

JEŠTĚ JEDNOU K PREDIKCI ÚSPĚŠNOSTI VE STUDIU UČITELSTVÍ

PETR BYČKOVSKÝ, ALENA ŠKALOUDOVÁ, MARIE LINKOVÁ, VĚRA ČÍŽKOVÁ

Na VII. konferenci ČAPV referovali Byčkovský a Škaloudová (1999) o výsledcích výzkumu predikce úspěšnosti ve studiu učitelství na Pedagogické fakultě UK (PedF). Výzkum, který byl zahájen ve šk. roce 1996/97 byl na PedF realizován u dvou souborů studujících učitelství. Jeden soubor tvořili studenti českého jazyka v kombinaci s jinými předměty (soubor Čj), druhý studující matematiky v kombinaci s jinými předměty (soubor Ma). Při výzkumu byla zjišťována predikční validita informací o prospěchu ze střední školy (SŠ) a informací z přijímacího řízení (PŘ). Výsledky výzkumu ukázaly, že predikční validita informací o prospěchu na SŠ je stejná a někdy dokonce i vyšší než predikční validita informací získaných při PŘ.

Tento příspěvek na výše uvedený referát navazuje. Soubor poznatků dříve získaných¹⁾ je zde rozšířen o:

- obdobnou analýzu predikční validity informací ze SŠ a PŘ u souboru studentů učitelství na Přírodovědecké fakultě UK (PřF), který proběhl současně s výzkumem na PedF,
- hledání vhodné kombinace dvou prediktorů, kterých by mohlo být použito při PŘ na obou fakultách a stanovení modelu pro odhad kritéria z hodnot prediktorů.

Výzkum predikční validity na Přírodovědecké fakultě UK

V této části příspěvku postupně uvedeme charakteristiky přijímacího řízení a organizace studia na PřF, popíšeme zkoumaný soubor studentů, prediktory a kritéria a seznámíme s výsledky korelační analýzy mezi prediktory a kritérii studijní úspěšnosti. Popis se týká stavu ve šk. roce 1996/97, kdy byl výzkum predikce studijní úspěšnosti studujících učitelství na obou fakultách zahájen.

Přijímací řízení na dvouoborové studium učitelství na PřF je jednokolové. Sestává ze dvou písemných zkoušek (po jedné pro každý obor). Za každou zkoušku je možné získat maximálně 100 bodů. Kromě toho se do celkového hodnocení započítává i průměrný

¹⁾ Byčkovský, P. a Škaloudová, A. Predikce úspěšnosti ve studiu učitelství. In: Svatoš, T. Poslední desetiletí v českém a zahraničním pedagogickém výzkumu. Hradec Králové: Vysoká škola pedagogická, 1999, s. 125-130.

prospěch ve 3. ročníku SŠ (max. 10 bodů), umístění na předních místech ve studentských olympiádách (max. 15 bodů) a v soutěži SOČ (max. 15 bodů). Při přijímacím řízení je tak možno získat až 240 bodů. Písemnou zkoušku z jednotlivých oborů kromě matematiky tvoří testy o 30 až 40 úlohách, při písemné zkoušce z matematiky jsou zadávány 4 rozsáhlejší úlohy.

Na rozdíl od organizace studia na PedF¹⁾ má organizace studia na PŘF v podstatě pevný rámec. Student si v jednotlivých semestrech zapisuje předměty pevně stanovené studijním plánem a doplňuje je o zápis jednoho nebo dvou předmětů volitelných. V každém ročníku musí student úspěšně složit zkoušky a zápočty předepsané studijním plánem. Student, který nesplní požadavky jedné z kontrol studia, musí požádat o tzv. odložení povinnosti a při kladném vyřízení žádosti je podmíněčně zapsán. Odloženou povinnost musí splnit v průběhu následujícího semestru.

Validitu jednotlivých prediktorů na PŘF jsme zkoumali u souboru učitelství matematiky v kombinaci s Bi, Ch a Ze (soubor Ma). Ve školním roce 1996/97 zahájilo studium 32 studentů a 2. ročník dokončilo 22 studentů.

Pro snadnější orientaci uvádíme sledované prediktory a kritéria úspěšnosti, i když jsou až na výjimky obdobná jako ve výzkumu provedeném na PedF¹⁾.

Prediktory SŠ

S_{Ma} průměrný prospěch z Ma na SŠ,
S_{3R} průměrný prospěch ve 3. ročníku na SŠ,
S_{4R} průměrný prospěch ve 4. ročníku na SŠ,
S_{MT} průměrný prospěch u maturity.

Prediktory PŘ

T_{Ma} výsledek písemné zkoušky z Ma,
P_{RB} celkový počet bodů v PŘ.

Za kritérium studijní úspěšnosti jsme použili průměrný prospěch, počet opravných termínů (na rozdíl od PedF, kde bylo vzhledem k rozdílné organizaci studia použito jako jednoho z kritérií počtu složených zkoušek), a složeného kritéria, jehož hodnoty závisejí na průměrném prospěchu a na počtu opravných termínů.

Kritéria studijní úspěšnosti

P_{Ma12} průměrný prospěch z předmětů oboru Ma v 1. a 2. ročníku,
P₁₂ průměrný prospěch ze všech předmětů absolvovaných v 1. a 2. ročníku,
O_{T12} celkový počet opravných termínů v 1. a 2. ročníku,

SU12 nevážený složený ukazatel studijní úspěšnosti, který závisí na P12 a OT12 a může nabývat hodnot 1 až 8 podle předpisu uvedeného v tab.1,

SU12* vážený ukazatel studijní úspěšnosti, o kterém pojednáme až ve druhé části příspěvku.

Tab. 1 Předpis pro stanovování hodnot ukazatele studijní úspěšnosti SU12 na PŘF

Průměrný prospěch (P12)	Počet opravných termínů v 1. a 2 ročníku (OT12)			
	0 - 1	2 - 4	5 - 6	7 a více
1,00 – 1,40	8	7	6	5
1,41 – 1,80	7	6	5	4
1,81 – 2,20	6	5	4	3
2,21 – 2,60	5	4	6	2
2,61 – 3,00	4	3	2	1

Korelační koeficienty vyjadřující u souboru Ma na PŘF těsnost vztahu mezi prediktory a kritérii jsou uvedeny v tab. 2. Hodnoty, které jsou statisticky významné na hladině $\alpha = 0,05$, jsou uvedeny kurzívou²⁾. Při analýze zjištěných korelačních koeficientů jsme postupovali obdobně jako při analýze dat zkoumaných souborů z PedF.

Všechny korelační koeficienty vyjadřující validitu jednotlivých prediktorů vůči kritériu průměrný prospěch z matematických předmětů (PMa12) jsou statisticky významné. Obdobně tomu je i u všech prediktorů (s výjimkou PRB) kritéria celkový průměrný prospěch P12. V obou případech však predikují lépe ukazatele středoškolské než ukazatele z přijímacího řízení. Kritérium počet opravných termínů (OT12) predikují výrazně lépe prediktory SŠ, jejichž hodnoty se pohybují v rozpětí 0,50 až 0,80, zatímco hodnoty prediktorů PŘ jsou pouze 0,23 a 0,17. Pro zkoumaný soubor Ma na PŘF platí, že všechny středoškolské ukazatele predikují zvolená kritéria výrazně lépe než ukazatele použité při přijímacím řízení. Ze středoškolských prediktorů jsou nejučinnějšími průměrný prospěch ze 3. ročníku (S3R) a 4. ročníku (S4R).

Porovnání souboru Ma u PedF¹⁾ a Ma u PŘF ukazuje, že v obou případech predikují lépe středoškolské ukazatele než ukazatele z přijímacího řízení. To podporuje návrh, který jsme uvedli v závěru

²⁾ Uvedené statistické významnosti mají pouze orientační charakter, protože nepracujeme s výběrovým, ale základním statistickým souborem.

minulého referátu¹⁾, aby při přijímacím řízení byla informacím o prospěchu na střední škole přikládána větší váha než je tomu dosud.

Tab. 2 Matice korelací mezi prediktory a kritérii studijní úspěšnosti na PŘF UK

Soubor Ma (studující matematiky v kombinaci) N = 22

KRITÉRIUM	Prediktory						Prům. kor. koef.		
	SMa	S3R	S4R	PMT	TMa	PRB	SS	PŘ	rozdíl
							r_s	r_p	$r_s - r_p$
PMa12	,73	,72	,78	,61	,53	,48	,71	,50	,21
P12	,70	,66	,77	,57	,42	,40	,68	,41	,27
OT12	,54	,74	,80	,50	,23	,17	,65	,20	,45
SU12	,70	,74	,83	,57	,30	,31	,71	,30	,41
SU12*	,76	,69	,80	,57	,32	,39	,70	,35	,35

Kombinace dvou prediktorů a model odhadu kritéria

Dosud jsme se při výzkumu predikce studijní úspěšnosti na PedF a PŘF soustředili na analýzu účinnosti jednotlivých prediktorů. Ve druhé části příspěvku se věnujeme problematice predikce s využitím dvou prediktorů a modelu regresní rovnice pro odhad zvoleného kritéria. Kombinace dvou nebo více prediktorů umožňuje zdokonalit predikci. V našem případě jsme se omezili na dva prediktory. Obecně platí, že je vhodné kombinovat ty prediktory, které korelují vysoko s kritériem a naopak korelují málo mezi sebou. Navíc jsme se při volbě prediktorů řídili tím, že jeden z prediktorů bude některý ze středoškolských ukazatelů a druhý prediktor bude z přijímacího řízení, a to celkový počet bodů při přijímacím řízení (PRB). Protože v období, kdy se podávají přihlášky na vysokou školu nejsou k dispozici výsledky maturity ani výsledky ze 4. ročníku střední školy, zvolili jsme jako středoškolský prediktor průměrný prospěch ze 3. ročníku (S3R).

Těsnost vztahu mezi kritériem a dvěma prediktory se vyjadřuje dvounásobným koeficientem korelace. Vzorec pro výpočet dvounásobného korelačního koeficientu R je uváděn ve statistických příručkách, které se zabývají vícerozměrnými statistickými metodami (viz např. Hebák a Hustopecký 1987). Hodnoty některých dvounásobných koeficientů korelace, kdy k predikci kritéria bylo použito prediktorů PRB a S3R uvádíme v dalším textu společně s příklady regresních rovnic. Pro ilustraci uvedeme dva konkrétní příklady. Korelace kritéria průměrný prospěch z předmětů oboru Čj na PedF (PČj12) s prediktorem PRB je 0,35 a s prediktorem S3R má hodnotu 0,36. Použijeme-li k predikci tohoto kritéria obou prediktorů, vzroste hodnota korelačního koeficientu na 0,45. Korelace kritéria

P_{Ma12} u souboru z P_{řF} s prediktorem PRB je 0,48 a s prediktorem S3R má hodnotu 0,72. Při použití obou prediktorů se korelační koeficient zvýší na 0,75. Zvýšení koeficientu dvounásobné korelace je v druhém případě výrazně nižší než v příkladu prvním. Obecně totiž platí, že zvýšení je tím větší, čím jsou si hodnoty korelačních koeficientů prediktorů s kritériem bližší.

Kromě jednoduchých kritérií studijní úspěšnosti jsme na obou fakultách použili složené kritérium studijní úspěšnosti SU12. Bylo stanoveno z hodnot dvou jednoduchých kritérií. Prvním kritériem byl průměrný prospěch ze všech absolvovaných předmětů v 1. a 2. ročníku studia P12. Druhým kritériem byl na P_{řF} počet opravných termínů OT12 a na PedF celkový počet složených zkoušek Z12. Rozdílnost volby druhého kritéria vyplývá z různé organizace studia na PedF a P_{řF}. Hodnoty SU12 pro P_{řF} jsme stanovili podle předpisu uvedeného v tab. 1, pro PedF je uveden v minulém referátu. V obou případech jsme oběma kritériím přikládali stejnou váhu.

Vzhledem k tomu, že druhé kritérium, tj. OT12 u P_{řF} a zejména Z12 u PedF vykazovalo nižší korelace s prediktory než P12, pokusili jsme se je zvýšit tím, že jsme váhu prediktoru P12 postupně zvyšovali. Dospěli jsme tak až ke kritériu SU12* s vahou P12 čtyřikrát větší než u druhých prediktorů. Toto kritérium jsme nazvali vážený ukazatel studijní úspěšnosti. Naše snaha o zdokonalení SU12* vůči SU12 nebyla zcela úspěšná. Zřetelné je to u P_{řF} (viz tab. 2), kde došlo k malému zvýšení korelace SU12* s prediktory z P_{řF} oproti SU12, ale k jednoznačnému zdokonalení SU12* s prediktory SŠ nedošlo. Příznivější stav je u obou souborů z PedF. U souboru Čj se hodnoty korelačních koeficientů s prediktory u SU12* vůči SU12 v průměru zvýšily téměř o 0,1 a u souboru Ma o 0,04.

Vyjádřením odhadu kritéria z hodnot dvou prediktorů se zabývá regresní analýza. Pro naši problematiku jsme zvolili její lineární model. Při použití tohoto modelu musejí být splněny některé podmínky (viz např. Hebák, P. a Hustopecký, J. 1987). Popis jejich ověřování je nad rámcem tohoto referátu.

Při konstrukci vhodného regresního modelu je třeba mít na mysli, že kvalita odhadu úzce souvisí se schopností modelu věrně zobrazit zkoumané skutečnosti. Vhodnost modelu je přitom možné posuzovat z různých hledisek. V našem výzkumu jsme se řídili následujícími zásadami.

Hledali jsme dostatečně obecnou, ale přitom jednoduchou abstrakci predikce studijní úspěšnosti. Lineární model jsme použili ze dvou

důvodů. Bodové diagramy naznačovaly lineární vztah mezi dvojicemi zkoumaných proměnných. Druhým důvodem byla zkušenost, že souhrnný vliv jednotlivých prediktorů je aditivní.

Vzhledem k dané problematice a zvoleným datovým souborům (nešlo o náhodné výběry, ale o celé studijní skupiny studentů dvou vysokých škol) jsme se zaměřili na odhalení specifčnosti daných souborů. Nebyla tudíž pro nás důležitá stabilita regresní funkce vzhledem k časovému a prostorovému odlišnostem. Naopak je žádoucí, aby tento výzkum sloužil ke zdokonalování přijímacího řízení, čímž by zároveň docházelo ke změnám regresní funkce.

Obecná regresní rovnice pro odhad zvoleného kritéria \bar{c} má v lineárním modelu při dvou prediktorech X_1 a X_2 tvar:

$$\bar{c} = a + b_1 \cdot X_1 + b_2 \cdot X_2,$$

kde a je regresní konstanta a b_1 a b_2 jsou optimální váhy prediktorů pro predikci daného kritéria, tzv. parciální regresní koeficienty. Prediktory, které korelují s kritériem kladně, mívají v predikční rovnici kladnou váhu a naopak. V našem případě je třeba mít na zřeteli, že vzhledem k ostatním proměnným je školní prospěch měřen „záporně“.

Dále je si třeba uvědomit, že parciální regresní koeficienty mimo jiné také mechanicky kompenzují rozdíly v rozměrech prediktorů, přesněji řečeno, prediktory s vyšší střední hodnotou jsou váženy slaběji než prediktory se střední hodnotou nižší. Proto je vhodné, jak hodnoty kritéria, tak i hodnoty prediktorů standardizovat na střední hodnoty rovné nule a směrodatné odchylky rovné jedné. Potom dostáváme $a = 0$ a navzájem srovnatelné parciální regresní koeficienty, tzv. standardní parciální regresní koeficienty čili betaváhy β_1 a β_2 .

Porovnání betavah umožňuje posoudit vliv jednotlivých prediktorů na odhad kritéria. Jsou-li absolutní hodnoty betavah β_1 a β_2 přibližně stejné, pak by měl být oběma prediktorům v přijímacím řízení přikládán stejně velký význam. Je-li absolutní hodnota jedné z betavah výrazně větší než hodnota druhé, pak by měl být přikládán větší význam prediktoru s větší betaváhou.

Všeobecně používanou mírou dobré shody lineárního regresního modelu se skutečností je vícenásobný korelační koeficient R . Pro test shody lineárního regresního modelu se skutečností se používá jeho druhá mocnina, tzv. koeficient determinace R^2 . Pro test hypotézy $R^2 = 0$ se používá analýza rozptylu založená na porovnání regresního (čtverce odchylek vyrovnaných hodnot od průměru) a reziduálního

(čtverce odchylek zjištěných hodnot od hodnot modelovaných) součtu čtverců.

Pro parciální regresní koeficienty platí, že čím více je jejich hodnota bližší nule, tím spíše příslušný prediktor nemá na hodnotu kritéria vliv.

Proto je regresní analýza doplněna o t-testy hypotéz:

$$b_1 = 0 \text{ a } b_2 = 0.$$

Pozorované hladiny významnosti obou testů jsou v následujícím textu značeny α . Uvedeny jsou jen některé zajímavější výsledky lineární regresní analýzy:

PEDAGOGICKÁ FAKULTA UK

Soubor: český jazyk v kombinaci:

$$\begin{aligned} P\check{C}j12 &= 1,84 - 0,01.PR\check{B} + 0,29.S3R & R^2 &= 0,205, \alpha = 0,000 \\ \beta_1 &= -0,27 & \beta_2 &= 0,31 & R &= 0,453 \\ \alpha_1 &= 0,010 & \alpha_2 &= 0,003 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SU12^* &= 13,25 + 0,13.PR\check{B} - 2,56.S3R & R^2 &= 0,247, \alpha = 0,000 \\ \beta_1 &= 0,34 & \beta_2 &= -0,30 & R &= 0,497 \\ \alpha_1 &= 0,001 & \alpha_2 &= 0,003 \end{aligned}$$

Soubor: matematika v kombinaci:

$$\begin{aligned} PMa12 &= 1,36 - 0,004.PR\check{B} + 0,33.S3R & R^2 &= 0,289, \alpha = 0,033 \\ \beta_1 &= -0,15 & \beta_2 &= 0,47 & R &= 0,538 \\ \alpha_1 &= 0,444 & \alpha_2 &= 0,026 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SU12^* &= 18,83 + 0,06.PR\check{B} - 2,60.S3R & R^2 &= 0,336, \alpha = 0,017 \\ \beta_1 &= 0,25 & \beta_2 &= -0,45 & R &= 0,580 \\ \alpha_1 &= 0,197 & \alpha_2 &= 0,028 \end{aligned}$$

Přírodovědecká fakulta UK

Soubor: matematika v kombinaci:

$$\begin{aligned} PMa12 &= 0,66 - 0,003.PR\check{B} + 1,27.S3R & R^2 &= 0,570, \alpha = 0,000 \\ \beta_1 &= -0,26 & \beta_2 &= 0,62 & R &= 0,755 \\ \alpha_1 &= 0,124 & \alpha_2 &= 0,001 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SU12^* &= -8,75 + 0,000.PR\check{B} + 13,88.S3R & R^2 &= 0,554, \alpha = 0,000 \\ \beta_1 &= 0,004 & \beta_2 &= 0,75 & R &= 0,744 \\ \alpha_1 &= 0,982 & \alpha_2 &= 0,000 \end{aligned}$$

Ve výše uvedených regresních rovnicích můžeme porovnat betaváhy β_1 a β_2 . Například u souboru Čj na PedF jsou jejich absolutní

hodnoty pro obě kritéria studijní úspěšnosti přibližně stejné. To znamená, že oba prediktory mají stejný význam. Naproti tomu v obou zbývajících souborech jsou jejich absolutní hodnoty u prediktoru PRB výrazně nižší než u prediktoru S3R, což vyjadřuje nižší význam prediktoru PRB.

Závěry

1. U souboru studujících učitelství matematiky v kombinaci na Přírodovědecké fakultě UK se potvrdilo to, co jsme zjistili u studujících učitelství matematiky v kombinaci na Pedagogické fakultě UK. Informace o prospěchu na střední škole predikují studijní úspěšnost lépe než informace získané při přijímacím řízení.
2. Prakticky se potvrdila statistikům známá skutečnost, že vícenásobná predikce, tj. použití kombinace dvou prediktorů zvyšuje jejich predikční účinnost. Při konstantní hodnotě vzájemné korelace mezi prediktory platí, že zvýšení predikční účinnosti je tím vyšší, čím jsou si hodnoty korelací prediktorů s kritériem bližší.
3. Při stanovování složeného ukazatele studijní úspěšnosti, který z věcného hlediska považujeme za užitečné kritérium, se zatím nepodařilo přiřazováním vah jednotlivým kritériím, jež ho tvoří, dosáhnout jeho výraznějšího zdokonalení ve srovnání s případem, kdy vážení nebylo uplatněno. To však neznamená, že by dále neměly být hledány jiné vhodné kombinace kritérií.
4. Vytváření regresních modelů samo o sobě nemá pro zdokonalování přijímacího řízení zásadní význam. Umožňuje však vypočítat tzv. betaváhy, jejichž porovnání dovoluje zhruba stanovit míru významu jednotlivých prediktorů.
5. Výsledky výzkumu predikční validity, které jsme uvedli, nelze jednoznačně zobecnit. Domníváme se však, že popis postupu při výzkumu a analýze dat může naznačit jednu z cest při řešení problematiky přijímacího řízení na vysoké školy.

Literatura:

Byčkovský, P. a Škaloudová, A. Predikce úspěšnosti ve studiu učitelství. In. Svatoš, T. Poslední desetiletí v českém a zahraničním pedagogickém výzkumu. Hradec Králové: Vysoká škola pedagogická, 1999, s. 125-130.

Hebák, P. a Hustopecký, J. Vícerozměrné statistické metody s aplikacemi. Praha: SNTL/Alfa, 1987.

Norušis, M. SPSS/PC+ Statistics 4.0. Chicago: SPSS Inc., 1990.

Řičan, P. Úvod do psychometrie. Bratislava: Psychodiagnostické a diagnostické testy n.p., 1977.

AUTOŘI – KONTAKT:

Doc. Ing. Petr Byčkovský, CSc.

Alena Škaloudová

Mgr. Marie Linková, Ph.D.

RNDr. Věra Čížková, CSc.

Pedagogická fakulta UK

Rettigové 4

Praha 1

Tel.: (02) 219 00 120, 522, 185, 219 53 203

E-mail: petr.byckovsky@pedf.cuni.cz

skalouda@pedf.cuni.cz

veciz@nstur.cuni.cz