Několik poznámek k měření předpokladů stabilizace brigádníků na Ostravsku

Ve svém diskusním příspěvku se zabývám metodikou měření předpokladů jednotlivých brigádníků ke stabilizaci v OKR, která byla zveřejněna v článku Štěpána Prochovníka *K problému stabilizace hornických brigádníků na Ostravsku* v 5. čísle Sociologického časopisu z r. 1965. Cíl, který si autor recenzovaného článku vytýčil, je jistě závažný a má i své bezprostředně praktické důsledky, domnívám se však, že navržená metodika, přes svou nespornou zajímavost, není zcela adekvátní vytčenému úkolu.

Mé připomínky se týkají těchto okruhů problémů:

a) všeobecných metodických předpokladů konstrukce měřících škál a požadavků, které na tyto stupnice klademe,

b) statistických problémů, vyplývajících z manipulace nominálními znaky, a snahy vytvořit na jejich základě vhodná měřítka.

Diskusní příspěvek si neklade za úkol zhodnotit vyčerpávajícím způsobem navrženou metodiku a nechce být ani bezprostředním návodem k řešení těchto problémů. Snaží se jen ukázat na některé problematické body předložené metodiky a alespoň v hrubých rysech naznačit možný směr jejich překonávání.

Obecně můžeme klást na každou měřící škálu tyto všeobecně platné požadavky:

a) měřící škála musí vycházet z údajů, které zachycují jednání člověka v podmínkách, pro něž je měříme, nebo z údajů, které s tímto jednáním vysoce korelují;

b) škála má zahrnovat pouze ty faktory, které výrazně ovlivňují měřené jednání;

c) měřící škála musí být prověřena velkým počtem případů a má být odvozena z velkého počtu případů;

d) škála musí výrazně diferencovat pozitivní, negativní a neutrální faktory a znaky a musí mít vysoký stupeň reliability.

Podíváme-li se na navrženou metodiku pod zorným úhlem prvého požadavku, pak ihned zjistíme některé nejasnosti. Autoři metodiky volí jako základ své měřící škály tzv. koeficient stabilizace, což je matematicky vyjádřený vztah mezi brigádníky, kteří se rozhodli zůstat v OKR natrvalo, a těmi brigádníky, kteří se dosud nerozhodli, nebo již počítají se svým odchodem z Ostravska. V této části se nebudu zabývat matematickou stránkou koeficientu stabilizace, ale naopak gnoseologickým obsahem znaků, se kterými provádíme matematické operace. Nejprve bych se chtěl z tohoto hlediska zamyslet nad kategorií brigádníků dosud nerozhodnutých. Tuto sice autoři projektu jednoznačně pokládají za již „nestabilizovatelnou", ale tento závěr není nikde v článku solidně zdůvodněn. Naproti tomu zkušenosti z předvolebních průzkumů v celé řadě zemí spolehlivě prokázaly, že skupina dosud nerozhodnutých se nalézá zpravidla v konfliktní situaci, ve které se střetává řada navzájem protichůdných faktorů různé síly a závažnosti. Tito jedinci mají většinou tendenci odkládat své rozhodnutí a nakonec se rozhodují náhodně, často pod vlivem naposledy nejintenzívněji působícího vlivu. Před obdobným případem stojíme i zde, a proto pokládám toto východisko průzkumu za značně problematické a domnívám se, že by bylo lépe tuto skupinu vůbec nezahrnovat do výpočtu jednotlivých položek měřící škály.

Ostatně i sama kategorie „rozhodnutých", ať tak či onak, není tak samozřejmá, jak s ní autoři projektu pracují. Každé verbální rozhodnutí má totiž celou řadu stupňů jistoty, od „jsem nezvratně rozhodnut" k „pravděpodobně se rozhodnu tak a tak, ale musím si to ještě řádně rozmyslet". Přechod mezi jednotlivými stupni jistoty je ovšem plynulý, což otázka, tak jak je formulována[1], nemůže dost dobře odlišit. A je přirozené, že odpověď na otázku v anonymní, neoficiální anketě má pro dotazovaného daleko menší stupeň závaznosti než odpověď před fluktuační komisí.

Tyto úvahy nás bezprostředně zavádějí k další důležité otázce, a to k problému, kdy byla vlastně dotazníková akce provedena. Tato otázka nebyla v článku objasněna, přes její zřejmou důležitost. Rozhodování brigádníka si totiž můžeme obecně představit jako proměnné kontinuum, které přes různé stupně jistoty a závaznosti neustále tenduje k dichotomickému, závaznému rozhodnutí, jehož efektem je buď odchod brigádníka z OKR nebo jeho opak. Z toho ovšem vyplývá i důležitý závěr: *relace těchto verbálních rozhodnutí ke konečnému efektu může být obecně jiná v kterémkoliv období pobytu brigádníka v OKR.*

Námitky proti validitě výchozích údajů můžeme tedy shrnout do následujících bodů:

a) *výchozí údaje neregistrují skutečné jed-*

[1] Viz Sociologický časopis, 1965, č. 5, str. 568.

nání brigádníků, ale pouze jejich verbální výpovědi, jejichž relace ke skutečnému rozhodnutí není konstantní, ale proměnná v čase;

b) *výpovědi brigádníků o svém rozhodnutí mají různou úroveň jistoty a závaznosti;*

c) *skupina B+C není ani zdaleka homogenní, ale je tvořena různým poměrem brigádníků „pevně odhodlaných" odejít z OKR k těm brigádníkům, kteří se dosud nerozhodli.*

Vzhledem k těmto skutečnostem se domnívám, že navržená metodika, spočívající v dotazníkovém zjištění rozhodnutí brigádníků (nikoliv postojů jak tvrdí autoři), není nejvhodnější, a jsem toho názoru, že daleko spolehlivější výsledky by poskytla analýza osobních dokumentů, při které by celá řada těchto problémů odpadla. Použitý způsob dotazníkového šetření by ovšem poskytl cenné poznatky tehdy, kdybychom zkoumali změny v rozhodování v průběhu brigády.

Stejně podstatné námitky můžeme mít i k samotným výchozím předpokladům konstrukce měřící stupnice. Řekl jsem již v úvodu, že za základ měřící škály bereme ty faktory, u kterých můžeme prokázat vysokou pozitivní, resp. negativní korelaci se zkoumaným jednáním. Pro kontingenční tabulky můžeme korelační vztah do jisté míry vyjádřit tzv. koeficientem kontingence[2]. Proměřil jsem tímto koeficientem kontingence (dále jen C) autorem předložené tabulky, a dospěl jsem k výsledkům, které podávám v následující tabulce[3]:

Výše příjmu a rozhodnutí pro stabilizaci	0,23 C
Rodinný stav a rozhodnutí pro stabilizaci	0,26 C
Bytové poměry a rozhodnutí pro stabilizaci	0,18 C
Vzdělání a rozhodnutí pro stabilizaci	0,18 C
Fluktuace a rozhodnutí pro stabilizaci	0,14 C
Národnost a rozhodnutí pro stabilizaci	0,08 C

Uvedené koeficienty kontingence[4] jsou poměrně malé a tudíž nemůžeme tyto faktory pokládat za významně ovlivňující rozhodování brigádníků. Jejich význam by přitom v některých případech ještě poklesl, pokud bychom je analyzovali některou z forem faktorové analýzy, nebo pokud bychom použili některého z vyšších stupňů třídění. Malé veličiny C nám zároveň signalizují, že problém stabilizace brigádníků bude zřejmě ovlivněn podstatně více *jinými, do stupnice nezahrnutými a zřejmě ani v průzkumu neanalyzovanými faktory.* Mezi ně můžeme např. zařadit pracovní podmínky na pracovišti, relaci mezi platem na předchozím pracovišti a na Ostravsku, a celou řadu dalších, jejichž závažnost je však nutno předem prověřit seriózním průzkumem.

Právě tak můžeme oprávněně klást požadavek, aby uvnitř jednotlivých faktorů byly řádně zhodnoceny jednotlivé klasifikační znaky z hlediska jejich pozitivního, negativního nebo neutrálního působení na příslušné rozhodování, a to s přihlédnutím k náhodnému kolísání absolutních četností, které je neodmyslitelným průvodcem všech výběrových šetření. Proměřil jsem náhodnost odchylek absolutních četností od vypočtených teoretických hodnot prostřednictvím chi[2] testu, a na tomto základě jsem dospěl k následujícímu zhodnocení odchylek ve smyslu plus, resp. minus[5].

U všech tabulek se výsledná hodnota chi[2] pohybovala pad nebo těsně okolo kritické 5% hodnoty chi[2], která je ve statistické teorii pokládána za hranici, pod níž se obecně považují odchylky od vypočtených hodnot za náhodné. Významnější odchylky od očekávaných hodnot bylo možno při velmi shovívavém posuzování určit u těchto znaků: ve smyslu lepších předpokladů pro stabilizaci u brigádníků, kteří jsou ženatí, měli příjem menší než 1200 Kčs nebo v intervalu od 1801 do 2000 Kčs, kteří absolvovali střední školu a dosud změnili jen jednou zaměstnání; ve smyslu horších předpokladů pro stabilizaci u brigádníků, kteří jsou svobodní, vydělávali v intervalu 1200 až 1400 Kčs nebo nad 2000 Kčs a vlastnili rodinný domek v městě. U ostatních znaků nejsou odchylky od očekávaných hodnot významné a je možno je pokládat za kategorie neutrální, které podstatně neovlivňují rozhodování brigádníka. Domnívám se však (ze statistických důvodů), že je správnější interpretovat je tak, že tímto průzkumem nemůžeme pečlivě zhodnotit vliv těchto znaků. Totéž platí i o znacích s pozitivní nebo negativní odchylkou, protože tyto odchylky byly konstatovány pouze ve skupině brigádníků, kteří se rozhodli zůstat v OKR. V této skupině se odchylky také kompenzovaly a nebyly vyváženy žádnou adekvátní změnou v kategorii brigádníků, kteří se rozhodli opačně.

Seřadíme-li jednotlivé znaky od nejpříznivějšího k nejméně příznivému podle koeficientu stabilizace a podle chi[2] testu, dojdeme přibližně ke stejným závěrům. Mezi prvními osmi znaky sestavenými podle koeficientu stabilizace najdeme i všechny znaky, u kterých byly chi[2] testem zjištěny pozitivní

[2] Informace o chi[2] a koeficientu kontingence nalezne čtenář v: Malý, V.: *Statistická analýza kvalitativních dat.* A. Univ. Carol. medica 9 33, 1962.

[3] Tabulky 3, 8, 9, nebylo možno proměřit koeficientem kontingence a chi[2] testem, protože nespňovaly tyto podmínky: některé očekávané hodnoty byly menší než 1 a celkový počet očekávaných hodnot menších než 5 překročil 20% všech očekávaných hodnot.

[4] Koeficienty kontingence nejsou normalizovány, což však v tomto případě nemá rozhodující vliv na směr úvah.

[5] Měření bylo provedeno u stejných tabulek jako v předchozím případě.

odchylky, a obdobný stav zjistíme i u nejvíce negativních znaků. Mezi těmito extrémními polohami leží pak poměrně homogenní pole znaků, kterým jsem chi² testem přisoudil neutrální hodnotu.

Tato relativně velmi dobrá shoda mezi oběma hodnoceními je však do jisté míry znehodnocena tím, že škála sestavená na základě koeficientu stabilizace je stupnicí intervalovou, přičemž tato stupnice nerozlišuje ve středu škály výrazně mezi dvěma po sobě těsně následujícími znaky (ve středu škály se liší znaky pouze o setiny koeficientu stabilizace), ani mezi negativními, nulovými a pozitivními znaky. Škála prakticky plynule přechází od nejpozitivnějšího k nejnegativnějšímu a poměrně dobře rozlišuje pouze nejvíce negativní a nejvíce pozitivní faktory. Avšak tyto pozitivní a negativní faktory rozlišuje zcela nedostatečně od nulových faktorů. Např. pozitivní znak „změnil jen jedno zaměstnání" je ohodnocen právě tak hodnotou 0,27 jako neutrální znak „vydělávat v předchozím zaměstnání mezi 1601—1800 Kčs". Právě tak porovnáme-li závěr, který můžeme učinit na základě součtu koeficientů stabilizace u těch znaků, které byly na základě chi² testu označeny za znaky pozitivní, se závěrem učiněným na základě součtu nejvíce ohodnocených neutrálních znaků (polská národnost, rozveden, domek v kolonii, neukončené vzdělání, výdělek 1601—1800 Kčs, vystřídání dosud tří zaměstnání), dostaneme stejné ohodnocení a dokonce vyšší úhrnný koeficient stabilizace než v předchozím případě.

Nevhodnost volby intervalové stupnice je zřejmá rovněž tehdy, připomeneme-li si dříve uvedené námitky proti validitě výchozích dat a zhodnotíme-li z hlediska statistické indukce jednak celkový počet prvků ve výběru, jednak dílčí četnosti u jednotlivých znaků. Velikost výběru má zcela evidentní význam, protože statistická indukce je možná pouze za předpokladu splnění podmínek zákona velkých čísel, které počet 204, s nímž se v tabulkách operuje, nesplňuje, a tím méně pak četnosti u jednotlivých znaků, které se většinou pohybují kolem 10, často klesají pod 5, a můžeme zde nalézt i případ, kdy statistická indukce se provádí na základě jednoho příkladu (tab. č. 4)! V takovém případě pochopitelně nemůžeme předpokládat, že se nám budou kompenzovat chyby způsobené malou validitou dat, a chyby vzniklé na základě výběrového šetření.

Uveďme jeden výrazný příklad: v tab. č. 11, která zjišťuje rozdíly mezi předpoklady brigádníků z hlediska jejich předchozí fluktuace, uvažují autoři skupinu dvou brigádníků, kteří změnili dosud zaměstnání více než třikrát. Oba brigádníci se dosud nerozhodli a proto byla tato skupina ohodnocena koeficientem 0,00. Kdybychom se zeptali těchto dvou brigádníků třeba jen o dva týdny později, mohli bychom se setkat s případem, kdy buď jeden nebo druhý, či dokonce oba dva se rozhodnou zůstat v revíru. V takovém případě bychom pak získali buď koeficient stabilizace 1,00 nebo 0,00. A tyto koeficienty bychom porůznu získávali od každé náhodně vybrané dvojice brigádníků, kteří jsou nositeli uvažovaného znaku.

Tím jsme se dostali i k problematice vhodnosti tzv. koeficientu stabilizace. Námitky proti jeho zavedení lze souhrnně vyjádřit asi takto:

a) *koeficient stabilizace pro A = O nebo B + C = O je vždy nulový, přestože bychom u případu, kdy B + C = O a A > O čekali naopak maximální koeficient stabilizace;*

b) *výsledná hodnota koeficientu stabilizace je především v malých četnostech, s kterými autoři běžně počítají, bezprostředně závislá na absolutních četnostech u jednotlivých znaků.*

Viděli jsme již v předchozím výkladu, že u dvou příkladů může koeficient stabilizace nabýt pouze dvou hodnot — 0,00 nebo 1,00. Vezmeme-li tři prvky, můžeme obdržet koeficient stabilizace rovný 0,00, 0,50, 2,00, a takto bychom mohli pokračovat dále. *Koeficient stabilizace je totiž závislý na počtu variant, které můžeme z daných prvků vytvořit.* Tuto nesnáz odstraňuje pouze dostatečně velký počet prvků zahrnutých do zkoumání (100 a více u jednotlivého znaku), v uvažovaných malých četnostech je však použití koeficientu stabilizace jak gnoseologicky, tak i formálně matematicky nesprávné. Ostatně i za předpokladu dostatečně velkých četností by bylo podle mého názoru lépe počítat *prostou pravděpodobnost*, která má již zavedenou a matematicky zdůvodněnou metodiku použití.[6]

Mé stanovisko k metodice měření předpokladů stabilizace brigádníků v OKR, která je sama o sobě inspirující, lze tedy závěrem shrnout do následujících bodů:

a) *V článku nebylo prokázáno, že údaje, o které se konstrukce měřicí škály opírá, jsou validní pro oblast měření, a že metodika navržená pro jejich získání je vhodná a nezbytná.*

b) *Autorům se nepodařilo dokázat, že faktory, na jejichž základě byla sestavena měřicí škála, jsou stanoveny na základě rozboru závažnosti jednotlivých faktorů.*

c) *Četnosti zahrnuté do výběru neumožňují ve všech případech spolehlivě provést statistickou indukci.*

d) *Volba intervalové stupnice je nekorektní vzhledem k náhodným výkyvům v četnostech, problematičnosti koeficientu stabilizace a k tomu, že neodlišuje výrazně nulové pozitivní a negativní znaky.*

Vysokou správnost předpovědi chování

[6] Ostatně i samotná formulace koeficientu jako podílu skupiny A:B, ke kterému přičteme skupinu C [(A:B) + C], neodpovídá ani logice výpočtu, ani vypočteným koeficientům stabilizace. Tomu by daleko spíše odpovídala formulace: skupina A dělená součtem B a C [A:(B + C)]. Zde však jde pravděpodobně o systematickou chybu tisku.