Moskovskogo universiteta 1981, 334 s.

Problematica vzájemného vztahu sociálního a vědeckotechnického pokroku je aktuální ve výzkumu řady stěžejních procesů soudobé epochy, takových, jakými jsou: vývoj a prohlubování zralého socialismu a výstavba komunismu v Sovětském svazu a výstavba rozvinuté socialistické společnosti v řadě dalších zemí světové socialistické soustavy; vývoj v zemích „třetího světa“; prohlubování světového revolučního procesu, provázeného proměnou vědeckotechnické revoluce v globální jev, ovlivňující všechny otázky života soudobé společnosti; ostrý ideologický boj o interpretaci místa a role vědeckotechnické revoluce v současném světě. Ač teoreticky i prakticky závažná a aktuální, nebyla tato problematika ve svém celku v rámci vědeckého komunismu dosud plně systematicky zvládnuta a propracována. Zdařilý pokus o to zaplnit tuto mezeru představuje právě kniha I. A. Kozikova.

V monografii jsou tvořivě analyzovány nejvýznamnější aspekty obsahu a podstaty sociálního a vědeckotechnického pokroku, zákonitosti a tendence jejich vývoje a dialektika jejich vzájemných vztahů; zevrubně jsou charakterizovány mechanismy jejich vzájemného působení. V tomto rámci je věnována značná pozornost vymezení řady pojmů, jež mají v daném kontextu klíčový význam. Jde o takové pojmy, jako společenský a vědeckotechnický pokrok, výrobní síly a výrobní vztahy, přírodní a sociální potřeby, cíle výroby, vědeckotechnická a technologická revoluce, socialistická revoluce a její předpoklady aj.

K analýze obsahu a struktury sociálního a vědeckotechnického pokroku přistupuje autor z hlediska forem činnosti. Každá ze stránek společenského pokroku, tj. sociální, vědecký, technický (vědeckotechnický), ekonomický a duchovní pokrok, je jako forma činnosti spjata s určitou konkrétní sférou činnosti a i odpovídajícím konkrétním výsledkem. V případě společenského pokroku v celku je takovým výsledkem společensko-ekonomická formace jako jeho stupeň. Proto také struktura společenského pokroku odpovídá v určitém stupni struktuře formace. Přitom společenský pokrok je podle autora „spjat pouze s takovou činností lidí, kterou charakterizuje nikoli reprodukce dostižené úrovně vývoje společnosti, nýbrž produkce nové, vyšší úrovně tohoto vývoje ve všech sférách. Sociální a vědeckotechnický pokrok jsou zvláštní formy činnosti, v jejichž důsledku se reprodukuje vyšší úroveň společenských vztahů a výrobních sil“ (s. 19).

Sociální i vědeckotechnický pokrok se realizuje v evoluční a revoluční formě. Tyto formy autor zkoumá ve spojitosti s působením a zvláštnostmi projevů zákona souladu výrobních sil a výrobních vztahů v soudobé epoše. Důkladně rozebírá strukturu tohoto zákona, který — na rozdíl od některých jiných autorů — chápe jako široký sociologický zákon vzájemného působení výrobních sil a celého systému společenských vztahů. Ukazuje, že dané výrobní vztahy mohou být s výrobními silami v souladu v mezích minimální a maximální úrovně jejich rozvoje. Za těmito mezemi začíná nesoulad, jenž v antagonistických formacích přerůstá v rozpor a posléze v konflikt, který se řeší sociální revolucí. Za socialismu je mezi výrobními silami a výrobními vztahy relativní soulad, neboť se stále rozvíjejí. Neantagonistický rozpor mezi nimi se řeší v rámci sociálního a vědeckotechnického pokroku. Ve zralém socialismu se zákon souladu výrobních sil a výrobních vztahů projevuje nejplněji a nejvšestranněji.

V struktuře sociálního pokroku vyděluje autor relativně samostatné a zároveň vzájemně spjaté stránky: předpoklady sociální revoluce, její podmínky a revoluční skok čili revoluci. Konkrétně se pak zabývá socialistickou revolucí a jejími předpoklady. Zastává stanovisko, že „v podmínkách kapitalismu nemohou vznikat ani kolektivistické principy, ani jejich prvky. Za kapitalismu ... mohou vznikat pouze určité formy společenských vztahů. A právě tyto formy se dostávají do rozporu s kapitalistickými soukromými principy společenských vztahů“ (s. 81). Poněvadž formy odpovídající novým principům vztahů nemohou plně zaměnit všechny formy odpovídající kapitalistickým principům, je jedním z úkolů socialistické revoluce dotvořit ony nové formy společenských vztahů. Samy tyto nové formy chápe autor jako předpoklady přechodu k novým, kolektivistickým principům, tj. jako předpoklady přechodu od kapitalismu k socialismu. Není pochyb o tom, že autorova teoretická pozice, vyznívající v ten smysl, že formy odpovídající novým principům vztahů nemohou v podmínkách kapitalismu měnit jeho podstatu, je naprosto správná. Jeho teze, že v podmínkách kapitalismu nemohou vznikat ani prvky kolektivistických principů, je však problematická.