

# INFORMAČNÍ BULLETIN



České statistické společnosti

Ročník 21, číslo 1, březen 2010

# ANALÝZA PŮSOBENÍ MEDIÁTOROVÝCH A MODERÁTOROVÝCH PROMĚNNÝCH

## ANALYSIS OF MEDIATION AND MODERATION VARIABLES EFFECTS

**Jan Hendl**

*Adresa:* Katedra základů kinantropologie, FTVS UK Praha,  
Josef Martího 31, CZ-152 52, Praha 6

*E-mail:* hendl@ftvs.cuni.cz

### Abstract

Mediace a moderace představují dvě teorie pro zkoumání kauzálního vztahu. Takové zkoumání je zvláště užitečné ve výzkumu intervencí, aby se získala informace o procesech, kterými program dociluje svého efektu, a zda tento efekt nastává u různých skupin jedinců. Práce popisuje konceptuální základ a některé metody statistického testování efektů mediace a moderace pro jednoduchá data. Dále jsou zmíněny některé složitější přístupy analýzy dat. Zvláštní pozornost se věnuje aplikacím víceúrovňové regrese, jejíž využití v analýze mediace je ilustrováno na příkladu.

**Klíčová slova:** mediace, moderace, kauzalita, statistická analýza, víceúrovňová regrese.

Mediation and moderation are two theories for investigating a causal relationship. Investigations of this kind are especially valuable in intervention research to obtain information on the process by which a program achieves its effects and whether the program is effective for subgroups of individuals. This paper describes the conceptual foundation and some methods for statistical testing mediation and moderation effects in a simple dataset. In addition, the more elaborate models are described, especially the use of multilevel regression. The application of multilevel regression in mediation analysis is illustrated by a program evaluation example.

**Keywords:** mediation, moderation, causality, statistical analysis, multilevel regression.

## Úvod

Otázky týkající se mediace a moderace hrají důležitou roli v základním i aplikovaném výzkumu v mnoha vědních oblastech. Metodologie zkoumání mediace a moderace lze využít v sociálních vědách, biomedicině, psychologii

a v sociologii. Příslušné metody se uplatňují při podrobnějším statistickém zkoumání uvažovaných příčinných vztahů. Vztahy mezi příčinou a následkem jsou předmětem mnoha studií v nejrůznějších oblastech. Proto těmto problémům věnují pozornost i metodologové a někteří statistici [1, 2]. Testování příčinných hypotéz verifikuje teorie o zkoumaném fenoménu a zároveň slouží k zodpovězení praktických otázek, například zda posuzované intervence nebo programy mají očekávaný efekt. Výzkumníci se nezabývají pouze dvou-  
rozměrným vztahem mezi příčinou a efektem, nýbrž jde jim také o objasnění, jaké procesy se odehrávají mezi příčinou a následkem a co může ovlivnit směr nebo sílu příčinného vztahu. Uvažování mediátorů a moderátorů znamená základní metodologický přínos při řešení těchto otázek.

Autor tohoto příspěvku se setkal s problematikou mediátorů a moderátorů, když se zabýval metodami přípravy a evaluace intervenčních programů pro zvýšení pohybové aktivity lidí [3]. Obecně se tyto problémy uvažují u všech programů podporujících zdraví. Lze se s nimi ale setkat například i v pedagogických intervencích. Mediací je základním problémem v psychologii, sociálních vědách a v medicíně. Třebaže základní koncepty nejsou složité, nesetkáme se s jejich aplikací moc často. Souvisí to se skutečností, že mnohé intervence se považují za „černé skřínky“, a neberou se dostatečně v úvahu mechanismy jejich působení. Zajímá nás pouze, zda účinkují, nebo ne. Tato skutečnost je kritizována, protože výsledky takto provedených studií neukazují možné příčiny fungování programu a okolnosti, kdy program může fungovat a kdy ne. Také poznamenejme, že ve statistické literatuře nejsou příslušné metody dostatečně popsány. Snad proto, že statistici jsou k úvahám o příčinnosti ve spojení se statistikou velmi skeptičtí. Historii vývoje teorie aplikace metod zkoumání efektů mediace a moderace nalezneme aktuálně zpracovanou v několika článcích shromážděných časopisem *Organizational Research Methods* v roce 2008 a komentovaných jedním z hlavních představitelů tohoto zkoumání Kennym [4]. Historicky první teoretická pojednání o moderním konceptu mediace a moderace napsali James a Brett [5] a Baron a Kenny [6]. V mém příspěvku uvedu základní pojmy teorie moderace a mediace a poukáži na uplatnění některých pokročilých statistických metod při řešení příslušných statistických problémů. Hlavní pozornost věnuji víceúrovňové regresní analýze mediačních efektů.

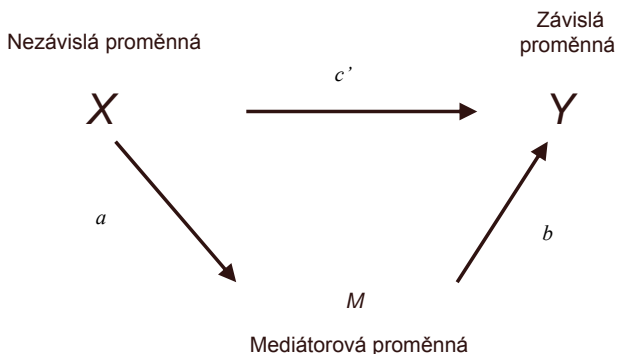
Jak mediaci, tak moderaci chápeme v rámci příčinného působení. Příčinný model je teoretická hypotéza o tom, jak změna proměnné  $X$  způsobuje změnu proměnné  $Y$ . Testování příčinného vztahu má přispět k validizaci takové hypotézy. Mediátor je třetí proměnná, která propojuje příčinu s následkem, a moderátor je třetí proměnná, která modifikuje příčinné působení.

Mediátorové a moderátorové proměnné jsou tedy třetí proměnné, které umožňují lépe zachytit a pochopit příčinný vztah mezi nezávisle a závisle proměnnou. Kauzální povaha mediace a moderace je často přehlížena, což vede ke špatným interpretacím v aplikovaném výzkumu. Správnou roli proměnné musíme v uvažovaném modelu vždy určit předem na základě odpovídající teorie a vhodné operacionalizace.

## Zkoumání vlivu mediátorové proměnné

Mediace je kauzální model, který vysvětluje, jak se kauzalita uskutečňuje. Analýza mediace se pokouší popsat proces působení mezi příčinou a následkem. Jednoduchý model mediace předpokládá, že příčina ovlivňuje mediátorovou proměnnou, která působí na závisle proměnnou. Z toho důvodu efekt mediace se také označuje jako nepřímý, surogátový nebo intervenující efekt. Metaforou mediačního působení je řada dominových kamenů, kdy první kámen způsobí pád následující kostky atd.

V přístupu Barona a Kennyho [6] je  $X$  manipulovaná a randomizovaná, aby se projevila kauzální vliv na  $Y$ , měřenou cílovou proměnnou. Je podstatné, že náhodné přiřazení zajišťuje validní kauzální inferenci, že  $X$  způsobuje  $Y$ . Mediátor  $M$  však takto kontrolovaný není, jde o pozorovanou proměnnou, podobně jakou je proměnná  $Y$ . Situace je popsána úsekovým grafem (path diagram) na obrázku 1.



Obrázek 1: Mediátorová proměnná  $M$  v úsekovém grafu působení proměnné  $X$  na proměnnou  $Y$ .

Popíšeme základní přístup, který se dodnes široce používá k ověření vlivu mediátorové proměnné. Procedura k určení mediátorového efektu podle Barona a Kennyho [6] je určena čtyřmi kroky analýzy dat.

Uvažujeme demonstraci proměnných příkladem, kde  $Y$  znamená úroveň pohybové aktivity a  $X$  intervenční program.

### 1. krok

- Provádíme regresi  $Y$  na  $X$ .

$$Y = c \cdot X + i_1 + \varepsilon_1$$

- Pouze jestliže je vztah mezi nezávisle a závisle proměnnou významný ( $c \neq 0$ ), máme uvažovat o mediaci.

### 2. krok

- Provádíme regresi  $M$  na  $X$ .  
Regrese mediátoru  $M$  na programu.

$$M = a \cdot X + i_2 + \varepsilon_2$$

- Jestliže  $a = 0$ , nemůže  $M$  být mediátorem.

### 3. krok

- Provádíme regresi  $Y$  na  $M$ .  
Regrese pohybové aktivity na mediátoru.

$$Y = b_M \cdot M + i_3 + \varepsilon_3$$

- Jestliže  $b_M = 0$ , nemůže  $M$  být mediátorem.

### 4. krok

- Provádíme regresi  $Y$  na  $M$  a  $X$ .  
Regrese pohybové aktivity na konstruktě  $M$  a programu.

$$Y = c' \cdot X + b \cdot M + a + \varepsilon_4$$

- Jestliže  $c' = 0$  a  $b \neq 0$ , mluvíme o „úplné mediaci“, protože celý efekt programu je zprostředkován mediátorem  $M$ .
- Jestliže  $|c| > 0$ , ale menší než v kroku 1, mluvíme o „parciální mediaci“.

Pro odhad, do jaké míry vysvětluje mediátor  $M$  celkový efekt ve vztahu  $X \rightarrow Y$  může posloužit rozdíl  $c - c'$ , který označuje zmenšení celkového efektu  $c$  proměnné  $X$  o parciální přímý efekt proměnné  $M$ . Také součin dvou efektů  $a \cdot b$ , které sekvenčně propojují v úsekovém grafu  $X$  a  $Y$  skrze proměnnou  $M$ , odhaduje mediátorový efekt. Teoreticky by hodnota  $c - c'$  měla být rovna hodnotě  $a \cdot b$ . Jestliže  $c'$  se liší od nuly, pak vztah  $X \rightarrow Y$  je vysvětlen pouze parciálně mediací  $M$  (partially mediated). Ukazuje se, že pouze kroky 2 a 4

jsou podstatné pro potvrzení mediátorového efektu. Krok 3 je nutný pouze v tom případě, že předpokládáme úplnou mediaci, což je poměrně nepravděpodobné v případě, kdy je uvažován pouze jeden mediátor. Také u kroku 1 někteří autoři argumentují proti jeho nutnosti z následujících důvodů [7]:

- Celkový efekt je dán, jestliže platí závěry kroků 2 a 4.
- Je možné, že celkový efekt bude nulový, jestliže  $c'$  má jiné znaménko než  $a \cdot b$  (v tom případě působí  $M$  jako supresor).
- Celkový efekt bude nulový, jestliže působí více mediátorů, jejichž účinek se vzájemně ruší.

Kenny et al. [7] také upozorňují na to, že popsané čtyři kroky nemohou dokázat hypotetický model mediace, jelikož existují i jiné modely, které podmínkám uvedeným vyhovují. Například není vyloučen případ, že pozorovaný mediátor může být způsoben závisle proměnnou.

Baron a Kenny [6] zdůrazňují, že jejich čtyřkroková procedura není statistickým testem medičního efektu. Používá pouze odpovídající analýzu dat k prozkoumání, zda existuje mediční efekt. Čtyři kroky jsou popsány pomocí popisných nenulových koeficientů. Tím chtějí vyjádřit, že i malé hodnoty mohou být statisticky významné při velkých výběrech a naopak i velké koeficienty nemusí být významné při malých výběrech. V praxi se však provádí i testy statistické významnosti. Jejich používání má zvýšit důvěru v celou proceduru. Obvykle se testuje  $z$ -testem hodnota součinu  $ab$ . Nejpoužívanější test této hodnoty používá standardní chybu ve tvaru

$$s_{ab} = \sqrt{a^2 \cdot SE_a^2 + b^2 \cdot SE_b^2}$$

kde  $SE_a$  a  $SE_b$  jsou standardní chyby hodnot  $a$  a  $b$ .

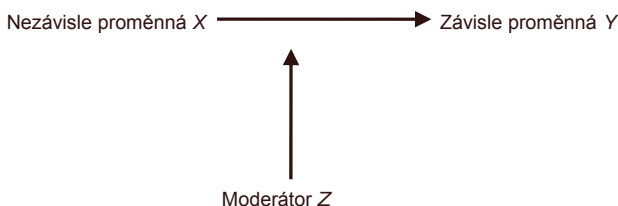
Rozdělení veličiny  $ab$  se však pro malé rozsahy výběru značně liší od normálního rozdělení. Z tohoto důvodu se musí uvažovat modifikace tohoto testu. Mezi ně patří i použití bootstrapové metody [8].

Probraná formulace mediace předpokládá, že mediátorová proměnná je měřena, ale není s ní manipulováno. To vyvolává námitku, že model není vhodný pro prokázání toho, že mediátorová proměnná způsobuje  $Y$ . Mnoho alternativních interpretací může nahradit příčinné působení  $M$ . Například korelace mezi  $M$  a  $Y$  může nastat v důsledku nějaké třetí proměnné, která nemá nic společného s nezávisle proměnnou  $X$ .

Již jsme zmínili, že také nemusí být jasný směr působení  $M$  na  $Y$ . V těchto případech se musíme opřít o kauzální hypotézy z nějaké teorie zkoumané oblasti.

## Zkoumání vlivu moderátorové proměnné

Analýza moderace zkoumá, zda vztah mezi dvěma proměnnými není ovlivněn třetí proměnnou. Na rozdíl od mediátoru se nepředpokládá, že nezávisle proměnná ovlivňuje moderátor, moderátor koreluje se závisle proměnnou. Ukážeme jednoduchý přístup založený na použití mnohonásobného lineárního regresního modelu, jímž se ověří a kvantifikuje vliv moderátorové proměnné. Vycházíme z obrázku 2, který možnou moderaci symbolicky zachycuje.



Obrázek 2: Působení moderátoru  $Z$  na vztah mezi nezávisle a závisle proměnnou.

K analýze přistupujeme s otázkou: Jak je vztah mezi  $Y$  a  $X$  moderátorem  $Z$  ovlivněn? Předpokládáme, že  $Y$  lze odhadnout lineární funkcí  $X$ .

$$Y = b_1 \cdot X + a_1 \quad (1)$$

Předpokládá se, že jak  $b_1$ , tak  $a_1$  závisí na  $Z$ , tzn. oba koeficienty je možné odhadnout pomocí lineárních funkcí  $Z$ :

$$b_1 = b_2 \cdot Z + a_2 \quad (2)$$

$$a_1 = b_3 \cdot Z + a_3 \quad (3)$$

Rovnice (1), (2) a (3) vedou k tomu, že pro zjištění moderace lze použít regresní model ve tvaru:

$$Y = b_2 \cdot Z \cdot X + a_2 \cdot X + b_3 \cdot Z + a_3 + \varepsilon$$

kde  $\varepsilon$  opět označuje regresní reziduální proměnnou.

Výsledná rovnice ukazuje, že moderace nastane, jestliže koeficient  $b_2$  u součinu proměnných  $Z$  a  $X$  je různý od nuly. Je to proto, že změna  $Z$  ovlivňuje, jak proměnná  $X$  působí na  $Y$ .

Předpokládáme, že s rostoucí hodnotou  $X$  roste hodnota  $Y$ . Interpretace regresního koeficientu u proměnné  $Z \cdot X$  pak může být následující:

$b_2 < 0$  : čím větší je  $Z$ , tím menší je směrnice původní regresní přímky,  
 $b_2 > 0$  : čím větší  $Z$ , tím větší je směrnice původní regresní přímky,  
 $b_2 = 0$  : žádná moderace  $Z$ .

Ve statistice tento jev nazýváme multiplikativní interakce mezi proměnou  $X$  a  $Z$ . Setkáváme se s ním především v analýze rozptylu s více než jedním faktorem. Moderace tedy znamená, že existuje interakce mezi prediktorem a moderátorem ve vztahu ke kritériu  $Y$ . Regresní koeficient u  $Z \cdot X$  kvantifikuje sílu této interakce.

## Rozlišování moderace a mediace

Uvedeme některé rozdíly, které přibližují charakter moderace a mediace. Vyjádření těchto rozdílů pomáhá vybrat vhodné moderátory a mediátory v aplikacích. Při přípravě výzkumu správný výběr obou proměnných ovlivňuje podobu zamýšleného plánu výzkumu pro ověření předpokládaných souvislostí mezi proměnnými. Jestliže se ve výzkumu nepodařilo nalézt předpokládané vztahy, lze tyto odlišnosti využít ke kontrole teorie nebo výzkumného plánu.

Roli proměnných by měla určit teorie, z které výzkum vychází. Mediátory jsou obvykle proměnné, které vyjadřují proměnlivé stavy (nálada, fyziologický stav). Propojují příčinu s následkem (pozor na nebezpečí nekonečného regresu). Ptáme se pomocí nich, jak a proč příčina způsobuje efekt. Mediátorová proměnná je závisle proměnnou pro  $X$  a nezávisle proměnnou pro  $Y$ . Předchází závisle proměnné a následuje po nezávisle proměnné. Lze ji pozorovat nebo někdy i jí manipulovat.

Moderátorová proměnná je stálou vlastností, může se jednat o charakteristiku okolí nebo kontextuální proměnnou. Modifikuje příčinnou závislost. Určuje, u koho nebo u čeho závislost působí, kdy můžeme příčinný vztah pozorovat a kdy ne. Je nezávisle proměnnou pro  $Y$  a nekoreluje s nezávisle proměnnou. Předchází jak nezávisle tak závisle proměnné.

Jestliže neexistuje teorie, která určuje roli uvažovaných proměnných v modelu, je žádoucí sestavit experiment, který by umožnil rozpoznat vlastnost třetí proměnné. Jmenované vlastnosti nejsou úplným seznamem.

## Složitější modely mediace a moderace

Existují podstatná rozšíření zmíněných jednoduchých přístupů, která však předpokládají využít složitější aparát statistické analýzy. Patří mezi ně moderovaná mediace, zmíněná v předchozím odstavci. Využíváme přitom modely úsekové analýzy, metody strukturálního modelování pomocí latentních pro-



měnných SEM a některé modifikace těchto metod pro longitudinální výzkum. U komplexních dat se musí uplatnit přístupy víceúrovňového modelování dat.

Složitější situace nastává například tehdy, když působení mezi nezávisle a závisle proměnnou způsobuje více mediátorů. Studie o ovlivňování zdraví jsou příkladem takové situace. Například při prevenci kardiovaskulárních chorob se pokoušíme ovlivnit tři mediátory: kouření, vysoký tlak a koncentrace cholesterolu. Složitost vztahů mezi proměnnými, se kterou se v realitě setkáváme, znamená, že bychom měli dávat modelům s více mediátory přednost před jednoduchými modely. V této souvislosti použijeme metody úsekové analýzy. Jestliže některé z proměnných mají latentní charakter a jsou k dispozici pouze měření pomocí jejich indikátorů, použijeme metody SEM [9].

Opakování měření v čase zlepšuje interpretaci mediačních procesů, protože změny mohou být opakováním měření lépe zachyceny. Longitudinální data umožňují lépe zkoumat, zda změny v mediátorové proměnné předcházejí změnám závisle proměnné  $Y$  nebo ne. Průřezová jednorázová šetření popisují pouze změny mezi jedinci. Složitost příslušných modelů se zvyšuje s rostoucím počtem opakování. Roste také potřeba většího počtu pozorovaných jednotek [9].

Složitější analýzu také vyžaduje situace tzv. moderované mediace. Znamená to specifikovat proměnnou, jejíž změny určují podmínku, kdy a jak působí mediátorová proměnná. Příkladem může být skutečnost, že socioekonomický status SES a dlouhověkost jsou kladně korelované proměnné. Byla vyslovena hypotéza, že tento vztah je určen kognitivními schopnostmi. Kognitivní schopnosti vysvětluje, proč je SES a dlouhověkost korelována. Kognitivní schopnost je mediátorem vztahu proměnných SES a dlouhověkosti. Můžeme dále předpokládat, že mediační působení kognitivní schopnosti je typické pro některé rasy (např. lidi bílé pleti). Jestliže tuto hypotézu ověříme, pak rasa moderuje účinnost kognitivních schopností jako mediátoru ve vztahu dlouhověkost a SES.

Všimněme si nyní problematiky složitější struktury dat. Efekt intervence se obvykle posuzuje na úrovni jednotlivce. Jedinci jsou však často seskupené do skupin a intervence se přiřazuje podle těchto skupin. Skupiny mohou například tvořit třídy nebo školy, nemocnice, firmy nebo celé geografické oblasti. Jestliže skupiny jsou přiřazeny k ovlivňujícím podmínkám a efekt je posuzován a měřen na úrovni jedince, pak máme co do činění s víceúrovňovými daty, kdy intervence je skupinová nezávislá proměnná. V posledních 20 letech byly navrženy metody pro analýzu takových dat pomocí víceúrovňových regresních modelů a dalších speciálních modelů SEM [10].

Tradiční analytické techniky se totiž obvykle omezují na jedinou úroveň dat. Aplikace tradičních technik na víceúrovňová data vyžaduje původní data

upravit, aby se odstranila jejich hierarchická struktura. Hodnoty skupinové úrovně mohou být pojímány tak, jako by byly měřeny na úrovni jedince nebo individuální úroveň se agreguje do skupinových charakteristik a analýza se provede pouze na úrovni skupin.

Jestliže skupinovou úroveň pojímáme na úrovni jedince, pak všem jedincům ve skupině je při zpracování přiřazena stejná hodnota nezávisle proměnné a chyba asociovaná s touto charakteristikou bude stejná pro všechny členy skupiny. Členové skupiny si také mohou být více podobní oproti členům v ostatních skupinách i v jiných charakteristikách. Vnitrotřídní korelační koeficient ICC je mírou této relativní skupinové homogenity. Společné odchylky asociované s příslušností do skupiny a neměřené podobnosti mají za následek korelaci chyb mezi jedinci uvnitř skupiny a nenulovou hodnotu ICC. Protože tradiční techniky předpokládají nezávislost a stejné rozložení chyb, získané výsledky jsou porušením těchto předpokladů ovlivněny nežádoucím způsobem. Získané odhady nejsou statisticky eficientní a směrodatné chyby jsou zatíženy systematickou chybou. I při malých koeficientech ICC skutečná hodnota pravděpodobnosti chyby I. druhu může být mnohem větší než předpokládaná hladina významnosti [11].

Alternativní přístup, kdy odstraníme hierarchii dat agregací individuálních charakteristik na skupinovou úroveň, má také svá omezení. V tomto postupu počítáme skupinové průměry proměnných z individuální úrovně a počet pozorování v analýze je redukován pouze na počet skupin, čímž se snižuje síla testů k odhalení efektů nezávisle proměnných na závisle proměnné. Tím, že zrušíme individuální úroveň, připravíme se o možnost predikovat úroveň interindividuální variability, která však může představovat většinu variability dat. Na efekty na individuální úrovni se také obvykle zaměřuje hlavní pozornost výzkumníků. Navíc může nastat situace, že vztahy na skupinové úrovni se liší od vztahů na individuální úrovni v důsledku ekologické paradoxu popsaného Robinsonem v roce 1950 [12].

Obecně více úroňová data mohou být analyzována použitím aparátu víceúroňové regresní analýzy. Víceúroňové modely mohou být sestrojeny jako řada modelů pro jednotlivé úrovně dat. Na nejnižší úrovni se navrhne model pro individuální data. Pro jednoduchost zde předpokládáme jedinou nezávisle proměnnou  $X$ . Označme  $Y_{ij}$  závisle proměnnou a  $X_{ij}$  nezávisle proměnnou pro jedince  $i$  ze skupiny  $j$ . Vztah mezi oběma proměnnými vyjádříme jednoduchou lineární rovnicí

$$Y_{ij} = b_{0j} + b_{1j} \cdot X_{ij} + \varepsilon_{ij}.$$

Základní vlastností víceúroňových modelů je možnost, že oba regresní parametry této rovnice se mění mezi skupinami. Považujeme je za náhodné

proměnné, které pro každou skupinu přijímají určité hodnoty. Ty považujeme za závislé proměnné na vyšší úrovni hierarchie. V našem případě vyjádříme jejich závislost na skupinových proměnných dvěma regresními rovnicemi:

$$b_{0j} = c_{00} + c_{0j} \cdot S_j + u_{0j}$$

$$b_{1j} = c_{10} + c_{1j} \cdot S_j + u_{1j}$$

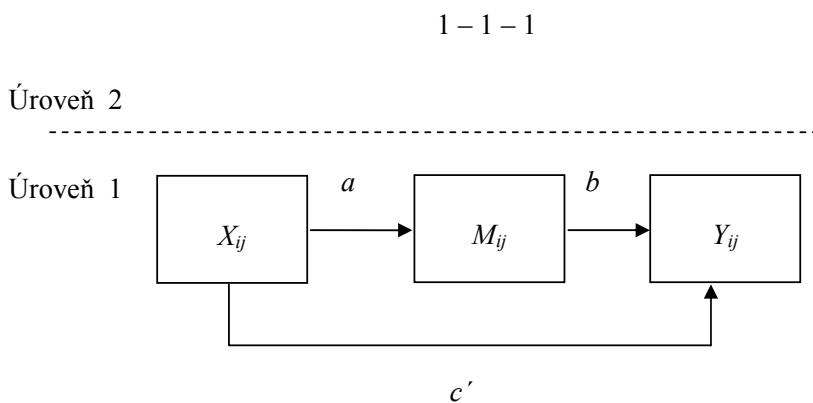
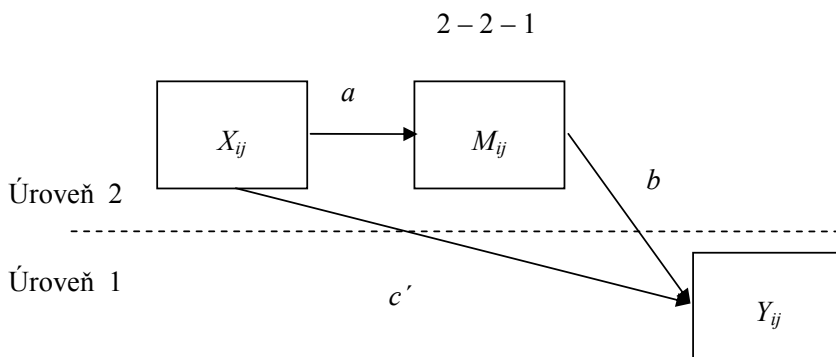
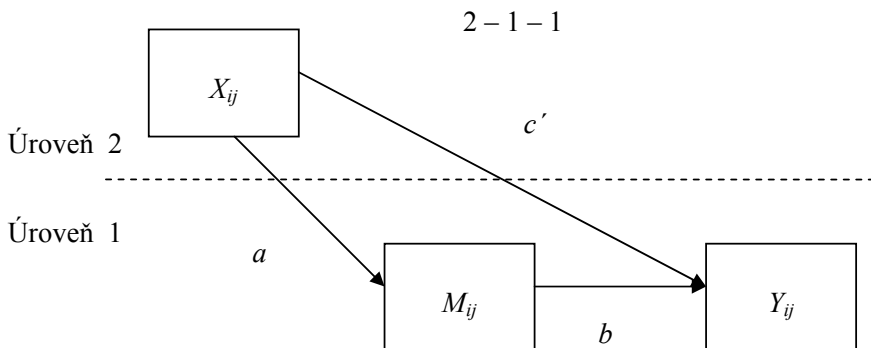
kde proměnná  $S_j$  označuje hodnoty skupinové proměnné. Specifikace chybových proměnných  $\varepsilon$  a  $u$  na individuální a skupinové úrovni umožňují vhodně modelovat závislosti chyb víceúrovňových dat v případě nenulového vnitro-třídního koeficientu ICC.

Popsaný HLM model (hierarchický lineární model) má dvě úrovně. Obecně můžeme vytvořit modely pro data s více úrovněmi a s více ovlivňujícími proměnnými na každé úrovni dat. Obvykle se omezuje na dvou nebo tří-úrovňová data. Počet zařazených proměnných na jednotlivých úrovních je ovlivněn kontextem a velikostí vzorku. Podrobnější popis víceúrovňových modelů nalezneme např. v [10] nebo [13].

V poslední době se mnoho prací věnuje subtilnějším aplikacím víceúrovňových modelů v souvislosti s analýzou mediačních efektů. Je to zdůvodněno tím, že všechny tři typy proměnných (nezávislé, závislé a mediátorové) mohou vystupovat na různých úrovních víceúrovňových dat [11]. Na obr. 3 jsou zobrazeny tři příklady dvouúrovňových modelů mediace, které mohou být popsány zavedenou symbolikou jako 1–1–1 resp. 2–1–1 a 2–2–1. Model 1–1–1 znamená, že všechny proměnné  $X$ ,  $Y$ ,  $M$  mají individuální charakter (úroveň jednotlivců) ale data jsou seskupena podle druhé úrovně (např. podle škol). Příklad takových dat bude působení rodinného prostředí žáka ( $X$ ) na jeho logické myšlení ( $M$ ), která ovlivní získané známkové hodnocení ( $Y$ ). Příklad modelu 2–1–1 může být situace působení určitého typu výuky ( $X$ ) na dané škole (2. úroveň) na kreativitu ( $M$ ) žáka (1. úroveň), která ovlivní získané známkové hodnocení v celostátním testu ( $Y$ , 1. úroveň), přičemž na každé škole se uplatnil jiný typ výuky. Příklad modelu 2–2–1 může být situace, kdy vedení školy ovlivňuje prostředí školy, které ovlivňuje individuální vnímání schopností.

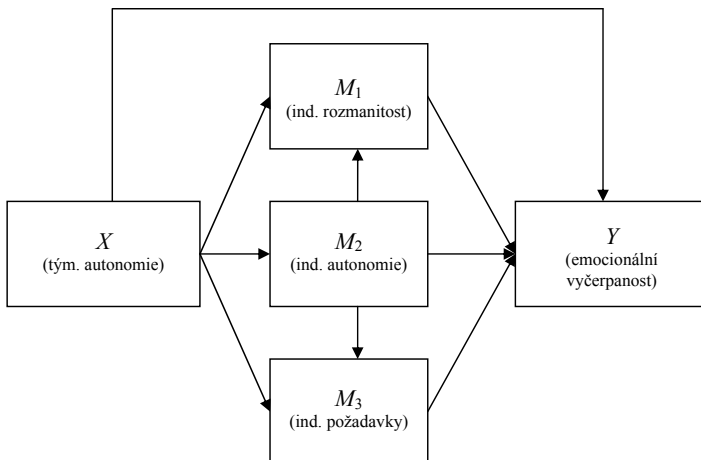
## **Příklad zkoumání působení mediace pomocí víceúrovňové regrese**

Na příkladu ukážeme formulaci mediace pro případ mediace typu 2–1–1. Van Mierlo et al. [14] zkoumali otázku, zda týmová autonomie podporuje pocit pohody (well-being) členů týmu. Pocit pohody  $Y$  měřili stupněm emoční



Obrázek 3: Typy víceúrovňových modelů pro zkoumání mediace.

vyčerpanosti a stupněm aktivního přístupu k učení. Přitom uvažovali tři mediátorové proměnné  $M$  na úrovni jedinců. Šlo o individuální pocit autonomie, rozmanitost nároků a požadavky, které charakterizovaly stíznosti nebo potíže jedince při práci. Konstrukt „týmová autonomie“ měřili průměrem z výpovědi jedinců o způsobu práce ve skupině. Přitom přezkoumávali, zda se výpovědi členů v daném týmu podstatně nelišily. Vytvořená proměnná figurovala jako nezávisle proměnná  $X$  v modelu mediace, který pro jednu  $Y$  proměnnou (emocionální vyčerpanost) je znázorněn na obrázku 4. Pro druhou závisle proměnnou uvažovali stejný model. Celkem měli k dispozici měření 733 jedinců ze 76 týmu z oblasti zdravotní péče. Jedná se o situaci mediace typu 2–1–1, protože nezávisle proměnná charakterizuje způsob práce celého týmu, kdežto mediální proměnné  $i$  závislé proměnné jsou na úrovni jedinců.



Obrázek 4: Model mediace mezi týmovou autonomií a psychologickou pohodou.

Protože autoři uvažovali více mediátorových proměnných vycházeli z vlastní úpravy mediální analýzy, přičemž využili poznatek, že v mediální analýze je nutné potvrdit významnost součinu regresních koeficientů  $a \cdot b$ . Mediace nastává, jestliže oba koeficienty  $a$  a  $b$  jsou významné. Odhady mediálních efektů se získávají pomocí součinu odhadů parciálních regresních koeficientů  $B_a$  a  $B_b$  v rámci víceúrovňové regrese, přičemž se simultánně uvažují i efekty ostatních mediátorů na cílovou proměnnou.

Víceúrovňový model mediace vychází z obrázku 4. Necht  $X_j$  reprezentuje týmovou autonomii,  $M_{1ij}$ ,  $M_{2ij}$  a  $M_{3ij}$  označují mediátory (individuální autonomii, požadavky a rozmanitost),  $Y_{ij}$  označuje cílovou proměnnou emoční vyčerpanost nebo aktivní učení. Indexy  $i$  jedince a  $j$  týmy. Model je tedy tvořen třemi regresními rovnicemi, v kterých jsou mediátory predikovány nezávisle proměnnou  $X$ . Rovnice pro predikci individuálních požadavků a rozmanitosti jsou odhadovány dvakrát, jednou se zařazením individuální autonomie  $M_{1ij}$  a jednou bez této proměnné:

$$M_{1ij} = B_{01} + B_{a1}X_j + r_{ij1} + u_{0j1} \quad (4)$$

$$M_{2ij} = B_{02} + B_{a2}X_j + r_{ij2} + u_{0j2} \quad (5)$$

$$M_{2ij} = B_{02} + B_{a2}X_j + B_{d1}M_{1ij} + r_{ij2} + u_{0j2} \quad (6)$$

$$M_{3ij} = B_{01} + B_{a3}X_j + r_{ij3} + u_{0j3} \quad (7)$$

$$M_{3ij} = B_{01} + B_{a3}X_j + B_{d2}M_{1ij} + r_{ij3} + u_{0j3} \quad (8)$$

Druhou skupinu rovnic tvořily modelové rovnice na úrovni pro obě cílové proměnné:

$$Y_{ij} = B_{10Y} + B_{c1}X_j + B_{b11}M_{1ij} + B_{b21}M_{2ij} + B_{b31}M_{3ij} + r_{1ijY} + u_{10jY} \quad (9)$$

$$Y_{ij} = B_{20Y} + B_{c2}X_j + B_{b12}M_{1ij} + B_{b22}M_{2ij} + B_{b32}M_{3ij} + r_{2ijY} + u_{20jY} \quad (10)$$

V těchto rovnicích jsou označeny vztahy mezi týmovou autonomií ( $X$ ) a mediátory ( $M$ ) indexem  $a$ , vztahy mezi mediátory a cílovými proměnnými pomocí  $b$ . Rozdíl od jednoúrovňové analýzy je vyjádřen náhodnými členy  $u_{0j1}$ ,  $u_{0j2}$ ,  $u_{0j3}$  a  $u_{0jY}$ . Proměnné  $r_{ij1}$ ,  $r_{ij2}$ ,  $r_{ij3}$ ,  $r_{1ijY}$  a  $r_{2ijY}$  odpovídají reziduálním hodnotám na individuální úrovni.

Posloupnost kroků v analýze odpovídala předpokladu, že vztah mezi týmovou autonomií a psychologickou pohodou je zprostředkován mediačním účinkem individuální autonomie, požadavky a rozmanitostí. Přímé působení mezi týmovou autonomií a psychologickou pohodou (emoční vyčerpanost, učení) nebylo odhadováno. Při analýze se použil speciální systém pro víceúrovňovou regresi MLwiN, více viz <http://www.cmm.bristol.ac.uk/MLwiN/>.

Autoři postupně odhadli regresní rovnice (4–10). Mediace nastává, jestliže oba k sobě přináležející koeficienty  $B_a$  a  $B_b$  jsou různé od nuly, to znamená, že týmová autonomie má vztah k mediátoru a mediátor má vztah k cílové proměnné  $Y$ . Příspěvek mediace je odhadnut součinem těchto koeficientů. Výsledky ukázaly, že týmová autonomie má vztah k psychologické pohodě prostřednictvím uvažovaných mediátorů.

Autoři v diskusi poznamenávají, že lze pochybovat o získaných kauzálních závěrech, protože data byla získána v rámci průřezového šetření v jednom časovém okamžiku. Nemohou tedy vyloučit platnost jiných hypotéz, které by stejně dobře popsaly data. Tvrdí však, že celý výzkum vycházel ze solidní teorie a navíc některé výzkumy použitých vztahů prokázaly jejich příčinnou povahu.

## Závěr

Statistickí se setkávají s problémem mediace a moderace v aplikacích s důrazem na podchycení příčinných vztahů. V čistě statistické literatuře nenalezneme mnoho informací o tom, jak v těchto situacích postupovat. Příspěvek definoval mediaci a moderaci pro jednoduchý případ a popsal způsob analýzy příslušných dat. Dále zmínil složitější modely používané při studiu těchto vztahů. V závěru se zaměřil na použití víceúrovňové regrese v kontextu zkoumání efektů mediace a moderace. Příklad demonstroval použití techniky v konkrétní studii. Při víceúrovňové moderaci se zvyšuje složitost potřebných statistických úvah, protože musíme zohlednit i efekty mezi jednotlivými úrovněmi.

## Poděkování

Tento příspěvek vznikl v rámci plnění výzkumného záměru Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy MSM 0021620864.

## Reference

- [1] Holland P. (1986) *Statistics and causal inference*. Journal of the American Statistical Association, Vol. 81, 945–960.
- [2] Pearl J. (2000) *Causality: models reasoning, and inference*. Cambridge, UK, Cambridge University Press.
- [3] Hendl J., Dobrý L. (2008) *Teorie v přípravě zdravotně orientovaných pohybových intervenčních programů*. Česká kinantropologie, Vol. 12, 35–56.
- [4] Kenny D. A. (2008) *Reflections on Mediation*, Organizational Research Methods, Vol. 11, 353–358.
- [5] James L. R., Brett J. M. (1984) *Mediators, moderators, and test for mediation*. Journal of Applied Psychology, Vol. 69, 307–321.

- [6] Baron R. M., Kenny D. A. (1986) *The moderator-mediator variable distinction in socialpsychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations*. Journal of Personality and Social Psychology, Vol. 51, 1173–1182.
- [7] MacKinnon D. P., Krull J. L., Lockwood C. M. (2000) *Equivalence of the mediation, confounding, and suppression effect*. Prevention Science, Vol. 1, 173–181.
- [8] Shrout P. E., Bolger N. (2002) *Mediation in experimental and nonexperimental studies: New Procedures and recommendations*. Psychological Methods, Vol. 7, 422–445.
- [9] Cole D. A., Maxwell S. E. (2003). *Testing mediational models with longitudinal data: questions and tips in the use of structural equation modeling*. Journal of Abnormal Psychology, Vol. 4, 558–577.
- [10] Bryk A. S., Raudenbush S. W. (1992) *Hierarchical linear models*. Thousand Oaks, CA, Sage.
- [11] Krull J. L., MacKinnon D. P. (2001) *Multilevel modeling of individual and group level mediated effects*. Multivariate Behavioral Research, Vol. 36, 249–277.
- [12] Robinson W. S (1950) *Ecological correlations and the behavior of individuals*. American Sociological Review, Vol. 15, 351–357.
- [13] Hendl J. (2009) *Přehled statistických metod. Analýza a metaanalýza dat*. Portál, Praha.
- [14] Van Mierlo H., Rutte C. G., Vermunt, J. K., et al. (2007) *A multi-level mediation model of the relationships between team autonomy, individual task design and psychological well-being*. Journal of Occupational and Organizational Psychology, Vol. 80, 647–664.



# MODEL OF COGNITIVE ARCHITECTURE OF SCIENTIFIC CONCEPTS

## MODEL KOGNITIVNÍ ARCHITEKTURY VĚDECKÝCH POJMŮ

**Pavol Tarábek**

*Adresa:* Educational Publisher Didaktis, Hýrošova 4, Bratislava;  
Curriculum Studies Research Group, VŠAES, České Budějovice

*E-mail:* didaktis@t-zones.sk

### **Abstract**

Kognitivní architektura pojmu je specifická struktura sestávající z jádra pojmu, jeho periferie, sémantického rámce jako významu a smyslu pojmu a vzájemnými relacemi mezi členy této struktury. Model kognitivní architektury pojmů je založen na Vygotského koncepci pojmů, Fillmoreho koncepci sémantického rámce, sémantickém trojúhelníku, na široce akceptované myšlence strukturování konceptuálních systémů a na Hestenesově teorii modelování poznání. Načrtnuta je metoda sémantického mapování pojmů vycházející z modelu.

**Klíčová slova:** kognitivní architektura, pojem, model, význam, smysl, pojmově poznatkový systém.

The cognitive architecture of concept is a specific structure consisting of the concept core, concept periphery, the semantic frame as the meaning and the sense of the concept, and the relations among all components of this structure. The model of the cognitive architecture of scientific and common concepts is built upon Vygotsky's concept theory, Fillmore's semantic frame, semantic triangle, on widespread ideas of the structuring of conceptual systems, and the Hestenes' Modelling Theory is presented. The method of semantic mapping of concepts flowing from the model is designed.

**Keywords:** cognitive architecture, concept, model, meaning, sense, conceptual knowledge system.

## **Introduction**

How to teach and learn the scientific concepts and knowledge effectively is an important problem in the science education research [7, 16]. According to Carl Wieman [19], recipient of the Nobel Prize in Physics in 2001, “novices see the content of physics instruction as isolated pieces of information. . . –

disconnected from the world around them. Experts – i.e., physicists – see physics as a coherent structure of concepts that describe nature and that have been established by experiment. . . . The traditional lectures are simply not successful in helping most students achieve mastery of fundamental concepts.” A part of this problem is a detail structure of (mental) common and scientific concepts used as human tools for cognition in science, mathematics, and in everyday life, which is also a long-term problem in cognitive psychology and science.

## Method: Theoretical Modeling

The author’s studies focused on the understanding of misconceptions and mental knowledge in the minds of pupils and students have resulted in the creation of **the triangular model of concept structure**, which describes a structure of common and scientific concepts and their semantic frames as components of the conceptual knowledge systems created by humans. The model was partially verified by questionnaires in schools [14, 15].

In the light of cognitive science, **the triangular model of concept structure** describes the cognitive architecture of a concept and its semantic frame. The term ‘cognitive architecture’ implies an approach that attempts to model not only behavior, but also the structural properties of the modeled system. The term ‘cognitive architecture’ used in cognitive science also means “an embodiment of a scientific hypothesis about those aspects of human cognition that are relatively constant over time and relatively independent of task” [12]. Then the triangular model of the concept structure may be also called the model of cognitive architecture of concepts. **The model of cognitive architecture of concept** is built upon the concept theory of Vygotsky [18], the conception of the ‘semantic frame’ [2], the semantic/semiotic triangle, on widespread ideas of the structuring of conceptual systems [4, 8, 10, 17], and the Modeling Theory of Hestenes [5, 6]. This model captures the structure of concept and its semantic frame, where the term concept is taken in the same sense that it is used in cognitive psychology [13].

## Conceptual Knowledge Systems

The Modeling Theory of Hestenes [5, 6] distinguishes two models of the physical world: conceptual and mental. The conceptual model is a representation of structure in a mental model [6] or in a material system (real or imaginary) and the mental model represents states of the world as conceived, not perceived [6]. The conceptual model may be a scientific or model represented by

a common language system. The conceptual models and the mental models as referents of conceptual models are conceptual knowledge systems (CKS) where two types of the CKS are distinguished: internal/mental CKS and external CKS. **The conceptual knowledge system (CKS)** is a pair  $[M, Re]$ , where  $M$  is the set of all elements of CKS – concepts, knowledge, and their components, and  $Re$  the set of all relations between the elements of CKS.

**The internal conceptual knowledge system (ICKS)** is a result of the individual cognitive process of a human. It is a system of concepts and knowledge which an individual acquires and forms through the process of education, learning, observation, and empirical experience, as well as in the process of scientific cognition through goal-oriented experimentation and through his/her own thinking.

**The external conceptual knowledge system (ECKS)** is the result of the social cognitive process, i.e. the cognitive processes of human society as a system of cognitive agents, while it is necessary to distinguish which system is being discussed.

**The scientific conceptual knowledge system (SCKS)** is the result of the cognitive process of a scientific community in a given science. It consists of the scientific concepts, terms, facts, laws, principles, theories, their applications and interpretations, and cognitive, modeling, application, and interpretation methods and procedures that the given science makes use of.

## Model of Cognitive Architecture of Concepts

**The model of the cognitive architecture of concept** describes a specific structure of common or scientific concepts and their semantic frames as components of the conceptual knowledge systems, which may be external or internal – mental. The basic components of the model are: the **core** of a concept, the **periphery** of a concept, the **meaning**  $M$  and **sense**  $S$  of a concept, and their mutual connections. The **semantic frame** of the concept consists of the **meaning**, and the **sense**. The model distinguishes between the concept's meaning and sense as two disjunctive sets following Frege's idea of sense and reference/meaning [3]. The idea of different kinds of meaning is also used in Double R Grammar concerning language comprehension [1]. The model of the cognitive architecture of concept is represented by a triangular form in Fig. 1; therefore we can call it the **triangular model** (TM).

The TM models both kinds of concepts: external as well as mental. The internal (mental) concepts are private constructions in the mind of an individual which are used in his/her speech and thought as activating elements

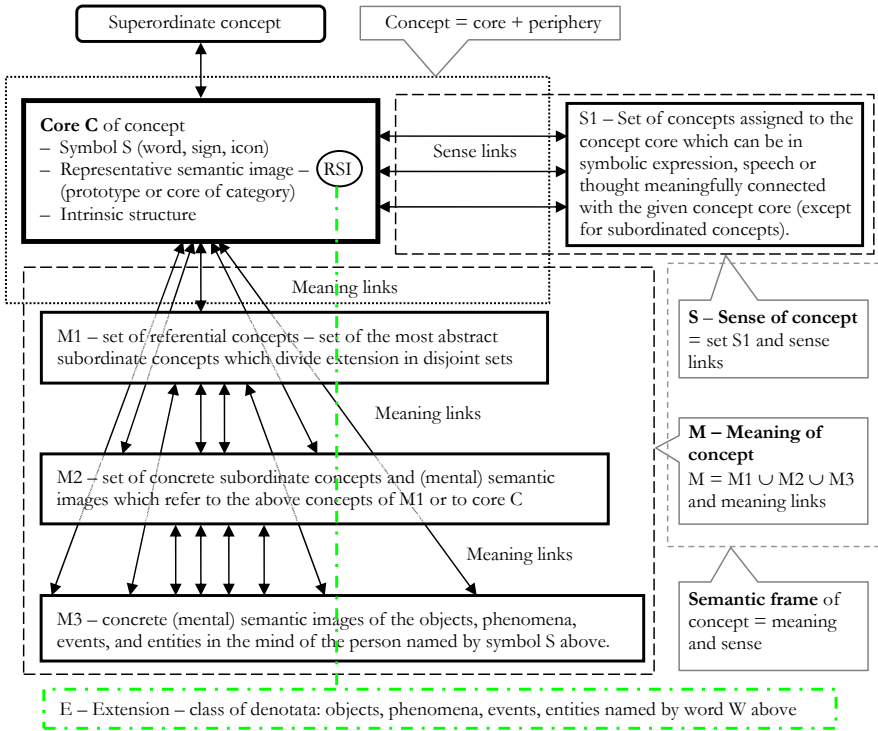


Figure 1: Model of cognitive architecture of common and scientific concepts. The rectangular boxes represent the components of the cognitive architecture (core C, S1, M1, M2, M3), the dashed boxes represent subsystems (meaning M and sense S – semantic frame), the dotted box represents a complete concept (core and periphery), and the arrows represent links between the components of the cognitive architecture of concept. The dotted-dashed (green) link expresses the assigning of observed objects, events, and entities to the given concept of force by the RSI.

– they activate words of speech or ‘words’ of thought as internal speech. The internal/mental concepts (MC) can be elevated to external concepts as models of MC by encoding elements and structures of mental concepts in symbols – words, signs, icons, semantic images etc. In reverse, these symbols activate the individual’s mental concepts and corresponding mental concepts

in the minds of other individuals. Thus the external concepts are shared conceptual models of humans.

The **core** of a mental concept is composed of three mutually linked components: a **mental word** and/or mental sign/icon, a **mental RSI**, and a **mental intrinsic structure** of a concept – the internal components of the concept and the relations among them. The **mental RSI** is the dominant image that emerges in the mind after one says a given word and may appear in the mind during a thought operation with the mental word or symbol. The **external RSI** as is a part of an external concept and as an **external prototype** contains a list of characteristic/critical features that the object in extension of the related concept tends to possess. The list of features is applied by judging the similarity between the RSI and the mental representation produced by an object as it is experienced. Thus the RSI corresponds to the **prototype** of the natural category [11] or the perceptual category [9] and the mental RSI is an image form of the prototype.

The **intrinsic structure** means a system of relations among attributes (or among features of a prototype). For example, the attributes of a triangle are three vertices and three sides. The intrinsic structure is a system of relations among the constituent vertices and sides of the triangle. The **mental intrinsic structure** is a mental model of the external intrinsic structure.

The **periphery** of a mental/external concept is composed of the set of **meaning** and **sense links** from the concept's core to the all concepts of the meaning and sense which can be meaningfully connected with the given concept's core in symbolic expression, speech or thought in a frame of the given mental/external conceptual knowledge system. The relation to the superordinate concept belongs also to the periphery.

The **meaning** of a concept is composed of the set of all cores of subordinate concepts and sets of images referring to the given core and also of the set of **meaning links** from the core to the subordinate concepts and images. In the meaning of the concept, we can differentiate hierarchical **meaning layers**. The **higher meaning layer M1** is the set of the most abstract concepts which are subordinated to the given concept core and divide the whole class of denotata into disjoint subclasses. **Meaning links** are firstly the links between the concept core and subordinate concepts or images, and, secondly, all other links between the elements of the meaning layers.

The **sense of concept** consists of the set S1 of assigned concepts which can be meaningfully connected with the given concept core (except for subordinated concepts) in symbolic expression, speech or thought and **sense links** from the core to the assigned concepts. We can divide **sense links** into qualitative, attributive, cognitive, operational, and contextual types.

**Qualitative sense links** are the links to concepts which express **potential qualities**. **Potential qualities** are properties characterizing denotata of subordinate concepts belonging to the meaning. The connection of potential qualities to a given concept results in its division into subordinate concepts. For example, the potential qualities of a tree are expressed as ‘broad and flat leaves’ or ‘needles’. Thus the class of trees is divided into two disjoint subclasses: deciduous trees and conifers.

**Attributive sense links** are the links to concepts which express **attributes** of a given concept. **Attributes** of a given concept are the relevant properties characterizing the denotata class (objects, phenomena, events, and entities denoted by the name of the concept). According to these properties, we are able to categorize an observed object, phenomenon, event or entity into a denotata class (an extension of the given concept). The **attributes** are used in definition together with superordinate concept. For instance, in the definition ‘Body is a mass object’, ‘object’ is a superordinate concept while ‘mass’ is an attribute.

**Cognitive sense links** are links between the core of the given concept and concepts that are related to physical and natural law (rule, principle) together with this concept. For example, if we consider Newton’s second law in the form  $\mathbf{F} = m \cdot \mathbf{a}$ , the cognitive links of the force  $\mathbf{F}$  are given by this formula, e.g. ‘ $a \propto F$ ’, ‘ $F \propto a$ ’, ‘ $\mathbf{a} \uparrow \uparrow \mathbf{F}$ ’, and from the light of the Newtonian conception, the link ‘ $\mathbf{F} \Rightarrow \mathbf{a}$ ’ (a force causes the acceleration) also belongs to the above ones. If we consider mental conceptual knowledge systems, students have a mental cognitive link ‘ $\mathbf{F} \Rightarrow \mathbf{a}$ ’ from the concept ‘force’ to the concept ‘acceleration’ if they understand that a force causes the acceleration of a body’s motion or the curving of its trajectory. Another cognitive link is ‘ $a \propto F$ ’, i.e. the acceleration is directly proportional to net force (when mass is constant), or ‘ $\mathbf{a} \uparrow \uparrow \mathbf{F}$ ’, i.e. the acceleration has the same direction as the force.

**Operational sense links** are the links between the core of the given concept and concepts that belong to physical or mathematical definitions using variables together with the given concept. These links are also expressed by operational definitions, or correspondence rules for assigning measured values to states of the physical system [5] which are realized by mathematical formulas or thought operations.

**Contextual sense links** are the links between the core of a given concept and all other concepts that may be meaningfully connected with the given concept in statements, propositions, sentences, etc. This term does not designate qualitative, attributive, cognitive and operational links. For

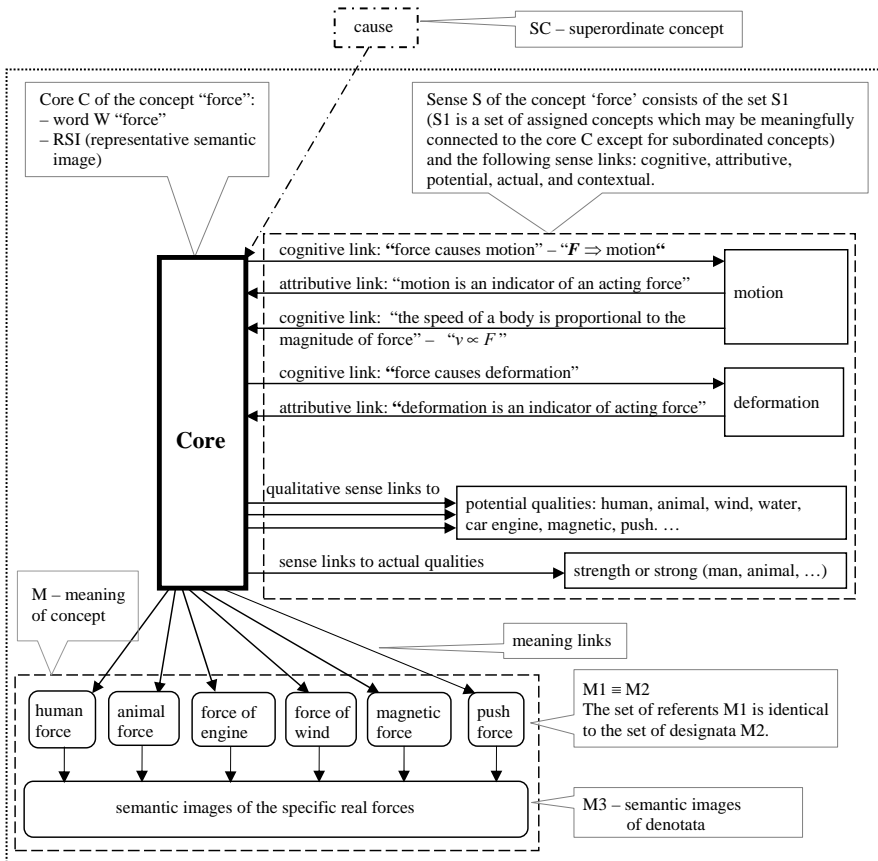


Figure 2: The semantic map shows the cognitive architecture of the concept ‘force’ at the level of the Aristotelian preconception [16]. Concepts at this level correspond to the CS (common sense) concepts of Hestenes [5]. The respondents answered questions regarding components and links of the architecture of the concept ‘force’. The semantic map was designed with the answers of students from 6th to 8th grade.

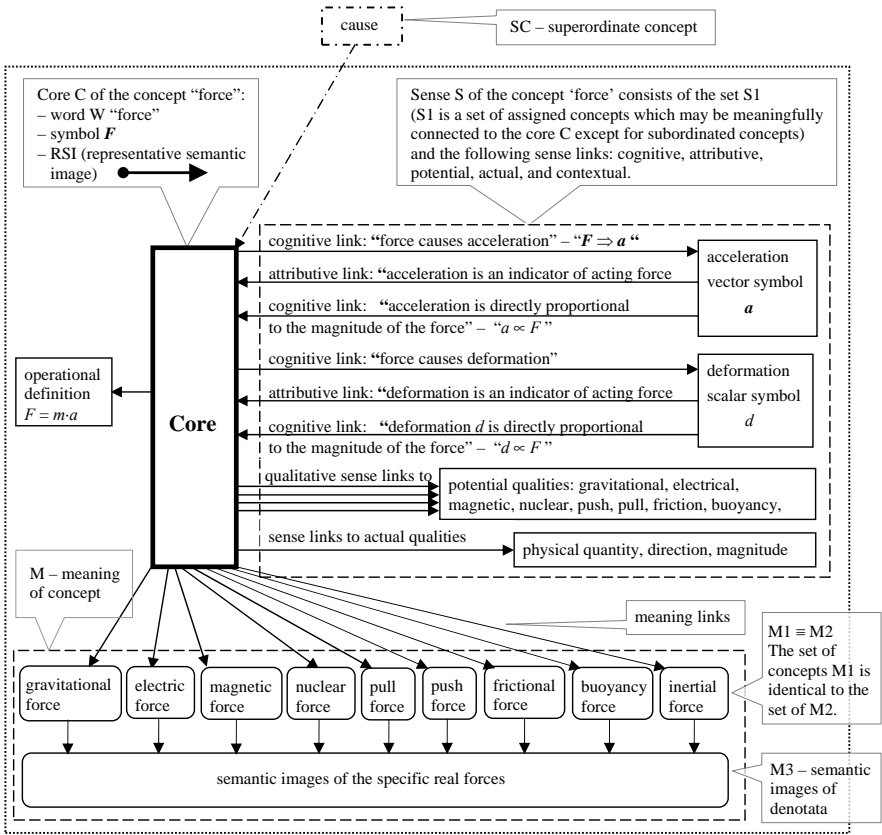


Figure 3: The semantic map shows the cognitive architecture of the Newtonian conception of force by 12 grade students at the Newtonian level. The group of respondents answered questions regarding components and links of the structure of the concept ‘force’ [16]. The concept map was designed with the answers of the best students whose cognitive links (between the core and the sense of the concept) reached the exact (scientific) level of concept ‘force’.

instance, the concept ‘force’ can be meaningfully connected in sentences with the concepts ‘motion’, ‘action’, ‘field’, ‘space’, ‘time’, etc.



## Application of the Triangular Model: Semantic Mapping

The triangular model of concepts allows a semantic analysis of a structure of concepts and their semantic frames as components of external conceptual knowledge systems and to study a semantic structure of their mental models in learners' minds. The semantic analysis searches for components of a structure of a given concept and its semantic frame and **semantic mapping** arranges them into the systemic pattern following the structure of the triangular model. We have to take into consideration that the triangular model is two-dimensional. The 1st dimension is the direction to the meaning, i.e. to subordinated concepts & images and also to the superordinate concept. The 2nd dimension is the direction to the sense, i.e. to other concepts which can be meaningfully connected in symbolic expression, speech or thought with the given concept core (except for subordinated concepts). Therefore the semantic map has two dimensions – vertical (the direction to the meaning and superordinate concept) and horizontal (the direction to the sense). The examples of semantic maps are presented in the Figures 2 and 3.

## Conclusion

The triangular model of the cognitive architecture of common and scientific concepts (TM) is a theoretical construct based on the knowledge and terminology of cognitive psychology, cognitive sciences and educational research that shows a structure of external common and scientific concepts, their semantic frames and and possible structure of mental concepts. The method of semantic analysis flowing from the TM allows the construction of the semantic maps of concepts.

## References

- [1] T. J. Ball, A Cognitively Plausible Model of Language Comprehension. The 13th Conference on Behavior Representation in Modeling and Simulation, pp. 305–316, 2004, Carnegie Mellon University.
- [2] J. C. Fillmore, Frame semantics. In J. C. Fillmore, Linguistics in the Morning Calm, pp. 111–137, 1982, Seoul: Hanshin Pub. Co.
- [3] G. Frege, Über Sinn und Bedeutung (On Sense and Reference), 1892, <http://www.iep.utm.edu/f/frege.htm#H4>
- [4] J. P. Guilford, Some dangers in the structure-of-intellect model. Educational & Psychological Measurement, 48, 14, (1988)

- [5] D. Hestenes, Notes for a Modeling Theory of Science, Cognition and Instruction. The 2006 GIREP conference, pp. 34–65, 2006, Amsterdam: AMSTEL Institute.
- [6] D. Hestenes, Modeling Theory for Math and Science Education, In D. Lesh (Ed.), *Mathematical Modeling ICTMA-13: Education and Design Sciences* (Indiana 2007. Tempe: Arizona State University.
- [7] D. Hestenes, Remodeling Science Education. In A. Bilsel & M. U. Garip (Ed.), *Frontiers in Science Education Research Conference*, pp. 629–638. 2009, Famagusta, Cyprus: Eastern Mediterranean University.
- [8] M. D. Merrill, Knowledge objects and mental models. In D. A. Wiley (Ed.), *The Instructional Use of Learning Objects*, pp. 261–280, 2002, Washington DC: Agency for Instructional Technology & AECT.
- [9] R. Nolan, Distinguishing Perceptual from Conceptual Categories. In R. Casati, B. Smith, and G. White (Ed.), *Philosophy and the cognitive sciences*, The 16th International Wittgenstein Symposium, 1994, Vienna: Holder-Pichler-Tempsky.
- [10] J. D. Novak, *Learning, Creating, and Using Knowledge: Concept maps as facilitative tools for schools and corporations*, 1998, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum
- [11] E. Rosch, *Principles of Categorisation*. In E. Rosch and B. Lloyd (Eds.), *Cognition and Categorisation*. 1978, Hillsdale, NJ: Laurence Erlbaum.
- [12] A. Sears and, J. A. Jacko, *The Human-Computer Interaction Handbook*, 2008, New York: Lawrence Erlbaum Associates.
- [13] R. J. Sternberk, *Cognitive Psychology*, Harcourt, Prague: Portal. pp. 372–376, 2002.
- [14] P. Tarábek, Cognitive Analysis & Triangular Modeling of Concepts. In P. Tarábek, & P. Záškodný (Ed.), *Educational Communication 2007*, Vol. 2, pp. 107–149, 2007, Bratislava, SK: Didaktis.
- [15] P. Tarábek, Triangular Model of Concept Structure in Curriculum Design. The GIREP 2008 International Conference: Physics Curriculum Design, pp. 29, 158, Nicosia, CY: University of Cyprus.
- [16] P. Tarábek, Cognitive Architecture of Misconceptions. In A. Bilsel & M. U. Garip (Ed.), *Frontiers in Science Education Research Conference*, pp. 629–638, 2009, Famagusta, Cyprus: Eastern Mediterranean University.

- [17] P. Thagard, *Mind. Introduction to Cognitive Science*, 1996, Cambridge, MA: A Bradford Book, The MIT Press.
- [18] L. S. Vygotskij, *Thought and Language*, (1986). Cambridge, MA: The MIT Press.
- [19] C. Wieman, *Why not Try a Scientific Approach to Science Education?* 2007, Vancouver: University of British Columbia.

## ZPRÁVA Z VÝROČNÍ SCHŮZE ČESKÉ STATISTICKÉ SPOLEČNOSTI

### Gejza Dohnal

*Adresa:* Ústav technické matematiky, Fakulta strojní, ČVUT v Praze,  
Karlovo náměstí 13, Praha 2, CZ-121 35

*E-mail:* dohnal@fsik.cvut.cz

### 1. Základní údaje o společnosti

Uplynulý rok byl prvním rokem dvouletého funkčního období výboru České statistické společnosti (ČStS), který byl zvolen na valné hromadě dne 29. ledna 2009. Předsedou byl doc. RNDr. Gejza Dohnal, CSc. (FS ČVUT v Praze), místopředsedou ing. Jan Fischer, CSc. (ČSÚ), a hospodářem ing. Tomáš Löster (VŠE Praha).

K dnešnímu dni má ČStS 230 členů, z toho 9 vstoupilo do společnosti v roce 2009 a dvěma členům bylo znovu obnoveno členství (po zaplacení členských příspěvků). V roce 2009 zemřeli 3 členové společnosti, 1 ukončil členství na vlastní žádost, mezi nimi i jediný kolektivní člen, firma Statsoft. V pěti případech bylo členství ukončeno pro neplacení členských příspěvků od roku 2006. V zahraničí žije celkem 12 členů, z toho 7 na Slovensku (3 jsou studenti, kteří studují zde, ale mají trvalé bydliště na Slovensku).

Na základě údajů od 217 členů lze konstatovat, že za rok společnost zestárla pouze o 0,2 roku (průměrný věk se změnil z 50,1 na 50,3), mediánový věk se dokonce snížil z 53 na 51 let. Nejmladší člen společnosti má 22 let a nejstarší (profesor František Fabián) 82 let.

### 2. Činnost výboru společnosti

V průběhu roku se konala tři zasedání výboru České statistické společnosti. O každém z nich byl pořízen zápis, který je všem zájemcům k dispozici.

V mezidobí byli členové výboru v kontaktu prostřednictvím e-mailu a diskutovali všechny důležité záležitosti, zejména přípravu akcí a bulletinů. Kromě toho proběhla řada neformálních setkání a porad při jednotlivých akcích. V srpnu 2009 se konala 57. světová konference ISI v jihoafrickém Durbanu. Za naši společnost se jej zúčastnil prof. Antoch, který přednesl společný příspěvek s doc. Dohnalem na speciální sekci organizované skupinou V6. Na podzim 2009 se konalo také další, v pořadí již páté Společné zasedání zástupců skupiny V6 (Maďarsko, Rakousko, Česko, Slovensko, Slovinsko a Rumunsko), které tentokrát svolala Rumunská statistická společnost při příležitosti 40. výročí založení Rumunského statistického úřadu. Zasedání se zúčastnila místopředsdkyně společnosti prof. Řezanková. O zasedání viz samostatný příspěvek v tomto Informačním Bulletinu.

V uplynulém roce došlo také k výrazné změně vzhledu našeho Informačního Bulletinu. Od prvního čísla 20. ročníku je v nové barevné obálce. Výrobu IB nadále zajišťuje ČSÚ, s výjimkou barevného tisku obálek, které (bez textu) vytiskla do zásoby tiskárna VS na Pankráci. V roce 2009 byla vydána čtyři čísla Informačního bulletinu. Redakční rada IB se pravidelně scházela před vyjitím každého čísla. Na základě výzvy jsme dodali Radě pro výzkum a vývoj požadované informace pro udržení IB v Seznamu recenzovaných vědeckých časopisů, kde je uveden doposud (viz [www.vyzkum.cz](http://www.vyzkum.cz)). Jako každý rok, i za rok 2009, byla podána zpráva o činnosti na Radu vědeckých společností.

Na adresu společnosti na MFF UK, Sokolovská 83, docházejí pravidelně dva zahraniční časopisy: *Austrian Statistical Journal* a *Transactions of the Manchester Statistical Society*.

### 3. Odborná aktivita společnosti

- Dne 29. 1. 2009 se konala v budově VŠE v Praze Valná hromada společnosti, na které byl zvolen předseda a výbor společnosti. Na Valné hromadě přednesla odbornou přednášku doc. RNDr. Helena Nešetřilová, CSc., na téma Růstové modely ve šlechtění hospodářských zvířat.
- V únoru (11. 2.) naše společnost organizovala na ČVUT v Praze seminář o teorii pravděpodobnosti na nestandardních algebraických strukturách, kterého se zúčastnili i kolegové ze Slovenska.
- 21. března 2009 proběhlo kolokvium věnované památce ing. Josefa Machka. Na kolokviu, které se konalo v respiriu na MFF UK v Praze vystoupili nejbližší kolegové Josefa Machka.
- Hradecké statistické dny, v pořadí už třetí, se konaly ve dnech 22. a 23. 9. 2009 v prostorách Katedry matematiky PdF Univerzity Hradec

Králové. Byly věnovány především aplikacím statistiky v přírodních vědách a medicíně. Příspěvky z tohoto setkání vycházejí v Informačním Bulletinu.

- Česká statistická společnost byla spoluorganizátorem mezinárodní konference EURISBIS 2009 ve dnech 30. 5. – 3. 6. na Sardinii v Cagliari. Na konferenci jsme organizovali dvě odborné sekce a naši kolegové zde přednesli pět zvaných přednášek.
- Společná česko–slovenská konference PRASTAN 2009 proběhla ve dnech 10. – 12. 6. v Kočovcích na Slovensku.
- ČStS se podílela i na organizaci konference o jakosti a spolehlivosti, REQUEST 2009, která se konala 26. – 27. 11. na TU v Liberci.
- Druhý Mikuklášský statistický den ČStS zorganizovala dne 7. 12. 2009 na MFF UK v pražském Karlíně. Toto setkání bylo věnováno prvnímu předsedovi ČStS prof. Jiřímu Andělovi k jeho loňskému životnímu jubileu.
- Internetové stránky společnosti byly pravidelně udržovány a aktualizovány díky práci kolegy doc. Jiřího Žváčka. Bohužel, zatím nedošlo k původně plánované změně grafické úpravy těchto stránek.
- Kromě již zmíněného Informačního Bulletinu společnost vydala v roce 2009 sborník z konference ROBUST 2008 a dvě CD pro členy společnosti.
- ČStS formálně spolupracovala na vydávání časopisu Statistika.

#### 4. Plán aktivit pro rok 2010

- V prvním únorovém týdnu roku 2010 se bude konat 16. zimní škola ROBUST 2010.
- V červnu 2010 se připravují možná i třídenní Brněnské statistické dny.
- Naše společnost se bude podílet v roce 2010 na organizaci konference Finanční potenciál domácností 2010 na FM v Jindřichově Hradci.
- Konference o spolehlivosti REQUEST, podzim, Pardubice.
- Mikuklášský den v prosinci v Praze.
- Kolokvium ke 20. výročí založení České statistické společnosti.

*Tuto zprávu přednesl předseda společnosti doc. RNDr. Gejza Dohnal, CSc., na valné hromadě společnosti dne 28. 1. 2010.*

# SETKÁNÍ ZÁSTUPCŮ NÁRODNÍCH STATISTICKÝCH SPOLEČNOSTÍ V6

**Hana Řezanková**

*Adresa:* Katedra statistiky a pravděpodobnosti, Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, CZ-130 67 Praha 3

*E-mail:* rezanka@vse.cz

**Páté setkání vrcholných zástupců národních statistických společností V6** se konalo ve dnech 15. a 16. července 2009 v Rumunsku, v prostorách Národního statistického institutu (Institutul Național de Statistică) v Bukurešti. Kromě představitelů z hostující země (viz níže) se akce zúčastnili následující zástupci: za Maďarsko Sándor Herman a Éva Laczka, za Rakousko Daniel Dekic (představitel mladých statistiků), za Slovensko předseda Peter Mach a za Českou republiku Hana Řezanková. Slovinsko tentokrát výjimečně zastoupeno nebylo.

Na dopoledním zasedání prvního dne přednesl úvodní přednášku nazvanou *How to face the crisis from the official statistics perspectives* doktor Alexandru Radocea, který byl prezidentem Národního statistického institutu v letech 1992–1997. S obsáhlým příspěvkem na stejné téma vystoupila i dr. Éva Laczka. Představitelé ostatních zúčastněných zemí informovali především o uskutečněných a plánovaných akcích národních statistických společností. Dále byla účastníkům nabídnuta prezentace týkající se hlavního tématu za Českou statistickou společnost, kterou pro setkání V6 připravil doc. Jakub Fischer pod názvem *Facing the Crisis by the Czech Official Statistics: New Preliminary Releases on Industrial Production*.

V průběhu dopoledního zasedání pozdravili účastníky prezident Národního statistického institutu (INS), profesor Vergil Voineagu, a prezident Rumunské statistické společnosti (SRS), profesor Constantin Mitruț. Zasedání se dále zúčastnil generální tajemník SRS a ředitel INS Ioan Goreac, ředitelka odboru INS pro evropské záležitosti a mezinárodní spolupráci Daniela Ștefănescu, prof. Constantin Anghelache z Akademie ekonomických studií (v anglickém překladu University of Economics) a současně prorektor Univerzity „ARTIFEX“, doc. Claudiu Herteliu z Akademie ekonomických studií, člen redakční rady časopisu JAQM (Journal of Applied Quantitative Methods), a několik dalších hostů.

V souvislosti se 150. výročím založení statistického úřadu předal prezident INS, prof. Voineagu, zástupcům národních statistických společností pamětní plakety, mince a diplomy.

Odpoledne se u příležitosti tohoto 150. výročí konalo v kinosále INS slavnostní zasedání za účasti řady významných osobností Rumunska a vzácných hostů. Na zasedání vystoupil též Walter Rademacher, generální ředitel Eurostatu. Představitelé národních statistických společností V6 se zúčastnili jak tohoto zasedání, tak večerní recepce pořádané guvernérem Rumunské národní banky v klubu NBR.

Druhý den byli účastníci pozváni Rumunskou statistickou společností na prohlídku parlamentu, která byla impozantním vyvrcholením pátého setkání. Dík patří všem organizátorům, především Ioanu Goreacovi a Daniele Ștefănescu, kteří se o účastníky pečlivě starali, stejně jako Maria Silivestru z odboru pro evropské záležitosti a mezinárodní spolupráci.

Na šesté setkání zástupců národních statistických společností V6 pozval zúčastněné Daniel Dekic na příští rok do Vídně. Myšlenka je pokračovat v diskusi na téma „How to face the crisis from the official statistics perspectives“.

### **Dovezené publikace:**

*Istoria Statisticii Românești*, INS, Bukurešť 2009 (v rumunštině)

*Activity Report 2008*, INS, Bukurešť 2008

*Law on the organisation and functioning of official statistics in Romania*,  
INS, Bukurešť 2009

*Statistical products and services, Catalogue 2009*, INS, Bukurešť 2009

*European Affairs and International Cooperation, Newsletter*, No. 1/2009

*Romanian Statistical Yearbook 2008*, INS, Bukurešť 2009 (CD)

*Romania in Figures*, INS, Bukurešť 2009 (CD)

*Romanian Tourism in Figures*, INS, Bukurešť 2009 (CD)

*Sustainable development indicators in Hungary*,

Hungarian Central Statistical Office, Budapešť 2008

### **Rumunská statistická společnost**

*Název rumunsky:* Societatea Română de Statistică

*Název anglicky:* Romanian Society of Statistics

*Sídlo:* budova Institutul Național de Statistică, Bukurešť

*Prezident:* prof. Constantin Mitru, Ph.D. (Academia de Studii Economice)

*Generální tajemník:* Ioan Goreac (Institutul Național de Statistică)

Výše členského příspěvku 20 RON (cca 5 EUR)

### **Národní statistický institut Rumunska**

*Název rumunsky:* Institutul Național de Statistică

*Název anglicky:* National Institut of Statistics

*Sídlo:* Bukurešť

*Web:* <http://www.insse.ro/>

*Prezident:* prof. Vergil Voineagu, Ph.D.

Považují se za úspěšný úřad v EU, připravili nový statistický zákon.

### **Časopis JAQM (Journal of Applied Quantitative Methods)**

*Web:* <http://www.jaqm.ro/>

Cílem je rozvíjet prakticky orientované kvantitativní metody, a tím povzbuzovat mladé výzkumníky a specialisty v průmyslu aplikovat nové kvantitativní metody.

## **PRASTAN'09**

### **Jitka Bartošová**

*Adresa:* Katedra managementu informací, Fakulta managementu VŠE Praha, Jarošovská 1117/II, CZ-377 01 Jindřichův Hradec

*E-mail:* [bartosov@fm.vse.cz](mailto:bartosov@fm.vse.cz)

Ve dnech 10. – 12. června 2009 se v Kočovcích u Nového Města nad Váhem uskutečnil již dvanáctý ročník slovensko-české statistické konference PRASTAN'09. Na uspořádání konference se podílely Slovenská statistická a demografická společnost, Stavební fakulta STU Bratislava, Fakulta elektrotechniky a informatiky STU Bratislava, Fakulta managementu UK Bratislava a Česká statistická společnost.

Nahlédneme-li trochu do historie, zjistíme, že konference PRASTAN se postupně vyvíjela, a to nejen po obsahové stránce, ale měnila postupně i svůj název. První ročník se konal v roce 1996 v Kočovcích pod názvem Výuka matematickej štatistiky a numerickej matematiky na vysokých školách. Hlavním cílem bylo uskutečnit setkání vysokoškolských učitelů statistiky a numerické matematiky, na kterém by se navzájem seznámili a vyměnili si zkušenosti z výuky. V roce 1997 byl poprvé vydán sborník. Kromě referátů o výuce jako takové se na této konferenci objevili už také příspěvky odborné. O nových trendech ve statistice přednášeli pozvaní hosté – J. Á. Víšek, J. Komorník a M. Komorníková. Na další ročníky konference byli již pravidelně zváni odborníci z České republiky i ze Slovenska.

V roce 2000 se konference poprvé uskutečnila pod názvem PRASTAN a od roku 2001 se koná jako oficiální akce Slovenské statistické a demografické společnosti. V roce 2003 se konference nekonala a od roku 2007 se začíná



ustalovat její dvouletý cyklus. Od té doby se PRASTAN pravidelně střídá s podobnou konferencí, která je pořádána pod záštitou České statistické společnosti a Jednoty českých matematiků a fyziků a nese název STAKAN. Od roku 2005 vydává Slovenská statistická a demografická společnost časopis Forum Statisticum Slovaca a jedno z čísel tohoto časopisu je věnováno příspěvkům z konference PRASTAN. V letošním roce poprvé vychází toto speciální číslo v elektronické podobě na CD.

Letošní PRASTAN'09 byl rozdělen do pěti tématických okruhů. Příspěvky, které na konferenci zazněly, se zabývaly jednak problémy výuky na vysokých školách (v rámci témat „problémy a zkušenosti z výuky statistiky, pravděpodobnosti a numerické matematiky“ a „virtuální univerzita, e-learning“) a jednak odbornou problematikou (v rámci témat „nové trendy ve statistice a pravděpodobnosti“, „statistické řízení kvality“ a „numerická matematika“). Vzhledem k tomu, že se jedná o slovensko-českou konferenci, zazněly zde příspěvky především ve slovenštině a v češtině, nejenom v angličtině.

Příspěvky, které jsme si mohli vyslechnout, byly velmi rozmanité a z různých oblastí. Například profesorka Řezanková zde vystoupila s příspěvkem „Princip analýzy rozptylu a jeho další využití“, E. Jarošová s příspěvkem „Statistická kontrola procesu při výrobě v malých sériích“, J. Luha pohovořil o matematicko-statistických aspektech zpracování dotazníkových výzkumů, I. Stankovičová se zabývala některými aspekty analýzy subjektivní chudoby v Slovenské a České republice atp. H. Řezanková také pozdravila pořadatele i účastníky konference jménem České statistické společnosti a popřála jim hodně úspěchů.

Letošní dvanáctý ročník PRASTANu se konal ve velmi pěkném prostředí učeně-výcvikového střediska Stavební fakulty STU Bratislava v Kočovcích. Organizační výbor konference pod vedením D. Szókeové nám zde připravil vynikající podmínky pro prezentace i pro následující neformální diskuse. Celkový příjemný dojem z jednání dotvářela malebná scenérie okolní přírody a kulturní tečkou byl společný výlet na hrad Beckov.

Závěrem lze tedy konstatovat, že PRASTAN'09 se po všech stránkách vydařil, a popřát oběma „naším“ konferencím STAKAN a PRASTAN hodně zdaru do dalších ročníků.

# KULATÁ VÝROČÍ PRAŽSKÉ STATISTIKY 1830 – 1870 – 1910

**Jitka Zichová**

Adresa: KPMS MFF UK, Sokolovská 83, Praha 8

E-mail: Jitka.Zichova@mff.cuni.cz

V roce 2010 oslavíme výročí událostí, které ovlivnily rozvoj statistiky v Praze. Týkají se statistické kanceláře české metropole a jejího prvního ředitele, a proto je jistě vhodné je na tomto místě připomenout.

Dne 28. dubna **1830** se v rodině městského úředníka Erbena v Kostelci nad Orlicí narodil syn, který dostal po otci jméno Josef. Vystudoval filozofickou fakultu Karlo-Ferdinandovy univerzity a získal kvalifikaci středoškolského učitele. Stal se vyučujícím češtiny, zeměpisu a dějepisu na pražské reálce, ale záhy učinil předmětem svého zájmu statistiku. V roce 1862 se habilitoval jako docent pro statistiku průmyslu na Královském českém polytechnickém zemském ústavu v Praze, dnešním ČVUT. Jak byla v tehdejší době průmyslová statistika pojímána, můžeme zjistit v publikované Erbenově přednášce [1]:

*Statistika průmyslová má podati podstatný obraz stavu průmyslného života buď si již kterékoliv mravní nebo i fyzické osoby, anebo kteréhokoli odboru výroby průmyslové a v jakémkoli obmezení toho: budeť tedy především musíť vylíčiti všechny důležitější zjevy této výroby, pojavši jich v jistém čase, jakož i v skutečné stálosti jejich. Má-li však postavení svého co věda při tom zachovati, třeba jí i příčin tohoto stavu, zvláště pak vzájemné podmiňování jedněch zjevův druhými či zkrátka řečeno, příčinné vzájemnosti oněch stálých zjevův doložiti. . .*

*Metoda průmyslové statistiky rozpadává se podstatně do dvou výkonův, na vzájem sebe docelujících, jichž první jest dobývání statistických vědomostí, druhý spořádané a podstatně vykládání či líčení jejich. . . Zde přistupuje počtářství vůbec, jakož i tak zvaná politická aritmetika zvláště co pomocná věda k boku statistiky průmyslové, a pouhými součty a jinými prostými výkony elementární matematiky, zvláště pak průřezy, rozličnými čísly poměrnými (najmě tak zvanými procenty), upotřebením jistých formulí atd. dopracuje se průmyslová statistika takto z nestálých a jakoby tekutých zjevův průmyslného žití skutečného jich stavu co jasné výslednice a pravého statistického fakta, kteréž pak rovněž pod číselným znakem jeho na příslušném místě vytkne. Řada takovýchto výsledných čísel podá pak nejjasnější a nepopíratelný obraz žádané sféry průmyslového života. . .*

Dvousemestrální kurs výše zmíněné disciplíny konal Josef Erben na polytechnice až do školního roku 1870/71. V roce **1870** nastal v jeho kariéře

důležitý zvrát. Na ustavující schůzi dne 30. června byla za přítomnosti pražského starosty Františka Dittricha zřízena Statistická komise královského hlavního města Prahy. Jejím předsedou se stal profesor polytechniky Karel Kořistka, po boku měl odborníky pro statistiku různých oblastí života ve velkoměstě. Výkonným orgánem komise byla statistická kancelář, jejímž ředitelem byl jednomyslně zvolen docent Josef Erben.

Kancelář začala pracovat 1. srpna 1870. První monografii, kterou vydala, byla v roce 1871 *Statistika královského hlavního města Prahy* obsahující údaje o topografických a podnebních poměrech a obyvatelstvu. Od roku 1873 vycházejí v české a německé verzi ročenky nazvané *Statistická příruční knížka královského hlavního města Prahy*, které od roku 1881 doplňuje administrační zpráva věnovaná problematice hospodaření města.

Ustanovení pražské statistické kanceláře bylo součástí procesu vzniku podobných institucí v Evropě i mimo ni. První městská statistická kancelář byla založena v roce 1861 v Brémách. Statistická kancelář královského hlavního města Prahy se pod vedením Josefa Erbena zařadila k nejvýznamnějším nejen v rámci habsburské monarchie. Udržovala četné kontakty do zahraničí formou výměny publikací, což vedlo k vytvoření bohatého knihovního fondu čítajícího v roce 1895 téměř 5000 svazků. Kancelář dodávala data do mezinárodních statistických přehledů (*Österreichisches Städtebuch*, *Statistique internationale des grandes villes*, *Annuaire de finances des grandes villes*). Její ředitel publikoval například v časopise *Annales de démographie internationale* a zastupoval Prahu na mnoha světových statistických sjezdech. V roce 1887 byl jako první Čech zvolen členem ISI (International Statistical Institute). Byl členem korespondentem statistických organizací v Paříži, Vídni a dalších městech. Pro statistickou kancelář pracoval až do své smrti 11. dubna 1910.

Před sto lety tak odešla jedna z nejvýraznějších osobností české statistiky druhé poloviny 19. století, a to po stránce pedagogické, vědecké i organizační. Vzhledem k tomu, že Zemský statistický úřad království českého byl zřízen až v roce 1897, je Erbenova statistická kancelář první předchůdkyní Českého statistického úřadu dnešních dnů. Další fakta o činnosti kanceláře a zajímavosti z profesního života Josefa Erbena lze najít v článku [4].

## Literatura

- [1] Erben, J.: *K theorii statistiky průmyslu*. I. L. Kober, Praha, 1863.
- [2] Erben, J.: *Statistická komisse král. hlavního města Prahy a spojených obcí a Městská statistická kancelář pražská v době od roku 1870 až 1895*. Statistická komisse král. hl. města Prahy, 1895.

- [3] *120 let pražské statistiky*. Městská správa Českého statistického úřadu, Praha, 1991.
- [4] Zichová, J.: *Josef Erben a jeho přínos pro pražskou statistiku v 19. století*. Pokroky matematiky, fyziky a astronomie, 54 (2009), č. 1, 57–71.

## DESÁTÁ LETNÍ ŠKOLA IASC

**Jaromír Antoch, Jan Strouhal**

*Adresa:* KPMS MFF UK, Sokolovská 83, Praha 8

*E-mail:* jaromir.antoch@mff.cuni.cz

Ve dnech 7. – 11. září 2009 se v Pamporovu, Bulharsko, uskutečnila již desátá letní škola mezinárodní asociace pro výpočetní statistiku (IASC), jejímž hlavním tématem byly *Computational Aspects in Environmental Statistics*. Je potěšením jednoho z autorů této krátké poznámky, že tradice, která započala před dvaceti lety v Praze je stále atraktivní pro desítky účastníků z celého světa. Díky podpoře IASC, ČStS a ESF (European Scientific Association) se školy zúčastnilo okolo čtyřiceti účastníků, z toho osm z Česko/Slovenska.

Na program byly série přednášek na téma:

- Metody pro aplikovanou analýzu dat z oblasti životního prostředí.
- Výpočetní aspekty modelování směsí při analýze dat z oblasti životního prostředí.
- Modelování extrémů v datech z oblasti životního prostředí.
- Detekce změn v časových řadách z oblasti životního prostředí.

Dva dny z toho zajistili přednášející z České republiky.

Péče organizátorů byla vynikající. Jediné, co kolegové z Bulharského hydro-meteorologického ústavu nezvládli, bylo zajistit teplé letní počasí. Místo toho jsme bojovali s mlhou a deštěm. I když, na výlet se vyčásilo, takže přeci jenom něco kolegové v daném směru umí. Velkou černou tečkou se tak stal pouze krach nízkonákladové společnosti SkyEurope, od níž řada účastníků i přednášejících měla zakoupeny letenky. Detaily o letní škole lze nalézt na <http://info.meteo.bg/conferences/iasc09/>

## DVĚ NOVÉ KNIHY V NAKLADATELSTVÍ MARTIN STRÍŽ, BUČOVICE

Představujeme vám nové knihy v brožovaném vydání kolegů Petra Klímka a Martina Kovářika z Fakulty managementu a ekonomiky Univerzity Tomáše Bati ve Zlíně.

Martin Kovářík, Petr Klímek:

*Počet pravděpodobnosti a matematická statistika  
s aplikacemi v programu XLStatistics.*

Počet stran 272. ISBN 978-80-87106-23-5.

Petr Klímek, Martin Kovářík:

*Aplikovaná statistika v programu XLStatistics.*

Počet stran 170. ISBN 978-80-87106-24-2.

První kniha doplňuje základní vysokoškolský kurz fakult ekonomického směru Statistika 1 (Statistika A, Metody statistické analýzy), druhá pak vysokoškolský kurz Statistika 2 (Statistika B, Aplikovaná statistika) příklady řešenými ve volně dostupném programu XLStatistics, který je nadstavbou pro prostředí tabulkového procesoru Microsoft Excel, více viz

<http://www.deakin.edu.au/~rodneyc/XLStatistics/>

Autorem programu je Dr. Rodney Carr z Deakin University Warrnambool (Austrálie). Program je dostupný zadarmo pro testovací a výukové účely. Po symbolické registraci jej lze používat i na aktivity komerční.

Většina příkladů je v knihách řešena ručně a následně v XLStatistics. Jsou proto vhodné k samostudiu. Ukázky v programu XLStatistics lze realizovat jako součást přednášek nebo jednotlivých cvičení v počítačových laboratořích.

Ve stejném duchu autor XLStatistics vytvořil i další nadstavby, jako XL-Mathematics, XLGenetics, nově XLEconomics a řadu dalších. Tato rozšíření a ukázky v nich však nejsou součástí zmíněných knih.

## Obsah

*Jan Hendl*

Analýza působení mediátorových a moderátorových proměnných ..... 1

*Pavol Tarábek*

Model of Cognitive Architecture of Scientific Concepts ..... 16

*Gejza Dohnal*

Zpráva z výroční schůze České statistické společnosti ..... 26

*Hana Řezanková*

Setkání zástupců národních statistických společností V6 ..... 29

*Jitka Bartošová*

PRASTAN 2009 ..... 31

*Jitka Zichová*

Kulatá výročí pražské statistiky 1830 – 1870 – 1910 ..... 33

*Jaromír Antoch, Jan Strouhal*

Desátá letní škola IASC ..... 35

*Redakce*

Nově vydané knihy ..... 36

### 20 let České statistické společnosti

V letošním roce slaví naše společnost 20 let od svého založení v roce 1990. Slavnostní zasedání k tomuto výročí pod názvem *‘Quo vadis Stochastica?’* proběhne v rámci Brněnských statistických dnů, které se budou konat 3. – 4. září 2010 v Brně. Podrobnější informace naleznete na <http://statspol.cz/>.

**Informační Bulletin** České statistické společnosti vychází čtyřikrát do roka v českém vydání. Příležitostně i mimořádné české a anglické číslo. Časopis je zařazen na Seznamu Rady, více viz <http://www.vyzkum.cz/>.

**Předseda společnosti:** doc. RNDr. Gejza DOHNAL, CSc.

ÚTM FS ČVUT v Praze, Karlovo náměstí 13, Praha 2, CZ-121 35

E-mail: [gejza.dohnal@fs.cvut.cz](mailto:gejza.dohnal@fs.cvut.cz)

**Redakční rada:** prof. Ing. Václav ČERMÁK, DrSc. (předseda), prof. RNDr. Jaromír ANTOCH, CSc., doc. Ing. Josef TVRDÍK, CSc., RNDr. Marek MALÝ, CSc., doc. RNDr. Jiří MICHÁLEK, CSc., doc. RNDr. Zdeněk KARPÍŠEK, CSc., prof. Ing. Jiří MILITKÝ, CSc.

**Technický redaktor:** ing. Pavel Stríž, Ph.D., [striz@fame.utb.cz](mailto:striz@fame.utb.cz)

Informace pro autory jsou na stránkách <http://www.statspol.cz/>

ISSN 1210–8022