

K využití logaritmicko-lineárních modelů v analýze sociální mobility

PETR MATĚJŮ

Ústav pro filozofii a sociologii ČSAV, Praha

Paralelně s řešením teoretických otázek začlenění konceptu sociální mobility do marxisticky orientované analýzy vývoje a reprodukce sociální struktury [viz např. Rutkevič—Filipov 1970; Charvát—Linhart—Večerník 1975; Mach 1982 aj.] se v posledním desetiletí v řadě socialistických zemí realizovaly rozsáhlé výzkumy zahrnující údaje o mobilitních procesech. Výsledky těchto výzkumů přispěly jak k hlubšímu poznání vývojových tendencí v reprodukci sociální struktury socialistické společnosti [Andorka—Zagórski 1977; Večerník 1983], tak k rozšíření možností mezinárodní komparace [Haller—Mach 1981; Simkus—Andorka 1982; Večerník—Matějů 1983]. Pokud však jde o řešení metodologických otázek využití a zpracování mobilitních dat, je třeba konstatovat, že rozšiřování báze empirických dat pro analýzu mobilitních procesů nebylo zatím na půdě marxistické sociologie spojeno s výraznějším úsilím o kritické zhodnocení metod a technik mobilitní analýzy, ačkoli v západní sociologii tyto metody zaznamenaly zejména v posledním desetiletí řadu proměn.

K nejvýraznějším změnám v analýze mobilitních dat došlo v souvislosti s rozvojem logaritmicko-lineárních modelů a s jejich uvedením do metodologické výbavy společenských věd. Poměrně rychlé rozšíření těchto modelů zejména v oblasti mobilitní analýzy úzce souviselo s její stále intenzivnější orientací na komparativní úlohy, a to jak v mezinárodní, tak v historické perspektivě, tzn. s potřebou uspokojivěji než dosud řešit problém rozlišení mezi efekty marginálních distribucí (tj. distribuce kategorií sociálního původu a distribuce kategorií sociálního postavení respondenta) na jedné straně a efektem relativních mobilitních šancí na straně druhé. Cílem této stati je podat základní informaci o aplikaci logaritmicko-lineárních modelů v analýze mobilitních dat a současně ukázat, jaké možnosti tyto modely nabízejí marxistické sociologii v analýze vývoje relativních sociálních distancí.

1. Data, formulace problému a geneze řešení

Východiskem analýzy mezigenerační mobility je dvourozměrná mobilitní tabulka zachycující distribuci jedinců v určitých kategoriích sociálního zařazení podle kategorií jejich sociálního původu (zpravidla podle sociální skupiny otce).¹⁾ Nejfrekvento-

(1) Ve zpracování mobilitních dat lze identifikovat v podstatě dva hlavní směry, které se liší jak metodologickými principy, tak výkladovými schématy. Vedle analýzy dvourozměrných mobilitních tabulek, kterou se zabýváme v této stati, existuje relativně velmi vlivný směr mobilitní analýzy mezi „statusotvornými“ proměnnými. Multivariační kauzální modely založené zpravidla na regresní analýze v podstatě usilují o kauzální explikaci závislé mobilitní proměnné (zpravidla sociální status či prestiž) pomocí řady proměnných (nejčastěji vzdělání otce, sociální postavení otce, vzdělání respondenta, sociální zařazení respondenta na počátku práce atd.). Výrazně individualistická orientace těchto modelů (jednotkou analýzy je zde vlastně jedinec jako nositel sociálního statutu) a jejich těsné sepětí s čistě stratifikačním výkladovým schématem sociální mobility, stejně jako nezanedbatelné metodologické problémy spojené s aplikací regresní analýzy (požadavek intervalového charakteru mobilitních proměnných, předpoklad linearit vztahů, atd.) a v neposlední řadě i samotné závěry o povaze mobilitních procesů byly často předmětem oprávněné kritiky [viz např. Boudon 1974]. Kritika multivariačních modelů jak z teoretických, tak z metodologických pozic vedla k poklesu jejich atraktivity, a naopak k hledání nových možností analýzy dvourozměrných i vícerozměrných mobilitních tabulek.

vanějším typem mobilitní tabulky je třídění sociálního zařazení syna na počátku práce podle sociálního zařazení otce v době dospělosti syna. Obecný tvar mobilitního třídění druhého stupně je uveden v tabulce 1.

Tabulka 1. Obecný tvar tabulky mobilitních přechodů
 $(n_{ij}$ = absolutní četnosti v polích, $n_{i.}$ = marginální četnosti sociálních skupin otců,
 $n_{.j}$ = marginální četnosti sociálních skupin synů)

Sociální zařazení otce	Sociální zařazení syna				
	1	2	...j	...k	celkem
1	n_{11}	n_{12}	... n_{1j}	... n_{1k}	$n_{1.}$
2	n_{21}	n_{22}	... n_{2j}	... n_{2k}	$n_{2.}$
.					
.					
i	n_{i1}	n_{i2}	... n_{ij}	... n_{ik}	$n_{i.}$
.					
.					
k	n_{k1}	n_{k2}	... n_{kj}	... n_{kk}	$n_{k.}$
Celkem	$n_{.1}$	$n_{.2}$	... $n_{.j}$	... $n_{.k}$	N

Tradiční mobilitní analýza vychází z předpokladu, že mezigenerační sociální mobilita (tj. množství změn mezi sociálním zařazením otce a sociálním zařazením syna) je fenomén obsahující v podstatě dva komponenty: strukturní mobilitu a čistou (cirkulační) mobilitu. Strukturní mobilita je v operacionální rovině definován jako takové množství mezigeneračních přechodů, které byly nezbytné k tomu, aby mohlo dojít k pozorované změně ve struktuře pozic (vyjádřené rozdílem mezi distribucí pozic v generaci otců a distribucí pozic v generaci synů). Je-li tedy celková mobilita vyjádřena podílem těch dotázaných, jejichž sociální skupina se liší od sociální skupiny otce, tj.

$$M = \sum_{i \neq j}^K \sum_j^K n_{ij} / N = (N - \sum_i^K n_{ii}) / N \quad (1)$$

pak strukturní mobilita je definována jako změna ve vektorech marginálních distribucí mobilitní tabulky, tj.:

$$Z = \frac{1}{2N} \sum_i^K |n_{i.} - n_{.j}|. \quad (2)$$

Čistá mobilita — zpravidla definovaná jako rozdíl mezi celkovou a strukturní mobilitou — je pak chápána jako výraz relativních mobilitních šancí, tj. mobilitních šancí nezávislých na změnách v sociální struktuře, či — obecněji řečeno — jako indikátor „otevřenosti“ či „demokratičnosti“ sociálního systému.

Výkladový rámec sociální mobility založený na jejím rozkladu na strukturní a čistou mobilitu byl východiskem konstrukce řady dalších mobilitních indexů,²⁾ které — stejně jako předchozí — usilovaly o naplnění metodologického postulátu, podle něhož „dobrý mobilitní index by měl rozlišovat mezi množstvím mobility

(2) K nejjednodušším indexům tohoto typu patří Yasudův index čisté mobility konstruovaný jak pro celou mobilitní tabulku, tak pro její jednotlivá pole a jemu velmi podobný Boudonův index.

vyvolaným změnou v sociální struktuře a mobilitou vyvolanou jinými faktory, přičemž první z nich by mělo být z tohoto indexu eliminováno“ [Boudon 1973 : 17].

Tradiční mobilitní analýza založená na jednoduchých indexech vyjadřujících podíl strukturní a čisté mobility na celkovém množství mobilitních přechodů byla podrobena oprávněné kritice, a to jak z teoretického, tak z metodologického hlediska. Jedním z hlavních bodů kritiky tradiční mobilitní analýzy bylo výkladové schéma sociální mobility založené na jejím rozkladu na strukturní a čistou komponentu. Řada autorů [Duncan 1966; Sobel 1983 aj.] poukázala na to, že marginální distribuce mobilitní tabulky nelze chápat jako obraz reálné sociální struktury ani v období definovaném generací otců, ani v období zachyceném generací synů,³⁾ tzn. že mobilitní tabulku nelze interpretovat jako odraz transformace sociální struktury mezi dvěma časovými body. Z tohoto hlediska pak byly zpochybněny i příslušné mobilitní indexy, neboť mají-li v podstatě vágní teoretickou interpretaci, je jejich poznávací hodnota sporná.

Odmítnutí výkladového schématu mobilitní tabulky jako odrazu transformace sociální struktury od generace otců ke generaci synů však neznamená popření jakékoli poznávací hodnoty třídění sociálního postavení syna podle sociálního postavení otce. Mobilitní tabulku je možné chápat jako informaci o charakteru sociální podmíněnosti dosažení určité pozice v sociální struktuře společnosti, jakkoli je tato informace pouze dílčím pohledem do problematiky reprodukce sociálně třídní struktury a vývoje sociálních nerovností. Čteme-li tedy řadu mobilitních tabulek konstruovaných například pro určité věkové skupiny dotázaných jako určitou, více či méně spolehlivou datovou reprezentaci vývoje sociálních nerovností, můžeme se ptát na to, *kde v sociální struktuře společnosti dochází ke zmenšování bariér mobilitních přechodů mezi sociálními skupinami a kde naopak jsou tyto bariéry spíše stabilní.*

Interpretace mobilitních tabulek jako „záznamu“ relativních sociálních distancí však předpokládá rozlišení efektu marginálních distribucí (tj. distribucí sociálního původu a distribucí sociálního „určení“) od relativních mobilitních šancí. Požadavek odstranění vlivu marginálních distribucí při analýze relativních nerovností není v této oblasti nijak nový a úzce souvisí s dlouhodobou tendencí posilování komparativních cílů mobilitní analýzy, a to jak v mezinárodní, tak v historické perspektivě.

Na počátku padesátých let se v mobilitních studiích řady autorů prakticky nezávisle objevuje tzv. mobilitní poměr, jehož cílem je eliminovat z mobilitních vzorců vliv marginálních distribucí.⁴⁾ Výpočet tohoto indexu je relativně snadný. Je-li n_{ij} frekvence sledovaná v poli odpovídajícím i -té kategorii výchozí pozice a j -té kategorii cílové pozice, přičemž $\sum_j n_{ij} = n_i$ a $\sum_i n_{ij} = n_j$, pak mobilitní poměr pro pole n_{ij} má tvar:

$$R_{ij} = f_{ij} \cdot N / n_i \cdot n_j$$

Pro porozumění logice, již je zde oddělován efekt marginálních distribucí od relativních mobilitních šancí (tj. šancí pro jednotlivé přechody nezávisle na povaze

(3) Jedním z hlavních argumentů proti tomuto způsobu interpretace marginálních distribucí mobilitní tabulky je skutečnost, že sociální struktury v obou časových obdobích definovaných generací otců a generací synů jsou reprezentovány věkově specifickými skupinami (v generaci synů se jedná pouze o populaci vstupující do ekonomické aktivity, v generaci otců o skupinu zhruba v polovině socioprofesionální dráhy), přičemž u generace otců není toto období navíc definováno jednoznačně. Nezanedbatelná není ani ta skutečnost, že obraz sociální struktury získaný pouze na generacích mužů je značně neúplný, přičemž podíl žen na určitých skupinách nemusí být historicky konstantní, což se může odrážet v určité fluktuaci, zejména u tzv. strukturní mobility.

(4) Aplikaci tohoto indexu (mobility ratio, disparity ratio) nacházíme téměř současně u Regoffové [Regoff 1953], u Glasse [Glass 1954], u Carlssona [Carlsson 1958] a dalších. Podobné míry odvozené od tohoto indexu se pak objevují v mobilitních studiích ještě celá šedesátá léta

marginálních distribucí), můžeme provést rozklad sledované frekvence na následující složky:

$$f_{ij} = a \cdot b_i \cdot c_j \cdot d_{ij}, \quad (4)$$

kde $a = N$, $b_i = n_{i.}/N$ (tj. relativní marginální řádková frekvence), $c_j = n_{.j}/N$ (tj. relativní marginální sloupcová frekvence) a $d_{ij} = R_{ij}$.

Tabulka 2. Sociální skupina syna podle sociální skupiny otce — absolutní četnosti*)

Otec	Syn			Celkem
	I	II	III	
I	599	414	29	1 042
II	1 128	4 187	388	5 073
III	428	1 705	1 122	3 255
Celkem	2 155	6 306	1 539	10 000

*) Údaje v této tabulce stejně jako v dalších příkladech uváděných v této stati jsou uměle vytvořeny tak, aby bylo možné na nich zobrazit přednosti i úskali jednotlivých metod analýzy. Jednotlivé skupiny sociálního zařazení otce i syna zhruba odpovídají nejběžnější kategorizaci používané v mobilních šetřeních (duševní pracovník, dělník, rolník).

V tabulce 2 jsou uvedeny fiktivní údaje o sociální mobilitě mezi třemi skupinami. Použijme tohoto příkladu nejprve pro explikaci mobilitního poměru. Myšlenkové schéma tohoto indexu lze snadněji vyjádřit pomocí tabulky relativních řádkových četností (tabulka 3). Kdyby v dané společnosti synové dosahovali pozic definovaných uvedenými sociálními skupinami nezávisle

Tabulka 3. Sociální skupina syna podle sociální skupiny otce — relativní řádkové četnosti (v %)

Otec	Syn			Celkem
	I	II	III	
I	34,5	39,7	2,8	100,0
II	19,8	73,4	6,8	100,0
III	13,2	52,4	34,5	100,0
Celkem	21,6	63,1	15,4	100,0

na svém sociálním původu (tj. na sociální příslušnosti otce), pak všechny řádky v tabulce 3 by musely být stejné, tj. byly by shodné s poslední řádkou této tabulky. Mobilitní poměr R_{ij} je pak z dat v této tabulce pro každé její pole definován jako podíl mezi skutečnou hodnotou v řádku a hodnotou za předpokladu nezávislosti, tj. hodnotou v jejím posledním řádku. Uvedeným postupem dospějeme od tabulky 3 k tabulce 4, v níž jsou uvedeny mobilitní poměry R_{ij} .

Tabulka 4. Mobilitní poměry R_{ij} odvozené z tabulky 2, resp. 3

Otec	Syn		
	I	II	III
I	2,66	0,63	0,18
II	0,92	1,16	0,44
III	0,61	0,83	2,24

Interpretace mobilitního poměru je jednoduchá stejně jako jeho výpočet. Hodnota 0,92 v poli n_{21} znamená, že šance syna pocházejícího ze skupiny II vstoupit do skupiny I byla 0,92krát menší, než by byla za předpokladu nezávislosti sociálního postavení na sociálním původu. Vzájemnými podíly mezi mobilitními poměry lze dospět k relativním mobilitním poměrům. Z uvedeného tabulky například vyplývá, že vstup do skupiny I byl 2,89krát pravděpodobnější pro syna pocházejícího z téže skupiny než pro syna pocházejícího ze skupiny II ($2,66/0,92 = 2,89$).

Jednoduchost výpočtu uvedeného indexu a jeho velmi snadná interpretace jej učinily velmi populárním a velice frekventovaným, ačkoli brzy po jeho prvních aplikacích byl podroben kritice. Ukázalo se totiž, že požadovanou vlastnost, tj. schopnost eliminovat vliv marginálních distribucí, postrádá. Ačkoli v jedné z prvních prací, které tento index aplikovaly v analýze sociální mobility, bylo uvedeno, že „rozdíly mezi dvěma hodnotami tohoto indexu, ať jsou založeny na datech z téže tabulky či na odlišných tabulkách, nemohou být přičítány vlivu variancí ve výskytu profesních pozic, neboť tyto variance byly z definice tohoto indexu sociální distance odčerpány“ [Rogoff 1953], pozdější formální matematická analýza indexu nerovností ukázala, že R_{ij} je nepřímo závislé na maximálních marginálních frekvencích $n_{i.}$ a $n_{.j}$, tj. že maximální hodnota tohoto indexu bude tím nižší, čím vyšší budou maxima v marginálních polích mobilitní tabulky, neboť — jak dokázala Tyreeová [Tyree 1974 : 577—588] — platí:

$$\max R_{ij} = \frac{\max (n_{i.}, n_{.j})}{N} \quad (5)$$

Autoři Hauser a Featherman [Featherman—Hauser 1978] v této souvislosti docházejí k závěru, že „skupiny mobilitních poměrů pro dvě tabulky se nemohou rovnat, pokud marginální distribuce těchto dvou tabulek nejsou totožné“. Pokud jde o využití indexu R_{ij} pro analýzu vývoje relativních nerovností, konstatují, že „tyto mobilitní poměry nemohou být aplikovány v analýze změny, jestliže marginální distribuce jednotlivých tabulek jsou rozdílné, tj. za situace, že neodpovídají hodnotám korespondujícím s hypotézou, že nedochází ke změně“ [Featherman—Hauser 1978 : 143]. Dlužno dodat, že hypotéza o historicky neměnné struktuře pozic je v mobilitních výzkumech prakticky vždy nepřijatelná. Jinou nevýhodou indexu nerovností je skutečnost, že jeho aplikace je omezena prakticky pouze na dvojrozměrné distribuce, tj. nenabízí možnost analýzy vývoje nerovností v několika dimenzích současně při požadavku kontroly souvislosti mezi nimi. Tuto možnost nenabízí ani později definovaný relativní poměr nerovností, jehož matematická kontrola však prokázala striktní nezávislost na marginálních distribucích [viz Featherman—Hauser 1978 : 164].⁵⁾

Podstatný krok v tomto směru přinesl teprve rozvoj statistických modelů nezávislosti odvozených z logaritmicke-lineární analýzy vztahů ve vícerozměrných distribucích (třídění druhého a vyššího stupně).

2. Logaritmicke-lineární model, tradiční aplikace v analýze vývoje sociální mobility

Principem logaritmicke-lineární analýzy je rozklad očekávaných frekvencí vícerozměrného třídění na tzv. hlavní a interakční efekty, analogicky jako je tomu například v analýze rozptylu.⁶⁾ Předpokládáme trojrozměrnou tabulku $I \times J \times K$ pro pro-

(5) Vlastnosti tohoto indexu (odds ratio) i možnosti jeho využití v mobilitní analýze jsme popsali na jiném místě [Večerník — Matějů 1983], proto se jím zde již nezabýváme.

(6) Obecnou a obsáhlejší informaci o log-lineární analýze podává v naší literatuře Havránek [Havránek 1980]. Čtenáře zajímající se o obecné principy výstavby log-lineárních modelů a o testování specifických hypotéz o podmíněných závislostech odkazujeme na tento přehledný a instruktivní výklad.

měnné A , B a C . Reálné frekvence této tabulky n_{ijk} můžeme reprodukovat pomocí očekávaných frekvencí F_{ijk} . Saturovaným modelem této tabulky, tj. modelem zahrnujícím všechny hlavní i interakční efekty lze teoreticky dospět k situaci, kdy $F_{ijk} = n_{ijk}$.⁷⁾ Saturovaný model této tabulky má tvar:

$$F_{ijk} = T \cdot T_i^A \cdot T_j^B \cdot T_k^C \cdot T_{ij}^{AB} \cdot T_{ik}^{AC} \cdot T_{jk}^{BC} \cdot T_{ijk}^{ABC}, \quad (6)$$

kde parametry T (nejčastěji uváděné jako log-lineární tau) měří hlavní a interakční efekty jednotlivých proměnných na hodnotu F_{ijk} . V některých případech bývá vhodné pracovat s přirozenými logaritmy očekávaných frekvencí G_{ijk} . Daný model pak nabývá tvaru:

$$\begin{aligned} G_{ijk} &= \ln(F_{ijk}) = \\ &= L + L_i^A + L_j^B + L_k^C + L_{ij}^{AB} + L_{ik}^{AC} + L_{jk}^{BC} + L_{ijk}^{ABC}, \end{aligned} \quad (7)$$

kde

$$L = \ln(T), \quad L_i^A = \ln(T_i^A), \quad L_j^B = \ln(T_j^B) \quad \text{atd.} \quad (8)$$

Parametry L , uváděné nejčastěji jako log-lineární aditivní parametry lambda, vedou tedy k reprodukcí logaritmů očekávaných četností F_{ijk} aditivním způsobem, zatímco parametry T (multiplikativní tau) k reprodukcí očekávaných četností F_{ijk} v jejich původním tvaru multiplikativním způsobem.

Analytický postup navržený Goodmanem [Goodman 1972] a hojně využívaný v mobilitní analýze však pracuje méně s parametry T a L a více se soustřeďuje na práci s tzv. „nesaturovanými“ modely. Nesaturovaný model obsahuje méně parametrů než saturovaný model, přičemž ubírání či přidávání parametrů se zakládá na principu hierarchie, tj. jestliže model zahrnuje například parametr reprezentující interakci proměnných A a B (tj. T_{ij}^{AB}), pak musí obsahovat rovněž příslušné parametry nižšího řádu, tj. T_i^A a T_j^B (symbolicky vyjádřeno, model AB předpokládá zápis A , B , AB , analogicky model AB , AC předpokládá A , B , C , AB , AC , atd.).

Tento analytický postup tedy usiluje o modelovou reprodukci reálných mobilitních dat hierarchickým způsobem, tj. začíná zpravidla u hypotézy nezávislosti všech uvažovaných proměnných (např. A , B , C), pokračuje hypotézou specifikující některé nebo všechny dvoudimenzionální závislosti (model AB , AC nebo AB , BC či AB , AC , BC) atd. Na každém kroku může být testována vhodnost daného modelu, tj. porovnávají se frekvence odvozené od příslušného modelu s reálnými frekvencemi, nebo se testuje, zda přechod od jednoho modelu k druhému (obsahujícímu více interakcí) znamená statisticky signifikantní zlepšení reprodukce reálných frekvencí. Testování vhodnosti příslušných modelů či rozdílů mezi modely je založeno na tzv. poměru věrohodnosti (likelihood ratio) G^2 . Tento poměr — svými vlastnostmi příbuzný statistice χ^2 — má tvar:

$$G^2 = 2 \sum_{ijk} f_{ijk} \ln(f_{ijk}/F_{ijk}) \quad (9)$$

se $[(IJK-1) - (I-1) - (J-1) - (K-1)]$ stupni volnosti.

Pro názorné vysvětlení tradiční aplikace log-lineárních modelů v analýze sociální mobility využijeme dat uvedených v tabulce 2. Souhrnnou mobilitní tabulku

(7) Saturovaný model nemá sám o sobě žádný analytický význam, neboť tím, že obsahuje všechny interakce mezi proměnnými, vede k prosté reprodukci reálných dat. Jeho význam — jak se pokusíme dále ukázat — však spočívá v možnosti odhadů jednotlivých parametrů, s nimiž lze pracovat jako s odhady odchylek od očekávaných četností za předpokladu vyloučení určitých efektů či interakcí.

(v našem případě dvourozměrné třídění typu 3×3) rozložíme na posloupnou řadu tabulek podle období vstupu syna do ekonomické aktivity (případně podle jiného kritéria vyjadřujícího historický čas). V našem případě byl přechod k trojrozměrnému třídění proveden zavedením třetí třídící proměnné vyjadřující pětileté období počátku ekonomické aktivity syna.⁸⁾ Výchozí analytická tabulka má tedy tvar trojrozměrného třídění typu $3 \times 3 \times 9$ pro proměnné **F** (sociální skupina otce), **S** (sociální skupina syna) a **T** (pětiletá kohorta definovaná počátkem práce syna).

Saturovaný model uvedeného třídění $F \times S \times T$ má formálně shodný tvar jako model popsáný v rovnici (6) resp. (7) a symbolicky jej lze zapsat ve tvaru: **F, S, T, FT, ST, FS, FST**.⁹⁾ Protože tento model zahrnuje všechny interakce mezi proměnnými, vede k úplné reprodukci reálných dat, tj. aplikací tohoto modelu dospějeme k tabulce očekávaných četností F_{ijk} shodných s pozorovanými frekvencemi n_{ijk} , tj. pro každé pole trojrozměrného třídění platí, že $F_{ijk} = n_{ijk}$.

Při tradiční aplikaci log-lineární analýzy není předmětem zájmu saturovaný model, ale modely nižšího řádu, jejichž testováním se ověřuje, zda některou z interakcí vyššího řádu nelze vynechat, aniž by se reprodukce reálných frekvencí signifikantně zhoršila.¹⁰⁾ Specifickým předmětem zájmu jsou následující modely reprodukce mobilitních dat:

a) *model úplné nezávislosti (F, S, T)*, jehož rovnice má tvar:

$$F_{ijk} = T \cdot T_i^F \cdot T_j^S \cdot T_k^T, \quad (10)$$

kde

F_{ijk} = očekávaná frekvence v poli ijk trojrozměrného třídění;

T = průměr očekávaných četností pro všechna pole daného třídění;

T_i^F = parametr vyjadřující vliv proměnné **F** na hodnotu očekávané četnosti F_{ijk} (vliv marginálních distribucí sociálního postavení otců hypoteticky shodných ve všech kohortách);

T_j^S = parametr vyjadřující vliv proměnné **S** na hodnotu očekávané četnosti F_{ijk} (vliv marginálních distribucí sociálního postavení synů hypoteticky shodných ve všech kohortách);

T_k^T = parametr vyjadřující vliv proměnné **T** na hodnotu očekávané četnosti F_{ijk} (vliv rozdílné velikosti věkových kohort).

Tento model postuluje hypotézu, podle níž všechny mobilitní proměnné jsou na sobě navzájem nezávislé, tj. že marginální distribuce jsou v čase neměnné (interakce **FT** a **ST** jsou z modelu vypuštěny, resp. $T_{ik}^{FT} = 1$ a $T_{jk}^{ST} = 1$) a mezi sociálním postavením syna a sociálním postavením otce není rovněž statisticky významný vztah (interakce **FS** je vyloučena, resp. $T_{ij}^{FS} = 1$);¹¹⁾

(8) Proměnná **T** může vyjadřovat jak období, kdy dotázaný vstupoval do ekonomické aktivity (počátek práce), tak jiný způsob periodizace historického času (například období narození dotázaného).

(9) Vzhledem k hierarchickému principu výstavby log-lineárních modelů lze tento zápis provést ve zkrácené formě jako **FST**.

(10) Při analýze mobilitních dat se prakticky postupuje od nejjednodušších modelů ke složitějším, tj. postupným přidáváním relevantních interakcí se zajišťuje, u kterého z jednodušších modelů lze přidávání interakcí vyššího řádu ukončit.

(11) Model úplné nezávislosti znamená, že hodnoty v polích třídění $F \times S \times T$ lze plně odvodit z hodnot marginálních distribucí, přičemž všechny tabulky $F \times S$ podle hodnot proměnné **T** budou v relativních četnostech identické. Model úplné nezávislosti nemá zpravidla jiný význam než jako základ pro výpočet relativních příspěvků vyššího řádu (proto bývá nazýván „základním modelem“).

b) *model perfektní mobility (FT, ST)*, jehož rovnici lze analogicky zapsat ve tvaru :

$$F_{ijk} = T \cdot T_i^F \cdot T_j^S \cdot T_k^T \cdot T_{ik}^{FT} \cdot T_{jk}^{ST}, \quad (11)$$

kde

T_{ik}^{FT} = parametr vyjadřující vliv interakce **FT** na hodnotu očekávané četnosti F_{ijk} (vliv změn v marginálních distribucích sociální struktury otců);

T_{jk}^{ST} = parametr vyjadřující vliv interakce **ST** na hodnotu očekávané četnosti F_{ijk} (vliv změn v marginálních distribucích sociální struktury synů).

Tento model staví hypotézu, podle níž se marginální distribuce proměnných **F** a **S** v čase mění (dochází ke strukturním změnám), avšak sociální pozice otce nemá na sociální pozici syna žádný vliv (interakce **FS** je z modelu vypuštěna, resp. $T_{ij}^{FS} = 1$); pokud by tedy tento model vedl k očekávaným četnostem signifikantně se nelišícím od pozorovaných četností, bylo by možné přijmout hypotézu, podle níž v dané společnosti dochází ke strukturním změnám, avšak relativní mobilitní šance jsou na sociálním původu zcela nezávislé;

c) *model konstantní sociální propustnosti (FT, ST, FS)*, který lze zapsat ve tvaru:

$$F_{ijk} = T \cdot T_i^F \cdot T_j^S \cdot T_k^T \cdot T_{ik}^{FT} \cdot T_{jk}^{ST} \cdot T_{ij}^{FS}, \quad (12)$$

kde

T_{ij}^{FS} = parametr vyjadřující vliv interakce proměnných **F** a **S** na hodnotu očekávané četnosti F_{ijk} (vliv asociace mezi sociálním postavením otce a sociálním postavením syna).

Uvedený model je hypotézou, podle níž sociální postavení otce má na sociální postavení syna vliv, přičemž v dané společnosti dochází pouze ke strukturním změnám (interakce **FT**, **ST**), avšak ve vztahu mezi sociálním postavením otce a syna k žádné změně nedochází (interakce **FST** vyjadřující časovou podmíněnost vztahu **FS** je z modelu vypuštěna).

Pokud nelze přijmout ani jeden z výše uvedených modelů, je třeba přijmout saturovaný model, podle něhož se relativní mobilitní šance v dané společnosti mění (tzn. že interakce **FS** je statisticky významným způsobem podmíněna proměnnou **T**, tj. je v čase proměnlivá).

Výsledky analýzy sociální mobility provedené podle uvedeného schématu na datech našeho příkladu jsou uvedeny v tabulce 5. Pravidla pro konstrukci této tabulky a pro interpretaci hodnot jednotlivých jejích parametrů vyplývají z logiky uvedeného postupu. Základem této tabulky jsou hodnoty poměrů věrohodnosti G^2 pro jednotlivé hierarchicky uspořádané modely (modely **A1** až **A4**) a jim odpovídající stupně volnosti. U každého z těchto modelů se testuje významnost rozdílů mezi reálnými četnostmi a četnostmi odvozenými z příslušného modelu. Je-li tento rozdíl signifikantní, nelze příslušný model přijmout jako platnou hypotézu o reálné struktuře vztahů mezi mobilitními proměnnými. Dále je možné testovat i rozdíly mezi relevantními modely. Zde se testuje, zda rozdíl mezi příslušnými modely je statisticky významný, tj. zda připojení další interakce signifikantním způsobem přispívá k lepší reprodukci reálných dat (tj. například testováním rozdílů mezi modely **A2** a **A3** pro $df = df_{A2} - df_{A3}$ stupňů volnosti se zjišťuje, zda připojení interakce **FS** k modelu perfektní mobility signifikantně přispívá ke zlepšení reprodukce reálných dat).

Z tabulky 5 vyplývá, že model perfektní mobility (model **A2**) nelze přijmout, neboť rozdíly mezi očekávanými četnostmi a reálnými četnostmi jsou statisticky signifikantní. Lze však přijmout model, podle něhož jsou relativní mobilitní šance v čase konstantní, neboť model konstantní sociální propustnosti nevede ke statisticky signifikantním rozdílům mezi očekávanými a reálnými frekvencemi. Výsledkem analýzy je tedy zjištění, že k explikaci reálných dat postačuje model, z něhož je vypuštěna interakce **FST** (tj. interakce vyjadřující historickou proměnlivost relativních mobilitních šancí). V obecnější rovině interpretace tedy lze — podle

uvedených výsledků — postavit tvrzení, že v dané společnosti ve sledovaném období nedošlo ke změně relativních mobilitních šancí.

Tabulka 5. Log-lineární modely a testy interakčních efektů mezi sociálním postavením syna (S), sociálním postavením otce (F) a obdobím počátku ekonomické aktivity syna (T)

Modely a difference mezi modely	df	G^2	p	G^2/df	% vyčerpané variance vzhledem k modelu	
					A1	A2
A1 F, S, T	68	1 376,6	0,000	—	100,0	—
A2 FT, ST	36	1 010,9	0,000	—	26,6	100,0
A3 FT, ST, FS	32	39,4	0,171	—	97,1	—
A4 FT, ST, FS, FST	0	0	1,000	—	—	—
A1—A2	32	365,7	0,000	11,4	—	—
A2—A3	4	971,5	0,000	242,9	—	96,1
A3—A4	32	39,4	0,171	1,2	—	3,9
A2—A4	36	1 010,9	0,000	28,1	73,4	—

Tyto závěry lze podpořit i testováním rozdílů mezi jednotlivými modely. Testujeme-li například významnost rozdílů mezi modely **A2** a **A3**, tj. statistickou významnost zlepšení reprodukce dat připojením interakce **FS** k modelu perfektní mobility, zjišťujeme, že rozdíl $G_{A1}^2 - G_{A2}^2$ (365,7) je statisticky významný. Z toho plyne, že interakci **FS** je třeba přijmout do modelu spolehlivě reprodukcujícího pozorované četnosti. Analogicky můžeme testovat i příspěvek časově proměnlivé složky této interakce **FST**. Zde není rozdíl statisticky významný a je tudíž zřejmé, že tuto interakci není třeba zahrnout do výsledného modelu vývoje sociální mobility.

Vzhledem k tomu, že poměr věrohodnosti vyjadřuje množství nevysvětlené variance, je možné určit, jak se jednotlivé interakce podílejí na vysvětlení variance, která zůstává nevysvětlena modelem nižšího řádu. Je-li tedy v modelu úplné nezávislosti v tabulce 5 třeba vysvětlit varianci vyjádřenou hodnotou $G_{A1}^2 = 1\,376,7$, přičemž model zahrnující navíc interakce **FT** a **ST** ponechává nevysvětlenou varianci vyjádřenou hodnotou $G_{A2}^2 = 1\,010,9$, je zřejmé, že prvky **FT** a **ST** (změny v marginálních distribucích) vysvětlily 26,6 % variance modelu úplné nezávislosti. Analogicky, zůstává-li modelem konstantní sociální propustnosti (**FT**, **ST**, **FS**) nevysvětlena variance v hodnotě $G_{A3}^2 = 39,4$, pak interakce **FT**, **ST** a **FS** společně vyčerply $G_{A1}^2 - G_{A3}^2 = 1\,337,2$, tj. 97,1 % variance nevysvětlené modelem **A1**. Zajímá-li nás specifický příspěvek interakce **FST** (časově proměnlivá složka relativních mobilitních šancí) k vysvětlení variance nevysvětlené modelem perfektní mobility (**FT**, **ST** — **A2**), zjistíme nejprve podíl variance vyčerpané modelem **FT**, **ST**, **FS** vůči modelu **A2**, který činí 96,1 %. Protože saturovaný model zahrnující navíc pouze interakci **FST** vysvětluje veškerou varianci, na interakci **FST** zbývá $100 - 96,1 = 3,9$ % variance modelu **A2**.

Uvedený princip aplikace log-lineárních modelů v analýze mobilitních dat není samozřejmě omezen pouze na trojrozměrné tabulky. Základní model lze rozšířit o další relevantní proměnné (např. vzdělání respondenta), v mezinárodních komparacích lze spojit jednotlivá národní šetření a pracovat s proměnnou vyjadřující stát či národní území atd. Princip analýzy se v podstatě nemění, pouze se rozšiřuje počet ověřovaných hypotéz, a tudíž i počet testovaných modelů nezávislosti. Převážná většina novějších mobilitních studií je založena na výše popsaném principu aplikace log-lineární analýzy, ať jde o studie zabývající se vývojem mobilitních procesů v jedné zemi [Featherman—Hauser 1978, Simkus—Andorka 1982 aj.], či o statická srovnání několika zemí [Erikson—Goldthorpe—Portocarero 1982], nebo o srovnání vývojových tendencí v několika zemích [Erikson—Goldthorpe—Portocarero 1983].

Přestože log-lineární analýza vnesla do mobilitní analýzy řadu nových prvků a určitým způsobem rozšířila výkladové schéma interpretace mobilitních dat, ukazuje se, že výše uvedený princip využití log-lineárních modelů skrývá řadu problémů a úskalí, přičemž v mnoha směrech nevyužívá všech možností, které tato metoda ve studiu mobilitních dat poskytuje. Testování modelů nezávislosti či vý-

znamu jednotlivých interakcí zůstává v rovině interpretace výsledků často v zajetí výkladového schématu založeného na rozlišení mezi strukturální a čistou mobilitou, i když pojetí strukturálních změn je v log-lineární analýze odlišné od jeho klasického chápání tradiční mobilitní analýzou. Nevýhodou je i to, že testování signifikance jednotlivých modelů či interakcí je podmíněno jak velikostí souborů, tak velikostí základní mobilitní tabulky (tj. počtem kategorií sociálního postavení). To vede nejen k tomu, že na dostatečně velkých souborech lze prakticky prokázat signifikanci i relativně velmi slabých závislostí, a naopak, ale rovněž k tomu, že testy provedené na různých souborech jsou stěží srovnatelné. Určité závěry lze samozřejmě dělat i na základě porovnání hodnot G^2/df , tj. na hodnotách poměru věrohodnosti standardizovaného na stejný počet stupňů volnosti, který lze dále standardizovat i na hypoteticky stejnou velikost souboru [viz např. Večerník—Matějů 1983], avšak výsledky samotných testů jsou v podstatě nesrovnatelné, pokud se liší velikost základní mobilitní tabulky a velikost souboru.

Základní nevýhoda výše uvedeného principu aplikace log-lineárních modelů v analýze sociální mobility spočívá podle našeho názoru v tom, že pracuje pouze s globálními charakteristikami sociální mobility a neotevřít pohled do vnitřní struktury sociálních distancí a jejich vývoje. Zjistíme-li například, že model konstantní sociální propustnosti (**FT**, **ST**, **FS**) neplatí, tj. že je třeba přijmout hypotézu, podle níž se v dané společnosti ve sledovaném období relativní mobilitní šance měnily, nevíme v podstatě nic o povaze těchto změn, tj. zda se jednalo o kontinuální proces zmenšování relativních sociálních distancí, o jejich zvětšování, či pouze o určitý historický „rozkmit“, který je v sociální mobilitě soudobých kapitalistických společností tak typický. Nic nevíme ani o tom, mezi kterými sociálními skupinami docházelo ke zmenšování relativních distancí a kde naopak byly tyto distance historicky prakticky neměnné.

Jednu z možností zachycení změn v relativních sociálních distancích v jejich reálném historickém průběhu nabízí jiný princip aplikace log-lineárních modelů v analýze mobilitních dat. Jak se pokusíme ukázat, tento přístup, založený na manipulaci s parametry saturovaného modelu, dává analýze mobilitních dat a jejich interpretaci reálnější základ ve výkladovém schématu bližším marxistickému pojetí výzkumu sociální mobility.

3. Log-lineární analýza vývoje relativních sociálních distancí

Jednu z možností analýzy vývoje relativních sociálních distancí při zachování komparability jak v historické, tak v mezinárodní perspektivě nabízí parametry tau a lambda saturovaného logaritmicke-lineárního modelu. Hierarchický princip rozkladu očekávaných frekvencí vícerozměrných tabulek navíc umožňuje vzájemnou kontrolu interakčních efektů různého řádu, tj. nejen striktní rozlišení efektu marginálních distribucí od interakčního efektu vyjadřujícího relativní sociální distance, ale rovněž vzájemnou kontrolu interakčních efektů jiného typu (podle počtu a charakteru proměnných).

Pro objasnění principu rozlišení efektů různého řádu v saturovaném modelu se vraťme zpět k příkladu uvedenému v tabulce 2. Očekávané frekvence F_{ij} pro tabulku třídění mezi sociálním postavením otce (**F**) a sociálním postavením syna (**S**) lze podle rovnice (6) vyjádřit pomocí saturovaného modelu:

$$F_{ij} = T \cdot T_i^F \cdot T_j^S \cdot T_{ij}^{FS} \quad (12)$$

či v aditivní formě podle rovnice (4):

$$G_{ij} = \ln(F_{ij}) = L + L_i^F + L_j^S + L_{ij}^{FS} \quad (13)$$

Výsledky rozkladu očekávaných frekvencí na jednotlivé efekty jsou uvedeny v tabulce 5. Efekty marginálních distribucí T_i^F a T_j^S resp. L_i^F a L_j^S jsou zde odděleny od interakčního efektu T_{ij}^{FS} resp. L_{ij}^{FS} a spolu s odhadem celkového efektu (T resp. L) plně reprodukuji četnosti uvedené v tabulce 1 (v případě parametrů L jejich přirozený logaritmus), přičemž platí:

$$\sum_i L_i^F = \sum_j L_j^S = \sum_i L_{ij}^{FS} = \sum_j L_{ij}^{FS} = 0 \quad (14)$$

$$\prod_i T_i^F = \prod_j T_j^S = \prod_i T_{ij}^{FS} = \prod_j T_{ij}^{FS} = 1 \quad (15)$$

Interpretace uvedených parametrů pro jednotlivé efekty vyplývá z jejich vlastností uvedených v rovnicích (14), resp. (15), tj. kdyby proměnné **F** a **S** byly rovnoměrně distribuovány, platilo by:

$$T_i^F = 1 \quad (i = 1, 2 \dots I), \quad T_j^S = 1 \quad (j = 1, 2 \dots J),$$

resp.

$$L_i^F = 0 \quad (i = 1, 2 \dots I), \quad L_j^S = 0 \quad (j = 1, 2 \dots J);$$

a kdyby tyto proměnné byly na sobě nezávislé, platilo by:

$$T_{ij}^{FS} = 1 \quad (i = 1, 2 \dots I, j = 1, 2 \dots J),$$

resp.

$$L_{ij}^{FS} = 0 \quad (i = 1, 2 \dots I, j = 1, 2 \dots J).$$

Parametry T_{ij}^{FS} mají tudíž obdobnou interpretaci jako hodnoty indexu nerovnosti R_{ij} , jehož hodnoty pro stejnou výchozí tabulku jsme prezentovali v úvodu (tabulka 4), tj. vyjadřují multiplikativní odchylku každého pole analyzované tabulky od situace nezávislosti **S** na **F**.¹²⁾ Parametry L_{ij}^{FS} vyjadřují tyto odchylky v aditivní formě. Na rozdíl od indexu R_{ij} jsou však uvedené parametry spolehlivě očištěny od vlivu marginálních distribucí, což umožňuje jejich využití v komparativní analýze jak v historické, tak v mezinárodní perspektivě. Výhodou těchto parametrů je i možnost několika způsobů jejich interpretace.

Hodnotu parametru T_{ij}^{FS} v části 4 tabulky 6 lze například interpretovat následujícími způsoby:

A: šance syna pocházejícího ze skupiny **I** vstoupit opět do skupiny **I** je 2,8krát větší než za situace, kdy by sociální postavení otce nemělo na sociální postavení syna žádný vliv;

B: syn pocházející ze skupiny **I** má 3,1krát větší šanci stát se opět příslušníkem skupiny **I** než skupiny **II** ($2,822/0,899 = 3,319$);

C: syn pocházející ze skupiny **I** má při vstupu do této skupiny 6,7krát větší šanci než syn pocházející ze skupiny **III** ($2,822/0,42 = 6,720$).

Uskutečnime-li výše uvedenou analýzu, která byla provedena na souhrnné mobilní tabulce, na řadě tabulek, z nichž každá reprezentuje určitou věkovou skupinu

(12) Porovnáme-li hodnoty uvedené v tabulce 3 (R_{ij}) s hodnotami parametru T_{ij}^{FS} v tabulce 6, snadno poznáme, že rozdíly mezi nimi se zvětšují směrem k největším a nejmenším skutečným frekvencím (tzn. že R_{ij} není zcela nezávislé na marginálních distribucích). Kromě toho se lze snadno přesvědčit, že parametry T_{ij}^{FS} mají, na rozdíl od hodnot R_{ij} , vlastnosti uvedené v rovnici (15).

Tabulka 6. Odhady log-lineárních parametrů T a L saturovaného modelu FS
pro třídění uvedené v tabulce 2

1. Odhad celkového efektu

$$T = 418,1$$

$$L = 6,036$$

2. Odhady parametrů T_i^F (L_i^F)

Sociální skupina otce

	I	II	III
T_i^F	0,321	2,018	1,543
L_i^F	—1,136	0,702	0,434

3. Odhady parametrů T_j (L_j)

Sociální skupina syna

	I	II	III
T_j^S	1,091	2,366	0,387
L_j^S	0,087	0,861	—0,949

4. Odhady parametrů T_{ij}^{FS}

Sociální skupina syna

Sociální skupina otce	I	II	III
I	2,822	0,899	0,394
II	0,845	1,446	0,819
III	0,420	0,770	3,096

5. Odhady parametrů L_{ij}^{FS}

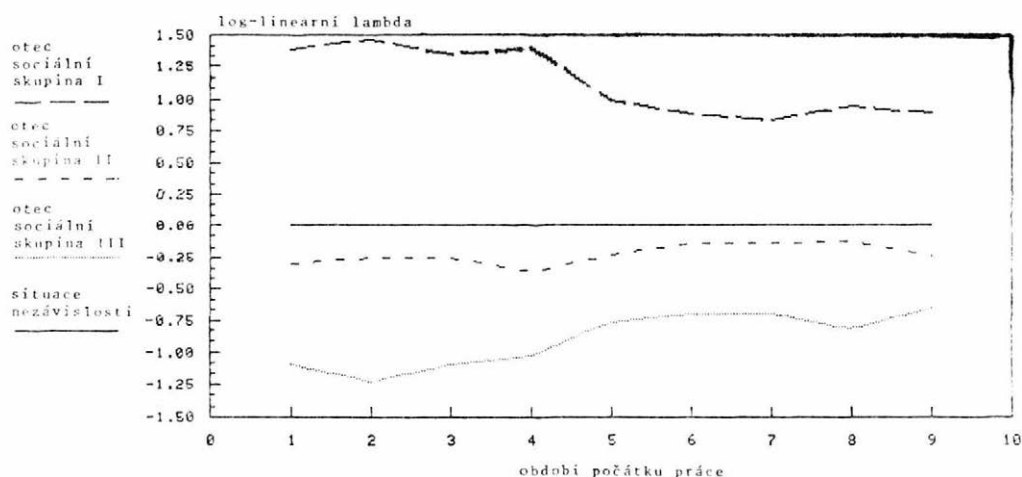
Sociální skupina syna

Sociální skupina otce	I	II	III
I	1,037	—0,107	— 0,931
II	—0,169	0,369	—0,200
III	—0,868	—0,262	— 0,130

synů (v našem případě devět skupin podle pětiletých období vstupu do ekonomické aktivity), lze dospět k výsledkům zobrazujícím vývoj relativních sociálních distancí či nerovností, přičemž — jak vyplývá z rovnice (12) resp. (13) a z údajů v tabulce 6 —

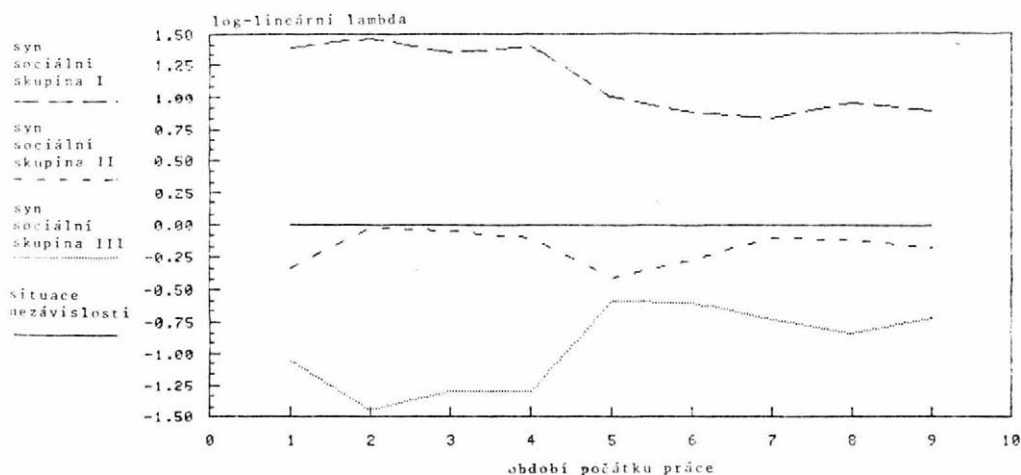
Graf 1. Vývoj relativních mobilitních šancí dotázaných stát se příslušníkem skupiny I podle jejich sociálního původu

Hodnoty parametru L_{ij}^{FS} ($i = 1, 2, 3, j = 1$) saturovaného modelu pro devět mobilitních tabulek $F \times S$

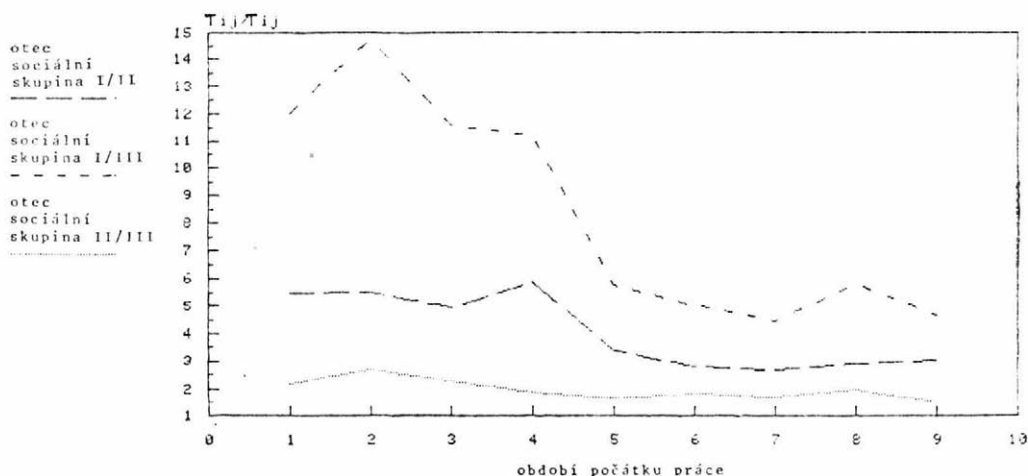


Graf 2. Vývoj relativních mobilitních šancí dotázaných, jejichž otec byl příslušníkem skupiny I, stát se příslušníkem skupiny I, II nebo III

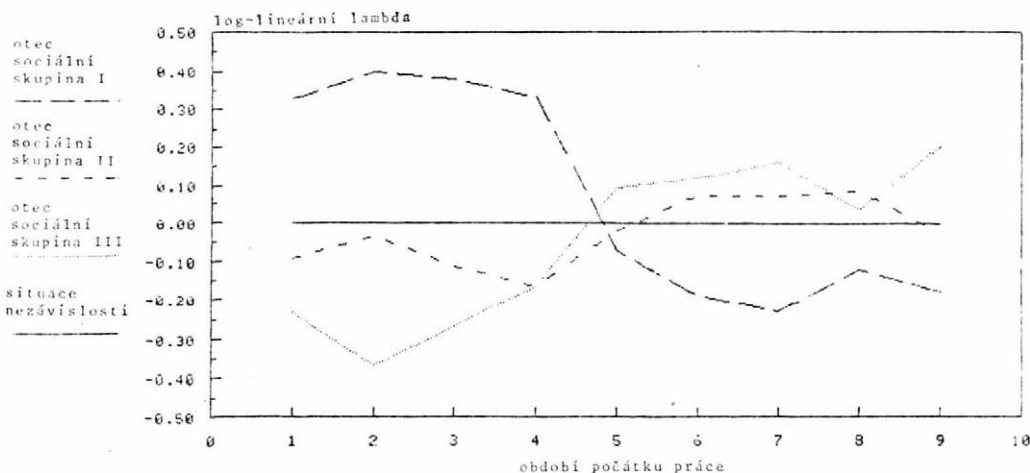
Hodnoty parametru L_{ij}^{FS} ($i = 1, j = 1, 2, 3$) saturovaného modelu pro devět mobilitních tabulek $F \times S$



Graf 3. Relativní sociální distance mezi syny rozdílného sociálního původu (I, II nebo III) v šancích stát se příslušníkem skupiny I
Hodnoty poměrů (T_{11}^{FS}/T_{21}^{FS} ; T_{11}^{FS}/T_{31}^{FS} ; T_{21}^{FS}/T_{31}^{FS}) saturovaných modelů pro devět mobilních tabulek $F \times S$



Graf 4. Změny v relativních mobilních šancích dotázaných rozdílného sociálního původu stát se příslušníkem skupiny I
Hodnoty parametrů L_{ijk}^{FST} ($i = 1, 2, 3$; $j = 1, k = 1, 3 \dots 9$) saturovaného modelu mobilní tabulky $F \times S \times T$



efekty marginálních distribucí jsou pro každou z těchto kohort eliminovány. Z toho vyplývá, že získané výsledky vyjadřují pohyb relativních distancí při vyloučení vlivu marginálních distribucí.

Vybrané výsledky analýzy devíti věkových kohort jsou uvedeny v grafech 1, 2 a 3.¹³⁾ Graf 1 zobrazuje vývoj relativních nerovností v dosažení skupiny *I* mezi syny rozdílného sociálního původu, graf 2 zobrazuje vývoj relativních šancí syna pocházejícího ze skupiny *I* na vstup do jednotlivých kategorií sociálního postavení (tj. *I*, *II* nebo *III*), a konečně graf 3 znázorňuje přímo relativní sociální distance mezi uvedenými skupinami sociálního původu z hlediska šancí dotázaného stát se příslušníkem sociální skupiny *I*. Ze srovnání uvedených grafů je patrné, že vyjadřují vždy jen jiný pohled na tutéž skutečnost, tj. že relativní sociální distance mezi skupinami definovanými sociálním postavením otec se — pokud jde o šance dotázaných stát se příslušníky skupiny označené symbolem *I* — zmenšovaly, přičemž k nejintenzivnějšímu zmenšení mobilitních bariér ve směru ke skupině *I* došlo v období ohraničeném čtvrtou a pátou kohortou.

Nabízí se otázka, proč v předchozí analýze nebyla proměnná vyjadřující historický čas (tj. období počátku ekonomické aktivity dotázaného) včleněna jako třetí dimenze třídění a nebyla tudíž zahrnuta do log-lineárního modelu jako v případě analýzy založené na testování příspěvků jednotlivých interakcí. Označíme-li tuto proměnnou opět symbolem *T*, bylo by možné provést analýzu saturovaného modelu:

$$F_{ijk} = T \cdot T_i^F \cdot T_j^S \cdot T_k^T \cdot T_{ik}^{FT} \cdot T_{jk}^{ST} \cdot T_{ij}^{FS} \cdot T_{ijk}^{FST}, \quad (16)$$

resp.

$$G_{ijk} = \ln(F_{ijk}) = \\ = L + L_i^F + L_j^S + L_k^T + L_{ij}^{FT} + L_{jk}^{ST} + L_{ij}^{FS} + L_{ijk}^{FST}, \quad (17)$$

přičemž parametry T_{ijk}^{FST} resp. L_{ijk}^{FST} vyjadřují „odehlyky“ jednotlivých polí tří-rozměrného třídění $F \times S \times T$ od hypotézy, že závislost *S* na *F* je v čase konstantní. Z logiky analýzy a ze srovnání grafů 1 a 4 je patrné, že hledisko interpretace je v obou případech odlišné. Jestliže v prvním případě jsme sledovali odehlyky od hypotézy nezávislosti *F* na *S* v několika časových bodech při vyloučení vlivu marginálních distribucí *F* a *S* v každém z těchto bodů, v druhém případě sledujeme odehlyky od hypotézy, že závislost *S* na *F* je v čase konstantní při vyloučení jak vlivu marginálních distribucí *F* a *S* a jejich vývoje (*FT*, *ST*), tak i konstantní složky závislosti *S* na *F* (*FS*).

Jestliže tedy graf 1 zachycuje vývoj relativních sociálních distancí v dosažení sociální skupiny *I*, graf 4 vyjadřuje pouze změny v časově proměnlivé složce těchto distancí. Ačkoli interpretace obou grafů je odlišná, z jejich srovnání je patrné, že přechod od prvního k druhému způsobu analýzy vývoje relativních sociálních distancí je pouze záležitostí vyloučení konstantní složky interakce *F* a *S* (tj. efektu *FS* z analýzy efektu *FST*).

V analýze vývoje relativních sociálních distancí je samozřejmě možné aplikovat oba uvedené přístupy. Volba mezi nimi je podmíněna cílem analýzy. Z hlediska požadavku striktní komparability v mezinárodních srovnáních se jako vhodnější jeví model, který proměnnou vyjadřující historický čas včleňuje do analýzy interakcí. Jeho nevýhodou je však podstatné zúžení pole interpretace pouze na relativní pohyby v relativních sociálních distancích, tj. buď se vychází z předpokladu, že celková hladina těchto distancí je v komparovaných zemích stejná, nebo se rozdíl

(13) Vzhledem k tomu, že parametry T_{ij}^{FS} vycházejí z multiplikativního modelu (tj. operace s nimi lze uskutečňovat pouze multiplikativním způsobem), bylo by při jejich grafickém zobrazení nezbytné použít logaritmické stupnice. Z tohoto důvodu je vhodnější používat parametrů L_{ij}^{FS} , jejichž hodnoty lze zobrazovat na lineární stupnici.

mezi zeměmi vyloučí z analýzy. Uvedený předpoklad však zpravidla neplatí a vyloučení rozdílů mezi zeměmi v hladině nerovností vede k interpretaci mobilitních procesů na vysoké úrovni abstrakce od reálných podmínek vývoje sociální mobility. Jde-li tedy o to, porovnat vývoj relativních sociálních distancí a přitom postihnout i rozdíly v jejich hladině, je vhodnější aplikovat přístup, který časovou dimenzi staví mimo model interakcí.

Předností aplikace log-lineární analýzy na vývoj relativních sociálních distancí není pouze možnost striktního rozlišení mezi efekty marginálních distribucí a relevantními interakčními efekty, ale rovněž možnost kontroly interakčních efektů ve více dimenzích. Máme-li například třídění třetího stupně mezi proměnnými — sociální skupina otce (**F**), sociální skupina syna (**S**) a místo narození syna (**B**) — můžeme analyzovat model zahrnující všechny tyto dimenze (formálně je tento model vyjádřen v rovnici (16), resp. (17)) a navíc jej můžeme analyzovat pro řadu časových bodů, tak jako v předchozím případě. Sledujeme-li pak vývoj parametrů druhého řádu (tj. např. T_{ij}^{FS} a T_{jk}^{SB}) saturovaného modelu, docházíme k závěrům o vývoji relativních sociálních distancí v dimenzi **F** při kontrole vlivu dimenze **B**, a naopak o vývoji distancí v dimenzi **B** při kontrole vlivu dimenze **F**. Výsledky takové analýzy se co do interpretace neliší od příkladu, který jsme zde prezentovali. Základní předností aplikace log-lineárních modelů je v tomto případě hlubší pohled do vzájemné podmíněnosti pohybu relativních sociálních distancí v různých dimenzích, což je úloha, která byla dosud řešena převážně pomocí regresní analýzy či analýzy sítí kauzálních vztahů (path-analýza), často bez ohledu na to, zda aplikace těchto metod je v souladu s povahou analyzovaných proměnných.

Metodika zpracování mobilitních dat prezentovaná v této stati představuje pouze jeden z možných přístupů k analýze sociální mobility. Ačkoli v mnoha směrech znamená určitý pokrok v řešení tradičních problémů v analýze mobilitních dat, řadu problémů obecnějšího charakteru samozřejmě neřeší, ať jde o problémy konceptualizace základních mobilitních proměnných (tj. problém adekvátní definice kategorií, jimiž je sociální struktura popisována) či o problémy interpretace výsledků, kde jde především o problém začlenění mobilitní analýzy do širšího kontextu výzkumu sociální struktury a faktorů sociální změny.

Pokud jde o metodologické a metodické aspekty využití log-lineární analýzy, je třeba zdůraznit, že nabízí značně širší spektrum variant konstrukce analytických modelů, než jsme v této stati mohli na daném příkladu ukázat. V tomto ohledu se jedná o metodu, která poskytuje značný prostor pro analytickou invenci výzkumníka. Současně však předpokládá určitou erudovanost při práci s modely a s tvorbou relevantních hypotéz.¹⁴⁾

Literatura

Andorka, R. — Zagórski, K.: *Social'noje peremeščenije v Vengrii i v Pol'se. Sopostavitel'nyj analiz dannyh za 1972 i 1973 gg.* Budapest — Varšava, CSU VNR, CSU PNR 1977.

(14) Pokud jde o vlastní výpočetní práce, je zřejmé, že aplikace log-lineární analýzy předpokládá využití výpočetní techniky a kvalifikovaně zpracovaných programů. Speciální výpočetní programy pro log-lineární analýzu jsou dnes již poměrně rozšířené. K nejméně frekventovanějším patří programy ECTA (Everyman's Contingency Table Analysis) a ANOAS (Analysis of Association in Two-Way Cross-Classification Having Ordered Categories). Tyto speciální programy však nejsou zatím u nás běžně dostupné. Programy pro log-lineární analýzu jsou však obsaženy i v některých velkých souborech programů. K takovým u nás snadněji dostupným systémům patří BMDP (Biomedical Computer Programs) a SPSS^X (Statistical Package for the Social Sciences — verze 1983). Přes určité odchylky ve výstavbě procedur pro log-lineární analýzu a v logice výstupních informací jsou oba programy vhodné pro typ analýzy, kterým jsme se v této stati zabývali.

- Boudon, R.: *Mathematical Structure of Social Mobility*. San Francisco 1973.
- Boudon, R.: *Education, Opportunity and Social Inequality*. New York, Wiley 1974.
- Carlsson, G.: *Social Mobility and Class Structure*. Lund 1958.
- Duncan, O. D.: *Methodological Issues in the Analysis of Social Mobility*. In: Smelser, J. N. — Lipset, S. M. (eds.): *Social Structure and Mobility in Economic Development*. Chicago, Aldine 1966.
- Erikson, R. — Goldthorpe, J. H. — Portocarero, L.: *Social Fluidity in Industrial Nations: England, France and Sweden*. British Journal of Sociology 1982, March.
- Erikson, R. — Goldthorpe, J. H. — Portocarero, L.: *Intergenerational Class Mobility and the Convergence Thesis: England, France and Sweden*. British Journal of Sociology 1983, č. 3, s. 303–340.
- Featherman, D. L. — Hauser, R. M.: *Opportunity and Change*. New York, Academic Press 1978.
- Glass, D. V.: *Social Mobility in Britain*. London, Routledge and Kegan Paul 1954.
- Goodman, L. A.: *A General Model for the Analysis of Surveys*. American Journal of Sociology 1972, s. 1035–86.
- Haller, M. — Mach, B. W.: *Structural Changes and Mobility in Capitalist and Socialist Society. A Comparison of Men in Austria and Poland 1945–1971*. VASMA Project, University of Mannheim 1981.
- Havránek, T.: *Trídění třetího a čtvrtého stupně — úlohy a metody*. In: *Kapitoly ze sociologických metod a technik III, Statistická analýza dat a kauzální závěry*. Živohošť, ČSS při ČSAV 1980, s. 87–121.
- Hauser, R. M.: *A Structural Model of the Mobility Table*. Social Forces 1978, č. 3, s. 919–953.
- Charvát, F. — Linhart, J. — Večerník, J.: *Sociální struktura a mobilita: některé teoretické a metodologické problémy*. Sociologický časopis 1975, č. 1, s. 1–15.
- Mach, B. W.: *Comparing social mobility: Some theoretical remarks*. VASMA projekt, Mannheim 1982.
- Rogoff, N.: *Recent Trends in Occupational Mobility*. Glencoe, Illinois, Free Press 1953.
- Rutkevič, M. N. — Filipov, F. P.: *Social'nye peremesčeniya*. Moskva Mysl 1970.
- Sobel, M. E.: *Structural Mobility, Circulation Mobility and the Analysis of Occupational Mobility: A Conceptual Mismatch*. American Sociological Review 1983, č. 5, s. 721–727.
- Simkus, A. — Andorka, R.: *Inequalities in Educational Attainment in Hungary 1923–1973*. American Sociological Review 1982, s. 740–750.
- Tyree, A. — Treas, J.: *The Occupational and Marital Mobility of Women*. American Sociological Review 1974, s. 577–588.
- Večerník, J.: *Některé aspekty dynamiky mobilitních procesů v socialistické společnosti*. Sociológia 1983.
- Večerník, J. — Matějů, P.: *Vývoj sociální mobility v socialistických zemích. Nová dokumentace a metodika zpracování dat*. Sociologický časopis 1983, č. 2, s. 190–205.

Резюме

П. Матсю: К вопросу использования логарифмическо-линейных моделей в анализе социальной мобильности

Анализ многомерных контингентных таблиц с помощью логарифмическо-линейных моделей представляет один из наиболее прогрессивных методов анализа ординальных данных. Одно из главных преимуществ данного метода, т. е. возможность тестирования гипотез об условных зависимостях, используется пока больше всего в анализе мобильностных данных. Однако, использование логарифмическо-линейных моделей в анализе развития социальной структуры не ограничивается лишь тестированием гипотез о многомерных зависимостях. В статье освещается способ использования логарифмическо-линейных моделей для анализа динамики относительных социальных расстояний.

В первой части статьи формулируется основная проблема анализа таблицы мобильности, т. е. проблема различения эффекта маргинальных распределений от эффекта относительных мобильностных шансов. В этой связи здесь представлены традиционные индексы мобильности.

Во второй части дается основная информация о методе логарифмическо-линейного анализа. Кроме математической формулировки метода, здесь представлены также главные модели, применяемые в анализе мобильностных данных. Использование данного метода иллюстрируется на нескольких примерах.

В третьей части рассматривается возможность использования данного метода в анализе динамики относительных социальных расстояний. На нескольких примерах документируются основные свойства полученных результатов и способ их интерпретации.

Summary

P. Matějů: On the Application of Logarithmic-Linear Models in the Analysis of Social Mobility

The analysis of multidimensional contingency tables with the aid of logarithmic-linear models represents one of the most progressive methods of ordinal data processing. One of the foremost advantages of this method — i. e. the possibility of testing hypotheses about conditioned associations — has so far been most intensely utilized in mobility-data analysis. However, the application of log-linear models in the analysis of the development of social structure is not limited to the testing of hypotheses about multidimensional dependences only. The paper shows how log-linear models can be applied in the analysis of relative social distances development.

In the first part of the paper, the basic problem of the analysis of the mobility table is formulated — i. e. the problem of differentiating the effect of marginal distributions from the effect of relative mobility chances. In this connection, traditional mobility indices are presented here.

The second part brings basic information about the method of log-linear analysis. Besides the mathematical formulation of the method, also the most important models used in mobility-data analysis are presented here. The application of this approach is demonstrated on several examples.

The third part discusses the possibilities of using this method in analyzing the development of relative social distances. Several examples are introduced to document the basic properties of the results obtained, as well as the way of their interpretation.