

V metodologickém arzenálu přírodních a společenských věd se čas od času objevují novinky, které vyvolají naděje, spory i odsouzení těch, kdo s nimi přijdou do styku. Je nepochybné, že i v této oblasti často pouhá móda určuje, s čím se pracuje a kterých technik se nejvíce používá — proto nebývá jisté, zda protežovaný postup neupadne brzo v zapomnění nebo zda se jedná o hodnotu, která již natrvalo zůstane ve výbroji sociologa-metodologa.

V poslední době vzbuzuje značnou pozornost v sociologické metodologii renesance technického postupu, který se nazývá „path analysis“. Za svou popularitu nepochybně vděčí atraktivnímu uvedení v knize Duncane-Blaua „The American Occupational Structure“ (sama tato kniha je považována za jednu z nejerudovanějších sociologických prací v oblasti metodologie), několika článkům v American Journal of Sociology a v neposlední řadě i propagaci sociologických metodologů ve světě.²

Autor této stati se snaží seznámit českou sociologickou veřejnost³ s podstatou tohoto technického postupu a na konkrétním příkladu přiblížit možnosti aplikace. Nejde zde o nějaké zhodnocení techniky, ani o zaujetí kritického stanoviska; domníváme se, že k tomu máme ještě málo zkušeností z praktických aplikací tohoto metodologického postupu.

Metoda zvaná „path analýza“ vznikla ve dvacátých letech pro potřeby genetického výzkumu, v němž se jí používá k řešení některých speciálních otázek. Mezi statistickými metodami zaujala vcelku skromné místo a po několik desetiletí prakticky nevycházela z hranic genetických aplikací. Jestliže nyní prožívá pozoruhodný nástup v sociologickém bádání, je to — podle našeho názoru — přede-

vším proto, že tato metoda není jenom rutinní záležitostí, ale klade vlastní požadavky na badatele, který jí užívá. Nemáme na mysli zvláštní požadavky na matematické znalosti. Jisté není zcela bezvýznamné, že i při značné pružnosti vnitřní logika této metody a nakonec i čistě matematické požadavky vyplývající z její konstrukce nedovolují užívat ji nahodile. Naopak, sama metoda vyžaduje, aby badatel nejprve zhodnotil své vědomosti o zkoumaném předmětu a jasně formuloval své premisy formou speciálního diagramu. Snad toto tihnutí od rétoriky k přesné kvalitativní formulaci stanovisek, popřípadě z několika různých pohledů, které je zde nezbytné, způsobilo, že je „path analýza“ hojně užívána v některých partiích sociologického výzkumu.

Z matematického hlediska neobsahuje článek žádné nové výsledky, spíše má přijatelnou formou, avšak s dostatečnou mírou přesnosti seznámit čtenáře s touto u nás málo běžnou technikou. Stať je rozdělena do tří částí. V první části budujeme základní matematický aparát; přitom vystačíme se základními vědomostmi o mnohonásobné regresi a parciálních korelacích. Druhá část je věnována teoretickým otázkám užití „path analýzy“, zejména pak se zabývá problémem správného sestavení tzv. „path diagramu“. V poslední, třetí části je uveden praktický příklad vycházející z dat výzkumu, prováděného Ústavem sociálně politických věd UK.

1. Základní principy „path analýzy“

„Path analýza“ je speciální typ vícerozměrné analýzy — technika, která pracuje s tzv. uzavřeným lineárním systémem veličin, tj. například s veličinami $V_1, \dots, V_m$, které jsou měřitelné na intervalové stupnici. Některé z nich jsou závislé na ostatních veličinách jako lineární funkce. Veličiny, které nejsou lineárními funkcemi, považujeme — alespoň pro právě pro-

¹ Omlouváme se pro použití termínu „path analýza“. Ovšem překlad jako „analýza pruhů“, „kordorů“ apod. by přinesla ještě větší zmatek — takto je zřejmé, o jaký postup se jedná.

² O této technice referuje například Z. Saraf jako účastník Lazarsfeldova metodologického se-

mináře 1968; P. Machonin po návratu z USA potvrzuje, že mu byl tento technický postup neustále doporučován.

³ V podstatě článek obsahuje referát, který autor přednesl na metodologickém semináři v Míkulově v červnu 1969.

váděnou analýzu — za dané, základní. Systém veličin se z tohoto hlediska rozpadá na dvě skupiny: veličiny základní a veličiny složené, které jsou lineárními kombinacemi některých základních veličin. „Path analýza“ vyšetřuje korelační závislosti vyjádřené jednoduchými korelačními koeficienty, které se týkají složených veličin. Základní veličiny mohou být případně také korelačně závislé, ale studium těchto korelací není předmětem „path analýzy“. Rozdělení veličin do popsaných skupin, tj. určení, které veličiny považujeme za základní a které veličiny jsou závislé, tj. které jsou lineárními kombinacemi určitých základních veličin, vychází vždy ze znalostí, které již o předmětu máme, nebo — jestliže tomu tak není v dostatečné míře — z naší pracovní hypotézy.

Formy vzájemných závislostí obvykle vyjadřujeme jednoduchým diagramem. Tím je orientovaný graf, jehož vrcholy jsou reprezentovány veličinami a orientované hrany představují známé či předpokládané vztahy závislosti. Takovému diagramu se obvykle říká „path diagram“, někdy též „kauzální schéma“. Grafická podoba se řídí přijatými konvencemi. Jednosměrné šipky (rovné) užíváme k vyjádření závislosti veličiny u hrotu šipky na veličině stojící u její paty. Korelační závislosti základních veličin, které nejsou analyzovány a vstupují do diagramu jako základní data modelu, vyznačujeme obousměrnými obloukovými šípkami, abychom je odlišili od rovných šipek vyjadřujících lineární závislosti.

a) Můžeme tedy shrnout, že popsaný lineární uzavřený model obsahuje — zhruba řečeno — skupinu základních veličin, tedy jakýchsi „příčin“, a skupinu veličin na nich závislých, tj. „účinků“. Uvědomme si, že před sestavením „path diagramu“ můžeme zaujmout různá stanoviska a rozličnými způsoby chápat řazení veličin v jednom a též souboru. Odpovídající diagram proto může být konstruován různými způsoby podle předběžných hypotéz. Bylo by mylné se domnívat, že „path analýza“ umožní odvodit příčinné vztahy rozbořem korelačních závislostí. Naopak, před užitím této techniky musí předcházet logicky konzistentní formulace a sestavení modelu — tj. „zřetězení“ příčinných vztahů.

b) Je třeba zdůraznit úplnost — byť jen formální — lineárního uzavřeného systému. Každá složená veličina v něm obsažená musí být explicitně vyjádřena jako lineární kombinace ostatních veličin. Ve většině případů nemůžeme zaručit, že složená veličina je úplně determinována nějakou lineární kombinací měřených veličin; potom rozšíříme skupinu základních veličin o další, neměřené veličiny, které jsou hypotetické a slouží především ke splnění předpokladu úplnosti. Přitom předpokládáme, že taková hypotetická veličina (též říkáme „zbytkový faktor“) je korelačně nezávislá na všech ostatních veličinách, které spolu s ní vstupují do téže lineární kombinace. Korelační nezávislost zbytkového faktoru na ostatních základních veličinách posuzujeme podle konkrétní situace.

c) Důležitým předpokladem je také linearity modelu. Nelineární závislosti mohou být někdy běžnými způsoby transformovány na lineární. Přibližné výsledky můžeme sice získat i bez takové transformace, jejich spolehlivost však závisí na dalších předpokladech, které zde nechceme rozvádět.

Za těchto předpokladů „path analýza“ umožňuje rozložit zkoumanou korelační závislost do několika složek, z nichž jednu chápeme jako přímý „čistý“ efekt nezávislé veličiny na veličinu závislou. Ostatní složky pak popisují nepřímý účinek prostřednictvím jiných veličin.

V „path analýze“ budeme pracovat výhradně s tzv. standardizovanými hodnotami veličin. Toto omezení není principiální povahy, lze též pracovat s konkrétními hodnotami jednotlivých veličin. O tom se čtenář může dozvědět v [6], kde je tato otázka široce rozvedena. V našich úvahách však bude mít práce se standardizovanými veličinami řadu výhod a plně s nimi vystačíme. Máme-li měřené veličiny $V_0, \dots, V_m$, standardizovaná hodnota X_0 příslušná k veličině V_0 je dána vztahem

$$X_0 = \frac{V_0 - \bar{V}_0}{\sigma_0}$$

Pro ostatní veličiny V_1, V_2 , atd. platí podobné vzorce. V dalším vyhradíme písmeno X k označování standardizovaných veličin. Jestliže provedeme příslušné transformace ve vzorcích pro rozptyl, průměrnou hodnotu apod. dostáváme

$$\bar{x}_0 = 0 \quad \bar{x}_1 = 0, \dots, \sigma^2 x_i = 1, \sigma^2 x_i = 1 \dots$$

Podobně

$$\text{cov}(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1) = r_{x_0 x_1} = r_{v_0 v_1} \quad \text{atd.}$$

Poslední rovnost ukazuje, že korelační koeficient je roven kovarianci standardizovaných veličin, tj. že korelační koeficient standardizovaných veličin se redukuje na tzv. součinnové momenty.

Nyní už můžeme odvodit základní vlastnosti „path analýzy“ a formulovat nejdůležitější vzorce. Předpokládejme, že veličina X_0 je určena jako lineární kombinace veličin $X_1, \dots, X_m$ a pro úplnost ještě zbytkovým faktorem X_u , který je na nich korelačně nezávislý. Zkoumáme korelační závislost X_0 na nějaké veličině X_q , která obecně může být korelačně závislá na všech složkách X_0 , tedy i na zbytkovém faktoru X_u . Podle zásad výše popsanych nakreslíme diagram 1.

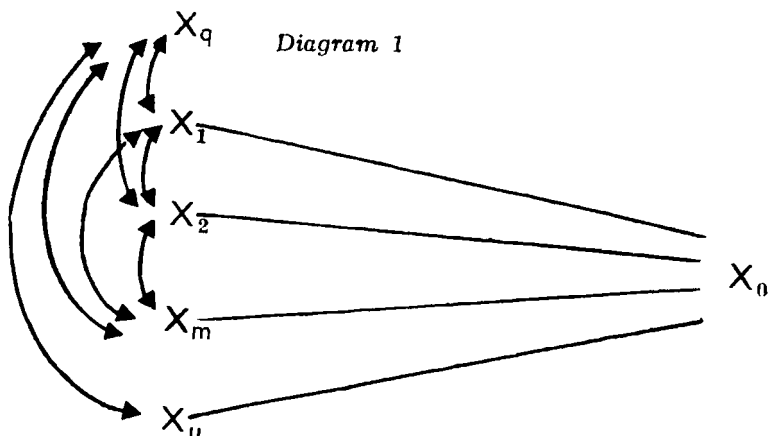


Diagram 1

Protože všechny relace jsou lineární, můžeme zapsat

$$x_0 = p_{01}x_1 + p_{02}x_2 + \dots + p_{0m}x_m + p_{0u}x_u \quad (1)$$

Čísla $p_{01}, p_{02}, \dots$ jsou tzv. „standardizované path koeficienty“. Budeme jim říkat zkráceně „path koeficienty“, protože s jinými než standardizovanými hodnotami nepracujeme. Pořadí indexů u „path koeficientů“ je pevně stanoveno: první index určuje závislou veličinu, druhý určuje veličinu, jejíž vliv na závislou veličinu popisujeme daným koeficientem. U korelačních koeficientů na pořadí indexů nezávisí; uvědomme si, že i když platí $r_{12} = r_{21}$, případně $r_{12,34} = r_{21,34}$, není $p_{10} = p_{01}$. Ostatně oba „path koeficienty“ se nemohou vyskytnout v jednom a též schématu. Proti obvyklým konvencím u částečné regrese a korelace nemají path koefi-

cienti žádné další indexy, které by označovaly ostatní nezávislé veličiny ovlivňující danou závislou veličinu.

Snadno vypočteme, že

$$r_{0q} = (1/N) \sum \mathbf{x}_0 \mathbf{x}_q = p_{01}r_{1q} + p_{02}r_{2q} + \dots + p_{0m}r_{mq} + p_{0u}r_{uq} \quad (2)$$

Tento vztah bývá obvykle označován jako hlavní věta „path analýzy“. Všimněme si několika speciálních případů podle volby indexu q . Je-li X_q některý z komponentů veličiny X_0 , například ie-li $q = 1$, potom podle předpokladu je $r_{11} = 0$ a rovnost (2) má následující tvar:

$$r_{01} = p_{01} + p_{02}r_{21} + p_{03}r_{31} + \dots + p_{0m}r_{m1} \quad (3)$$

Je-li $q = 0$, pak

$$r_{00} = p_{01}r_{10} + p_{02}r_{20} + \dots + p_{0m}r_{m0} + p_{0u}r_{u0} = 4 \quad (4)$$

Je-li $q = u$, máme pro korelační koeficient

$$r_{0u} = p_{0u}r_{uu} = p_{0u}, \text{ protože } r_{1u} = 0$$

podle předpokladu pro všechna $i = 1, 2, \dots, m$. Dosazením do rovnosti (3) dostáváme:

$$r_{00} = p_{01}r_{10} + p_{02}r_{20} + \dots + p_{0m}r_{m0} + p_{0u}^2 = 1 \quad (5)$$

výraz $\sum p_{0j}r_{j0}$ udává čtverec korelačního koeficientu r_{00} veličiny X_0 s veličinou, která je jejím nejlepším odhadem v lineárním obalu veličin $X_1, \dots, X_m$ (tj. sestavenou metodou nejmenších čtverců).

$$\text{Číslo } r_{00}^2 = p_{0u}^2 = 1 - \sum_j p_{0j}r_{j0}$$

je koeficient determinace veličiny X_0 vzhledem k X_u , a je tedy v jistém smyslu měřítkem chyby takového odhadu.

Vraťme se ještě k rovnici (3), která dobře osvětluje význam „path koeficientů“. Korelace mezi veličinami X_0 , X_1 je zde rozložena na několik členů:

$$r_{01} = \frac{p_{01} + p_{02}r_{21} + \dots + p_{0m}r_{m1}}{\text{nepřímý vliv}}$$

První z nich — „path koeficient“ p_{01} — chápeme jako přímý vliv veličiny X_1 na závislou veličinu X_0 podél šipky $X_1 \dashrightarrow X_0$. Suma ostatních členů charakterizuje nepřímý vliv veličiny X_1 na X_0 prostřednictvím komponentů X_2 , X_3 , ..., X_m .

Jak je patrné, „path koeficienty“ jsou zvláštním typem regresních koeficientů. Nemají fyzikální rozměr a v mnohém se podobají korelačním koeficientům. V některých případech, například když $q = u$, platí rovnost $r_{0u} = p_{0u}$. „Path koeficienty“ mohou nabývat kladných i záporných hodnot, dokonce mohou být v absolutní hodnotě větší než 1. „Path koeficienty“ těsně souvisí s diagramem, z něž byly odvozeny, a mají řadu vlastností, které jsou užitečné při statistické analýze.

všechny základní veličiny za nezávislé. Mezi měřenými veličinami předpokládáme tyto lineární vztahy:

$$U = p_{uv}V + p_{ux}X + p_{ua}R_a \quad (6)$$

$$W = p_{wu}U + p_{wx}X + p_{wb}R_b$$

$$Y = p_{yu}U + p_{yx}X + p_{yw}W + p_{yc}R_c$$

Naše předpoklady názorněji vyjadřuje diagram 2.

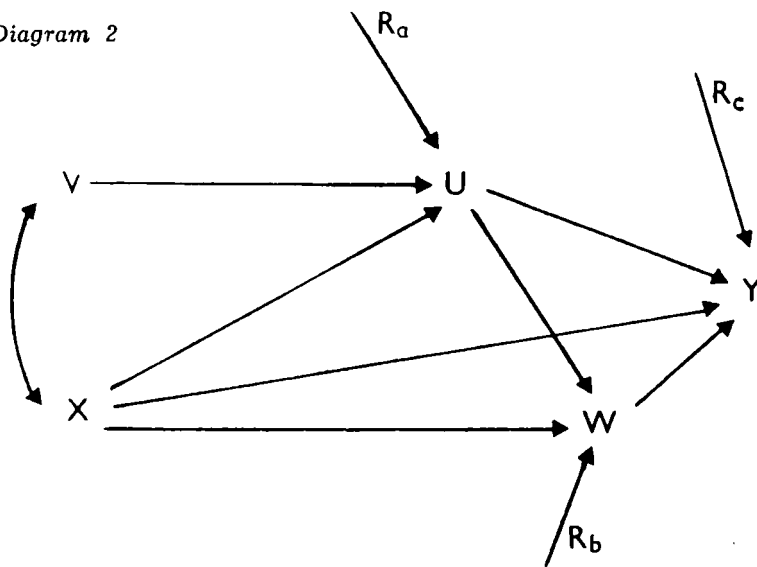
Uvědomme si, že systém rovnic (6) nevyjadřuje předpoklady, které jsme učinili o zbytkových faktorech, a z tohoto hlediska je méně obsažný než diagram. Užijeme-li základní věty „path analýzy“ k vyjádření korelačního koeficientu r_{yu} , dostáváme

$$r_{yu} = p_{yu} + p_{yx}r_{xu} + p_{yw}r_{wu} \quad (7)$$

Přitom využíváme předpokladu, že zbytkový faktor R_c je korelačně nezávislý na veličinách U , X , W , a známého faktu, že $r_{uu} = 1$.

Stejným způsobem jako r_{yu} můžeme analyzovat koeficienty r_{xu} , r_{wu} na pravé straně rovnosti. Protože zbytkový faktor

Diagram 2



Další vlastnosti „path koeficientů“ budeme ilustrovat následujícím složitějším příkladem. Uvažujme systém standardizovaných veličin U , V , W , X , Y , v němž V , X považujeme za základní veličiny. Předpoklad úplnosti si vynucuje zavedení dalších hypotetických neměřených faktorů R_a , R_b , R_c , které patří rovněž k základním veličinám. Kromě korelační závislosti vyjádřené koeficientem r_{vx} považujeme

R_b je podle předpokladu korelačně nezávislý na komponentech X , U , dostáváme rovnici

$$r_{wu} = p_{wu} + p_{wx}r_{xu} \quad (8)$$

Analogicky dostaneme rovnici

$$r_{ux} = p_{ux} + p_{uv}r_{vx}, \quad (9)$$

kde korelační koeficient r_{vx} udává míru korelační závislosti mezi dvěma základní-

mi veličinami. Nemůžeme jej touto metodou dále analyzovat, alespoň pokud budeme vycházet z diagramu 2. Dosadíme-li podle (8), (9) do rovnosti (7), vyjádříme r_{YU} v rozvinutém tvaru:

$$r_{YU} = p_{YU} + p_{YX}p_{UX} + p_{YX}r_{VX}p_{UV} + p_{YWP}p_{WU} + p_{YWP}p_{WX}p_{UX} + p_{YWP}p_{WX}r_{VX}p_{UV} \quad (10)$$

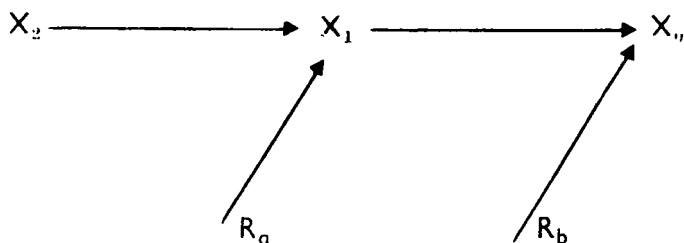
Výrazy na pravé straně můžeme chápat jako složené „path koeficienty“, odpovídající tzv. přípustným cestám v diagramu, které vedou od veličiny U k veličině Y. Přitom složený „path koeficient“ je dán součinem jednoduchých „path koeficientů“, které odpovídají úsekům zvolené cesty.

Složené „path koeficienty“ můžeme odečítat přímo z diagramu, budeme-li dodržovat zásady, jimiž jsou přípustné cesty definovány:

- Přípustná cesta neobsahuje uzavřený cyklus, tj. neprochází dvakrát přes jednu a touž veličinu.
- Začíná-li cesta po směru šipky (rovné), nesmí už v žádném následujícím úseku jít proti směru orientované šipky.
- Vzhledem k bodu b) chápeme obloukové šipky jako obousměrné. Žádná cesta však nesmí obsahovat více než jeden oblouk.

Dodržíme-li tyto zásady a vyhledáme-li všechny přípustné cesty mezi vrcholy U a Y, dostaneme součet stejného tvaru jako (10), který obvyčejně obsahuje jeden jednoduchý „path koeficient“ a sumu složených koeficientů, jež představuje míru nepřímého vlivu. Při výpočtech zpravidla výhodněji použijeme obecné formule (2), rozšířený tvar (10) je zase výhodnější ke zkoumání vlastností diagramu.

Diagram 3



Doporučujeme čtenáři, aby více spoléhal na algebraické vyjádření vztahů než na slovní algoritmus, alespoň do té doby, než se spolehlivě naučí odečítat z diagramu.

V této první části jsme vybudovali zá-

kladní matematický aparát „path analýzy“. Dříve než budeme touto metodou zkoumat konkrétní model, budeme se v další části zabývat dvěma matematickými otázkami, které s tím úzce souvisí.

2. Užití „path koeficientů“ při analýze

Bylo už řečeno, že formulace vztahů mezi veličinami je dána buď úvahou na základě předchozích znalostí o předmětu zkoumání, nebo jako pracovní hypotéza. Diagramy, s nimiž jsme až dosud pracovali, byly z matematického hlediska konzistentní, jejich algebraické vyjádření nepůsobilo žádné těžkosti. Konstruujeme-li „path diagram“ k nějakému uzavřenému systému, nemůžeme se držet výhradně svých představ o vzájemném působení veličin. Sestavení vhodného diagramu má také svou ryze matematickou stránku, která uplatňuje specifické požadavky a klade odpor naší libovůli. Pokud bychom to nerespektovali, můžeme se octnout tváří v tvář nepříjemným algebraickým problémům (neřešitelné soustavy rovnic).

A. Otázka konzistence diagramů

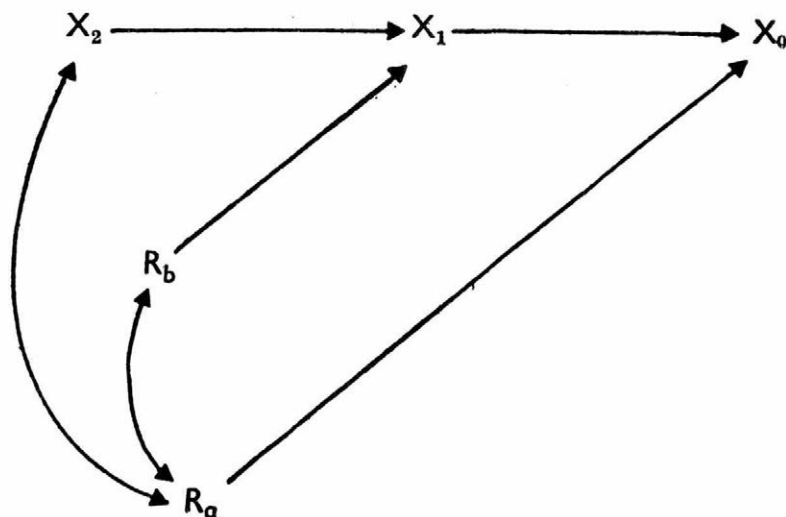
Obtíže, které mohou vzniknout při sestavování diagramů, budeme ilustrovat na několika příkladech. K tomu dobře postačí jednoduché systémy, které — pokud vystupují jako části složitých diagramů — způsobují jejich matematickou nekonzistenci. I v komplikovaných diagramech potom dokážeme určit ty jejich části, které jsou nekorektní, a některým z popsaných způsobů celé schéma vhodně upravit.

Prvním typickým příkladem je tzv.

„příčinný řetěz“, tj. například systém veličin X_0, X_1, X_2 , u kterých předpokládáme kauzální řazení, jak je naznačeno diagramem 3. Měřenou veličinu X_2 pokládáme za základní a pro úplnost zavádíme zby-

kové faktory R_a , R_b . Všechny tři základní veličiny X_2 , R_a , R_b pokládáme — pro jednoduchost — za korelačně nezávislé. Diagram 3 tedy představuje zcela minimální schéma, které vychází z naší představy o vztazích veličin označených písmenem X — minimální v tom smyslu, že obsahuje nejmenší počet šipek.

Diagram 4



Snadno odečteme odpovídající rovnice

$$\begin{aligned} r_{12} &= p_{12} & r_{11} &= p_{12}^2 + p_{1a}^2 = 1 \\ r_{01} &= p_{01} & r_{00} &= p_{01}^2 + p_{0a}^2 = 1 \\ r_{02} &= p_{01}p_{12} \end{aligned} \quad (11)$$

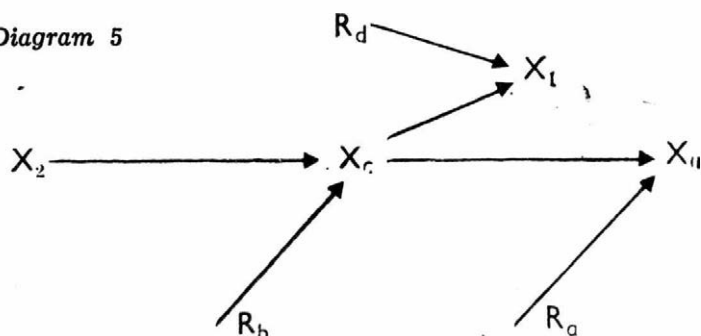
kde hodnoty koeficientů r_{01} , r_{02} a r_{12} jsou známé jako data modelu. První tři rovnice v soustavě (11) mají být splněny volbou dvou „path koeficientů“ p_{12} a p_{01} . Kromě řídkého případu, kdy vztah $r_{02} = r_{01}r_{12}$, který je požadován třetí rovnicí v modelu, skutečně platí, jsou první tři rovnice pře-určeny, tj. soustava je algebraicky neřešitelná. Abychom se dostali z této slepé uličky, máme tyto možnosti:

Připomeňme, že podle předpokladů metody „path analýzy“ je veličina R_b korelačně nezávislá na X_2 . Soustava (12) algebraicky formuluje rovnice z upraveného diagramu.

$$\begin{aligned} r_{12} &= p_{12} \\ r_{11} &= p_{12}^2 + p_{1b}^2 = 1 \\ r_{1a} &= p_{12}r_{2a} + p_{1b}r_{ab} = 0 \\ r_{01} &= p_{01} + r_{1a}p_{0a} = p_{01} \\ r_{00} &= p_{01}^2 + p_{0a}^2 = 1 \\ r_{02} &= p_{01}p_{12} + p_{0a}r_{2a} \end{aligned} \quad (12)$$

Prohlédněme si ještě jednou tento diagram. V diagramu 3 jsme předpokládali vzájemnou korelační nezávislost všech tří

Diagram 5



základních veličin. Kromě obloukové šipky mezi X_2 a R_b jsme doplnili při úpravě schématu obě zbývající možné korelační závislosti. Snadno se můžeme přesvědčit, že to není nadbytečné. Algebraické obtíže neodstraníme, přidáme-li ke schématu 3 jenom jednu z obloukových šipek. Soustava (12) splňuje nutnou podmínku řešitelnosti: máme šest nezávislých rovnic pro šest neznámých, tj. čtyři „path koeficienty“ a dva korelační koeficienty r_{ab} a r_{2a} .

Přijmeme-li druhou hypotézu, že přeurčenost prvních tří rovnic (11) spadá na vrub chybám měření veličiny X_1 , upravíme schéma tak, jak je uvedeno v diagramu 5.

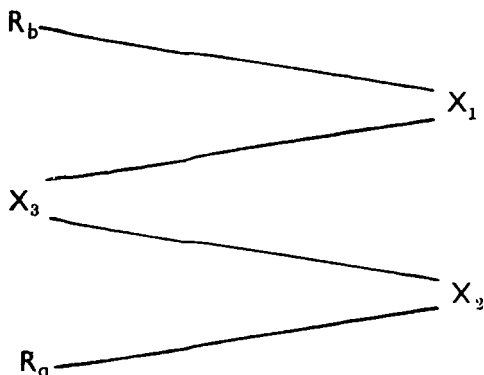
Zavedli jsme hypotetické veličiny R_d a X_c , které obě ovlivňují měřenou veličinu X_1 .

Předpoklad vzájemné korelační nezávislosti všech základních veličin můžeme podržet. Soustava odpovídajících rovnic má tvar

$$\begin{aligned} r_{01} &= p_{0c}p_{1c} & r_{00} &= p_{0e}^2 + p_{0a}^2 = 1 \\ r_{12} &= p_{1c}p_{c2} & r_{11} &= p_{1e}^2 + p_{1a}^2 = 1 \\ r_{02} &= p_{0c}p_{c2} & r_{cc} &= p_{c2}^2 + p_{cb}^2 = 1 \end{aligned} \quad (13)$$

a podmínka řešitelnosti je splněna. Máme tolik nezávislých rovnic, kolik šipek je obsaženo v diagramu, tj. právě tolik, jako neznámých „path koeficientů“. Z prvních tří rovnic lze vypočítat koeficienty p_{0c} , p_{1c} , p_{c2} a dosazením do zbývajících rovnic určíme koeficienty p_{0a} , p_{1a} , p_{cb} .

Diagram 6



Tato varianta má význam spíše heuristický, při její interpretaci je třeba postupovat zvlášť opatrně.

Jiným příkladem matematické nekonzistence je situace, kdy dvě nebo více veličin

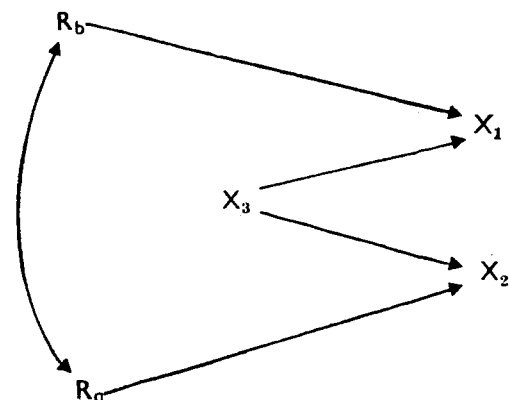
je ovlivňováno jedinou základní veličinou. Nejjednodušší příklad je znázorněn na diagramu 6.

Máme tyto rovnice

$$\begin{aligned} r_{13} &= p_{13} & r_{11} &= p_{13}^2 + p_{1b}^2 \\ r_{23} &= p_{23} & r_{22} &= p_{23}^2 + p_{2a}^2 \\ r_{12} &= p_{13}p_{23} & & \end{aligned} \quad (14)$$

Podobně jako u soustavy (11) jsou první tři rovnice pro „path koeficienty“ p_{13} , p_{23} přeurčeny třemi korelacemi r_{13} , r_{23} , r_{12} . Opustíme-li předpoklad, že základní veličiny R_a , R_b jsou korelačně nezávislé, dostáváme korektní diagram 7.

Diagram 7



Odpovídající soustava rovnic:

$$\begin{aligned} r_{13} &= p_{13} & r_{11} &= p_{13}^2 + p_{1b}^2 = 1 \\ r_{23} &= p_{23} & r_{22} &= p_{23}^2 + p_{2a}^2 = 1 \\ r_{12} &= p_{13}p_{23} + p_{1b}p_{2a}p_{2a} \end{aligned} \quad (15)$$

Máme pět nezávislých rovnic pro pět neznámých, daných pěti šipkami v diagramu. Ve třetí rovnici se proti soustavě (14) objevuje korekční člen, obsahující korelační koeficient r_{ab} . Uvědomme si, že k diagramu 7 již nelze připojit žádnou obloukovou šipku, protože korelační závislosti mezi veličinou X_3 a oběma zbytkovými faktory nepřipadají v úvahu. Podobně jako v předchozím příkladě by bylo možné odstranit matematické obtíže předpokladem, že měření veličiny X_3 je podrobena chybě. Rovnice, které takovému schématu odpovídají, si čtenář může sestavit na základě analogie — nebudeme to zde do detailů rozvádět.

„Path analýza“ se neomezuje jen na jednoduché diagramy, podobné těm, které jsme už vyšetřovali. Přirozenými úvahami

můžeme dojít od jednoduchých diagramů ke složitým schémátům, která mají praktický význam a ještě nepřekračují matematickou nosnost metody.

Vraťme se na chvíli k diagramu 2 a předpokládejme, že veličiny X, V, U mají „stabilní“ charakter, tj. že jsou-li jednou dosaženy, po určité „dlouhé“ období se už nemění. Máme na mysli například charakteristiky rodinného prostředí, případně IQ nebo vzdělání apod. Jimi ovlivňovaná veličina Y se v různých etapách mění. Klademe si otázku, jakým způsobem je veličina Y určována svými komponenty na přechodu z jedné etapy do druhé. Může nás například zajímat, zda větší vliv připadá na stav veličiny Y v předchozí etapě nebo na základní veličiny U, X, V. Rozdělme proto veličinu Y např. na čtyři veličiny Y_1, Y_2, Y_3, Y_4 , které popisují její stav ve čtyřech po sobě jdoucích obdobích. Základem našich úvah bude jistá varianta diagramu 2, který rozšíříme o předchozí stav veličiny Y.

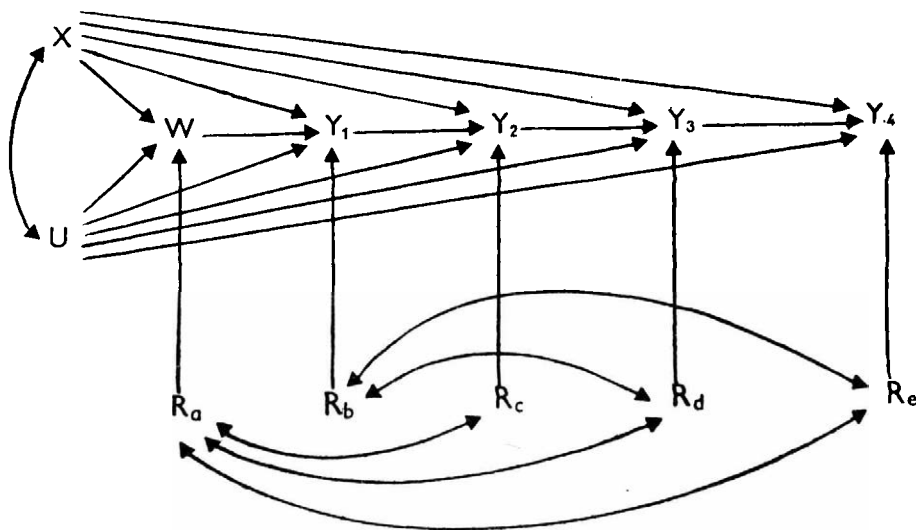
Jádrem našeho schématu je „kauzální řetěz“ $W \rightarrow Y_1 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_3 \rightarrow Y_4$, což osvětluje zavedení některých obloukových šipek pro korelace zbytkových faktorů $R_a, R_b, \dots$

Vyjádříme například korelační koeficient r_{43} , udávající míru korelační závislosti mezi stavy veličiny Y ve dvou etapách; dostáváme

$$r_{43} = p_{43} + p_{4v}r_{v3} + p_{4x}r_{x3} \quad (16)$$

Korelační koeficient je rovnicí (16) vyjádřen jako suma tří sčítanců. Přitom „path koeficient“ p_{43} příslušný k šípce $Y_3 \rightarrow Y_4$ charakterizuje přímý vliv veličiny Y_3 , tj. vliv předchozího stavu veličiny Y, zatímco zbývající dva členy představují vliv základních veličin U, X. Velikosti těchto dvou složek korelačního koeficientu odpovídají na naši otázku. Analogicky lze sestavit rovnice pro korelační koeficienty r_{32}, r_{21} , atd. Konkrétní model tohoto typu je popsán v [1], kde je diagram 8 aplikován na uměle vytvořený „syntetický“ soubor veličin, který byl důmyslně sestaven

Diagram 8



Už v diagramu 2 nebyla obsažena šípka $V \rightarrow Y$, tj. předpokládali jsme, že vliv veličiny V na Y se uplatňuje nepřímo, prostřednictvím veličiny U, X. Proto jsme diagram 8 poněkud zjednodušili vynecháním základní veličiny V. Ačkoliv není v našem schématu explicitně uvedena, její působení je zahrnuto prostřednictvím dvojice U, X. Pověsimně si, že po této úpravě se veličina U (v diagramu 2 vystupuje jako složená) stala základní veličinou.

složením materiálů různých věkových skupin. I když jde v tomto případě spíše o myšlenkový pokus, výsledky jsou velmi zajímavé.

B. Výpočet hodnot „path koeficientů“

V dosavadním výkladu jsme věnovali pozornost spíše problémům teoretickým. Zabývali jsme se problémy korektnosti diagramů, případně výpočtem korelačních

koeficientů pomoci „path koeficientů“, které jsme pokládali za známé veličiny. Při praktickém použití této metody jsme v právě opačné situaci: zkoumáme soubor měřených veličin a známe jejich vzájemné korelace. Máme-li již sestaven slušný „path diagram“, stojíme před úlohou, jak ze známých korelačních koeficientů vypočítat hodnoty „path koeficientů“ odpovídajících jednotlivým šípkám. Základní větu „path analýzy“ musíme využít k řešení inverzní úlohy: Vraťme se ještě k diagramu 1. Dosadíme-li za veličinu X_q postupně veličiny $X_1, \dots, x_m$, dostaneme podle rovnice (3) tuto lineární soustavu:

$$\begin{aligned} p_{01} + r_{12}p_{02} + \dots + r_{1m}p_{0m} &= r_{01} \\ r_{12}p_{01} + p_{02} + \dots + r_{2m}p_{0m} &= r_{02} \\ \dots &\dots \\ r_{1m}p_{01} + r_{2m}p_{02} + \dots + p_{0m} &= r_{0m}. \end{aligned} \quad (17)$$

kde všechny korelační koeficienty jsou známá čísla. Matice této soustavy je dokonce symetrická a je stejná jako u soustavy pro metodu nejmenších čtverců při mnohonásobné regresi veličin $X_0, \dots, X_p$. „Path koeficient“ p_{0i} vypočteme z rovnice (5)

$$p_{ou}^2 = 1 - (p_{01}r_{10} + p_{02}r_{20} + \dots + p_{0m}r_{m0})$$

Tento výpočet provedeme ještě na diagramu 2. Soustava rovnic (17) má pro výpočet koeficientů p_{YU} , p_{YX} , p_{YW} tento speciální tvar:

$$\begin{aligned} p_{yu} + r_{ux}p_{yx} + r_{uw}p_{yw} &= r_{yu} \\ r_{ux}p_{yu} + p_{yx} + r_{wx}p_{yw} &= r_{yx} \\ r_{uw}p_{yu} + r_{xw}p_{yx} + p_{yw} &= r_{yw} \end{aligned}$$

Pro koeficient $p_{\gamma c}$ máme

$$p^2_{yc} = 1 - (p_{yu}r_{yu} + p_{yx}r_{xy} + p_{yw}r_{wy})$$

Vhodné rovnice pro výpočet ostatních koeficientů si může čtenář sestavit sám, případně je vyhledá v textu. Tím se ověří, že výpočet „path koeficientů“ v diagramu 2 se nijak neliší od běžné lineární regrese, prováděné postupně na veličiny Y, W, U. Uvědomme si, že v diagramu 2 jsme předpokládali vzájemnou nezávislost základních veličin R_a , R_b , R_c . V modelech, kde tento předpoklad není splněn, nevystačíme s lineárními rovnicemi běžnými z regresní analýzy. Setkali jsme se s tím například u diagramů 4 a 7. K nim příslušné soustavy rovnic naznačují, že i v těchto případech lze rovnice s trochou početní obratností řešit.

3. Jeden z modelů determinace integrační mobility

Zatím jsme nevěnovali pozornost sémantické stránce modelů. Důsledně jsme odhlíželi od významu a povahy veličin, které vstupují do diagramů; náš přístup k nim byl určen ryze formálními, matematickými zřeteli. Nyní už máme dostatečné technické znalosti, abychom mohli užívat aparátu „path analýzy“ ke zkoumání konkrétního materiálu. Široké možnosti pro aplikace této techniky nacházíme ve zkoumání intergenerační mobility.

Model, který bude předmětem našeho vyšetřování, jsme z matematického hlediska popsali už v první části této stati. Nyní už nemusíme věnovat tolik pozornosti jeho technické stránce, zbývá jen popsat charakter veličin v něm vystupujících. Jádrem našich úvah bude interpretace vstupních dat a otázka adekvátnosti přijatého diagramu. Snad se nám podaří předvést technické možnosti „path analyzy“ tak, aby vynikla její inspirující myšlenková povaha.

Model, který budeme nyní zkoumat, je paralelou základního modelu, popsaného v V. kapitole publikace [1], kde je možno najít velmi podrobný popis veličin i jejich měření a zevrubné zdůvodnění základních premis, které posloužily ke konstrukci použitého diagramu. Data, z nichž budeme vycházet, jsou převzata z výzkumu *Sociální diferenciacie a mobilita obyvateľstva ČSSR* (viz [7]). Tam také čtenář najde odchylky v definici veličin, které budou v našem modelu vystupovat, a způsob jejich měření. S jistou licencí můžeme považovat veličiny v obou modelech za adekvátní a můžeme se pokusit o srovnání obou diagramů. Proto budeme veličiny U, V, W, X, Y charakterizovat jenom jednoduchými hesly:

V — Stupeň vzdělání respondentova otce
X — Pracovní zařazení otce v době, kdy
respondent začal pracovat

U — Dosažené vzdělání respondenta

W — První zaměstnání respondenta

Y — Pracovní status respondenta v roce 1967.

Pokud jde o formu použitého „path diagramu“, odkazujeme čtenáře na velmi důkladné zdůvodnění, které najde v citované Blau-Duncanově knize. Zde se ome- zíme jen na nejnutnější osvětlení: Naše

předpoklady o daném systému vycházejí z příčinného nebo z časového řazení veličin. Měli bychom sice předpokládat časovou prioritu veličiny V (otcovo vzdělání) před X (otcův pracovní status), ovšem nás otázky otcovy kariéry zajímají jen potud, pokud určují okolnosti rodinného prostředí respondenta. Z respondenta hlediska můžeme obě veličiny považovat za současné. Veličinu U (respondentovo vzdělání) považujeme za časově následné k oběma předchozím veličinám, a veličina U je tedy závislá na veličině V a X. Další krok v diagramu je trochu složitější. Jde nám o vztah veličiny W (první zaměstnání respondenta) k veličině U. Vzhledem k formulaci otázky v dotazníku předpokládáme, že U časově předchází W. Tento předpoklad se může zdát problematický, např. se zřetelem k různým odchylkám (přerušení studia apod.). Vztah obou veličin může být právě opačný. Skupinu respondentů, kterých se to týká, budeme považovat za nevýznamnou. Podobné problémy vzniknou v nejmladší věkové skupině, kde část respondentů ještě neukončila své odborné vzdělání. Upozorňujeme, že jsme zde narazili na obtíž koncepčního charakteru: zvolíme-li jakoukoli posloupnost obou veličin, dopouštíme se vždy určitého zjednodušení. Jestliže tedy přijmeme předpoklad, že veličina U časově předchází veličinu W, je vcelku přirozené, že obě veličiny předcházejí veličinu Y (pracovní status respondenta v roce 1967). Naše poněkud idealizované představy o časovém pořadí veličin můžeme vyjádřit v této posloupnosti:

(V, X) — (U) — (W) — (Y).

Přitom nepomináme, že veličiny bližší v pořadí mohou ovlivňovat po nich následující veličiny nejenom prostřednictvím členů posloupnosti, ale i přímo. Detailně je naše stanovisko o těchto závislostech vyjádřeno diagramem 2.

Základem zkoumání a také podkladem pro kvantitativní odhady jsou vstupní data modelu vyjádřena v interkorelační tabulce, převzaté z citovaného výzkumu [7]. V tabulce uvádíme hodnoty tzv. Spearmanových koeficientů pořadové korelace. Zde narážíme na další obtíž: veličiny v modelech tohoto druhu jsou ordinální, nikoliv intervalové. Tento předpoklad se obvykle zanedbává a počítá se s obvyčejnými korelačními koefi-

cienty i v případě ordinálních veličin. Rozdíly hodnot Spearmanových koeficientů a hodnot obvyčejných korelačních koeficientů budeme — s jistou licencí — považovat za zanedbatelné.

Y W U X V

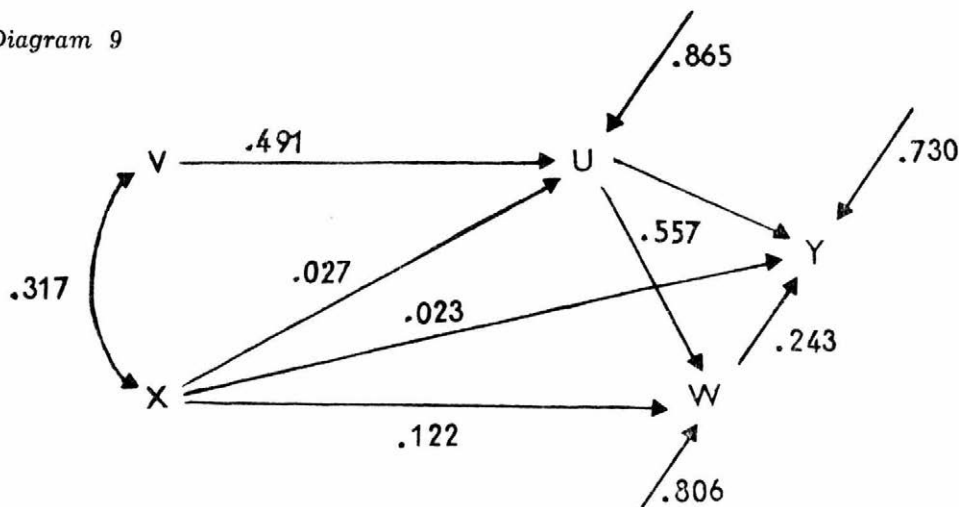
Y — pracovní status 67	...	.542	.652	.170	.334
W — první zaměstnání	...	.579	.224	.363	
U — vzdělání	...	.183	.500		
X — otcův pracovní status	...	.317			
V — otcovo vzdělání	...				

V praxi jsme odkázáni pouze na popis interkorelační tabulky například srovnáváním korelačních koeficientů. Technika „path analýzy“ umožňuje jemnější analýzu těchto údajů využitím vztahu „path koeficientů“ a korelačních koeficientů. Ještě než začneme zkoumat model aparát „path analýzy“ zaznamenejme, že korelační závislost vzdělání a pracovního statusu v generaci otců $r_{VX} = .317$ a je nižší než odpovídající korelace u respondentů, kde $r_{UY} = .652$. Míru korelační závislosti veličin U, V, X na W (první zaměstnání) ukazuje toto uspořádání: $r_{WU} > r_{WV} > r_{WX}$. Tato závislost je nejvyšší pro veličinu U, potom podle velikosti následuje otcovo vzdělání (V) a nakonec otcovo zaměstnání (X). Veličina Y má nejvyšší korelační závislost se vzděláním U, potom teprve následuje veličina W. Obě korelace jsou podstatně vyšší než hodnoty koeficientů r_{VY} a r_{XV} . Ukazuje se, že nejslabší korelační závislosti jsou ty, které obsahují veličinu X (otcův pracovní status). Vycházíme-li při analýze z diagramu 2, můžeme v něm — po provedení příslušných výpočtů — doplnit hodnoty „path koeficientů“. Dostáváme výsledek uvedený v diagramu 9.

Ptejme se nyní, do jaké míry je právě diagram 9 vhodný pro sledovaný soubor veličin. Odpověď závisí jak na teoretických úvahách, které předcházely jeho sestavení, tak i na empirickém srovnání. Podle základní věty „path analýzy“ můžeme z takového diagramu zpětně odečíst hodnoty korelačních koeficientů. Minimálním testem adekvátnosti „path diagram“ je — z empirického hlediska — otázka, jak přesně se shodují teoretické hodnoty z něj získané se známými hodnotami korelačních koeficientů. Připomeňme, že některých korelačních koeficientů jsme použili již k výpočtu „path koeficientů“ v diagramu. Z toho, co již víme o technice „path

analýzy“, je patrné, že v těchto případech se teoretická hodnota bude lišit od zjištěné hodnoty nejvýše o chyby, které vznikly zaokrouhlováním. Pro posouzení adekvátnosti našeho schématu jsou podstatné ty korelační koeficienty, kterých jsme k výpočtu „path koeficientů“ nemuseli použít, tj. korelace mezi veličinami, které nejsou spojeny přímou šipkou.

Diagram 9



Srovnáme hodnoty odečtené z diagramu se vstupními daty

$$r_{wv} = p_{wx}r_{xv} + p_{wu}r_{uv} = (.122) \cdot (.317) + (.557) \cdot (.579) = .360$$

Tento výsledek je v dobrém souladu s vstupní hodnotou $r_{wv} = .363$

$$r_{yv} = p_{yu}r_{uv} + p_{yx}r_{xv} + p_{yw}r_{wv} = (.507) \cdot (.500) + (.023) \cdot (.317) + (.243) \cdot (.363) = (.253) + (.007) + (.088) = .348$$

proti zjištěné hodnotě $r_{yv} = .334$; ani zde není příliš velký rozdíl. Výsledky těchto srovnání využijeme později při zkoumání jiného alternativního diagramu.

Vraťme se k hodnotám „path koeficientů“ v našem schématu. Na první pohled nás upoutají číselně nejvyšší hodnoty „path koeficientů“, které odpovídají hypotetickým zbytkovým faktorům. Velikost těchto číselných hodnot je zdrojem rozčarování, pokud je chápeme jako míru našeho úspěchu k interpretaci právě studovaného jevu. Takové chápání může vést k vážným nedorozuměním, zejména považujeme-li vysokou hodnotu mnohonásobné korelace za důkaz přiměřenosti „vysvětlení“ a vysoký koeficient determinace zbytkovým faktorem za míru chybnosti našich úvah.

Ponechme stranou otázku, jak by asi vypadal život ve společnosti, kde by problémy mobility byly uspokojivě vysvětlovány už pouhými dvěma veličinami. Zdůrazňujeme, že velikost zbytkového „path koeficientu“ není v žádném případě vodítkem k posouzení platnosti kauzálního schématu. Pokud jde o zbytkové faktory,

je důležitější zkoumat, zda jsou oprávněné naše předpoklady o jejich korelační závislosti či nezávislosti.

Při bližším prohlédnutí modelu si povšimneme naopak nápadně nízkých hodnot „path koeficientů“ p_{ux} , p_{yx} . Prozatím se spokojíme s vysvětlením, že je to důsledek celkově nízkých korelačních závislostí veličiny X. Později se k této otázce ještě vrátíme.

Porovnání velikosti přímého a nepřímého vlivu veličin dává dosti zajímavé výsledky. Využíváme přitom faktu, že „path koeficienty“ a korelační koeficienty mají stejný rozměr. Korelaci $r_{xy} = .170$ můžeme velmi zhruba interpretovat tak, že jednotková změna standardizované odchylky veličiny X způsobí změnu standardizované deviance veličiny Y a .17 jednotky. „Path koeficient“ $p_{yx} = .023$ udává, že asi jedna sedmina tohoto vlivu připadá na přímé působení veličiny X, zbytek je dán nepřímými vlivy prostřednictvím veličin U, W. Zjišťujeme, že i veličina, která je k Y časově nejbližší, má nepřímý vliv — v našem případě dokonce větší než přímý.

Je $r_{yw} = .542$ a $p_{yw} = .243$, takže nepřímý efekt je odhadnut číslem (.542) —

(.243) = .299. V tomto případě to jsou komponenty společné jak pro Y, tak pro W, které zvyšují míru korelační závislosti nad hodnotu „path koeficientu“. Připomeňme si, že u různých věkových skupin je časová vzdálenost veličin W a Y různá. U nejstarší skupiny představuje délku celoživotní kariéry. Bylo by nerozumné očekávat, že stav veličiny Y bude v podstatné míře ovlivňován právě veličinou W, tedy prvním zaměstnáním.

Zkoumejme stejným způsobem závislost veličiny W na vzdělání (U). Celková hodnota korelace je $r_{WU} = .579$, hodnota „path koeficientu“ $p_{WU} = .557$. Korelační koeficient můžeme vyjádřit součtem složených „path koeficientů“. Jak odečteme z diagramu, platí

$$\begin{aligned} r_{WU} &= p_{WU} + p_{WX}r_{XU} + p_{WV}r_{VU} = \\ &= .557 + (.122)(.027) + (.122)(.317)(.491) = \\ &= .557 + .003 + .019 = \\ &= .579 \end{aligned} \quad (18)$$

Také zde je nepřímý efekt způsoben tím, že U, W mají veličiny V a X jako společné komponenty. Z výpočtu vyplývá, že první zaměstnání je v rozhodující míře ovlivňováno dosaženým stupněm vzdělání. Nepřímé působení rodinného základu je zanedbatelné, z obou jeho členů — složených „path koeficientů“ — je vyšší ten, který obsahuje veličinu V (otcovo vzdělání).

Analýzou dvou korelačních závislostí v našem modelu jsme ilustrovali možnost „path analýzy“ a způsob interpretace

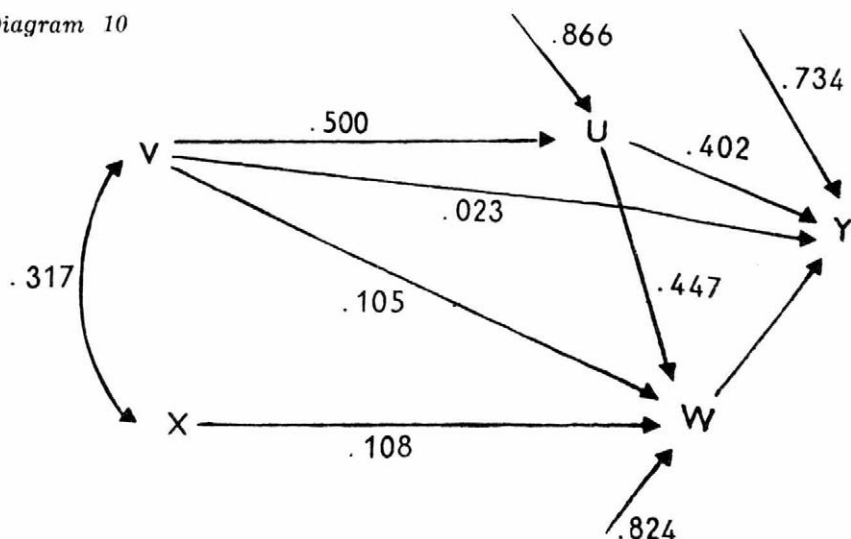
výsledků. Pokud bychom si položili další podobné otázky, můžeme naznačeným způsobem odečítat přímo z diagramu výsledky ve formě rovnic typu (18). Tyto rovnice obsahují maximum informace, které můžeme naší technikou získat. Doporučujeme, aby si čtenář zvykl číst je rovnou bez tlumočení formou slovního vyjádření. V některých případech — u složitějších diagramů —, kdy nacházíme více společných komponentů, které jsou navzájem korelačně závislé, není jednoduché takový komplex adekvátně vystihnout slovy.

Z toho, co už bylo řečeno, se pokusme vyvodit závěry pro případné pozměnění diagramu. V našem schématu mají „path koeficienty“ p_{UX} , p_{VX} prakticky nulovou hodnotu. Přitom korelační závislosti r_{UX} , r_{VX} jsou nižší než r_{UV} , r_{VW} . To by ospravedlňovalo domněnku, že veličina V převyšuje svým vlivem působení veličiny X, takže by bylo správnější zkoumat její přímé působení na W a Y. Zkusme vynechat obě „nulové“ šipky a doplníme místo nich šipky $V \rightarrow Y$ a $V \rightarrow W$. Provedeme-li výpočty, obdržíme výsledek znázorněný diagramem 10.

Je tento diagram vhodnější pro daný systém veličin než diagram 2? Provedme stejně jako u předchozího diagramu srovnání hodnot korelačních koeficientů, odvozených ze schématu s původními hodnotami:

$$r_{UX} = r_{VX}p_{UV} = (.317) \cdot (.500) = .158$$

Diagram 10



Výchozí hodnota $r_{xu} = .183$ difference činí .025.

$$\begin{aligned} r_{xy} &= p_{yx}r_{ux} + p_{yu}r_{ux} + p_{yw}r_{wx} = \\ &= (.023) \cdot (.317) + (.402) \cdot (.183) + (.300) \cdot (.224) = \\ &= .007 + .073 + .067 = \\ &= .147 \end{aligned}$$

Původní hodnota $r_{xy} = .170$; rozdíl v tomto případě činí .023. Naše kalkulace ukazuje, že tento celkem náhodně vybraný alternativní model ve srovnání s původním modelem hůře vysvětluje zjištěné korelační závislosti, a z tohoto hlediska je méně adekvátní. Uvědomme si obtíže takového srovnávání: náš „test adekvátnosti“ se v obou modelech týká jiných korelačních závislostí, nemůžeme jej přeceňovat. Ale jako jednoduché — i když možná ne nejlepší — vodítko nám postačí.

Než uzavřeme zkoumání základního modelu, upozorníme ještě na omezení, které bylo až dosud implicitně obsaženo v našich úvahách: protože pracujeme se standardizovanými veličinami, forma modelu a především numerické odhady z něho odvozené jsou platné jenom ve statistickém souboru, který byl takto zpracováván. Pokud bychom prováděli „path analýzu“ s konkrétními koeficienty (o tom viz [5] [6]), setkali bychom se zase s jinými obtížemi.

Závěr

Pokud porovnáváme čistě matematickou stránku „path analýzy“, vidíme, že v některých případech se výpočty neliší od běžné lineární regrese, případně provedené v několika krocích (viz případ diagramu 2). Aparát „path analýzy“ však více zdůrazňuje myšlenkové jádro takové regrese: Každá interpretace dat modelu musí být založena na předpokladech o příčinném řazení měřených veličin a rovněž na předpokladech, které činíme o zbytkových faktorech. Ve složitějších případech se výpočty technikou „path analýzy“ liší od běžné lineární regrese a vedou ke kvadratickým rovnicím. Upozorňujeme na jedno závažné omezení této techniky: při sestavování nadměrně složitých diagramů musíme mít na zřeteli, že lineární aproximace vzhledem k veličinám většinou není zcela přesná. Rozsáhlé diagramy vedou

k soustavám mnoha rovnic, přičemž chyby dané nelinearitou vztahů mohou podstatně zkreslit výsledky.

Je zásluhou „path diagramu“, že nás nutí důsledně formulovat všechny předpoklady. Zvolené kauzální stanovisko, explicitně vyjádřené formou diagramu, může být podrobeno přísnější kritice, ostře zaměřené k jednotlivým detailům, která je závažná nejen pro zvolené schéma, ale může ovlivnit i další směr výzkumu.

Literatura

- [1] P. M. Blau, Duncan, *The American Occupational Structure*, New York 1967.
- [2] Duncan, *Path Analysis: Sociological Examples*, American Journal of Sociology, sv. 72, č. 1, 1966, s. 1–16.
- [3] C. C. Li, *The Concept of Path Coefficients and Its Impact on Population Genetics*, Biometrics 12, 1956.
- [4] C. C. Li, *Population Genetics*, University of Chicago Press, Chicago 1955.
- [5] S. Wright, *The Method of Path Coefficients*, Ann. Math.-Stat. 5 (1934).
- [6] S. Wright, *Path Coefficients and Path Regressions*. Alternative or Complementary Concepts? Biometrics 16, 1960.
- [7] P. Machonin a kol., *Ceskoslovenská společnost*, Epoque 1969.

Резюме

Петр Штепанек: »Пат «анализ и возможности его применения в социологии

Автор знакомит чехословацкого читателя с логическим построением и основным аппаратом так наз. «патг анализис» и намечает возможности его использования в социологии. Как пример указывается реконструкция Блау-Дунцановой схемы детерминации положения для дат из исследования «Социальные дифференциации и мобильности населения ЧССР».

Summary

Petr Štěpánek: „Path Analysis“ and Possibilities of Its Application in Sociology

The author acquaints the Czechoslovak reader with the logical construction and the basic apparatus of the so-called „Path Analysis“ and outlines the possibilities of applying this method in sociology. As an example he mentions the reconstruction of Blau-Duncan's model of determining the status of the data offered by the research „Social Differentiation and Mobility of the population in Czechoslovakia“.