

Vývoj sociální mobility v socialistických zemích

Nová dokumentace a metodika zpracování
empirických dat*)

JIRÍ VEČERNÍK
PETR MATĚJŮ

Ústav pro filozofii a sociologii ČSAV, Praha

Mobilitní procesy jsou významnou součástí společenských přeměn v socialistických zemích a jako takové jsou i častým předmětem sociologických šetření a analýz. V některých socialistických zemích proběhla v sedmdesátých letech mobilitní šetření již „druhé generace“, která poskytují bohatý empirický materiál k analýze sociálních přesunů v podmínkách socialismu. V roce 1972 byl proveden mobilitní výzkum v Polsku a v roce 1973 v Maďarsku. Jejich výsledky byly již využity v řadě srovnání, většinou dvoustranných [Andorka—Zagórski 1977; Meyer—Tuma—Zagórski 1979, Haller—Mach 1981]. V roce 1978 se uskutečnil výzkum třídní a sociální struktury zahrnující rovněž mobilitní indikátory v Československu a v roce 1979 bylo provedeno další mobilitní šetření také v Bulharsku. Výsledky těchto dvou výzkumů nebyly doposud v širší míře publikovány. O důležitosti mobilitních analýz v rámci marxistické sociologie svědčí i skutečnost, že se staly jedním z okruhů mezinárodní spolupráce akademií socialistických zemí a jedním z témat mezinárodního komparativního výzkumu *Sbližování dělnické třídy a inteligence*. (1)

Je nepochybné, že právě v mezinárodní komparaci lze nejlépe osvětlit obecné zákonitosti i zvláštní rysy mobilitních procesů v kontextu socialistických revolučních přeměn, propojit dílčí poznatky a dovést je k souhrnnějším závěrům. Jak bylo ukázáno již v dřívějším porovnání sociální mobility v socialistických a kapitalistických zemích, je kontext sociálně ekonomické formace nepochybně rozhodující pro objemové charakteristiky mobility i pro její vnitřní obsah. Pro socialistické země je příznačný mnohem větší rozsah sociálních přesunů, které jsou v podstatné míře podmíněny rychlými změnami v třídní a sociálně profesní struktuře populace. Bylo ukázáno, že změny ve výrobních a společenských vztazích jsou prvořadým faktorem ovlivňujícím velikost a charakteristiky sociální mobility [Charvát—Linhart—Večerník 1978]. Také v některých západních komparacích z poslední doby, které se opírají o nová data a důkladnější metodiku, musely být revidovány dřívější závěry a alespoň naznačena přednost socialistického společenského systému z tohoto hlediska [Simkus 1981]. Dotvrzuje to i porovnání tzv. relativních poměrů nerovností (viz Dodatek I) uvedené v tabulce 1, (2) z něhož vyplývá, že i když se odhlédne od velkých změn ve struktuře aktivní populace, jsou mezigenerační mobilitní přechody mezi hlavními společenskými skupinami v socialistických zemích intenzivnější

*) Rozšířená verze referátu prezentovaného na X. světovém sociologickém kongresu.

(1) Hlavní výsledky tohoto výzkumu, provedeného v BLR, ČSSR, MLR, NDR a SSSR, byly publikovány v materiálové studii [Sbliženíje 1981], přičemž mobilitní data jsou zpracovávána ve zvláštní analytické studii. Četnost zachycených souborů, která se pohybuje mezi 2000 a 2500 dotázanými, neumožňuje ovšem hlubší využití pro analýzu historických trendů sociální mobility.

(2) Údaje za Francii a NSR byly propočteny ze statistických šetření mikrocenzového typu, zahrnujících aktivní muže ve středním věku. Údaje za Velkou Británii jsou založeny na tzv. oxfordském výzkumu, který byl realizován na souboru mužů ve věku 20–64 let bydlících v Anglii a Walesu. Nevhodná kategorizace sociálně profesních skupin zde neumožňuje sledovat mobilitní pohyby mezi zemědělci a ostatními kategoriemi.

Tabulka 1. Relativní poměry nerovností pro vybrané společenské skupiny v některých socialistických a kapitalistických zemích*)

Země	Rok šetření	Duševní pracovníci — dělníci mimo zemědělství	Dělníci — zemědělci	Duševní pracovníci — zemědělci
Československo	1978	2,8	4,4	14,6
Maďarsko	1973	5,1	7,8	43,5
Polsko	1972	5,0	12,7	106,1
Velká Británie	1972	5,1	.	.
Francie	1977	6,1	29,9	101,2
NSR	1971	5,6	83,4	327,8

Prameny: Šetření TSS-78; Andorka - Zagórski 1977; Goldthorpe 1980; Pohl - Soleihavoup 1982; Mayer - Müller 1976.

*) Propočít je proveden z tabulek sledujících mobilitu mezi postavením dotázaného v době šetření a postavením otce v době dospělosti dotázaného. Vysvětlení a interpretaci ukazatelů viz Dodatek I.

než v zemích kapitalistických. To znamená, že nejen v celkové mobilitě, ale také v její tzv. cirkulační složce je pohyblivost osob v rámci dané sociální struktury v socialistických zemích větší.

Náš hlavní zájem se však týká nikoli statického porovnání sociální mobility v zemích s rozdílným společenským uspořádáním, nýbrž srovnání jejich vývojových trendů. Otázka souvislosti ekonomického a společenského vývoje s objemem a charakterem sociální mobility není nová. Byla nastolena v buržoazní sociologii již v padesátých letech v úzké vazbě s industrializační koncepcí. Uskutečnila se celá řada mezinárodních srovnání, v nichž mělo být prokázáno, že se stupněm industrializace roste i pohyblivost mezi sociálními třídami a skupinami a že průmyslově různě vyspělé země představují vlastně jen rozdílná stadia jednotného vývojového procesu, který mimo jiné zahrnuje i uvolňování sociálních bariér. Mezinárodní komparace, simulující historický pohyb, vedly sice k zproblematizování jednoduchých konvergenčních tezí, nedospěly však ani k jednoznačným závěrům, ani k přijetí složitějších výkladových schémat, uvažujících také rámec odlišných společenských systémů [Charvát—Večerník 1978 : 124 an.]. Vcelku však bylo všeobecně uznáno, že analýzu historického vývoje nelze provádět statickým porovnáváním různě vyspělých zemí a je proto třeba použít jiný přístup.

Jestliže autenticky historická data chybí, minulost může být „sondována“ pomocí paměti současníků, a to buď tak, že dotázaní jsou členěni do věkových kohort představujících sled historických období, nebo že je zjišťováno postavení v různých letech jejich pracovní dráhy. Tímto způsobem můžeme retrospektivně zkoumat vývoj zhruba za 40 let předcházejících datu šetření. Tento přístup není ničím novým, nicméně jej lze využít pro zpracování výzkumů zahrnujících velké soubory dotázaných osob, což jsou častěji teprve mobilitní šetření „druhé generace“, realizovaná od konce šedesátých let. (3)

V této souvislosti byl znovu nastolen problém odstranění zkreslujícího vlivu měnícího se sociálního složení populace, tj. otázka kontroly změn v marginálních distribucích mobilitních tabulek. Jak dělení sociální mobility na tzv. struk-

(3) Rozsáhlá statisticko-sociologická šetření zahrnující otázky k sociální mobilitě byla ovšem realizována již od počátku šedesátých let, konkrétně v USA (1962), v Maďarsku (1963), ve Francii (1964), v Bulharsku a Československu (1967). Žádný z těchto výzkumů však nebyl využit k podrobnější analýze historických trendů na základě kohortního členění. Pro mobilitní šetření „druhé generace“ je tato tematika nepochybně jednou z prvořadých.

turní a cirkulační složku, tak konstrukce jednoduchých mobilních indexů byly podrobeny kritice. Určité řešení bylo nalezeno jednak v propočtu relativních poměrů nerovností (odds ratio), jednak v aplikaci logaritmicko-lineárních modelů, umožňujících testovat specifické hypotézy v troj a vícerozměrných mobilních tabulkách (viz dodatky I a II).

Výsledky analýz tohoto typu provedených za různé kapitalistické země jsou velmi podobné. Pokud jde o USA, došli D. L. Featherman a R. M. Hauser k závěru, že „vnitrogenerační i mezigenerační profesní mobilita zůstala pozoruhodně konstantní v celém historickém období zachyceném výzkumy z roku 1962 a 1973“ [Featherman—Hauser 1978 : 216]. Na základě šetření provedeného v roce 1972 v Anglii a Walesu zjistili J. H. Goldthorpe, C. Payne a C. Llewellynová, že „uvažujeme-li relativní mobilitní podíly a abstrahujeme-li takto od vlivu měnícího se strukturního kontextu, objevuje se spíše stabilita než změna“ [Goldthorpe 1980 : 85]. Stejně závěry o historicky konstantních vzorcích sociální mobility byly zjištěny na základě výzkumů v Kanadě [McRoberts—Selbee 1981] a v Rakousku [Haller—Mach 1981]. Změny v sociální mobilitě v podmínkách kapitalismu jsou tedy, přijmeme-li závěry těchto analýz, dány pouze posuny ve struktuře ekonomicky aktivní populace, přičemž relativní „mobilitní šance“ jedinců přejít z jedné sociální kategorie do druhé se v čase nijak výrazněji nemění.

V této souvislosti se klade otázka, zda také v socialistických zemích je mobilitní trend dán pouze přesuny v třídním a sociálně profesním složení obyvatelstva, zda také zde je „sociální propustnost“⁽⁴⁾ mezi společenskými skupinami historicky konstantní. Jde pochopitelně o složitější problém, chceme-li však dosáhnout srovnatelnosti, musíme při analýze aplikovat stejnou metodiku, na jejímž základě byla formulována teze o historické neměnnosti relativních mobilních šancí ve vyspělých kapitalistických společnostech. Již na základě jednoduché interpretace mobilních šetření provedených v některých socialistických zemích se ukázalo, že socialistické přeměny vedly k rychlému vzestupu v objemu mobilních pohybů, a to především v důsledku velkých změn v zastoupení hlavních společenských skupin ve struktuře ekonomicky aktivní populace. Ale i po odeznění rozhodujících strukturních změn zůstává sociální mobilita na vysoké úrovni, neboť se zvyšuje objem strukturně nepodmíněné „cirkulační“ složky mobility. Bylo zjištěno, že jestliže sociální mobilitu hypoteticky rozdělujeme na strukturní a cirkulační složku, nelze první označit jako čistě ekonomickou (která sleduje peripetie hospodářského růstu a přesunů pracovních sil) a druhou jako čistě sociální (která staticky indikuje „otevřenost“ společenské struktury, stupeň sociálních nerovností). Zatímco v kapitalistických zemích je dynamika mobilních procesů nesena téměř výlučně strukturními změnami, v socialistických společnostech zjišťujeme v určitém smyslu protisměrný pohyb strukturní a cirkulační mobility, který svědčí o tom, že obě tyto komponenty jsou víceméně stejně aktivní momenty jak ekonomického, tak sociálního rozvoje společnosti [Večerník 1983].

Tento vývoj dokumentuje také propočet dvou relativních poměrů nerovností,

(4) Termínu „sociální propustnost“ (socialnoje tékučestvo, social fluidity) používáme v dalším textu pro označení té části sociální mobility, která je nezávislá na změnách ve složení generací dotázaných a jejich otců. Jde vlastně o „čistou“ či „cirkulační“ mobilitu, která je ovšem propočítávána pomocí vhodnější metodiky. Obdobně též hovoříme o relativních „mobilitních šancích“ nebo o interakci mezi sociálním postavením dotázaného a postavením jeho otce.

*Tabulka 2. Relativní poměry nerovnosti pro vybrané společenské skupiny
v některých socialistických zemích podle počátku pracovní aktivity dotázaného*)*

Období počátku pracovní aktivity dotázaného	Duševní pracovníci — dělníci mimo zemědělství			Dělníci mimo zemědělství — zemědělci		
	ČSSR	MLR	PLR	ČSSR	MLR	PLR
Do roku 1940	4,54	13,71	9,29	8,76	13,26	24,65
1940—1944	5,20	8,78	6,50	6,56	16,16	15,27
1945—1949	3,68	6,12	7,29	9,39	8,49	11,34
1950—1954	4,14	7,78	6,04	6,15	7,27	13,10
1955—1959	3,81	3,67	5,62	5,16	11,94	10,75
1960—1964	4,14	4,66	5,11	6,50	8,53	11,65
1965—1969	2,67	6,32	4,22	4,56	5,19	14,80
1970—1974	2,64	.	.	6,82	.	.
Celkem	3,36	5,61	5,46	6,56	11,40	15,45

Prameny: Šetření TSS-78; Andorka - Zagórski 1977.

*) Propočet je proveden z tabulek sledujících mobilitu mezi postavením dotázaného na počátku jeho pracovní aktivity a postavením otce v době dospělosti dotázaného. Vysvětlení a interpretaci ukazatelů viz Dodatek I.

uvedených v tabulce 2.(5) Údaje indikují úroveň sociální propustnosti ve dvou hlavních mobilitních liniích, tj. mezi duševně a fyzicky pracujícími a mezi dělníky a zemědělci, a to obousměrně. Přes určité výkyvy data ukazují základní tendenci mezigenerační sociální mobility v socialistických zemích, kterou není stabilita v historickém čase, nýbrž naopak zmenšování sociálních přehrad, nezávisle na změnách v třídění a sociálně profesní struktuře populace. V zásadě stejný trend můžeme zjistit také z mobilitních dat za Bulharsko, které však nejsou s předchozími zcela komparabilní.(6)

Složitější metodou, která umožňuje ve vývoji sociální mobility identifikovat historické změny v sociální propustnosti, je logaritmicko-lineární analýza vícerozměrných mobilitních tabulek. Ve snaze dospět ke komparabilním výsledkům jsme aplikovali log-lineární model na stejný typ dat za ČSSR, MLR a PLR, a to konkrétně na tabulky 4 X 4, sledující mobilitu mezi postavením otce a postavením dotázaného na počátku jeho pracovní dráhy v 7 kohortách, členěných podle období počátku pracovní aktivity dotázaného. Z důvodu dispo­nibility údajů (které jsme za MLR a PLR měli jen v procentním vyjádření) a zejména z důvodu jejich srovnatelnosti byly všechny testy provedeny na hypoteticky stejně velkých souborech, tj. 20 000 jedinců.

(5) Všechna mobilitní šetření, která zde využíváme, byla provedena ve spolupráci statistických a sociologických pracovišť v socialistických zemích, a to v roce 1967 v BLR, v roce 1972 v PLR, v roce 1973 v MLR a v roce 1978 v ČSSR. Pro účely porovnání jsou soubory dotázaných osob omezeny na muže ekonomicky aktivní v době šetření, takže příslušné četnosti souborů činí v ČSSR 6 tis. osob, v MLR 19 tis. a v PLR 38 tis. osob. Kategorizace, na níž jsou propočítávány mobilitní charakteristiky ve sledovaných socialistických zemích, je následující: 1. inteligence a ostatní nemanuální pracovníci, 2. dělníci mimo zemědělství, 3. zemědělci (družstevní rolníci, zemědělství dělníci, samostatní rolníci), 4. samostatní mimo zemědělství. Toto velmi jednoduché členění bylo vynuceno tím že v československé kategorizaci není možné odlišit skupinu nemanuálních pracovníků vyšší a nižší kvalifikace (jako tomu je u maďarských a polských dat) a v údajích za MLR je zase sloučen státní a družstevní sektor zemědělství (zatímco v československém výzkumu se všude respektuje členění podle vlastnických sektorů).

(6) Relativní poměry nerovnosti jsou zde propočteny na souboru ekonomicky aktivních mužů i žen a to v těchto kohortách podle počátku pracovní aktivity: před rokem 1944, 1944—1952, 1953—1958, 1959—1967 [Socialen proizchod 1969].

Ověřovány byly postupně následující hypotézy: 1. hypotéza, že mezi sledovanými třemi proměnnými [postavení otce, postavení dotázaného, období počátku pracovní aktivity dotázaného] není žádný vztah — model A 1 (O, D, V); (7) 2. hypotéza, podle níž dochází pouze ke změnám v sociálním složení otců a dotázaných, tj. v marginálních distribucích mobilitních tabulek, přičemž postavení dotázaného na postavení otce nezávisí — model A 2 (OV, DV); 3. hypotéza, podle které je postavení dotázaného závislé na postavení otce, přičemž tato závislost se v čase nemění, takže sociální propustnost je historicky konstantní — model A 3 (OV, DV, OD); 4. hypotéza, podle níž je postavení dotázaného na postavení otce závislé, přičemž tato závislost se v čase mění — model A 4 (OV, DV, OD, ODV), který v logaritmicko-lineární analýze představuje tzv. saturovaný model, zahrnující všechny vztahy sledovaných proměnných.

Kromě toho byly testovány příspěvky vybraných interakcí, tj. rozdíl mezi určitým výchozím modelem a modelem obohaceným o interakci, jejíž efekt [resp. příspěvek k explikaci reálných dat] nás zajímá. Takto byl testován rozdíl mezi modely A 1 a A 2, který vyjadřuje význam strukturních změn v sociálním složení dotázaných a jejich otců, dále rozdíl mezi modely A 2 a A 3, který představuje specifický příspěvek interakce mezi sociálním postavením dotázaného a postavením otce při kontrole [vyloučení] vlivu změn v marginálních distribucích mobilitních tabulek a konečně rozdíl mezi modely A 3 a A 4, který označuje statistickou významnost vývojové změny v interakci sociálního postavení dotázaného a jeho otce, a to při kontrole vlivu změn v marginálních distribucích, a také vlivu konstantní, tj. časově invariantní složky této interakce. Zároveň s testy statistické významnosti jsme u některých modelů a rozdílů mezi modely zjišťovali podíl na vyčerpané varianci, přičemž pro lepší posouzení mezi zeměmi byla sledována také intenzita sledované závislosti. (8)

Hlavní výsledky logaritmicko-lineární analýzy za tři socialistické země jsou uvedeny v tabulce 5. Jak se ukázalo, pro žádnou z těchto zemí není možné přijmout model postulující pouze změny v marginálních distribucích mobilitních tabulek, tj. samotné posuny v sociálním složení generací dotázaných a jejich otců (model A 2). Hypotéza o časově podmíněné nezávislosti postavení dotázaného na postavení otce byla u všech zemí zamítnuta na nejvyšší hladině statistické významnosti. K věrohodnější reprodukci mobilitních tabulek je tedy třeba přijmout hypotézu o závislosti těchto charakteristik, tj. testovat model zahrnující časově konstantní interakci OD (model A 3). Avšak pro československá a maďarská data byla i tato hypotéza zamítnuta na nejvyšší hladině významnosti, zatímco v případě Polska je hladina umožňující její zamítnutí nižší (0,018).

Pro sociální mobilitu v ČSSR a MLR tedy model zahrnující časově konstantní interakci mezi postavením dotázaného a jeho otce rozhodně neplatí a je třeba přijmout tzv. saturovaný model, který zahrnuje i časově proměnlivou složku této interakce (A 4). Také v Polsku je vývojová změna interakce OD (vyjád-

(7) Dále používané symboly značí sociální postavení otce podle kategorizace uvedené v poznámce 5 (O), sociální postavení dotázaného (D) a věkovou kohortu určenou obdobím počátku pracovní aktivity dotázaného (V).

(8) Intenzita sledované závislosti je porovnávána pomocí poměru G^2/df . Je to vhodné vzhledem k tomu, že za vysokými hladinami statistické významnosti se mohou skrývat ještě dosti značné rozdíly v intenzitě závislosti. Testování statistické významnosti modelů a rozdílů mezi nimi je totiž, striktně statisticky vzato, nejméně průkazným výsledkem log-lineární analýzy. To se týká zejména komparací, neboť testovací kritérium G^2 je závislé na velikosti souboru. Transformace srovnávaných souborů na stejnou velikost, kterou jsme provedli, sice porovnávání testů umožňuje, ze statistického hlediska však není zcela korektní (viz dodatek II).

*Tabulka 3. Log-lineární modely a testy interakčních efektů
mezi sociálním postavením dotázaného na počátku pracovní aktivity (D),
sociálním postavením otce (O) a obdobím počátku pracovní aktivity dotázaného (V)
v ČSSR, MLR a PLR*

Modely a difference mezi modely	df	G ²	p	G ² /df	% vyčerpané variance vzhledem k modelu	
					A1	A2
ČSSR						
A1 (O) (D) (V)	99	5918,9	0,000	—	100,0	—
A2 (OV) (DV)	63	3678,9	0,000	—	37,8	100,0
A3 (OV) (DV) (OD)	54	199,6	0,000	—	93,2	—
A4 (OV) (DV) (OD) (ODV)	0	0,0	1,000	—	—	—
A1—A2	36	2240,0	0,000	53,9	—	—
A2—A3	9	3479,3	0,000	381,2	—	94,6
A3—A4	54	199,6	0,000	7,5	—	5,4
A2—A4	63	3678,9	0,000	60,9	62,2	—
MLR						
A1 (O) (D) (V)	99	10290,3	0,000	—	100,0	—
A2 (OV) (DV)	63	7018,8	0,000	—	31,8	100,0
A3 (OV) (DV) (OD)	54	273,7	0,000	—	97,3	—
A4 (OV) (DV) (OD) (ODV)	0	0,0	1,000	—	—	—
A1—A2	36	3271,5	0,000	90,9	—	—
A2—A3	9	6745,1	0,000	749,5	—	96,3
A3—A4	54	273,7	0,000	5,1	—	3,7
A2—A4	63	7018,8	0,000	111,4	68,2	—
PLR						
A1 (O) (D) (V)	99	9335,3	0,000	—	100,0	—
A2 (OV) (DV)	63	5876,6	0,000	—	37,0	100,0
A3 (OV) (DV) (OD)	54	78,9	0,018	—	99,2	—
A4 (OV) (DV) (OD) (ODV)	0	0,0	1,000	—	—	—
A1—A2	36	3456,7	0,000	96,0	—	—
A2—A3	9	5799,7	0,000	644,4	—	98,7
A3—A4	54	78,9	0,018	1,4	—	1,3
A2—A4	63	5876,6	0,000	93,3	63,0	—

řená efektem ODV) statisticky signifikantní, nicméně hypotézu o konstantní sociální propustnosti nelze odmítnout tak bezvýhradně jako u druhých dvou zemí. Intenzita sledované závislosti je vysoká v ČSSR a v MLR a velmi nízká v PLR. Podle procentních příspěvků trojrozměrné interakce ODV k modelu konstantní sociální propustnosti je na prvním místě ČSSR (5,4 %), na druhém místě MLR (3,7 %) a na posledním místě PLR (1,4 %). [9]

(9) Log-lineární model byl aplikován na československá data v několika variantách, především vzhledem k tomu, že v šetření TSS-78 jsou místo údaje o postavení otce v době dospělosti dotázaného (jako v jiných mobilitních výzkumech) údaje dva: totiž o jeho postavení na počátku pracovní dráhy a o postavení na jejím konci, resp. v době šetření. Všechny uváděné výsledky vycházejí z mobilitních tabulek zahrnujících postavení otce na konci pracovní dráhy, které se více blíží jeho postavení v době dospělosti dotázaného. V ostatních variantách vychází podíl časově proměnlivé složky sociální propustnosti ještě vyšší: jestliže sledujeme mobilitu podle postavení otce na počátku jeho pracovní dráhy, činí její podíl na vysvětlení variance modelu A 2 7,8; jestliže údaje o postavení na počátku a na konci pracovní dráhy otce vážíme, činí podíl 10,6 %; konečně jestliže místo 7 mezinárodně srovnatelných kohort použijeme celý rozsah 9 kohort (tj. včetně dotázaných vstupujících do pracovní aktivity v sedmdesátých letech), činí podíl 6,1 %.

*Tabulka 4. Log-lineární modely a testy interakčních efektů
mezi sociálním postavením dotázaného na počátku pracovní aktivity (D),
sociálním postavením otce (O) a věkem dotázaného (V) v USA*

Modely a difference mezi modely	df	G ²	p	G ² /df	% vyčerpané variace vzhledem k modelu	
					A1	A2
A1 (O) (D) (V)	208	7314,7	0,000	—	100,0	—
A2 (OV) (DV)	144	5902,9	0,000	—	19,3	100,0
A3 (OV) (DV) (OD)	128	166,5	0,012	—	78,4	—
A4 (OV) (DV) (OD) (ODV)	0	0,0	1,000	—	—	—
A1—A2	64	1411,8	0,000	22,1	—	—
A2—A3	16	5736,4	0,000	358,4	—	97,2
A3—A4	128	166,5	0,012	1,3	—	2,8
A2—A4	63	5902,7	0,000	93,7	80,6	—

Pramen: Featherman - Hauser 1978 : 84.

Jak jsme již uvedli, logaritmicke-lineární analýza byla aplikována na údaje o vývoji sociální mobility ve čtyřech vyspělých kapitalistických zemích (USA, Kanada, Velká Británie, Rakousko), přičemž všude byla zjištěna platnost modelu časově konstantní propustnosti. Pro konkrétnější porovnání můžeme však uvést pouze výsledky za USA, získané na mobilitních tabulkách, které se poměrně nejvíce blíží tabulkám použitým v naší komparaci socialistických zemí. Jak ukazují údaje uvedené v tabulce 4, pro USA nelze odmítnout na nejvyšší hladině významnosti model časově konstantní sociální propustnosti, přičemž procentní příspěvek časové změny interakce OD je velmi nízký (2,8 %). Přihlédneme-li navíc k nadhodnocení těchto veličin pro data za USA, dané větším počtem kategorií a věkových skupin, jsou rozdíly v typu vývoje sociální mobility mezi ČSSR, MLR a USA více než zřejmé. (10)

Možnosti interpretace výsledků logaritmicke-lineární analýzy nejsou omezeny na testování jednotlivých modelů a dílčích interakčních efektů. V posledních dvou sloupcích tabulek 3 a 4 jsou uvedeny podíly, jimiž různé složky sociální mobility vyčerpávají varianci obsaženou v modelu úplné nezávislosti (A 1) a v modelu podmíněné nezávislosti (A 2) sledovaných sociálních charakteristik. Mezi jednotlivými zeměmi jsou značné rozdíly v podílu strukturních

(10) Srovnání s USA musí být chápáno pouze jako ilustrativní, protože log-lineární analýza zde byla provedena sice na stejném velikém souboru, avšak s jinou kategorizací socioprofesionálních skupin, a to jak po obsahové stránce (1. vyšší nemanuální, 2. nižší nemanuální, 3. vyšší manuální, 4. nižší manuální, 5. zemědělské profese), tak po stránce formální. V USA byly testovány přechody mezi 5 kategoriemi v 9 kohortách, v socialistických zemích jsme pracovali se 4 kategoriemi v 7 věkových skupinách. Větší počet kategorií sice zvyšuje počet stupňů volnosti, a tudíž mění i formální podmínky testování (zvyšuje se kritická hodnota pro přijetí nulové hypotézy), což testy významnosti činí v zásadě srovnatelnými, ale zejména při komparaci procentních údajů o vyčerpané varianci je třeba brát v úvahu i to, že s vyšším počtem kategorií sociálního postavení se potenciálně zvyšuje i četnost možných přechodů. Při srovnávání s analýzou provedenou na nižším počtu kategorií dochází tudíž k určitému nadhodnocení mobilitních pohybů. Jestliže podíl historicky proměnlivé složky mezigenerační interakce (ODV) činil v USA při analýze tabulky 5×5×9 2,8 %, pak u tabulky 6×6×6 činil 5,8 % a u tabulky 17×17×9 19,9 % [Featherman—Hauser 1978, McRoberts — Selbee 1981]. Z toho plyne, že hodnoty, které používáme pro srovnání se socialistickými zeměmi, jsou s největší pravděpodobností vyšší než hodnoty, které by byly získány analýzou striktně komparabilních mobilitních tabulek.

změn (počítaných procentem, které model A 2 odčerpává z variance modelu A 1), které jsou nejvyšší v Polsku (37 %) a nejnižší v USA (19 %). (11) Zajímavé je pak rozložení závislosti sociálního postavení dotázaného na sociálním postavení jeho otce do časově konstantní a časově proměnlivé složky (OD, ODV). Vyjdeme-li z modelu úplné nezávislosti (A 1), je v socialistických zemích — v důsledku vyššího podílu strukturně podmíněné mobility — konstantní složka vyšší a proměnlivá složka nižší než v USA. Jakmile však vliv strukturních změn eliminujeme, tj. když poměrujeme složky interakce OD vůči modelu zahrnujícímu pohyb v marginálních distribucích (A 2), docházíme k závěru opačnému. Podíl časově proměnlivé složky má v ČSSR a MLR mnohem vyšší váhu v explikaci mobilitních procesů než v USA, jak se to ostatně projevilo již při testování statistické významnosti efektu ODV. V Polsku je ovšem podíl tohoto komponentu nejnižší.

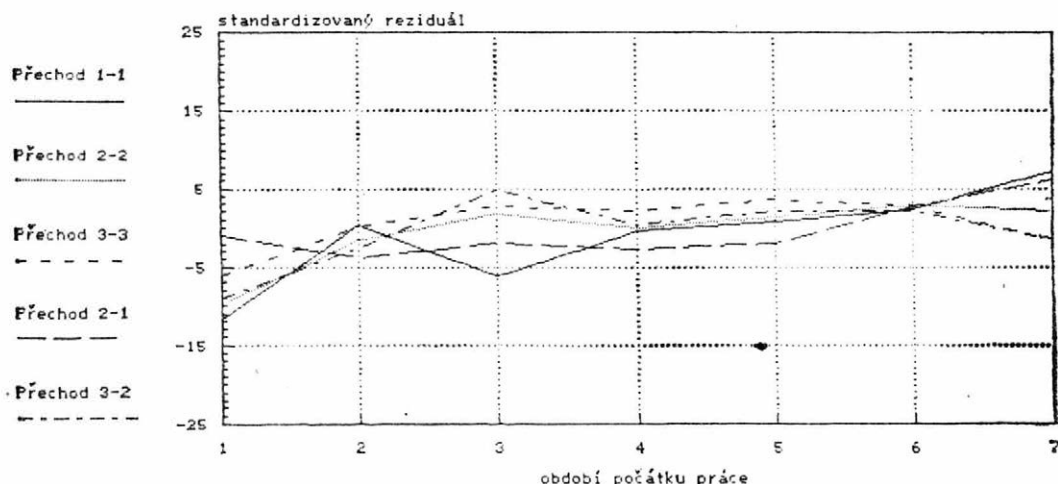
K názorné interpretaci výsledků logaritmicko-lineární analýzy můžeme využít tzv. standardizovaných reziduálů, tj. standardizovaných odchylek reálných frekvencí v polích mobilitní tabulky od frekvencí postulovaných určitým modelem (12) K nejzajímavějším a z hlediska komparace nejvhodnějším patří standardizované reziduály vycházející po aplikaci modelu konstantní sociální propustnosti (model A 3), které zobrazují, jak se v jednotlivých obdobích odchýlovaly reálné frekvence mobilitních přechodů (či mezigenerační stability) od hypotézy, podle níž se interakce mezi sociálním postavením dotázaného a jeho otce v čase nemění. V grafech 1—3 je uvedeno pět vybraných standardizovaných reziduálů, charakterizujících mezigenerační stabilitu v kategoriích duševních pracovníků, dělníků a zemědělců a dále mezigenerační přechody od otců-dělníků k dotázaným-zaměstnancům a od otců-zemědělců k dotázaným-dělníkům. (13) Informace, kterou nám standardizované reziduály poskytují, jsou svým obsahem obdobné jako u relativních poměrů nerovností (viz tabulky 1 a 2), tj. v obou případech je sledován vývoj „čisté“ sociální interakce, sociální propustnosti nezávisle na změnách v sociálním složení otců a dotázaných. Zatímco však relativní poměry nerovností vyjadřují vždy porovnání dvou párů sociálních kategorií a sledují tedy vzájemné mobilitní přechody mezi zvolenými skupinami, standardizované reziduály ukazují dynamiku jednotlivých sociálních přechodů přesně tak, jak jsou obsaženy v mobilitní tabulce.

(11) Strukturní změny v sociálním složení dotázaných a jejich otců, jak vyplývají z log-lineární analýzy, nejsou totožné se strukturní mobilitou používanou v tradičním zpracování dvourozměrných mobilitních tabulek. V log-lineární analýze má pojem strukturních změn dynamickou interpretaci, neboť odpovídá na otázku, do jaké míry se na vývoji celkové mobility podílí vývoj změn v socioprofesionálních strukturách v jednotlivých věkových kohortách generací dotázaných a jejich otců. V tradičním zpracování vyjadřuje strukturní mobilita hypotetický podíl změn v socioprofesionálních strukturách, které jsou nutné k tomu, aby se změnily příslušné marginální distribuce. Hodnoty získané log-lineární analýzou jsou zpravidla nižší než strukturní mobilita v tradičním pojetí.

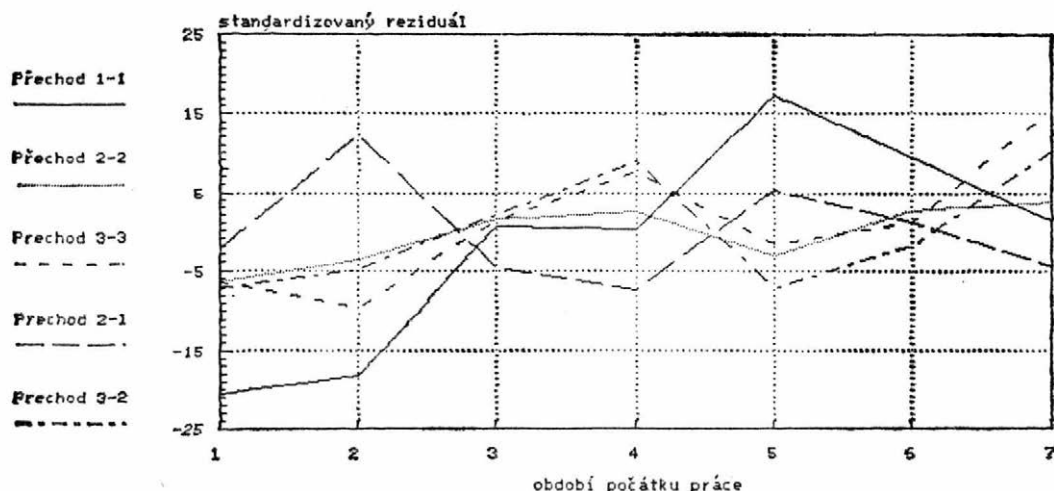
(12) Označíme-li reálnou frekvenci v poli mobilitní tabulky f_{ijk} a jí odpovídající teoretickou frekvenci za předpokladu platnosti určitého modelu F_{ijk} , pak standardizovaný reziduál má tvar $R_{ijk} = (f_{ijk} - F_{ijk})/F_{ijk}$. Jestliže obě hodnoty jsou stejné, standardizovaný reziduál je roven 0; jestliže jsou reálné frekvence vyšší než modelové, nabývá kladných hodnot (tj. strukturní sociální propustnost je větší než za předpokladu její stability v čase), jestliže jsou reálné frekvence nižší než modelové, nabývá hodnot záporných (sociální propustnost je nižší).

(13) Protože grafy byly konstruovány k tomu účelu, aby zobrazily podobu historického vývoje proměnlivé komponenty mezigenerační interakce, byla změněna značka u standardizovaných reziduálů týkajících se seberekrutace sledovaných sociálních kategorií. Pohyb křivek od záporných hodnot ke kladným tedy ve všech případech znamená, že se zvyšuje propustnost sociálních hranic jak v rámci jednotlivých sociálních kategorií, tak mezi nimi.

Graf 1. Vývoj sociální propustnosti v ČSSR
standardizované reziduály po modelu A 3

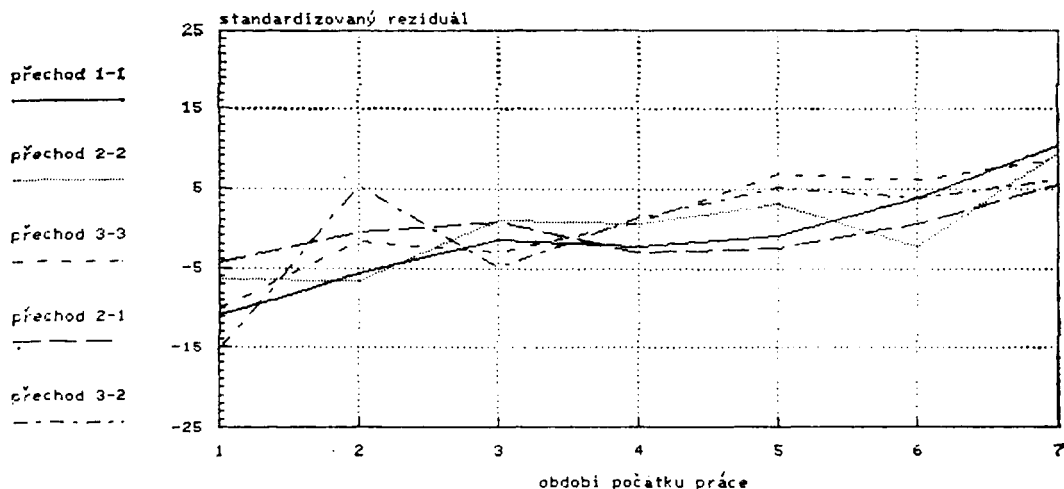


Graf 2. Vývoj sociální propustnosti v MLR
standardizované reziduály po modelu A 3



Z obou typů údajů můžeme především vyčíst, jaký základní směr má historický vývoj sociální propustnosti v socialistických zemích. V buržoazní sociologii se při komentování celkově většího objemu sociální mobility v socialistických zemích totiž setkáváme s názorem, že jde pouze o důsledky jednorázového, dnes už ukončeného procesu revoluční přestavby společnosti. Je ostatně pravda, že největší mobilitní přesuny souvisely s rychlou industrializací a s kolektivizací zemědělství, které zaznamenaly svůj vrchol na přelomu padesátých a šedesátých let. Rozsah změn v třídní a sociálně profesní struktuře od té doby klesá a s ním se snižuje (i když pomalejším tempem) také frekvence mobilitních přesunů v hlavních směrech. Pokles sociální mobility v jejím celkovém objemu však neznamena, že se hlavní společenské třídy a skupiny „uzavírají

Graf 3. Vývoj sociální propustnosti v PLR
standardizované reziduály po modelu A 3



Vysvětlivky ke grafům 1–3

Sociální kategorie

*Období počátku pracovní
aktivity dotázaného:*

- 1: zaměstnanec
- 2: dělník
- 3: zemědělec

- 1. do r. 1940
- 2. 1940–1944
- 3. 1945–1949
- 4. 1950–1954
- 5. 1955–1959
- 6. 1960–1964
- 7. 1965–1969

do sebe“ a že relativní intenzita přechodů mezi nimi klesá. Jak propočet relativních poměrů nerovností, tak průběh standardizovaných reziduálů jasně ukazují, že ve všech sledovaných socialistických zemích se zvyšuje propustnost hlavních sociálních předělů, tj. že míra sebeprodukce hlavních společenských skupin klesá a „čistá míra“ sociální mobility se trvale zvyšuje.

Uvedený základní trend není přirozeně nikde zcela plynulý a v jednotlivých zemích má své specifické rysy.[14] Tak např. v Československu nacházíme určité rozdíly mezi padesátými a šedesátými léty. Padesátá léta jsou charakteristická větší dynamikou pohybu ze zemědělských kategorií, jejichž míra sebe-rekrutace rychle poklesla a intenzita přechodů do dělnické třídy stoupla. Pro šedesátá léta jsou naproti tomu příznačné pohyby týkající se dělnické třídy a zaměstnanců (v obou případech pokles jejich sebe-rekrutace) a zvýšení přechodů mezi nimi. Tento vývoj odpovídá dvěma fázím, které jsme zjistili již na základě údajů o strukturně podmíněné mobilitě, což naznačuje, že impulsy ke změnám v mobilitních procesech i v jejich „nejčistší“ podobě vyvěrají z orientace ekonomického vývoje [Večerník 1983].

(14) Jak relativní poměry nerovností, tak standardizované reziduály jsou citlivé i na malé rozdíly v polích mobilitní tabulky. Protože při podrobnějším třídění se výzkumné soubory značně zmenšují, je třeba počítat i s více či méně náhodnými výkyvy.

Ačkoliv je rozsah historických změn v sociální propustnosti v Maďarsku menší než v Československu, údaje uvedené v tabulce 2 a v grafu 2 nasvědčují větší „dramatičnosti“ jejího vývoje. Do druhé poloviny padesátých let jsou koncentrovány nápadné zlomy ve všech hlavních trendech sociální propustnosti: na jedné straně se posílila seberekрутace zaměstnaneckých kategorií a narostla frekvence přechodů mezi nimi a dělnickou třídou; na druhé straně se zvýšila seberekрутace dělnické třídy a rolnictva a pohybů mezi těmito třídami výrazně ubylo. S odlišením těchto dvou okruhů mobilitních procesů (z nichž první se týká duševních pracovníků a jejich mezigeneračního propojení a dělnickou třídou a druhý se týká zemědělců a jejich přechodů mezi dělníky) jsme se setkali již v případě Československa, kde jimi byly charakterizovány hlavní vývojové etapy. V Maďarsku se však v těchto okruzích rozvinuly velmi rychlé a do značné míry protikladné procesy. Proto také v generacích dotázaných, kteří zahájili ekonomickou aktivitu po roce 1960, došlo v podstatě k protisměrným pohybům v mobilitních trendech, v nichž se postupně obnovuje návaznost na kontinuální vzestupný vývoj.

Pokud jde o Polsko, historický vývoj zde z tohoto hlediska probíhal v porovnání s ostatními dvěma zeměmi v daleko ztlumenější podobě, a to především v důsledku uchování malovýrobního charakteru zemědělství a tím i sociální uzavřenosti venkova. Jak relativní poměry nerovností, tak trendy standardizovaných reziduálů toto vysvětlení dokumentují tím, že ty jejich hodnoty, které se týkají rolnictva, vykazují od roku 1950 jen minimální vývoj, zatímco charakteristiky ostatních společenských skupin jsou výrazně dynamičtější.

Použití relativních poměrů nerovností a logaritmicko-lineární analýzy pro zpracování mobilitních tabulek má své přednosti i meze. V každém případě jsme se dotkli jen jedné stránky mobilitních procesů (totiž sociálních přechodů mezi postavením otce a postavením dotázaného na počátku jeho pracovní aktivity), které jsou opět jen jedním z mnoha aspektů dynamiky sociálně třídní struktury. Nemůžeme zde činit žádné hlubší obsahové závěry, nicméně i v tomto dílčím pohledu se potvrdila jak odlišná povaha sociální mobility v zemích s různým společenským uspořádáním, tak specifičnost průběhu mobilitních procesů v jednotlivých socialistických společnostech, daná rozdílnými výchozími podmínkami a konkrétním procesem uskutečňování revolučních přeměn. Celkově příznivější charakteristiky sociální mobility v socialistických zemích nejsou pouhým důsledkem velkých změn ve struktuře pracovních sil, ani jednorázovou odpovědí na revoluční přestavbu společnosti. Jde o historicky dlouhodobý jev, provázející celý socialistický vývoj. Specifické charakteristiky sociální mobility jsou zde nepřímým svědectvím o kvalitativně jiném obsahu sociálně třídní struktury a o základní orientaci jejího vývoje, kterou je prosazování sociální stejnorodosti společnosti.

Dodatek I. Propočet relativních poměrů nerovnosti a jejich interpretace v mobilitní analýze

K hlavním problémům analýzy mobilitních tabulek patřila vždy eliminace vlivu rozdílů či změn v marginálních distribucích, tj. spolehlivé odlišení čistého efektu interakce mezi výchozím a cílovým sociálním postavením od rozdílů či změn ve složení generací dotázaných a jejich otců. Tradiční mobilitní analýza řešila tento problém hypotetickými konstrukty strukturní a čisté mobility, které byly předmětem častých kritik. Do jisté míry oprávněné kritice byly podrobeny i dosud hojně používané indexy nerovnosti (disparity ratio, mobility ratio). Zejména v poslední době se pozornost soustřeďuje na tzv. relativní poměry nerovnosti (odds ratio), které — jak ukázala i jejich formální matematická analýza — požadavek nezávislosti na marginálních distribucích striktně splňují. Relativní poměr nerovnosti je založen na porovnání šancí jedinců (vždy ze dvou různých skupin sociálního původu) dosáhnout spíše jedné než druhé „cílové pozice“. Pro každou mobilitní tabulku tak vzniká celkem

$$\frac{OD(O-1)(D-1)}{4}$$

párových koeficientů, kde O je počet kategorií sociálního původu a D je počet cílových kategorií. Pro mobilitní tabulku 4×4 vzniká celkem 36 relativních poměrů nerovnosti.

Jestliže si jednotlivá pole mobilitní tabulky označíme jako $x_{11}, x_{12}, x_{13}, x_{14}, x_{21}, x_{22}$ atd., přičemž marginálie řádků jsou označeny jako $x_{.1}, x_{.2}, \dots$ a marginálie sloupců jako $x_{1.}, x_{2.}$ atd., pak relativní poměr nerovnosti lze odvodit následujícím způsobem:

$$\left(\frac{x_{11}}{x_{.1}} \cdot \frac{x_{21}}{x_{2.}} \right) \cdot \left(\frac{x_{22}}{x_{.2}} \cdot \frac{x_{12}}{x_{1.}} \right) = \frac{x_{11}}{x_{21}} \cdot \frac{x_{22}}{x_{12}} = \frac{x_{11}x_{22}}{x_{21}x_{12}} = \frac{x_{11}/x_{21}}{x_{12}/x_{22}} = \frac{x_{11}x_{22}}{x_{21}x_{12}}$$

Relativní poměr nerovnosti:

$$\frac{x_{11}/x_{12}}{x_{21}/x_{22}}$$

pak vyjadřuje, jaká je šance dotázaného pocházejícího se skupiny I dosáhnout spíše skupiny I než skupiny II poměřovaná šancí dotázaného ze skupiny II dosáhnout spíše skupiny I než skupiny II.

Obdobně relativní poměr nerovnosti:

$$\frac{x_{22}/x_{21}}{x_{12}/x_{11}}$$

vyjadřuje, jaká je šance dotázaného pocházejícího ze skupiny II dosáhnout spíše skupiny II než skupiny I, poměřovaná šancí dotázaného pocházejícího ze skupiny I dosáhnout spíše skupiny II než skupiny I.

Dodejme ještě, že oba uvedené vzorce vedou ke stejnému výsledku, neboť platí:

$$\frac{x_{11}/x_{12}}{x_{21}/x_{22}} = \frac{x_{22}/x_{21}}{x_{12}/x_{11}}$$

Odtud plyne, že původní vzorec:

$$\frac{x_{11}/x_{12}}{x_{21}/x_{22}}$$

je možné interpretovat oběma výše uvedenými způsoby.

Kdyby — bez ohledu na strukturní změny — byly šance jedinců rozdílného sociálního původu dostat se spíše do jedné než do druhé pozice stejné, byl by relativní poměr nerovnosti rovný jedné. Čím je velikost relativního poměru nerovnosti vyšší, tím je sociální propustnost nižší. První hodnota uvedená v tabulce 1 tedy znamená, že v ČSSR je šance dotázaného z rodiny duševního pracovníka setrvat v této skupině spíše než přejít do dělníků 2,8krát vyšší než šance jedince dělnického původu přejít do skupiny duševních pracovníků spíše než zůstat dělníkem. Protože je relativní poměr nerovnosti symetrický, platí uvedené tvrzení i naopak.

Relativní poměry nerovnosti umožňují detailní analýzu mobilitních tabulek podle specifických hypotéz a dovolují i „optické“ srovnání mobilitních charakteristik za různé země. Tak například porovnáme-li údaje o vývoji sociální mobility uvedené v tabulce 2 s daty za Anglii a Wales (kde nemáme k dispozici srovnatelné výsledky logaritmicko-lineární analýzy), jsou rozdíly velmi zřejmé. Zde se totiž míra sebereprodukce snižuje pouze u nemanuálních kategorií, zatímco u příslušníků dělnické třídy se naopak zvyšuje. Nerovnost mobilitních šancí vyjádřená sledovacími indexy je většinou stabilní, v některých případech pak narůstající [Goldthorpe 1980 : 68an.].

Dodatek II. Logaritmicko-lineární model a jeho aplikace v analýze sociální mobility

Logaritmicko-lineární model rozvinutý zejména Goodmanem [Goodman 1972] usiluje o modelovou reprodukci reálných mobilitních dat hierarchickým způsobem, tj. začíná u hypotézy nezávislosti všech uvažovaných proměnných, pokračuje hypotézou (modelem) specifikující dvoudimenzionální závislosti, dále trojdimenzionální asociace atd. Na každém kroku je 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 (zpravidla vyššího řádu) znamená statisticky signifikantní zlepšení reprodukce frekvencí v polích mobilitní tabulky.

Označme si kategorie sociálního postavení otce O ($i = 1, \dots, J$) a věkové kohorty V ($k = 1, \dots, K$). Očekávané četnosti třírozměrné tabulky $O \times D \times V$ jako m_{ijk} lze získat následujícím způsobem:

$$m_{ijk} = u t_i^O t_j^D t_k^V t_{ij}^{OD} t_{ik}^{OV} t_{jk}^{DV} t_{ijk}^{ODV} \quad (1)$$

kde u = geometrický průměr veličiny m_{ijk} a t = parametr odpovídající pravděpodobnosti, že zkoumaný jedinec bude nalezen v poli popsaném jednorozměrnou nebo příslušnou vícerozměrnou distribucí. Tak například parametr t_i^O, t_j^D, t_k^V odpovídá pravděpodobnosti, že jedinec bude nalezen v i -tém, j -tém nebo k -tém poli marginálních distribucí sociální skupiny otce, sociální skupiny dotázaného nebo věkové kohorty dotázaného. Parametry $t_{ij}^{OD}, t_{ik}^{OV}, t_{jk}^{DV}$ odpovídají šancím, že sledovaný jedinec bude nalezen v ij -tém, ik -tém nebo jk -tém poli marginálních klasifikací sociální skupiny dotázaného podle sociální skupiny otce (marginálním vzhledem k proměnné V), přičemž tyto šance jsou vztaženy k pravděpodobnostem daným produkty parametrů nižšího řádu, tj. t_i^O, t_j^D, t_k^V . Konečně parametr t_{ijk}^{ODV} odpovídá pravděpodobnosti, že zkoumaný jedinec bude nalezen v ijk -tém poli kompletní třírozměrné klasifikace (sociální skupiny dotázaného podle sociální skupiny otce podle věku dotázaného), přičemž opět tato pravděpodobnost je vztažena k pravděpodobnosti dané produkty parametrů nižšího řádu.

Uvedený multiplikační model lze vyjádřit v jednodušší logaritmicko-lineární formě

$$\log m_{ijk} = u + t_i^O + t_j^D + t_k^V + t_{ij}^{OD} + t_{ik}^{OV} + t_{jk}^{DV} + t_{ijk}^{ODV} \quad (2)$$

jejíž základní předností je aditivnost jednotlivých parametrů modelu, které je pak bohatě využíváno v porovnávání modelů různého řádu a v interpretaci příspěvků dílčích interakčních efektů.

Model uvedený v rovnici (1), resp. (2), je tzv. saturevaný model, tj. model plně vysvětlující reálná data. Při analýze vícerozměrných tabulek nás však zpravidla nezajímá konečný saturevaný model, nýbrž modely nižšího řádu, pokud jsme jimi schopni dostatečně spolehlivě reprodukovat reálná data (frekvence). Modelů nižšího řádu (úplných i neúplných) pak používáme k testování specifických hypotéz o vícerozměrných závislostech.

Formulujeme například hypotézu, že vztah mezi sociálním postavením dotázaného a sociálním postavením otce je v čase konstantní. Pro tuto hypotézu postavíme model

$$\log m_{ijk} = u + t_i^O + t_j^D + t_k^V + t_{ij}^{OD} + t_{ik}^{OV} + t_{jk}^{DV} \quad (3)$$

kde parametr $t_{ijk} = 0$ pro všechny i, j a k . Pro tento model zpravidla užíváme symbolického zápisu $OV \ DV \ OD$.

Pro testování vhodnosti tohoto modelu, tj. jeho schopnosti reprodukovat reálné frekvence, používáme poměru věrohodnosti (likelihood ratio) G^2 . Tento poměr vyjadřuje rozdíly mezi frekvencemi odvozenými od modelu a skutečnými frekvencemi. Tato statistika má tvar:

$$G^2 = 2 \sum_{ijk} x_{ijk} \ln(x_{ijk}/m_{ijk}) \quad (4)$$

s $[(IJK-1) - (I-1) - (J-1) - (K-1)]$ stupni volnosti. Poměr věrohodnosti je distribuován stejně jako statistika χ^2 a navíc může být interpretován jako nevysvětlená variance analogicky jako v regresní či korelační analýze.

Testováním tohoto modelu na příslušné hladině významnosti zjistíme, zda rozdíly mezi reálnými daty a daty produkovanými daným modelem jsou statisticky významné. Pokud nejsou statisticky významné, lze přijmout hypotézu o nezávislosti (v našem případě o nezávislosti vztahu mezi sociálním postavením dotázaného a sociálním postavením otce na věku dotázaného — což je hypotéza nazývaná jako model konstantní sociální propustnosti).

Podobně můžeme testovat hypotézy o specifických příspěvcích určitých interakcí při kontrole ostatních interakčních efektů. Postavme si například otázku, zda příspěvek OD (tj. sociálního postavení dotázaného a sociálního postavení otce) k modelu, kde jsou zahrnuty pouze změny v marginálních distribucích (OV , DV), statisticky významně přispívá k vysvětlení dosud nevýčerpané variance, tj. zda je nutno interakci nezbytně přijmout jako součást modelu dostatečně vysvětlujícího reálná mobilitní data. V tomto případě testujeme významnost rozdílů mezi dvěma modely:

modelem I: O, D, V, OV, DV

modelem II: O, D, V, OV, DV, OD ,

přičemž testovacím kritériem zde bude rozdíl $G^2 - G^2_{II}$ při $df_I - df_{II}$ stupních volnosti. Použijeme reálný příklad Československa uvedený v tabulce 3, kde se vychází z trojrozměrné mobilitní tabulky $4 \times 4 \times 7$ (4 kategorie sociálního postavení dotázaného a jeho otce pro 7 věkových kohort dotázaného), kde je také uveden výpočet poměrů věrohodnosti G^2 pro několik modelů.

Model A1 je hypotézou, podle níž mezi efekty O, D a V není žádný vztah. Poměr věrohodnosti G^2 vysoce (statisticky významně) převyšuje kritickou hladinu pro tuto statistiku, tj. model nelze přijmout jako vhodný pro explikaci reálných dat a vztahů. Hypotézu o nezávislosti tedy není možné přijmout, model neplatí. Stejně je tomu s modelem A2, který vyjadřuje hypotézu, podle níž lze reálná data vysvětlit pouze vývojem v marginálních distribucích sociálního postavení otců a dotázaných. Ani tento model není možné přijmout, neboť rozdíl mezi reálnými daty a daty odvozenými z tohoto modelu je statisticky významný. Podobně dopadne i test modelu A3, který navíc připouští existenci vztahu mezi sociálním postavením syna a sociálním postavením otce, avšak tento vztah se v testovaném modelu pokládá za časově konstantní. Protože ani tento model nelze považovat za postačující, je třeba přijmout satureovaný model, který navíc zahrnuje interakci ODV (tj. změnu vztahu mezi sociálním postavením syna a sociálním postavením otce v čase).

Tyto závěry si můžeme ověřit i testováním rozdílů mezi jednotlivými modely. Testujeme nejprve významnost rozdílů mezi modely A1 a A2, tj. příspěvek vývojové změny v marginálních distribucích otců a dotázaných k modelu, v němž jsou všechny tři proměnné považovány za nezávislé. Rozdíl $G^2_{A1} - G^2_{A2}$ ($5918,9 - 3678,9 = 2240,00$) je statisticky významný na hladině $0,000$ při $df_{A1} - df_{A2}$ ($99 - 63 = 36$) stupních volnosti. Stejně tak můžeme testovat rozdíl mezi modely A2 a A3, tj. statistickou významnost přidání interakce OD k modelu uvažujícímu pouze změny v marginálních distribucích (OV, DV). Rozdíl $G^2_{A2} - G^2_{A3}$ je opět statisticky významný. Analogicky budeme testovat i příspěvek trojrozměrné interakce ODV (změna interakce OD v čase) k modelu konstantní interakce OD . I zde je rozdíl statisticky významný a je tudíž zřejmé, že interakci ODV je třeba zahrnout do modelu spolehlivě vysvětlujícího reálná mobilitní data. Hypotéza o stabilitě sociální mobility v čase tudíž neplatí.

Vzhledem k tomu, že poměr věrohodnosti vyjadřuje množství nevysvětlené variance, je možné určit, jak se jednotlivé interakce podílejí na vysvětlení variance vzhledem k určitému — méně komplexnímu — modelu. Je-li tedy v modelu úplné nezávislosti v tabulce 3 třeba vysvětlit varianci vyjádřenou hodnotou $G^2 = 5918,9$, přičemž model zahrnující navíc interakce OV a DV ponechává nevysvětlenou varianci $G^2 = 3678,9$, je zřejmé, že prvky OV a DV vysvětlily $G^2_{A1} - G^2_{A2} = 2240,0$, tj. 37,8 % variance nevysvětlené modelem úplné nezávislosti. Analogicky zůstává-li modelem OV, DV, OD nevysvětlena variance v hodnotě 199,6, pak OV, DV a OD společně vyčerpaly $G^2_{A1} - G^2_{A3} = 5719,3$, tj. 93,2 % variance nevysvětlené modelem A1.

Zajímá-li nás specifický příspěvek interakce ODV k vysvětlení variance nevysvětlené modelem, který předpokládá pouze časové změny v marginálních distribucích (OV, DV), zjistíme nejprve podíl variance vyčerpané modelem OV, DV, OD vůči modelu A2, který činí 94,6 %. Z toho plyne, že na interakci ODV zbývá 5,4 %.

Jaké jsou možnosti a meze komparace výsledků aplikace logaritmicko-lineárních modelů na různé datové soubory. Liší-li se mezi sebou komparované soubory jak v počtu zkoumaných jedinců, tak ve velikosti mobilitních tabulek (tj. v počtu kategorií jednotlivých proměnných), jsou — striktně vzato — komparabilní pouze procentní údaje o vyčerpané varianci. Tato skutečnost vyplývá z toho, že:

1. poměr věrohodnosti je přímo úměrný počtu zkoumaných jedinců (viz rovnice (4)), tj. čím vyšší je N , tím větší je pravděpodobnost dosažení statistické signifikance závislosti (tj. zvyšuje se pravděpodobnost zamítnutí hypotézy o nezávislosti v případě, že tato hypotéza platí);

2. vyšší počet kategorií u jednotlivých proměnných zvyšuje počet stupňů volnosti pro testování hypotézy o nezávislosti, tj. pravděpodobnost dosažení statistické signifikance závislosti se snižuje (tj. snižuje se pravděpodobnost zamítnutí hypotézy o nezávislosti v případě, že tato hypotéza platí).

Liší-li se komparované soubory v počtu jedineců (N) a shodují-li se alespoň přibližně v kategorizaci proměnných, lze — vzhledem k tomu, že G^2 je přímo úměrné velikosti N — provést transformaci všech G^2 směrem k hypotetickému vyrovnání počtu zkoumaných jedineců v obou souborech.

Bylo-li v jednom souboru (soubor A) zkoumáno N_A jedineců a v druhém souboru (soubor B) N_B jedineců, budou se všechna G_A^2 a G_B^2 mezi sebou lišit (za jinak stejných podmínek) v poměru N_A/N_B . Transformace

$$G_A^2 = G_B^2 \cdot N_B/N_A$$

může učinit výsledky logaritmicko-lineární analýzy souborů A a B srovnatelnými jak v hodnotách G^2 , tak v hladinách významnosti, na nichž jsou příslušné hypotézy přijímány či zamítány, ovšem za předpokladu, že mobilitní tabulky měly v obou souborech stejný tvar.

Literatura

- Andorka, R. — Zagórski, K.: *Socjalnoje peremeščenije v Vengrii i v Poľše. Sopotavitel'nyj analiz dannyh za 1972 i 1973 gg.* Budapešť — Varšava, CSU VNR, CSU PNR 1977.
- Featherman, D. L. — Hauser, R. M.: *Opportunity and Change.* New York, Academic Press 1978.
- Goldthorpe, J. H.: *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain.* Oxford, Clarendon Press 1980.
- Goodman, L. A.: *A General Model for the Analysis of Surveys.* American Journal of Sociology 1972.
- Haller, M. — Mach, B. W.: *Structural Changes and Mobility in Capitalist and Socialist Society. A Comparison of Men in Austria and Poland.* Referát na semináři v Oberweselu 1981.
- Havránek, T.: *Třídění třetího a čtvrtého stupně — úlohy a metody.* Kapitoly ze sociologických metod a technik III. Praha, Československá sociologická společnost 1980 (sborník k semináři sekce metod a technik v Živohošti).
- Charvát, F. — Linhart, J. — Večerník, J.: *Sociální mobilita v socialistických a kapitalistických zemích.* Sociologický časopis 1978, č. 1.
- Charvát, F. — Večerník, J.: *Třídy a vrstvy v buržoazní sociologii.* Praha, Svoboda 1978.
- Mayer, K. U. — Müller, W.: *Soziale Ungleichheit, Prozesse der Statuszuweisung und Legitimitätsglaube.* In.: K. H. Hörning ed., *Soziale Ungleichheit und Prozesse sozialer Schichtung.* Darmstadt, Luchterhand 1976.
- Meyer, J. W. — Brandon Tuma, N. — Zagórski, K.: *Education and Occupational Mobility: A Comparison of Polish and American Men.* American Journal of Sociology 1979, January.
- McRoberts, H. A. — Selbee, K.: *Trends in Occupational Mobility in Canada and the United States. A Comparison.* American Sociological Review 1981, srpen.
- Pohl, R. — Soleihavoup, J.: *Le transmission du statut social sur deux ou trois générations.* Economie et Statistique 1982, květen.
- Sbliženie rabočego klasa i intelligenii. Izchodnyj mat'erial meždunarodnogo issledovanija. Praha, ÚFS ČSAV 1981.
- Simkus, A. A.: *Comparative Stratification and Mobility.* International Journal of Comparative Sociology 1981, No. 3–4.
- Socialen proizchod i premení v socialnoto položenie na licata, zaeti v narodnoto stopanstvo na 1 noemvri 1967 g, Sofia 1969.
- Šetření třídní a sociální struktury v ČSSR v roce 1978. Praha. ÚFS ČSAV. Tabulkový materiál.
- Večerník, J.: *Některé aspekty dynamiky mobilitních procesů v socialistické společnosti.* Sociológia 1983.

Резюме

И. Вечерник - П. Матею: Развитие социальной мобильности в социалистических странах. Новая документация и методика обработки эмпирических данных

В 70-е годы в нескольких социалистических странах были проведены репрезентативные исследования социальной мобильности, результаты которых, подразделяемые по возрастным когортам, побуждают сопоставить тенденции развития в социалистических и капиталистических странах. Были разработаны новые методические приемы, устраняющие искажающее влияние меняющегося социального состава населения, которые показали, что в развитых капиталистических странах (США, Великобритания, Канада, Австрия) социальная текучесть является исторически постоянной, т. е. барьеры межпоколенческих переходов между социальными группами не меняются во времени. Аналогичная методика была применена к данным по социалистическим странам (Болгария, Чехословакия, Венгрия, Польша). Расчет относительных коэффициентов неравенств, отражающих переходы между работниками умственного и физического труда и между сельским хозяйством и промышленностью показал, что основной тенденцией здесь является уменьшение социальных барьеров, независимо от изменений в социальной структуре населения (таблица 2).

На основе полностью сопоставимого применения логарифмическо-линейной модели также подтвердилось, что тезис об исторически постоянной социальной текучести не применим к Чехословакии и Венгрии, что доля изменяющегося во времени компонента взаимодействия между положением отца и положением опрошиваемого здесь имеет гораздо больший вес чем в капиталистических странах, конкретно в США (таблица 3 и 4). Т. наз. стандардизованные резидуалы по некоторым типам перемещений свидетельствуют о том, что развитие социальной текучести во всех странах не является ни совершенно одинаковым, ни плавным, однако для него характерна долгосрочная тенденция к возрастанию (диаграммы 1—3). Естественно, специфические характеристики социальной мобильности в социалистических странах являются лишь косвенным свидетельством качественно иного содержания социально-классовой структуры и основной ориентации ее развития, т. е. утверждения социальной однородности социалистического общества.

Summary

J. Večerník — P. Matějů: The Development of Social Mobility in Socialist Countries. New Documentation and Methodology of Empirical Data Processing

In the seventies, representative social-mobility researches were carried out in several socialist countries whose results, classed according to age cohorts, incite us to compare the developmental trend in socialist and capitalist countries. New methodological procedures have been developed eliminating the misleading effect of the changing population structure. On their basis, the social fluidity in advanced capitalist countries (USA, Great Britain, Canada, Austria) was shown to be historically constant, i. e. the barriers of intergeneration shifts between social groups tend to remain unchanged in time. An analogical methodology was applied on data from socialist countries (Bulgaria, Czechoslovakia, Hungary, Poland). The calculation of relative odds ratios relating to the motion between brainworkers and manual workers as well as between agriculture and industry revealed the existence of a basic tendency towards lowering social barriers, irrespective of changes in the social structure of the population (Table 2).

Also the fully comparable application of the log-linear model corroborated the fact that the thesis advancing the historically constant social fluidity is unsubstantiated particularly for Czechoslovakia and Hungary. that the share of the father-responder interaction component, subjected to change in time, is of considerably greater weight here than in capitalist countries, concretely in the USA (see Table 3 and 4). As is documented by the so-called standardized residuals for some motion types, the development of social fluidity is never quite similar or continuous in all countries; it is, however, characterized by a long-termed rising trend (Graphs 1—3). Of course, the specific characteristics of social mobility in socialist countries supply but an indirect evidence of the qualitatively different content of the social-class structure and of the basic orientation of its development, i. e. the establishment of social homogeneity in socialist society.