
Přechod mezi střední a vysokou školou a role různých modelů přijímacích řízení*

TOMÁŠ KONEČNÝ**

CERGE-EI, Praha

JOSEF BASL

Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Praha

JAN MYSLIVEČEK

CERGE-EI, Praha

Alternative Models of Entrance Exams and Access to Tertiary Education: A Simulation Study

Abstract: The study evaluates the potential impact of alternative models of university entrance exams – a model based on field-specific knowledge and a model relying on general aptitude tests – in the context of the Czech education system since 1998, a system that can be described as highly stratified and suffering from a notable excess of demand for higher education over supply. Using the dataset Sonda Maturant 1998, the authors show that entrance exams based on general aptitude tests may outperform the field-specific knowledge model in terms of providing access to talented students from a lower socioeconomic background. The simulations show that under the general aptitude regime the relative chances of an applicant with a university-educated father are only one-quarter higher than the relative chances of a student with a less educated father, compared to more than a one-third difference in the case of the regime emphasising field-specific knowledge. For mother's education, the respective odds ratios differ by the even larger margin of 28 percentage points.

Keywords: higher education, entrance exams, educational equity, Czech Republic.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2010, Vol. 46, No. 1: 43–72

1. Úvod

Přechod ze střední školy na vysokou školu byl v České republice ještě na přelomu 20. a 21. století silně determinován socioekonomickým zázemím výchozí rodiny a s ním do značné míry souvisejícím typem studované střední školy. Absolventi gymnázií, kteří měli v průměru lepší socioekonomické zázemí, měli zároveň

* Práce T. Konečného a J. Basla byla podpořena grantem GA ČR 403/08/0109.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Josef Basl, Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: tomas.konecny@cerge-ei.cz.

dlouhodobě vyšší pravděpodobnost úspěš v přijímacím řízení na vysokou školu ve srovnání s absolventy středních odborných škol.¹

Tuto skutečnost dokládá řada studií, např. [Matějů, Straková 2003] či [ÚIV 2008]. Studie [Matějů et al. 2006] založená na datech z výzkumu Sonda Maturant 1998 zaměřeného na obecné studijní předpoklady studentů posledních ročníků středních škol přitom poukázala na významnou skupinu žáků z rodin s nižším socioekonomickým zázemím, kteří i přes výborné výsledky v testech obecných studijních předpokladů (OSP) neuvažovali o studiu na vysoké škole. Výsledky zmíněné skupiny přitom překonaly výsledky nezanedbatelné části žáků z rodin s vysokým socioekonomickým statusem.

Závěry zmíněných autorů poukazují na nevyužitý intelektuální potenciál u části žáků, který by se při potenciálním využití testů OSP v rámci přijímacího řízení na vysoké školy mohl uplatnit efektivněji. Snaha objasnit zákonitosti utváření vzdělanostních nerovností a identifikovat možná opatření směřující ke snižování nerovností patří ke klíčovým tématům sociálně stratifikačního výzkumu.

Nerovnostem v přístupu ke vzdělávání je v mezinárodním kontextu věnována jak empirická [např. Hansen 1997; Lucas 1999], tak teoretická pozornost. Historický vývoj přístupů k této problematice a přehled jednotlivých teoretických konceptů publikovali např. Simonová a Katrňák [Simonová, Katrňák 2008]. Sledování aspektů ovlivňujících přechod jedinců z určitého stupně vzdělání do vyššího je předmětem sociologického zkoumání již řadu desetiletí. Zejména tranzice ze sekundárního (středoškolského) do terciárního (vysokoškolského) vzdělávání patří spolu s problematikou utváření a reprodukce vzdělanostních aspirací ke klíčovému a aktuálním tématům výzkumu vzdělanostních nerovností. Kupříkladu nejnovější teoretický přístup tzv. nerovnosti udržované ve výsledku (*effectively maintained inequality*) byl představen poměrně nedávno [Lucas 2001].

Tento text se týká kontextu procesu volby vysoké školy (*college choice*). Bateman a Spruill [Bateman, Spruill 1996] v této souvislosti poukazují na tři kategorie modelů: ekonometrické, sociologické a kombinované. Sociologické přístupy věnují pozornost faktorům, které ovlivňují utváření vzdělanostních aspirací považovaných za nedílnou součást procesu dosahování statusu. Právě aspirace jsou v rámci procesu rozhodování o studiu na pomyslném kontinuu považovány za počáteční aspekt [tamtéž].

Kromě vlivu sociálního původu na dosažené vzdělání jedince (individuální úroveň) je pozornost věnována také institucionálním faktorům (např. míra ote-

¹ Např. v rámci přijímacího řízení na vysoké školy pro akademický rok 2006/2007 činila úspěšnost přijetí uchazečů z gymnázií 74 %, z maturitních oborů středních odborných škol 60 % a z maturitních oborů středních odborných učilišť 50 %. Pro úplnost je možné dodat, že v daném období uchazeči o vysokoškolské studium přicházeli v 8 % případů ze středních odborných učilišť, gymnazisté byli zastoupeni 31 % a střední odborné školy 45 %. U dalších necelých 16 % uchazečů nebylo v rámci přijímacího řízení uvedeno, odkud se hlásí [ÚIV 2008].

vřenosti vzdělávacího systému, nastavení přijímacích zkoušek – znalostní testy / testy OSP apod.). V obecnější rovině na oba aspekty poukázal již Kerckhoff [1976], který vymezil dva přístupy: alokační model a socializační model. Alokační model vyjadřuje myšlenku, že člověk je ovlivněn sociálními institucemi. To, čeho člověk dosáhne (vzdělání, status), je ovlivněno tím, co mu instituce umožňují. Získání (popřípadě nezískání) určitého stupně vzdělání je podle alokačního modelu ovlivněno strukturálními omezeními nebo aplikací selektivních kritérií. Socializační model klade důraz na relativní svobodu každého člověka. Příčinou vzdělání a statusu dosaženého jedincem je podle socializačního modelu člověk sám v souvislosti se svými schopnostmi, ambicemi, ctížádostí a zděděným socioekonomickým statutem. Tento model klade důraz na sociálně-psychologický koncept vzdělanostních a profesních aspirací. Oproti alokačnímu modelu zaměřenému na nízkou nabídku vzdělávacích možností se socializační model orientuje na poptávku po vzdělání. Oba modely jsou většinou vnímány jako vzájemně se doplňující než jako protikladné.

Vzdělanostními aspiracemi v institucionálním kontextu se zabývala Buchmannová [Buchmann, Park 2005], která porovnávala státy s různým institucionálním uspořádáním vzdělávacího systému z hlediska míry stratifikovanosti a standardizace. Vysoce stratifikované vzdělávací systémy se podle ní vyznačují tím, že studenti jsou vybíráni do jednotlivých vzdělávacích drah v relativně nízkém věku. Méně stratifikované vzdělávací systémy formálně neurčují vzdělávací trajektorie pro studenty. Podle míry standardizace a stratifikovanosti vzdělávacího systému Buchmannová [Buchmann, Park 2005] ve své práci zařadila Českou republiku do kategorie zemí s vysoce standardizovaným i stratifikovaným vzdělávacím systémem. Buchmannová [tamtéž] uvádí, že v rámci zkoumání determinant aspirací studentů z hlediska vzdělání a zaměstnání ve vysoce stratifikovaných systémech bylo zjištěno, že typ školy, kterou student navštěvuje, má silný vliv na jeho aspirace. Studenti v odborně orientovaných středních školách v menší míře než studenti akademicky orientovaných studijních programů očekávají, že by vystudovali vysokou školu.

Naše studie se zaměřuje na možné efekty testů obecných studijních předpokladů v přijímacím řízení na vysoké školy, zejména pokud se jedná o relativní šance uchazečů s různým socioekonomickým statutem. Hlavním předmětem našeho zájmu je srovnání modelu přijímacího řízení založeného především na zjišťování znalostí² s alternativním modelem založeným na testování obecných studijních předpokladů ve vzdělávacím systému charakteristickém silnou stratifikací středního vzdělávání a velkým převisem poptávky po vysokoškolském studiu nad nabídkou studijních míst.³

² Tento model budeme v dalším textu za účelem zjednodušení nazývat „znalostní“ model.

³ Cílem studie tudíž není kvantifikace relativního vlivu modelu přijímacích zkoušek ve srovnání s ostatními faktory (demografická situace v daném období, míra stratifikace středního školství, možný vliv neformálních vazeb během přechodu na VŠ aj.).

Analýza diskutovaná v tomto textu používá data z roku 1998, kdy v České republice bylo poprvé uskutečněno plošné testování žáků maturitních ročníků středních škol (Sonda Maturant) zaměřené na obecné studijní předpoklady. Jsme si vědomi, že se jedná o starší datový zdroj, je ale třeba poznamenat, že žádné následné šetření zatím v ČR realizováno nebylo. Navíc je pro náš text klíčové, že prostřednictvím dat z roku 1998 můžeme operovat právě v kontextu zmíněných obecnějších rysů vzdělávacího systému. Z hlediska přechodu ze střední školy na vysokou školu totiž data pokrývají období relativně velkého převisu poptávky po studiu nad nabídkou a důrazu na faktografické znalosti při přijímacím řízení.

Ačkoli v roce 1998 byly v rámci přijímacího řízení pro studium na vysoké škole (pro akademický rok 1998/1999) poprvé fakultami respektovány výsledky Národních srovnávacích zkoušek (NSZ) jako jedno z kritérií přijímacího řízení [SCIO 2009], jednalo se o minoritní záležitost. Počet fakult zjišťujících pomocí NSZ obecné studijní předpoklady uchazečů nicméně postupně narůstal. NSZ, jejichž součástí je test OSP, se v roce 2006 poprvé staly povinnou součástí přijímacího řízení na několika fakultách vysokých škol v ČR a v roce 2008 obecné studijní předpoklady zjišťovalo prostřednictvím NSZ 55 fakult z 24 vysokých škol v ČR [SCIO 2009].⁴ Ve vztahu k současné situaci v ČR lze tudíž předpokládat, že analýza bude relevantní pro vysoce žádané obory, jako jsou např. *zdravotnictví, lékařské a farmaceutické vědy a nauky* [ÚIV 2008].

V následující sekci nejdříve shrneme zkušenosti s testy OSP při výběru uchazečů o studium na vysokou školu. Studie poté pokračuje popisem datových zdrojů, zvolené metodologie a získaných odhadů. Závěrečná část shrnuje hlavní výsledky a zmiňuje omezení, jež je nutné brát v potaz při jejich interpretaci.

2. Přijímací zkoušky a OSP

Problematika testování obecných studijních předpokladů je v zahraničí dlouhodobě diskutována a zkoumána zejména v USA [NACAC 2008; Mattern et al. 2008; Zwick 2007], kde jsou testy studijních předpokladů (SAT Reasoning Test, dříve označovány jako Scholastic Aptitude Test) plošně používány a zohledňovány v přijímacím řízení na vysokou školu. Ve Velké Británii byly testy typu SAT používány pro 14leté žáky, ale britská vláda v říjnu 2008 rozhodla o zrušení tohoto testování [Griffith 2008]: jednak se jejich výsledky používaly především pro vytváření žebříčků škol, jednak během léta 2008 došlo k problémům při vyhodnocování testů. V ostatních evropských státech nejsou testy OSP (případně jejich variace) používány v takovém rozsahu. Jedná se spíše o konkrétní vysoké školy, které tyto testy pro přijímací řízení vyžadují.⁵

⁴ V roce 2008 skládalo NSZ celkem 33 371 uchazečů o vysokoškolské studium [SCIO 2009]. Tento počet tvořil necelou čtvrtinu z celkového počtu 147 276 osob přihlášených k přijímacímu řízení na vysokou školu [ÚIV 2009].

⁵ Např. v Německu k nim patří International University of Bremen [Stannek, Ziegele 2005].

Při evaluaci testů OSP jako možného kritéria při přijímání na vysoké školy je značná pozornost věnována tomu, do jaké míry se výsledky zmíněných testů skládaných před vstupem na vysokou školu mohou podílet na predikování výsledků dosahovaných během vysokoškolského studia. Někteří autoři [např. Zwick, Sklar 2005] přikládají výsledkům testů SAT v USA relativně silný význam a hovoří až o 20% zjištěném podílu testů SAT na vysvětlené varianci výsledků studentů v prvním ročníku vysoké školy.

Po úpravách testů SAT v roce 2005 – byla přidána část zaměřená na psaní a drobné úpravy doznaly části zaměřené na verbální a matematickou problematiku – provedla organizace The College Board zodpovědná za realizaci testů SAT analýzu, jež zkoumala, do jaké míry mohou upravené testy dále sloužit jako validní prediktor pro výsledky v prvním ročníku vysoké školy (FYGPA).⁶ Příslušná studie [Kobrin et al. 2008] se však omezuje pouze na ověření vztahu mezi výsledky SAT, průměrného výsledku ze střední školy (HSGPA)⁷ a průměrného výsledku v prvním ročníku vysoké školy, aniž by byly zohledněny další proměnné. Ačkoli studie poukazuje na problematiku rozdílu mezi sledováním studijních předpokladů a výsledků ze střední školy, dochází ke zjištění, že po úpravě obsahu testů SAT nedošlo k výraznému snížení významu výsledků testů SAT pro predikci výsledků v prvním ročníku vysoké školy. Kobrin et al. [2008] dále doplňuje, že jako nejlepší se pro predikci FYGPA zdá být kombinace prediktorů výsledek SAT a průměrný výsledek ze střední školy (HSGPA). Ve druhé studii zmíněné organizace [Mattern et al. 2008] je porovnání validity původních a upravených testů SAT analyzováno pro několik podsouborů, a je tudíž v daném ohledu robustnější. Kromě pohlaví, rasy/etnicity a mateřského jazyka ale nezohledňuje řadu dalších relevantních faktorů (např. vzdělání rodičů).

Ne všechny práce jsou však stejného názoru. Rothstein [2004] dochází k závěru, že výsledky testů SAT mají na vysvětlování (predikování) studijních výsledků na vysoké škole jen nepatrný podíl ve srovnání s demografickými proměnnými (vzdělání rodičů, zaměstnanecký status, etnický původ apod.), a zároveň poukazuje na nepřesně definované datové soubory, opomenutí některých relevantních proměnných a změn v přijímacím řízení u řady studií realizovaných na vysokých školách v USA.

Na pomyslné „opačné“ straně názorů lze rovněž zmínit závěry ze zprávy vydané National Association for College Admission Counseling [NACAC 2008]. Podle zjištění NACAC [2008] testy SAT dostatečně nezohledňují širokou nabídku studia na vysokých školách a univerzitách, které se významně liší svou velikostí, posláním a mírou selektivity. Ve skutečnosti tedy výsledky testů SAT pro část škol představují důležitý prediktor výsledků v prvním ročníku, ale pro jinou část nikoli. Analýzy navíc opakovaně zjistily výrazné rozdíly v predikční síle pro studenty různých socioekonomických skupin (silnější role výsledků testů SAT je sledována v případě žen a příslušníků minorit).

⁶ Tzv. First-Year College Grade Point Average (FYGPA).

⁷ Tzv. High School Grade Point Average (HSGPA).

NACAC ve své zprávě zdůrazňuje, že výsledky v prvním ročníku vysoké školy záleží na celé řadě faktorů (kromě rodinného zázemí také např. na předchozím vzdělání, pracovních zkušenostech), a výsledkům testů SAT proto nelze přisuzovat tak vysokou váhu. Z pohledu NACAC [2008] je za mnohem silnější prediktor pro výsledky na vysoké škole možné považovat výsledky v testech zohledňujících školní učivo (např. College Board's AP Exams a Subject Tests). Od jejich výraznějšího rozšíření v USA NACAC očekává, že by to mohlo vyvolat tlak na střední školy, aby více připravovaly studenty v oblasti učiva a méně v oblasti „pouhého“ nácviku na testy.

Mezi řadou kritických názorů na SAT je rovněž vhodné připomenout skutečnost, že tyto testy skládá s ohledem na demografický vývoj čím dál více uchazečů, pro které není angličtina prvním jazykem. Predikční sílu výsledků testů SAT pro výsledky na vysoké škole lze pak v případě této skupiny analyzovat jen velmi obtížně [NACAC 2008].

Při zvažování možných dopadů testů OSP je třeba poznamenat, že ve srovnání se vzdělávacím systémem v ČR patří vzdělávací systém v USA k podstatně méně stratifikovaným [Buchmann, Dalton 2002; Matějů et al. 2007]. Při přechodu ze střední školy na vysokou školu by pak používání testů OSP mohlo mít jiný význam v ČR než v USA. Jak se totiž uvádí ve zmíněné studii [Matějů et al. 2007], v rámci našeho silně stratifikovaného vzdělávacího systému důraz na testování znalostí v přijímacím řízení na vysokou školu s velkou pravděpodobností pouze přispívá k přenosu vzdělanostních nerovností dále. V tom se náš vzdělávací systém pravděpodobně odlišuje od systému existujícího v USA, kde se ve světle výzkumných zjištění role SAT zdá být nejednoznačná. Z toho důvodu považujeme za důležité se zde této problematice věnovat.

3. Data

Základními datovými zdroji pro naši studii jsou databáze Sonda Maturant 1998 a soubor Uchazeč ze stejného roku. Databáze Sonda Maturant 1998 obsahuje výsledky rozsáhlého celostátního šetření všech studentů maturitních ročníků tvořících přibližně 60 % dané věkové kohorty. Šetření bylo realizováno Ústavem pro informace ve vzdělávání (ÚIV) na jaře roku 1998 a jeho hlavním výstupem byly vzájemně srovnatelné výsledky testů z českého jazyka, cizího jazyka, matematiky a obecných studijních předpokladů. Databáze mimoto obsahuje základní demografické údaje o studentovi a jeho rodičích a dále podrobné informace o střední škole, na které studoval. Soubor Sonda Maturant 1998 obsahuje údaje o 83 197 studentech, z nichž 40 422 se v daném roce zamýšlelo hlásit na VŠ. Mimo studentů gymnázií a středních odborných škol tato data zahrnují i studenty ze středních integrovaných škol, tj. učilišť, které svým studentům umožňují získání maturitní zkoušky.

Celkový počet uchazečů o vysokoškolské studium v souboru Uchazeč 1998 je roven 105 085. Ve stejném souboru jsou obsaženy údaje o fakultách a oborech,

na které se zájemci hlásí, a dále výsledky přijímacího řízení včetně informace o zapsání. V případě Uchazeče je součástí databáze také odložená poptávka po studiu na vysoké škole, kterou tvoří nepřijetí uchazeči z minulých let, případně noví zájemci s maturitou získanou před rokem 1998. Odložená poptávka v roce 1998 reprezentovala více než polovinu uchazečů.

Obě databáze bylo možné propojit prostřednictvím společných identifikátorů pro čerstvé maturanty, kteří se zároveň hlásili na vysokou školu. Soubor s propojenými daty obsahuje 39 758 pozorování (uchazečů). Další údaje popisující vnější prostředí na úrovni sídla, případně okresu jsme získali prostřednictvím Českého statistického úřadu.

4. Model přijímacího řízení a rozhodnutí podání přihlášky na VŠ

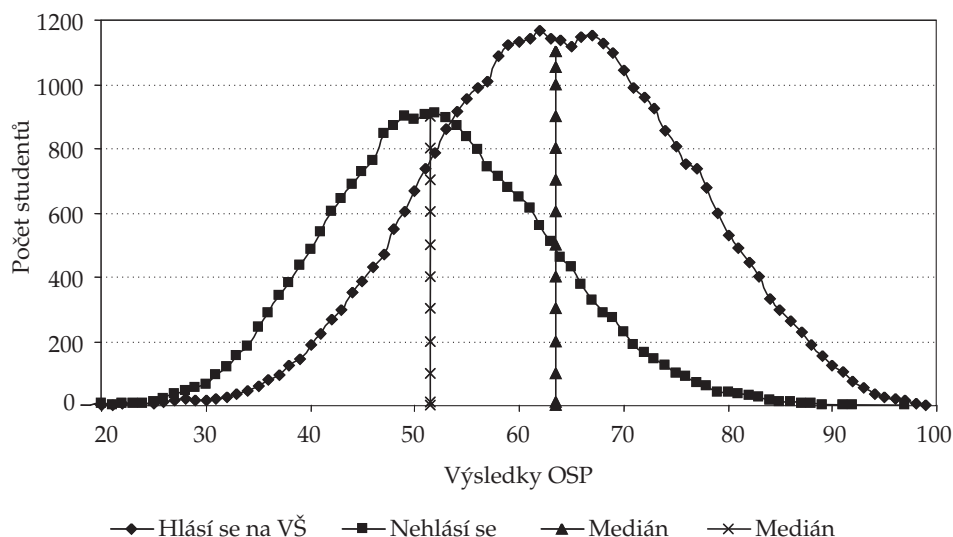
Existují dvě základní otázky, které je potřeba zodpovědět pro to, abychom získali představu o možných rozdílech v šancích uchazečů s odlišným rodinným zázemím v uvažovaných modelech přijímacího řízení. Zprvce, nakolik model, založený převážně na faktických znalostech, odrazuje některé nadané studenty od podání přihlášky na vysokou školu? Zadruhé, jak by se změnila sociální charakteristiky úspěšných studentů (tj. těch, kteří se rozhodli podat přihlášku na VŠ a byli přijati), pokud by přijímací zkoušky využívaly testy OSP?

Dostupná data nám neumožňují přesně odhadnout, jak by se změnilo rozhodování o podání přihlášky na vysokou školu.

V rámci simulace je totiž problém odhadů změn v rozhodování při podání přihlášky obtížně řešitelný. Studie zabývající se zmíněným tématem [např. Manski, Wise 1983] obvykle pracují s *ex post* odhady, a mají tedy k dispozici údaje o hlásících se v obou uvažovaných režimech. Simulační studie však ze své podstaty nic podobného k dispozici nemají. Využití metod zaměřených na problém sebevýběru při vyhodnocování programů, ať už se jedná o metodu rozdílů v rozdílech (*differences-in-differences*), párování (*matching*), případně další parametrické či neparametrické metody, tudíž není možné, a v konečném důsledku jsme proto nuceni zůstat pouze u hrubých odhadů dalšího vývoje. Naše odhady je tak nutné vnímat jako „první kolo“ dopadů změn systému přijímacích zkoušek, které nezahrnuje behaviorální dopady při rozhodování o podání přihlášky.⁸

Abychom tedy alespoň částečně odpověděli na otázku, nakolik model, založený převážně na faktických znalostech, odrazuje některé nadané studenty od

⁸ Ve zmíněném aspektu se náš přístup neliší od řady dalších simulačních studií v oblasti vzdělávání. Jako příklad mohou posloužit simulace dopadů studentských půjček na studenty s různým socioekonomickým zázemím, kde se možné dopady zavedení studentských půjček omezují na zmiňované „první kolo“ a nemodelují změny ve struktuře poptávky po vysokoškolském vzdělání. Jinými slovy, tyto simulace nezahrnují strategickou odezvu při rozhodování o přihlášení se ke studiu a volbě studijního programu [Barr, Crawford 1998; Dearden et al. 2008; Jacobs 2002; Vodopivec 2009].

Graf 1. Distribuce výsledků testů OSP u uchazečů hlásících se na VŠ a nehlásících se

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

Poznámka: Výsledky jsou vyjádřeny jako procento z nejvyššího dosaženého skóre v rámci testů OSP ($\max_{\text{Test OSP}} = 88,75$).

podání přihlášky na vysokou školu, popíšeme horní hranici možného dopadu systému akcentujícího znalosti ve srovnání se systémem zdůrazňujícím OSP. Ukážeme například, že poměrně velký počet studentů opouštějících střední školu se v roce 1998 nehlásil na vysokou školu, i když dle testů OSP jejich schopnosti překračovaly schopnosti těch, kteří se na VŠ hlásili. Ačkoli mohou existovat různé osobní důvody, proč se daný student či studentka nehlásí na vysokou školu, relativně velké počty těchto studentů naznačují, že by systém přijímacích zkoušek (v kombinaci s dalšími faktory jako např. stratifikace sekundárního školství) mohl působit na potenciálně úspěšné studenty v okamžiku rozhodování o podání přihlášky. Přijímací zkoušky postavené na znalostech mohou hrát svou roli například pro studenty z odborných škol, kteří vědí, že právě ve znalostech v průměru zaostávají za studenty gymnázií, a pro něž může být tento model přijímacího řízení značně odrazující.⁹

Lze očekávat, že řada studentů s dobrými výsledky dle OSP, kteří se na vysokou školu nehlásí, by se v alternativním systému přihlásila (a uspěla). Nelze samozřejmě očekávat, že by se všichni studenti dosahující požadovaných výsled-

⁹ Jak uvidíme později, přijímací řízení dle testů OSP by částečně srovnalo šance studentů středních odborných škol právě ve srovnání s gymnazisty.

Tabulka 1. Srovnání studijních předpokladů a rozhodnutí podat přihlášku na VŠ

Percentil distribuce bodů v testu OSP – hlásící se maturanti	25.	50.	75.
Počet bodů v testu OSP – hlásící se maturanti	48 bodů	56 bodů	63 bodů
Nehlásící se maturanti s lepším skóre OSP	9588	3499	955
Relativně k počtu hlásících se	25,9 %	10 %	2,6 %

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

ků dle testů OSP přihlásili na vysokou školu, podobně jako se ve znalostním systému někteří studenti, přestože by byli schopni úspěšně projít přijímacími zkouškami, na ně nehlásí. Naše výsledky ale ukazují, kolik nadaných studentů by se potenciálně mohlo v roce 1998 hlásit, kdyby byly přihlášky založeny ve větší míře, nebo dokonce úplně, na testech OSP.

Graf 1 zobrazuje distribuce výsledků testů OSP studentů, kteří se ve znalostním systému rozhodli podat, a těch, kteří nepodali přihlášku na vysokou školu. I když je průměrný výsledek těch, kteří se na vysokou školu hlásili, lepší než průměrný výsledek těch, co se nehlásili, relativně velký počet nadaných studentů (dle testů OSP) přihlášku nepodá.

Podobnou informaci obsahuje tabulka 1. Ve druhém řádku je uvedeno skóre testů OSP studenta, který se hlásil na vysokou školu a skončil na hranici příslušného percentilu (25., 50., 75.). Následně jsme spočítali, kolik studentů, kteří se na vysokou školu nehlásili, dosáhlo lepšího skóre. Existovalo tedy například 10 % studentů (vzhledem k počtu studentů hlásících se v daném roce na VŠ), kteří nepodali žádnou přihlášku na vysokou školu a zároveň dosáhli lepších výsledků v testu OSP ve srovnání s uchazečem přesně uprostřed distribuce výsledků OSP. Vzhledem k tomu, že náš soubor dat obsahuje zhruba 60 tisíc studentů, z nichž 37 tisíc se hlásilo na vysokou školu,¹⁰ tito studenti tvoří skoro 15 % studentů, kteří se na vysokou školu ani nezkoušeli přihlásit.

Tato čísla samozřejmě představují horní odhad skutečného dopadu daného modelu přijímacích zkoušek ve srovnání s modelem OSP, protože při rozhodnutí o podání přihlášky hrají roli i jiné faktory než jen výsledky OSP. Nyní se zaměříme na druhou otázku – jak by se změnily sociální charakteristiky úspěšných uchazečů, pokud by přijímací zkoušky využívaly testy OSP?

¹⁰ Jde o nižší počty studentů, než je obsaženo v datových souborech, protože ne pro všechny studenty jsou k dispozici všechna potřebná data.

5. Model přijímacího řízení a rozhodnutí o přijetí na VŠ

Ve srovnání s existujícími zahraničními studiemi zaměřenými na dopady testů OSP při přijímacím řízení je v případě ČR klíčovým rozdílem absence integrovaných dat ohledně rozhodnutí o podání přihlášky, výsledku přijímacího řízení v systému postaveném na OSP a rodinného zázemí uchazeče. Ačkoli se totiž v pozdějších letech část vysokých škol přiklonila k modelu bližšímu OSP, po roce 1998 zatím nebylo provedeno šetření podobné Sondě Maturant, jež by poskytlo informaci o uchazečově rodinném zázemí a studijních předpokladech a které by bylo zároveň možné propojit s jeho volbami a výsledky v rámci přijímacího řízení.

5.1 Simulace rozhodnutí o přijetí na VŠ v systému OSP

Z tohoto důvodu jsme byli nuceni vytvořit simulaci, která napodobila fungování alternativního systému postaveného na OSP a která umožnila vytvoření nového souboru s hypotetickými výsledky přijímacího řízení dle OSP pro uchazeče v naší databázi. K původním i nově vygenerovaným výsledkům jsme poté ke každému uchazeči použili proměnné zachycující jeho rodinné zázemí, charakteristiky střední školy a regionu a odhadli statistické rozdíly mezi silou jednotlivých vazeb ve znalostním a alternativním systému. Nyní popíšeme výchozí předpoklady a způsob, jakým naše simulace proběhla.

5.1.1 Výchozí předpoklady simulace

Začneme výchozími předpoklady, konkrétně rozhodováním studentů o studijních programech, na které by se hlásili v systému postaveném na obecných studijních předpokladech. Předpokládáme, že studenti by se hlásili na stejné školy jako v případě existujícího systému přijímacího řízení. Neuvažujeme tudíž strategické rozhodování, na které studijní programy přihlášky podat v závislosti na modelu přijímacích zkoušek.¹¹

Další předpoklad se týká studentů, již byli při daných kapacitních omezeních *přijati do několika programů současně* a zvažují, na který program se skutečně zapíší. Jsme si vědomi, že faktorů při rozhodování o zápisu je celá řada, přičemž část z nich se překrývá s faktory ovlivňujícími podání přihlášky. V našem jednoduchém modelu však zohledníme jedinou klíčovou dimenzi, a to zájem o studijní

¹¹ Teoreticky lze zmíněný problém formulovat v rámci tzv. *mechanism design*, jehož cílem je vytvoření společensky efektivního mechanismu alokace uchazečů a škol. Empirické studie v této oblasti se dosud zaměřovaly převážně na americké a britské školství [např. Abdulkadiroglu, Sonmez 2003]. Strategické rozhodování uchazečů jde nad rámec stávající studie. Neformální diskuze možných vlivů strategického rozhodování uchazečů je součástí sekce 5.5 Limity simulace.

program aproximovaný pravděpodobností přijetí.¹² Jinými slovy, v případě přijetí na více programů z množiny těch, na které se uchazeč hlásil (ne nutně celkově nejlepších či nejvíce žádaných a ne nutně nejvíce žádaných z podmnožiny těch, na které se hlásil), by z nich volil program s největším převisem poptávky.

Druhý důležitý předpoklad se týká rozhodování vysokých škol o počtu přijatých uchazečů ke studiu (a s tím souvisejícího způsobu modelování kapacit jednotlivých studijních programů). V systému značného převisu poptávky nad nabídkou, kdy si studenti pro zvýšení svých šancí na přijetí podávali více než jednu přihlášku,¹³ lze u obou uvažovaných modelů předpokládat, že se vysoké školy nebudou zaměřovat na počty přijatých přihlášek, ale spíše na počty studentů, kteří se zapíší ke studiu, a tím naznačí svůj zájem studium skutečně zahájit. Budeme-li tudíž kapacity studijních programů odvozovat od *počtu přijatých uchazečů*, mohlo by dojít k výrazným rozdílům v počtu zapsaných mezi oběma modely přijímacího řízení. Tomu se lze do určité míry vyhnout při kapacitách odvozených z *počtu zapsaných*.

Za předpokladu *neměnného* celkového počtu zapsaných uchazečů¹⁴ proto kapacity jednotlivých studijních programů odvozujeme od počtu skutečně zapsaných uchazečů, a nikoliv od počtu přijatých přihlášek. Ačkoli k určité variaci dochází i při použití počtu skutečně zapsaných, zde je důvodem zápis některých studentů na více škol a problém je řádově menší.¹⁵

5.1.2 Popis algoritmu

Pro modelování výsledků přijímacích zkoušek postavených na OSP použijeme algoritmus zobrazený na grafu 2.

Nejdříve získáme kapacity jednotlivých fakult a oborů odvozené z počtu skutečně zapsaných čerstvých absolventů maturit, tak jak jsou uvedeny ve spojeném souboru Uchazeč 1998 – Sonda Maturant 1998. Poté seřadíme M oborů a fakult vzestupně dle pravděpodobnosti přijetí, N uchazečů sestupně dle počtu

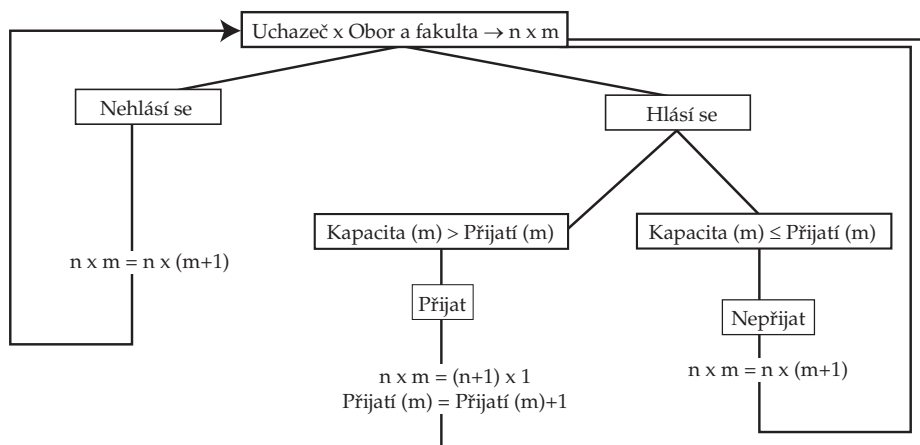
¹² Studijním programem budeme v dalším textu rozumět kombinaci daného oboru a fakulty uvedenou v souboru Uchazeč 1998. Pravděpodobnost přijetí je vyjádřena poměrem počtu přijatých a počtu podaných přihlášek v daném roce (včetně přijatých uchazečů z řad odložené poptávky).

¹³ Průměrný počet přihlášek v souboru je roven 1,91.

¹⁴ Zde je třeba si připomenout, že nemáme k dispozici výsledky testů OSP a údaje o vzdělání rodičů od jiných uchazečů než čerstvých maturantů z roku 1998 (tj. účastníků šetření Sonda Maturant 1998). Výpočet kapacit se tudíž vztahuje pouze na tehdejší čerstvé matulanty hlásící se na VŠ.

¹⁵ Tzn. kapacity zahrnují i případy, kdy se konkrétní studenti zapsali na více programů a fakult. Jako test robustnosti jsme simulaci provedli při možnosti zápisu studenta maximálně na jeden program. Zde jsme navýšili kapacitu programu a fakulty s vyšší pravděpodobností přijetí. Výsledky zůstaly kvalitativně i kvantitativně prakticky totožné a jsou na požádání k dispozici u autorů.

Graf 2. Algoritmus pro modelové výsledky přijímacích zkoušek v systému OSP



bodů v testu OSP a vytvoříme matici $N \times M$, jež obsahuje informaci, zdali se uchazeč n hlásil na program m , jaká je kapacita programu m a byla-li již naplněna uchazeči s vyšším skóre v testu OSP.

Nyní popíšeme průběh samotné simulace výsledků zkoušek v systému OSP, která probíhá na naší matici $N \times M$. Začneme u políčka 1×1 , tj. u kombinace uchazeče s nejvyšším počtem bodů OSP a programu s nejmenší pravděpodobností přijetí. Pokud se uvažovaný uchazeč na daný obor nehlásí,¹⁶ postoupíme do políčka 1×2 . Pokud se hlásí, o přijetí rozhoduje naplnění kapacity oboru a dostatečný počet bodů v testu OSP. Pokud kapacita není naplněna studenty s lepšími výsledky testů OSP, zapíše se na danou fakultu a obor, počet přijatých na daný obor se zvýší o 1 a algoritmus postupuje k následujícímu uchazeči. V případě, že je kapacita na tento program již obsazena, zopakujeme stejný postup u přihlášky na fakultu a obor, které jsou druhé v pořadí (tj. posuneme se do políčka 1×2). Tento postup se opakuje až do studijního programu s indexem M , poté nastupuje další student v pořadí.

Výstupem našeho modelu je aproximace výsledků přijímacího řízení na vysoké školy založeného na testech OSP. Výsledků v další části využijeme k analýze vazeb mezi vybranými socioekonomickými faktory a úspěšností uchazečů při aplikaci námi uvažovaných modelů přijímacího řízení.

¹⁶ Připomínáme, že uchazeč se hlásí na *stejně* programy jako u stávajícího systému.

5.2 Vysvětlující proměnné

Naší základní otázkou je, jestli by model přijímacího řízení na VŠ v podmínkách silně stratifikovaného vzdělávacího systému se značným převisem poptávky po vysokoškolském studiu nad nabídkou mohl ovlivnit šance na přijetí nadaných uchazečů s nižším socioekonomickým statusem. Chceme-li odpovědět na tuto otázku, musíme vymezit proměnné zachycující socioekonomický status uchazeče a zároveň zohlednit možný vliv ostatních charakteristik, střední školy a regionu na jejich úspěšnost při znalostním systému přijímacích zkoušek a systému postaveném na OSP.

Protože nemáme podrobnější informace o profesi a příjmech rodičů, socioekonomický status uchazeče aproximujeme vzděláním otce, vzděláním matky a vlastnictvím počítače v domácnosti. Ve všech případech se jedná o binární proměnné (*VŠ vzdělání otce*, *VŠ vzdělání matky*, *Počítač*), které jsou rovny jedné, má-li rodič ukončené vysokoškolské vzdělání, případně vlastní-li domácnost počítač. Tyto proměnné samozřejmě nejsou ideálním vyjádřením socioekonomického statusu uchazeče, stejně jako nevyjadřují pouze vliv vysokoškolského vzdělání rodičů a vlastnictví počítače. Zachycují však status či rodinné zázemí uchazeče do té míry, v jaké jsou korelovány s jeho dalšími atributy – zaměstnáním rodičů anebo finanční situací domácnosti.

Ostatní proměnné zahrnují: počet bodů z testu OSP, pohlaví, měsíc narození, obory, na které se uchazeč hlásí, procento přijatých uchazečů na střední školu, na které uchazeč maturoval,¹⁷ průměrný počet žáků ve třídě, indikátory pro soukromé střední školy, střední odborné školy a střední integrované školy, počet obyvatel v sídle (vyjádřený v tisících) a binární proměnnou pro přítomnost vysoké školy v okrese, kde se daná střední škola nachází, a okresní míru nezaměstnanosti.

Zahrnutí výsledků z testu OSP (proměnná *Test OSP*) nám umožňuje zohlednit podmíněný vliv socioekonomického statusu (či rodinného zázemí) studenta po zohlednění jeho studijních předpokladů.¹⁸ Binární proměnná *Muž* je rovna jedné, je-li uchazeč muž, a předpokládáme, že bude částečně zachycovat uchazečovy preference a další (např. kulturně determinované) faktory vázané na pohlaví uchazeče. Proměnná *Naroz_led-srp* kontroluje pro měsíc narození a je rovna jedné, je-li uchazeč narozen v lednu až srpnu. Odhady parametru u zmíněné informace by měly odrážet rozdíly v šancích na přijetí u uchazečů, u nichž byl vstup (zápis) do prvního stupně vzdělávacího systému posunut o jeden rok [EURYDICE

¹⁷ Proměnná *% přijatých na SŠ* je rozdělena do 9 intervalů (0–8): první vyjadřuje hodnotu méně než 30 procent a dále se jedná o intervaly po 10 procentech. Proměnná je rovna 8 v případě, že škola v daném roce přijala všechny uchazeče.

¹⁸ Tyto předpoklady mohou být samozřejmě zázemím rovněž ovlivněny. Naše nepodmíněné odhady (tj. odhady ze specifikací, které nezahrnovaly výsledky v testech OSP jako vysvětlující proměnnou) nicméně vedou k prakticky totožným závěrům a jsou na požádání u autorů.

Tabulka 2. Základní charakteristiky datového souboru

Proměnná	Počet pozoro- vání	Průměr	Směro- datná odchylka	Minimum	Maximum
Přijat znalostní	37 713	0,48	0,50	0	1
Přijat OSP	37 713	0,50	0,50	0	1
VŠ vzdělání otce	37 539	0,31	0,46	0	1
VŠ vzdělání matky	37 557	0,21	0,41	0	1
Počítač	34 024	0,52	0,50	0	1
Muž	37 713	0,53	0,50	0	1
Test OSP	36 359	48,90	13,69	0	88,75
Naroz_led-srp	37 713	0,32	0,47	0	1
<i>Obory</i>					
Mat.-fyz.	35 983	0,03	0,17	0	1
Přírodovědný	35 983	0,07	0,25	0	1
Lékařský	35 983	0,06	0,23	0	1
Technický	35 983	0,21	0,41	0	1
Ekonomický	35 983	0,26	0,44	0	1
Právníký	35 983	0,12	0,32	0	1
Pedagogický	35 983	0,06	0,23	0	1
Jazykový	35 983	0,05	0,22	0	1
Zemědělský	35 983	0,02	0,15	0	1
Společenskovední	35 983	0,08	0,28	0	1
Umělecký	35 983	0,03	0,17	0	1
% přijatých na SŠ	37 237	4,37	2,40	0	8
Počet žáků/třídu	37 237	27,4	4,3	10	34
% přijatých na VŠ	37 559	0,38	0,24	0	1
Soukromá SŠ	37 390	0,12	0,33	0	1
SOŠ	37 410	0,47	0,50	0	1
SOU	37 410	0,10	0,29	0	1
Počet obyvatel	37 564	31 251	17 287	199	1 226 697
Přítomnost VŠ	37 713	0,43	0,50	0	1
Nezaměstnanost (%)	37 554	7,32	3,43	1,59	15,62

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

2008].¹⁹ Obory, na které se uchazeč hlásí, zachycují uchazečovy preference oborů s odlišným převisem poptávky. Charakteristiky na úrovni střední školy aproximují její kvalitu (kladná očekávaná asociace s pravděpodobností přijetí), stejně jako demografické a ekonomické ukazatele zachycují např. dostupnost dalších vzdělávacích služeb (jazykové kurzy apod.), dostupnost informací ohledně možností dalšího studia apod. Korelace mezi vysvětlujícími proměnnými nepřesahuje hodnotu 0,46.

Shrnutí základních charakteristik je obsaženo v tabulce 2.

Zvolené proměnné jsou kompromisem daným dostupností dat, a tudíž nezachycují všechny faktory, které mohou ovlivnit výsledek přijímacího řízení. Výsledkem mohou být zkreslené odhady vlivu rodinného zázemí při různých systémech přijímacích zkoušek, jsou-li tyto faktory důležité a zároveň jsou korelovány se sociálním statutem uchazečovy rodiny. Zmíněnému problému se budeme věnovat podrobněji v další sekci.

5.3 Specifikace modelu

V další analýze bereme rozhodnutí každého studenta o podání přihlášky na vysokou školu jako dané, nezávislé na modelu přijímacích zkoušek. Uvažujeme rovněž extrémní případ – jediným kritériem pro přijetí v systému OSP jsou výsledky testů obecních studijních předpokladů. Je zřejmé, že výsledky získané simulací představují nedosažitelný ideál (extrém), protože v reálném přijímacím řízení budou vždy hrát svou roli i jiné charakteristiky (známky na střední škole, výsledky středoškolských aktivit jako např. různé olympiády, soutěže apod.). Také samotné výsledky OSP získané v rámci přijímacího řízení by se mohly u jednotlivců lišit v závislosti na jejich odolnosti vůči stresu. Současná data pocházejí z testování, které bylo pro studenty stresující minimálně. Výsledky nebyly použity pro známkování, přijetí na školu ani nic podobného. Lze očekávat, že v reálné situaci by někteří studenti dosáhli kvůli stresu výrazně horších výsledků, ale někteří by mohli dopadnout i lépe, pokud by je stres motivoval k vyššímu úsilí a soustředění.

Domníváme se ale, že tyto a další podobné faktory jsou nezávislé na výsledcích testů OSP a primárně představují „šum“ v datech. Vliv těchto faktorů považujeme za náhodný – může sice změnit pořadí jednotlivých studentů, ale v průměru nemá žádnou systematickou složku. I když je samozřejmě možné, že znalostní systém umožňuje studentům odolnějším vůči stresu uspět v přijímacím řízení na vysokou školu lépe než systém založený na obecných studijních předpokladech, analýza těchto faktorů jde nad rámec naší studie.

Stejně tak statistické chyby obou modelů považujeme za nezávislé. Jinými slovy, po zohlednění nezávislých proměnných zahrnutých do modelu (např. vzdělání rodičů, typ školy, či skóre v testu OSP jako aproximace studijních před-

¹⁹ Tito uchazeči tvoří v naší studii referenční skupinu.

pokladů) by mezi výsledky přijímacího řízení (přijít či nepřijít) v obou modelech neměl existovat žádný vztah. Daný předpoklad bereme jako realistický – uvažujeme například přípravu na znalostní testy v rámci přijímacích zkoušek a testy OSP jako jeden z nezohledněných faktorů, které mohou pozitivně ovlivnit výsledky v obou testech. V tomto případě se studenti na testy OSP (narozdíl od testů na VŠ) dlouhodobě nepřipravovali, přičemž testy OSP se navíc zaměřují na odlišnou stránku uchazečovy osobnosti ve srovnání se znalostními testy.

Odhady vlivu rodinného zázemí v rámci znalostního systému přijímacího řízení a simulovaného systému postaveného na OSP provedeme pomocí logistických regresí, zvláště pro znalostní systém a systém OSP. Logistické regrese vycházejí z následující obecné specifikace:

$$prijat_{i,OSP}(z) = \exp(I_{i,OSP}'\alpha + S_{sr}'\beta + R_r'\gamma) / [1 + \exp(I_{i,OSP}'\alpha + S_{sr}'\beta + R_r'\gamma)], \quad (1)$$

kde $prijat_{i,OSP}$ je naše závislá proměnná, která je rovna jedné, pokud byl uchazeč přijat ve znalostním systému, případně simulovaném systému založeném na OSP, tj. $z = \{znalostní, OSP\}$, a rovna nule v případě nepřijetí. $I_{i,OSP}$ je vektor proměnných zachycujících charakteristiky jednotlivce i a jeho rodiny, S_{sr} reprezentuje vektor charakteristik střední školy s , kterou navštěvoval, a vektor R_r obsahuje proměnné vztahující se k sídlu r , ve kterém se škola nachází. Jednotlivé proměnné jsou blíže popsány v sekci 5.2.

V případě specifikace (1) se jedná o 3úrovňový hierarchický model [Cameron, Trivedi 2005] s parametrem α_{OSP} jako lineární funkcí proměnných na úrovni školy a parametrem β_{0r} na druhé úrovni opět jako lineární funkcí proměnných na úrovni sídla, ve kterém se nachází uchazečova střední škola:

$$\begin{aligned} prijat_{i,OSP}(z) &= \exp(\alpha_{OSP} + I_{i,OSP}'\alpha) / [1 + \exp(\alpha_{OSP} + I_{i,OSP}'\alpha)] \\ \alpha_{OSP} &= \beta_{0r} + S_{sr}'\beta \\ \beta_{0r} &= \gamma_0 + R_r'\gamma. \end{aligned}$$

Rovnici (1) jsme zvolili z několika důvodů. Jedná se o relativně jednoduchou verzi hierarchického modelu, která na agregované úrovni modeluje vztah mezi výsledkem přijímacího řízení a rodinným zázemím uchazeče. Rovněž vzhledem k obecnosti otázky, kterou si klademe, a faktu, že ve velké míře pracujeme se simulovanými daty, se domníváme, že by odhady získané z více strukturovaného modelu nepřinesly výraznou přidanou hodnotu.

Studie sleduje dva alternativní modely přijímacího řízení a jejich možnou vazbu na šance na přijetí u nadaných uchazečů s nižším socioekonomickým statusem v uvažovaném kontextu. Zvolený model ve své základní verzi předpokládá stejné efekty proměnné aproximující socioekonomický status na relativní šance uchazeče bez ohledu na konkrétní střední školu (resp. typ střední školy a okres), kterou navštěvoval. V dalším textu nicméně rozlišujeme možné vlivy statusu uchazeče na výsledek přijímacích zkoušek dle typu školy v rozšířeném

tříúrovňovém modelu, kde odhadované parametry vzdělání rodičů jsou funkcí typu školy:

$$\alpha (SES)_p = \zeta_0 + typ_p' \zeta. \quad (2)$$

Označení *SES* v závorce reflektuje odhadované parametry aproximující socioekonomický status uchazeče (tj. *VŠ vzdělání otce* a *VŠ vzdělání matky*), typ_p je vektor binárních indikátorů pro typ střední školy (SOŠ a SOU) a ζ je 2×1 vektor parametrů.²⁰

Odhad vazby mezi vzděláním rodičů uchazeče (jako aproximace jeho socioekonomického statusu) a uchazečovým výsledkem přijímacích zkoušek získané z modelu (1) jsou podmíněné. Zachycují působení rodinného zázemí *po zohlednění* jeho vlivu na volbu typu střední školy (tento vliv je součástí odhadnutých parametrů SOŠ a SOU), případně i na další možné faktory. Rozšířená specifikace uvedená v rovnici (2) navíc rozlišuje velikost podmíněného vlivu statusu uchazeče dle typu školy, a umožňuje tak reflektovat neměřenou heterogenitu (např. osobnostní rysy) či kvalitu výuky a studijní prostředí na jednotlivých typech škol, jež se více projevují u uchazečů s *danou úrovní* rodinného zázemí.

Dostupná data nemusí zahrnovat všechny faktory, které mohou ovlivnit výsledek přijímacího řízení. Vedle specifikace (1) jsme proto zvolili také specifikaci, jež odhaduje vliv rodinného zázemí při různých systémech přijímacího řízení za pomoci fixních efektů pro konkrétní školy. Tyto binární proměnné absorbují vlivy odlišných charakteristik jednotlivých škol, které ale podrobněji nemodelujeme. Jedná se tudíž o extrémní variantu hierarchického modelu, kde pro parametr α_{0sr} platí $\alpha_{0sr} = \beta_{0sr}$, a je tudíž odhadován přímo. Předpokládáme, že tyto indikátory dostatečně zachycují variabilitu u ostatních faktorů vyjma individuálních charakteristik uchazeče, které vstupují přímo do odhadované rovnice

$$prijat_{isr}(z) = \exp(I_{isr}'\alpha + S\check{S}_{isr}'\beta_0) / [1 + \exp(I_{isr}'\alpha + S\check{S}_{isr}'\beta_0)] \quad (3)$$

$Prijat_{i|znalostni,OSP}$ je stejně jako u rovnice (1) binární proměnná zachycující výsledek přijímacího řízení ve znalostním systému, případně v systému založeném na OSP, tj. $z = \{znalostni, OSP\}$, I_{isr} je vektor zachycující charakteristiky jednatlivce i a jeho rodiny, $S\check{S}_{sr}$ vektor binárních indikátorů pro střední školu s , na které uchazeč i maturoval, a β_0 $S \times 1$ vektor parametrů.

Všechny použité modely zohledňují možnost klastrovaných pozorování na úrovni střední školy (volba clustering v softwaru STATA).

²⁰ Jednou z dalších možných podob modelu je specifikace s možnými efekty statusu uchazeče na výsledek přijímacích zkoušek, které závisí *přímo* na charakteristikách *konkrétních* středních škol. Pro účely expozice zmíněnou specifikaci ani odhady neuvádíme, protože vedle důvodů uvedených v předchozích odstavcích vede ke kvalitativně stejným a kvantitativně velmi podobným výsledkům (zmíněné odhady jsou v případě zájmu k dispozici u autorů).

5.4 Výsledky ekonometrické analýzy

5.4.1 Přijímací řízení na VŠ a socioekonomický status uchazeče – hlavní výsledky

Tabulka 3 zobrazuje poměry relativních šancí, jež jsme získali výpočtem logistického modelu popsaného v předchozí sekci.²¹ Relativní šance představují podíl pravděpodobnosti úspěchu a pravděpodobnosti neúspěchu v situaci s binárním výstupem. Jinými slovy, pokud je pravděpodobnost úspěchu 75 % a pravděpodobnost neúspěchu 25 %, relativní šance se rovnají $0,75/0,25 = 3$. Pokud je vysvětlující proměnná v naší logistické regresi dichotomická, např. *VŠ vzdělání otce*, poměr relativních šancí odpovídá $\exp(\beta_{\text{vzdělání otce}})$ a říká, kolikrát větší relativní šance přijetí na vysokou školu mají studenti s vysokoškolsky vzdělaným otcem ve srovnání se studenty, jejichž otec má nižší než vysokoškolské vzdělání. Hodnota 1,34 v řádce s proměnnou *VŠ vzdělání otce* v tabulce 3 tudíž říká, že uchazeči s vysokoškolsky vzdělaným otcem mají v průměru a za jinak stejných podmínek 1,34krát větší relativní šanci, že budou při přijímacích zkouškách úspěšní ve srovnání s uchazeči, jejichž otec má za jinak stejných podmínek menší než vysokoškolské vzdělání.²² V tabulce uvádíme odhadnuté poměry relativních šancí u proměnných, které nás zajímají nejvíce.²³ Ve sloupcích označených *Znalostní systém* prezentujeme odhady poměru relativních šancí při systému přijímacích zkoušek postaveném na znalostech. Následující sloupce označené *Systém OSP* potom zobrazují poměry relativních šancí, pro jejichž výpočet jsme použili výstup simulace vysvětlené v předchozích sekcích. Sloupce $P(z) = 0$ uvádějí pravděpodobnost, že poměry relativních šancí u relevantních skupin (např. mužů a žen) jsou totožné.²⁴ Sloupec $\beta_{\text{přio}} = \beta_{\text{OSP}}$ obsahuje údaje o pravděpodobnosti hypotézy o rovnosti daných odhadnutých parametrů v obou uvažovaných systémech přijímacího řízení. Nelze-li hypotézu o rovnosti odhadnutých parametrů $\beta_{\text{přio}} = \beta_{\text{OSP}}$ odmítnout na zvolené hladině významnosti např. u koeficientu *VŠ vzdělání otce*, odhadnutá (podmíněná) vazba mezi *VŠ vzděláním otce* a výsledkem uchazeče v přijímacím řízení ve znalostním systému a odhadnutý (podmíněný) vztah mezi *VŠ vzděláním otce* a *simulovaným* výsledkem v systému OSP jsou totožné ve statistickém slova smyslu.

Z tabulky je patrné, že role rodinného zázemí uchazečů vyjádřená vzděláním rodičů by dle našich odhadů byla v systému založeném na OSP relativně menší (hodnoty blíže jedné odpovídají menším rozdílům). U přijímacího řízení podle OSP by tak měl uchazeč, jehož otec má vysokoškolské vzdělání, v průměru

²¹ Připomínáme, že pro jednotlivé výpočty jsme použili skutečné výsledky přijímacího řízení v roce 1998, a dále výstup simulace pro přijímací řízení postavené na testech OSP.

²² Poměr relativních šancí nelze interpretovat (jak se často stává v odborné literatuře) jako poměr pravděpodobností realizace určitého náhodného jevu pro dvě různé skupiny.

²³ Kompletní odhady parametrů lze nalézt v příloze.

²⁴ Obvyklá hranice významnosti, kdy lze rozdíly v relativních šancích brát jako statisticky významné, je 5 %.

Tabulka 3. Odhadnuté poměry relativních šancí

	Znalostní systém			Přijímací zkoušky dle OSP			$B_{přiv} = \beta_{OSP}$
	Exp(β)	Směrodatná odchylka ^x	P(z) = 0	Exp(β)	Směrodatná odchylka ^x	P(z) = 0	
VŠ vzdělání otce	1,34	0,05	0,00	1,25	0,05	0,00	**
VŠ vzdělání matky	1,41	0,06	0,00	1,13	0,05	0,01	***
Počítač	1,08	0,03	0,01	1,06	0,04	0,12	
Test OSP	1,05	0,00	0,00	1,17	0,00	0,00	***
Muž	0,81	0,03	0,00	0,69	0,03	0,00	***
Naroz_led-srp	1,08	0,03	0,01	1,05	0,04	0,19	
Soukromá SŠ	0,55	0,04	0,00	0,60	0,05	0,00	
SOŠ	0,36	0,02	0,00	0,58	0,03	0,00	***
SOU	0,22	0,02	0,00	0,43	0,05	0,00	***

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

Poznámka: ^xSměrodatné odchylky se vztahují k parametrům exp(β). **, *** odpovídají 5% a 1% hladině významnosti. Specifikace (1), závislá proměnná přijat_{sr}{znalostní, OSP}, N = 33 396.

pouze o čtvrtinu větší relativní šanci se dostat na vysokou školu než uchazeč s otcem bez vysokoškolského vzdělání, ve srovnání s více než třetinovým rozdílem při znalostním systému. Ještě větší diskrepanci lze nalézt u podmíněného vlivu vzdělání matky, kde je poměr relativních šancí v systému OSP o celých 28 procentních bodů nižší. Rozdíly v poměrech relativních šancí mezi oběma systémy jsou navíc statisticky významné nejméně na 5% hladině u obou zmiňovaných proměnných (tj. vzdělání otce a matky). Nutno zdůraznit, že tyto odhady jsou podmíněné a zachycují působení rodinného zázemí *po zohlednění* jeho vlivu na volbu střední školy, a to prostřednictvím zahrnutí binárních proměnných SOŠ a SOU do ekonometrického modelu.

Odhady parametrů u proměnné *Počítač* jsou statisticky významné pouze v případě znalostního systému, kde měli uchazeči s počítačem v domácnosti větší relativní šance na přijetí. V případě systému OSP jsou simulované šance statisticky totožné, i když hladina významnosti jen těsně překračuje 10 %. Jak navíc ukazuje poslední sloupec, při platnosti předpokladů modelu by se relativní šance uchazečů v závislosti na vlastnictví počítače (a ostatních faktorů, jež *Počítač* absorbuje) ve znalostním systému a systému OSP výrazněji nelišily.

Tabulka 4. Odhadnuté poměry relativních šancí

	Znalostní systém, N = 29 536			Přijímací zkoušky dle OSP, N = 29 556			$B_{piv} = \beta_{OSP}$
	Exp(β)	Směrodatná odchylka [*]	P(z)=0	Exp(β)	Směrodatná odchylka [*]	P(z)=0	
VŠ vzdělání otce	1,36	0,05	0,00	1,23	0,06	0,00	**
VŠ vzdělání matky	1,41	0,06	0,00	1,16	0,06	0,00	***
Počítač	1,12	0,03	0,00	1,06	0,04	0,11	
Test OSP	1,05	0,00	0,00	1,19	0,00	0,00	***
Muž	0,84	0,03	0,00	0,73	0,03	0,00	***
Naroz_led-srp	1,07	0,03	0,03	1,05	0,04	0,2	
Log-likelihood	-13 370,9			-8721,4			

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

Poznámka: Specifikace (3) s fixními efekty pro jednotlivé střední školy, závislá proměnná $prijat_{i,OSP}$. *Směrodatné odchylky se vztahují k parametrům exp(β). **, *** odpovídají 5% a 1% hladině významnosti.

Role obecných studijních předpokladů by v řízení založeném na OSP byla pravděpodobně výraznější, tzn. lepší výsledek v testu OSP by dával větší relativní šance na přijetí než ve znalostním systému. V systému OSP by dle odhadů zároveň získaly dívky, jak naznačuje výstup u proměnné *Muž*. Poslední tři uvedené proměnné se týkají vlivu faktorů působících na úrovni střední školy, kterou uchazeč absolvoval. Systém OSP by pravděpodobně nevedl k zásadním změnám v relativních šancích na přijetí uchazečů ze soukromých škol. Výrazný posun by však dle našeho modelu bylo možné očekávat u uchazečů ze středních odborných škol a středních integrovaných škol s maturitou, jak je patrné z nárůstu koeficientů v modelu s řízením dle OSP blíže k jedné. Zatímco ve znalostním systému by měl čerstvý absolvent střední školy za jinak stejných podmínek cca 2,8krát a absolvent střední integrované školy dokonce 4,5krát menší relativní šance než čerstvý uchazeč z gymnázia, v případě přijímacích zkoušek postavených na OSP by se tyto poměry snížily na 1,72, resp. 2,33.

Pro úplnost uvádíme výstupy v tabulce 4 získané odhady rovnice (3) s fixními efekty pro jednotlivé školy. Jak je zřejmé, výsledky jsou konzistentní s odhady parametrů v hlavní specifikaci (1).

5.4.2 Vliv socioekonomického zázemí dle typů škol

Tabulka 5 zachycuje detailnější pohled na vliv socioekonomického zázemí uchazeče v obou systémech přijímacích zkoušek v závislosti na vystudované střední škole, a to po zohlednění vlivu zázemí na samotnou volbu střední školy. Zatímco naše dřívější odhady předpokládaly identický vliv rodinného zázemí na přijetí na vysokou školu po zohlednění jeho role při volbě střední školy a průběhu středoškolského studia na daném typu školy, nyní navíc rozlišujeme mezi rodinným zázemím studenta gymnázia, střední odborné školy a střední integrované školy. Jak již bylo zmíněno, tyto rozdíly mohou reflektovat např. neměřenou heterogenitu (např. osobnostní rysy) v rámci dané úrovně rodinného zázemí a s ní související sebevýběr studentů na jednotlivé typy středních škol. Ve srovnání s dřívější analýzou, která předpokládala, že vliv vzdělání rodičů je stejný pro všechny studenty, nás tedy zajímá, zda by vzdělání rodičů mohlo mít diferencovaný vliv pro studenty gymnázií, střední odborné školy a střední integrované školy.

Údaje o relativních šancích jsme získali z rozšířené logistické regrese, jež se od základní verze liší explicitním rozlišením typu střední školy (gymnázium, střední odborná škola, střední odborné učiliště) pro každou z kategorií vzdělání rodičů uchazeče (viz sekce 5.3, rovnice (2)). Například řádek s proměnnou *VŠ vzdělání otce SOŠ* zobrazuje poměr relativních šancí studenta střední odborné školy, jehož otec má vysokoškolské vzdělání, a studenta stejného typu školy, ale s otcem s nižším stupněm vzdělání.

V analyzovaném období lze ve znalostním systému popsaném v tabulce 5 obecně zaznamenat největší rozdíly v relativních šancích dle rodinného zázemí na gymnáziích. U ostatních typů středních škol jsou tyto hodnoty nižší, případně statisticky nevýznamné. Jinými slovy, na gymnáziích hraje studentův socioekonomický status (možná překvapivě) relativně větší roli než na středních školách jiného typu. Jedním z možných vysvětlení tohoto jevu je právě neměřená heterogenita studentů v rámci stejné úrovně rodinného zázemí.

Nyní se zaměříme na simulovaný systém zkoušek založený na OSP a jeho vliv na jednotlivé proměnné.

Na gymnáziích se v systému založeném na OSP poměr relativních šancí studentů v závislosti na vzdělání otce zmenšil o více než 20 procentních bodů (hodnota 1,20). U středních odborných škol se zavedením systému OSP obrázek kvalitativně nezměnil. Poměr relativních šancí pro střední integrované školy je v systému OSP vyšší, tento nárůst ve srovnání se znalostním systémem ale není statisticky významný a neznamená ani pokles celkového počtu přijatých uchazečů ze středních integrovaných škol, ani pokles počtu přijatých uchazečů z tohoto typu školy, jejichž otec nemá vysokoškolské vzdělání. Ve znalostním systému bylo ze středních integrovaných škol v roce 1998 přijato celkově 1077 uchazečů, v simulovaném systému dle OSP jich je 1213 (tj. přibližně 3 % všech uchazečů). U uchazečů s otcem bez VŠ vzdělání jsou tato čísla rovna 894 a 985. Jak ukazuje tabulka 6, nárůst poměru relativních šancí lze vysvětlit výrazně rychlejší

Tabulka 5. Odhadnuté poměry relativních šancí, role socioekonomického zázemí dle typů škol

	Znalostní systém			Přijímací zkoušky dle OSP			$B_{přív} = \beta_{OSP}$
	Exp(β)	Směrodatná odchylka ^x	P(z)=0	Exp(β)	Směrodatná odchylka ^x	P(z)=0	
VŠ vzdělání otce gym.	1,41	0,07	0,00	1,20	0,07	0,00	**
VŠ vzdělání otce SOŠ	1,30	0,07	0,26	1,04	0,09	0,63	
VŠ vzdělání otce SOU	1,07	0,11	0,07	1,36	0,24	0,08	
VŠ vzdělání matky gym.	1,49	0,08	0,00	1,21	0,08	0,00	**
VŠ vzdělání matky SOŠ	1,25	0,07	0,04	0,83	0,08	0,06	***
VŠ vzdělání matky SOU	1,64	0,21	0,61	1,23	0,29	0,38	
Počítač gym.	1,11	0,05	0,02	1,09	0,06	0,12	
Počítač SOŠ	1,08	0,06	0,62	0,96	0,07	0,63	
Počítač SOU	0,98	0,10	0,26	0,89	0,12	0,39	

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

Poznámka: **, *** odpovídají 5% a 1% hladině významnosti. ^x Směrodatné odchylky se vztahují k parametrům exp(β). Závislá proměnná přijat_{isr}{znalostní, OSP}, N = 30321.

dynamikou úspěšnosti studentů s vysokoškolsky vzdělaným otcem ve srovnání s jejich spolužáky pro daný typ školy.

U odhadů vlivu vzdělání matky dochází po přechodu na systém OSP k poklesu v rozdílech mezi relativními šancemi studentů s matkou s odlišným stupněm vzdělání, ačkoli v případě středních integrovaných škol tyto rozdíly nejsou statisticky významné ani v jednom systému. Zajímavý je odhad parametru *VŠ vzdělání matky SOŠ*, který je v systému OSP menší než jedna. Rozdíl v relativních šancích mezi uchazečem s matkou s nižším než vysokoškolským vzděláním a matkou s VŠ vzděláním by se tak v systému OSP nejen zmenšil, ale za jinak stejných podmínek i obrátil.

Tabulka 6. Počty přijatých uchazečů ze středních integrovaných škol a vzdělání otce

	Přijetí znalostní systém	Přijetí OSP	Nárůst (v %)
Otec VŠ	183	228	24,6
Otec bez VŠ	894	985	10,1
Celkem	1077	1213	12,6

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

5.4.3 Právo a medicína versus ostatní obory

Následující tabulka 7 se zaměřuje na roli rodinného zázemí při přijímacích zkouškách na různé obory vysokoškolského studia. Naše odhady jsme provedli pro dvě skupiny oborů. První skupina zahrnuje medicínu a právo, tj. obory, na které se v roce 1998 hlásilo nejvíce uchazečů s vysokoškolsky vzdělanými rodiči, u kterých byl největší převis poptávky nad kapacitou a kde zároveň docházelo k největším nerovnostem v přístupu absolventů z různých typů škol a s odlišným rodinným zázemím.

Součástí druhé skupiny jsou matematicko-fyzikální, přírodovědné, technické, ekonomické, pedagogické, jazykové, zemědělské, společenskovední a umělecké obory.

Srovnáme-li poměry relativních šancí ve znalostním systému mezi oběma skupinami oborů, právnické a lékařské obory vykazují větší roli typu školy, ze které se uchazeč hlásí (viz proměnné SOŠ a SOU).^{25,26}

Zavedení systému postaveného na OSP by podle výsledků naší simulace mělo zásadnější dopad u uchazečů na více dostupných technických, ekonomických, případně zemědělských oborech. U práv a medicíny od sebe v systému OSP nelze statisticky odlišit relativní šance uchazečů s různě vzdělanými rodiči, srovnání se znalostním systémem činí pokles koeficientů statisticky nevýznamný.²⁷ Menší vliv vzdělání rodičů u ostatních oborů v systému OSP je více zřetelný, a to zejména u vzdělání matky.

Jak ukazuje nárůst odhadů parametrů SOŠ a SOU, zavedení nového systému přijímacích zkoušek by zároveň pravděpodobně zmírnilo dopady před-

²⁵ Čím dále od hodnoty 1 se nachází odhady jednotlivých parametrů, tím větší jsou rozdíly v přístupu na dané programy vysokoškolského studia.

²⁶ Zde je nutno si připomenout, že odhady parametrů zachycujících typ školy zároveň částečně odrážejí rozdíly v socioekonomickém zázemí, a to prostřednictvím jeho vlivu na volbu střední školy. Část vlivu typu školy lze proto opět přičíst socioekonomickému zázemí.

²⁷ Nutno však silně zdůraznit, že odhady pro zmíněné dva obory jsou díky menšímu počtu dostupných pozorování (3537) méně přesné než v případě odhadů parametrů pro ostatní obory (26 784 pozorování).

Tabulka 7. Odhadnuté poměry relativních šancí dle studijních oborů

	Znalostní systém			Přijímací zkoušky dle OSP			$B_{přív} = \beta_{OSP}$
	Exp(β)	Směrodatná odchylka	P(z)=0	Exp(β)	Směrodatná odchylka	P(z)=0	
<i>Práva a medicína</i>							
VŠ vzdělání otce	1,35	0,14	0,00	1,14	0,14	0,27	
VŠ vzdělání matky	1,28	0,13	0,02	1,04	0,14	0,79	
Počítač	1,21	0,11	0,03	1,25	0,15	0,06	
Test OSP	1,06	0,00	0,00	1,23	0,01	0,00	***
Muž	0,77	0,07	0,00	0,69	0,09	0,00	
Naroz_led-srp	1,21	0,11	0,03	0,99	0,11	0,90	*
Soukromá SŠ	0,87	0,17	0,47	0,53	0,13	0,01	*
SOŠ	0,23	0,03	0,00	0,43	0,06	0,00	***
SOU	0,15	0,06	0,00	0,17	0,08	0,00	
Pseudo R ²		0,29			0,54		N=3537
<i>Ostatní obory</i>							
VŠ vzdělání otce	1,33	0,05	0,00	1,27	0,06	0,00	
VŠ vzdělání matky	1,42	0,06	0,00	1,15	0,06	0,01	***
Počítač	1,06	0,03	0,06	1,03	0,04	0,38	
Test OSP	1,04	0,00	0,00	1,17	0,00	0,00	***
Muž	0,83	0,03	0,00	0,69	0,03	0,00	***
Naroz_led-srp	1,06	0,03	0,05	1,05	0,04	0,17	
Soukromá SŠ	0,52	0,04	0,00	0,60	0,05	0,00	
SOŠ	0,39	0,02	0,00	0,62	0,04	0,00	***
SOU	0,23	0,02	0,00	0,45	0,05	0,00	***

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

Poznámka: *,*** odpovídají 10% a 1% hladině významnosti. Závislá proměnná $přijat_{isr}\{znalostní, OSP\}$.

chozího studia na jiné škole než gymnáziu. U relativně více žádaných oborů by dle odhadů bylo možno očekávat zlepšení situace zejména u studentů středních odborných škol. Pro uchazeče ze středních integrovaných škol by se však za daných předpokladů situace příliš nezměnila.

5.5 Limity simulace

Naše srovnání úspěšnosti studentů v alternativních systémech přijímacích zkoušek uvažuje několik zjednodušujících předpokladů. Námi spočtené kapacity jsou odvozené od počtu maturantů z databáze Sonda Maturant 1998 zapsaných ve znalostním systému, nikoli ze všech uchazečů o danou fakultu a obor v roce 1998. Jinými slovy předpokládáme, že relativní úspěšnost čerstvých maturantů ze Sondy Maturant 1998 oproti ostatním uchazečům tvořícím odloženou poptávku by byla stejná před změnou systému přijímacích zkoušek i po ní. Vzhledem k nedostatku podrobnějších dat ale zahrnutí této skupiny do analýzy nebylo možné.

U nového systému zároveň předpokládáme, že se každý úspěšný student zapíše pouze na jeden, a to nejvíce žádaný obor. Rozhodování studenta ohledně zápisu na jeden či více oborů tudíž nemodelujeme.

Důležitým předpokladem je rovněž nezávislost nastavení systému přijímacích zkoušek na rozhodnutí ucházet se o studium na vysoké škole a dále na rozhodnutí o studovaném oboru a fakultě. Protože se subjektivní šance na přijetí na daný program změní, zmíněný předpoklad s velkou pravděpodobností nebude zcela naplněn a studenti budou podávat přihlášky strategicky. Mimo redistribuce studentů na základě přijímacího řízení založeného na OSP lze tedy očekávat další redistribuci již v samotném rozhodnutí o oboru a fakultě studia.

Naše simulace toto rozhodnutí explicitně nemodeluje ze tří důvodů. Algoritmus by se výrazně zkomplikoval a zároveň vyžadoval dodatečné předpoklady, jejichž platnost je obtížné ověřit. Rovněž rozdíly v roli rodinného zázemí v obou formátech přijímacího řízení by se pravděpodobně zmenšily, ale nezmizely. V některých případech by totiž byla část nepřijatých studentů s vyšším socioekonomickým zázemím a horšími výsledky v testech OSP přijata na méně žádané obory. Zatřetí by nově nepřijatí uchazeči ve své přípravě a investicích zohlednili klíčovou roli testů OSP, čímž by se role rodinného zázemí opět mírně zvýšila.

6. Závěr

Cílem této studie byla analýza přechodu studentů ze střední na vysokou školu, a to zejména s ohledem na možný vliv modelu přijímacího řízení na výsledek celého procesu. Studie se zaměřila na dva konkrétní modely přijímacího řízení – testy postavené na znalostech a testy obecných studijních předpokladů – v podmínkách silně stratifikovaného vzdělávacího systému se značným previsem

poptávky po vysokoškolském studiu nad nabídkou. Pro srovnání relativních dopadů zmíněných dvou mechanismů jsme zdůraznili dva základní aspekty přijímacího řízení, rozhodnutí o podání přihlášky studentem a úspěšnost při přijímacím řízení.

Pro naše výpočty jsme použili data z roku 1998 obsahující výsledky přijímacího řízení založeného především na zjišťování znalostí a dále výstup simulace pro přijímací řízení postavené na testech OSP. V období, ze kterého pochází analyzovaná data, byly v rámci přijímacího řízení vyžadovány často až encyklopedické znalosti vybraného oboru. Řada studentů, zejména ze středních odborných škol, mohla mít pocit, že v přijímacím řízení nemá šanci uspět. Úspěšnost studentů gymnázií byla výrazně vyšší, a to nejen kvůli jejich schopnostem, ale i proto, že je jejich studium na přijímací řízení lépe připravilo. To ale bohužel vedlo k tomu, že řada potenciálně úspěšných studentů se o studium na VŠ ani nezačala ucházet.

Velmi podobné závěry přinesly výsledky v případě šancí na úspěch v přijímacím řízení. Velký počet studentů, kteří v reálném přijímacím řízení neuspěli, svými studijními schopnostmi často výrazně přesáhli studenty, kteří v přijímacím řízení uspěli. Naše simulace naznačila, že při platnosti našich předpokladů by model zdůrazňující OSP mohl vést k větším šancím na přijetí u studentů s lepšími studijními předpoklady.

Testy založené na OSP by rovněž mohly zvýšit šance studentů ze středních odborných škol ve srovnání se studenty z gymnázií. V situaci výrazně stratifikovaného sekundárního školství je výsledek naší simulace v souladu s myšlenkou omezení „biflování“ na středních školách, které bývalo zdůvodňované právě potřebou přípravy na přijímací řízení na vysokou školu. Zaměření se na práci s textem, logiku a další obecně použitelné a potřebné dovednosti by v daném kontextu bylo jistě k prospěchu středního školství.

Ačkoli se naše výsledky vztahují k roku 1998 a obecně jsou podmíněny silně stratifikovaným vzdělávacím systémem se značným převisem poptávky po vysokoškolském studiu nad nabídkou, vývoj v posledních letech naše závěry nepřímo potvrzuje, protože dochází k nárůstu vysokých škol nebo jednotlivých fakult v ČR, které se rozhodly výsledky testů všeobecných studijních předpokladů v přijímacím řízení zohledňovat.

TOMÁŠ KONEČNÝ je absolventem doktorského studia v Centru pro ekonomický výzkum a postgraduální vzdělání (CERGE-EI). Zabývá se financováním školství a přístupem ke vzdělání.

JOSEF BASL je studentem doktorského studia a odborný pracovník v oddělení Sociologie vzdělání a stratifikace Sociologického ústavu AV ČR, v.v.i. Věnuje se zejména otázkám vzdělanostních nerovností a vzdělávací politiky.

JAN MYSLIVEČEK je absolventem CERGE-EI a pracuje ve společnosti Boston Consulting jako konzultant. Zabývá se problematikou vysokého školství v ČR a optimální certifikací.

Literatura

- Abdulkadiroglu, A., T. Sonmez. 2003. „School Choice: A Mechanism Design Approach.“ *The American Economic Review* 93 (3): 729–747.
- Barr, N., I. Crawford. 1998. „Funding Higher Education in an Age of Expansion.“ *Education Economics* 6 (1): 45–70.
- Bateman, M., D. Spruill. 1996. „Student Decision-making: Insights from the College Choice Process.“ *College Student Journal* 30 (2): 152–164.
- Buchmann, C., B. Dalton. 2002. „Interpersonal Influences and Educational Aspirations in 12 Countries: The Importance of Institutional Context.“ *Sociology of Education* 75 (2): 99–122.
- Buchmann, C., H. Park. 2005. „The Institutional Embeddedness of Educational and Occupational Expectations: A Comparative Study of 12 Countries.“ Příspěvek přednesený na konferenci *Research Committee on Stratification (RC 28) of the International Sociological Association*. Los Angeles, CA, 19. 8. 2005.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Dearden, L., E. Fitzsimons, A. Goodman, G. Kaplan. 2008. „Higher Education Funding Reforms in England: The Distributional Effects and the Shifting Balance of Costs.“ *The Economic Journal* 118 (526): F100–F125.
- EURYDICE. 2008. „Struktury systému vzdělávání, odborné přípravy, a vzdělávání dospělých v Evropě: Česká republika 2008.“ [online]. Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání – ÚIV, Národní oddělení EURYDICE, Evropská komise [cit. 10. 7. 2009]. Dostupné z: <http://eacea.ec.europa.eu/ressources/eurydice/pdf/041DN/041_CZ_CS.pdf>.
- Griffith, S. 2008. „Exams That Failed.“ *The Sunday Times* [online] 19. 10. 2008 [cit. 10. 7. 2009]. Dostupné z: <<http://www.timesonline.co.uk/tol/comment/columnists/article4968871.ece>>.
- Hansen, M. N. 1997. „Social and Economic Inequality in the Educational Career: Do the Effects of Social Background Characteristics Decline?“ *European Sociological Review* 13 (3): 305–321.
- Jacobs, B. 2002. „An Investigation of Education Finance Reform: Graduate Taxes and Income Contingent Loans in the Netherlands.“ *CPB Discussion Paper* 9. The Hague: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Kerckhoff, A. C. 1976. „The Status Attainment Process: Socialization or Allocation.“ *Social Forces* 55 (2): 152–174.
- Kobrin, J. L. B. F. Patterson, E. J. Shaw, K. D. Mattern, S. M. Barbuti. 2008. „Validity of the SAT for Predicting First-Year College Grade Point Average.“ *College Board Research Report* No. 2008–5. New York: The College Board.
- Lucas, S. R. 1999. *Tracking Inequality: Stratification and Mobility in American High Schools*. New York: Teachers College Press.
- Lucas, S. R. 2001. „Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.“ *American Journal of Sociology* 106 (6): 1642–1690.
- Manski, C. F., D. A. Wise. 1983. *College Choice in America*. Cambridge: Harvard University Press.
- Matějů, P., I. Procházková, P. Burdová. 2006. „Přechod mezi střední a vysokou školou ve světle Sondy Maturant a Uchazeč 1998–1999.“ Pp. 313–341 in P. Matějů, J. Straková (eds.). *(Ne)rovné šance na vzdělání: vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- Matějů, P., M. L. Smith, P. Soukup, J. Basl. 2007. „Determination of College Expectations

- in OECD Countries: The Role of Individual and Structural Factors." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 43 (6): 1121–1148.
- Matějů, P., J. Straková. 2003. „Role rodiny a školy v reprodukci vzdělanostních nerovností: sociologický pohled na úlohu víceletých gymnázií ve světle výzkumu PISA 2000." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 39 (5): 625–652.
- Mattern, K. D., B. F. Patterson, E. J. Shaw, J. L. Koblin, S. M. Barbuti. 2008. „Differential Validity and Prediction of the SAT." *College Board Research Report* No. 2008–4. New York: College Board.
- NACAC. 2008. *Report of the Commission on the Use of Standardized Tests in Undergraduate Admission*. Arlington, VA: National Association for College Admission Counseling.
- Rothstein, J. M. 2004. „College performance predictions and the SAT." *Journal of Econometrics* 121 (1–2): 297–317.
- SCIO. 2009. „Přehled fakult s NSZ." [online]. Praha: SCIO [cit. 9. 7. 2009]. Dostupné z: <<http://www.scio.cz/in/2vs/nsz/fakulty/info.asp>>.
- Simonová, N., T. Katrňák. 2008. „Empirické přístupy v sociálně stratifikačním výzkumu vzdělanostních nerovností." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 44 (4): 725–743.
- Stannek, A., F. Ziegele. 2005. „Private Higher Education in Europe: A National Report on Germany." *Centrum für Hochschulenentwicklung Arbeitspapier* [online] Nr. 71. Gütersloh: Centrum für Hochschulenentwicklung [cit. 9. 7. 2009]. Dostupné z: <http://www.che.de/downloads/Studie_Privathochschulen_AP71.pdf>.
- ÚIV. 2008. *Vývojová ročenka školství v ČR: 2002/03–2007/08*. Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání.
- ÚIV. 2009. *Statistická ročenka školství 2008/2009: výkonové ukazatele*. Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání.
- Vodopivec, M. 2009. „A Simulation of an Income Contingent Tuition Scheme in a Transition Economy." *Higher Education* 57 (4): 429–448.
- Zwick, R. 2007. *College Admission Testing*. Arlington, VA: National Association of College Admission Counseling.
- Zwick, R., J. C. Sklar. 2005. „Predicting College Grades and Degree Completion Using High School Grades and SAT Scores: The Role of Student Ethnicity and First Language." *American Educational Research Journal* 42 (3): 439–464.

Šetření

Sonda Maturant 1998, Ústav pro informace ve vzdělávání (ÚIV), datový soubor
Uchazeč 1998, Ústav pro informace ve vzdělávání (ÚIV), datový soubor

Příloha

A1. Seznam proměnných

I_{isr} proměnné zachycující charakteristiky jednotlivce i a jeho rodiny:

$VŠ$ *vzdělání otce* = 1, pokud má otec vysokoškolské vzdělání.

$VŠ$ *vzdělání matky* = 1, pokud má matka vysokoškolské vzdělání.

Test OSP – počet bodů z testu obecných studijních předpokladů.

Muž – pohlaví = 1 pro chlapce.

Naroz_led-srp = 1, narodil-li se uchazeč v období leden až srpen.

Obory – binární indikátory oborů, na který se uchazeč hlásí.

Vektor charakteristik S_{sr} střední školy s:

% přijatých na SŠ – procento přijatých na střední školu, na které uchazeč maturoval.

Počet žáků/třídu – průměrný počet žáků ve třídě.

Soukromá SŠ – indikátor soukromá škola = 1.

SOŠ – střední odborná škola = 1.

SOU – střední integrovaná škola = 1.

Proměnné na úrovni sídla či okresu R_i :

Počet obyvatel – počet obyvatel v sídle, ve kterém se nachází střední škola uchazeče.

Přítomnost VŠ = 1, pokud v okrese působí vysoká škola.

Nezaměstnanost – míra nezaměstnanosti v okrese.

A2. Úplné výsledky ekonomické analýzy

	Znalostní systém			Přijímací zkoušky dle OSP			$B_{p\dot{u}v} = \beta_{OSP}$
	β	Směro- datná odchyl- ka	$P(z)=0$	β	Směro- datná odchyl- ka	$P(z)=0$	
VŠ vzdělání otce	0,29	0,04	0,00	0,23	0,04	0,00	**
VŠ vzdělání matky	0,34	0,04	0,00	0,13	0,05	0,01	***
Počítač	0,08	0,03	0,01	0,06	0,04	0,12	
Test OSP	0,05	0,00	0,00	0,16	0,00	0,00	***
Muž	-0,21	0,04	0,00	-0,38	0,04	0,00	***
Naroz_led-srp	0,08	0,03	0,01	0,05	0,03	0,19	
<i>Obory</i>							
Přírodovědný	-0,84	0,13	0,00	-0,61	0,18	0,00	
Lékařský	-1,19	0,13	0,00	-0,40	0,18	0,03	***
Technický	0,22	0,12	0,06	0,91	0,18	0,00	***
Ekonomický	-1,47	0,11	0,00	-2,03	0,17	0,00	***
Právnícký	-1,74	0,12	0,00	-1,85	0,17	0,00	
Pedagogický	-2,19	0,12	0,00	-2,67	0,18	0,00	***
Jazykový	-2,36	0,12	0,00	-2,68	0,18	0,00	*
Zemědělský	-0,64	0,16	0,00	0,23	0,22	0,29	***
Společenskovední	-2,42	0,12	0,00	-2,69	0,18	0,00	*
Umělecký	-2,20	0,14	0,00	-2,63	0,21	0,00	**
% přijatých na SŠ	-0,01	0,01	0,46	0,04	0,01	0,00	
Počet žáků na třídu	0,00	0,00	0,35	-0,01	0,01	0,04	
Soukromá SŠ	-0,60	0,08	0,00	-0,51	0,08	0,00	
SOŠ	-1,01	0,05	0,00	-0,54	0,05	0,00	***
SOU	-1,50	0,08	0,00	-0,85	0,11	0,00	***
Počet obyvatel	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,87	
Přítomnost VŠ	0,02	0,05	0,67	0,10	0,07	0,17	
Nezaměstnanost	0,03	0,01	0,00	0,04	0,01	0,00	***
Konstanta	-1,00	0,22	0,00	-6,11	0,31	0,00	***
Pseudo R ²		0,24			0,46		

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů Sonda Maturant a Uchazeč.

Poznámka: *, **, *** odpovídají 10%, 5% a 1% hladině významnosti, specifikace (1), N = 33 396.