

Od diferenciace k diverzifikaci: test MMI a EMI v českém středním vzdělávání v první dekádě 21. století*

TOMÁŠ KATRŇÁK

Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Brno

NATALIE SIMONOVÁ**

Institut pro sociální a ekonomické analýzy, Praha

LAURA FÓNADOVÁ

Ekonomicko-správní fakulta Masarykovy univerzity, Brno

From Differentiation to Diversification: Testing MMI and EMI in the Czech Secondary School System in the First Decade of the 21st Century

Abstract: The article deals with secondary education in the Czech Republic between 2000 and 2010. The authors analyse the consequences of educational expansion on unequal chances by social origin of attaining a secondary education with a school-leaving certificate ('maturita'). This certificate is a prerequisite for the transition to tertiary education in the Czech educational system. The article is based on the theories of maximally maintained inequality (MMI) and effectively maintained inequality (EMI). The authors analyse data from PISA 2000 and 2009 (Programme for International Student Assessment) in the Czech Republic. They support the theory of EMI over MMI. Vertical differentiation by social origin decreased between 2000 and 2009. Contrary to the assumptions of MMI, the chances of attaining a school-leaving certificate are increasing for children from the lower social classes, but only in one type of secondary education (in secondary technical schools). This is occurring because there has been an increasing horizontal diversification of schools offering a school-leaving certificate (on the basis of the assumptions of EMI). Socio-economic variables have a stronger effect on attendance at grammar schools with a school-leaving certificate. The social and economic exclusivity of this branch of secondary education increased between 2000 and 2009.

Keywords: education, inequality, social stratification, unequal chances, Czech secondary school system

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2013, Vol. 49, No. 4: 491–520

* Veškerou korespondenci posílejte na adresu: doc. PhDr. Tomáš Katrňák, Ph.D., Fakulta sociálních studií MU, Brno, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: katrnak@fss.muni.cz.

** Práce Natalie Simonové na této stati byla podpořena grantem „*Educational Stratification in Taiwan and the Czech Republic: Accessibility of and Heterogeneous Returns to Higher Education*“ (GA ČR P404/12/J006). Autoři děkují P. Matějů, M. Kreidlovi, L. Rabušicovi a anonymním recenzentům za cenné připomínky k jednotlivým verzím stati.

V minulých dvaceti letech český vzdělávací systém kvantitativně rostl. Zatímco období socialismu bylo specifické pomalým zvyšováním počtu osob s maturitním a vysokoškolským vzděláním, po roce 1989 se zvyšuje význam terciárního a kvartérního hospodářského sektoru. Podíl absolventů středoškolského a vysokoškolského vzdělávání v populaci roste. V roce 2002 tvořili absolventi maturitního studia dvě třetiny všech absolventů středního školství, v roce 2010 to byly téměř tři čtvrtiny [OECD 2012]. Tzv. čistá míra vstupu do terciéry (tj. podíl mladých lidí z příslušné věkové skupiny) v roce 2010 činila 60 %, což představuje hodnotu srovnatelnou se zeměmi EU i OECD, v roce 2000 byl přitom tento podíl 25 %. Terciární vzdělání (tj. vyšší odborné či vysokoškolské) ukončilo v roce 2010 v ČR 38 % lidí, přičemž průměr zemí OECD byl 39 %, zemí EU-21 pak 40 %. Celkový podíl vysokoškolsky vzdělané populace v tomtéž roce čítal 17 %, ve věkové skupině 25–34 let pak 23 % (průměr zemí OECD byl 38 %, EU-21 pak 35 %) [OECD 2012]. Výsledkem vzdělanostní expanze posledních let je to, že téměř polovina mladých lidí dosahuje vyššího vzdělání než jejich rodiče. Tento podíl převyšuje jak země Evropské unie, tak země OECD. Pouze 6 % mladých lidí u nás získává nižší vzdělání ve srovnání se svými rodiči [OECD 2012].

V tomto textu se zaměřujeme na střední vzdělávání v České republice v první dekádě 21. století. Naším cílem je ukázat důsledky zvyšující se dostupnosti tohoto vzdělávání, které se odrážejí v přístupu do něj, přesněji řečeno v šancích získat maturitní vzdělání v závislosti na sociálním původu.¹ Vycházíme z teorie maximálně udržované nerovnosti (*Maximally Maintained Inequality* – MMI) [Raftery, Hout 1993; Hout 2006, 2007], podle níž by nerovné šance na vzdělání na základě sociálního původu neměly v době vzdělanostní expanze oslabovat. Podle této teorie totiž vzdělanostní expanze vychází ze zvyšující se poptávky po vzdělání, která je uspokojována směrem od vyšších sociálních tříd k nižším. Nerovnost v šancích je pak udržována na konstantní úrovni, protože poptávka po vzdělání je s ohledem na třídní původ žáků rovnoměrně uspokojována. Kritikové této teorii vyčítají [srov. Breen, Jonsson 2000; Lucas 2001], že je jednodimenzionální. Zaměřuje se na kvantitativní difference – na to, zdali je vzdělání dosaženo, či nikoliv. V rámci jednoho a toho samého vzdělávání však mohou existovat kvalitativní rozdíly. A to je také případ maturitního vzdělávání v České republice. Maturitu lze získat v odlišných typech škol. Z hlediska vertikálního se sice jedná o stejný stupeň vzdělání, statistické údaje však ukazují, že z hlediska horizontálního tomu tak není.

¹ Sociologové tuto otázku konceptualizují jako třídní nerovnosti ve vzdělávání. Tento koncept označuje rozdíly v dosaženém vzdělání podle třídního původu [Katrňák 2005; Matějů, Straková 2006; Matějů, Straková, Veselý 2010]. Podstatou tohoto konceptu jsou empirické údaje o tom, že ne všichni žáci mají stejné šance, s ohledem na svůj třídní původ, získat stejné vzdělání. V žádné zemi nebyl zatím etablován takový vzdělávací systém, aby v rámci něj měli potomci rodičů z různých sociálních tříd stejné šance na stejné vzdělání. V některých vzdělávacích soustavách jsou tyto šance vyšší, v jiných nižší, nicméně ve všech zemích třídní nerovnosti ve vzdělávání přetrvávají [Shavit, Blossfeld 1993; Shavit, Aurum, Gamoran 2007].

Podle teorie efektivně udržované nerovnosti (*Effectively Maintained Inequality* – EMI) [Lucas 2001] je v analýze třídních nerovností ve vzdělávání nezbytné zohlednit kvalitativní dimenzi. Z kvantitativního hlediska se totiž může zdát, že nerovné šance na určitý stupeň vzdělání oslabují, protože vzdělanostní expanze uspokojila všechny zájemce z vyšších sociálních tříd a dostává se i na potomky z tříd nižších. Nerovné šance na vzdělání však v takovém případě mohou pouze měnit svoji podobu. V případě, že se stejná úroveň vzdělávání větví – kvalitativně se diverzifikuje, potomci z vyšších sociálních tříd mohou přednostně usilovat o vybrané větve a ostatní přenechávat potomkům z nižších tříd. Zjištění nezohledňující kvalitativní rozdíly pak sice naznačují oslabování třídních nerovností ve vzdělávání, zjištění, která kvalitativní rozdíly zohledňují, ovšem indikují změnu povahy nerovností z kvantitativních na kvalitativní [Breen, Jonsson 2000; Ayalon, Shavit 2004; Boliver 2011].

Znamená tedy rozšiřující se dostupnost středního maturitního vzdělávání v minulých letech v České republice automatické zvýšení šancí na maturitu pro žáky pocházející z nižších sociálních tříd? Nebo rostou šance potomkům ze všech sociálních tříd na dosažení maturity stejně, a tudíž se třídní nerovnosti ve vzdělávání nesnižují? Anebo je tomu tak, že se šance na určitý typ maturitního vzdělávání podle sociálního původu zvyšují, a na jiný typ maturitního vzdělávání se naopak snižují? Oslabuje tedy kvantitativní diferenciace přístupu do maturitního vzdělávání ve prospěch růstu jeho kvalitativní diverzifikace? To jsou hlavní otázky, které se pokoušíme touto statí zodpovědět.

Struktura statí je následující: nejprve představujeme jednotlivé varianty středního vzdělávání v České republice. Poté ukazujeme, že i když z hlediska počtu míst není nárůst žáků na školách s maturitou mezi roky 2000 až 2010 lineární (počet studijních míst do roku 2006 roste, poté se přizpůsobuje klesající demografické křivce patnáctiletých a snižuje se), podíl studujících a především šance na střední vzdělávání s maturitou ve sledovaném období rostou. S využitím statistických dat o žácích se dále zabýváme kvalitativní diverzifikací typů škol, v nichž lze maturitu získat, teoreticky tyto odlišnosti rámujeme, představujeme data PISA z let 2000 a 2009 a analyzujeme (nejprve v rovině deskriptivní, poté v rovině multivariační), do jaké míry je studium v jednotlivých větvích středního vzdělávání ve sledovaných letech socioekonomicky podmíněné. Naše závěry ukazují, že v době zvyšující se dostupnosti maturitního vzdělávání oslabuje jeho kvantitativní diferenciace, nicméně roste jeho kvalitativní diverzifikace. Nerovné šance podle sociálního původu mění svoji podobu. Efekt rodinného prostředí (askriptivní charakteristika žáků) sice oslabuje v nejméně akademických větvích středního vzdělávání, posiluje však v těch akademičtějších. Znamená to, že nerovné šance na vzdělání aktivně „reagují“ na měnící se podmínky (rostoucí dostupnost maturitního vzdělávání) a přetrvávají v čase.

Růst šancí a kvalitativní diverzifikace středního maturitního vzdělávání

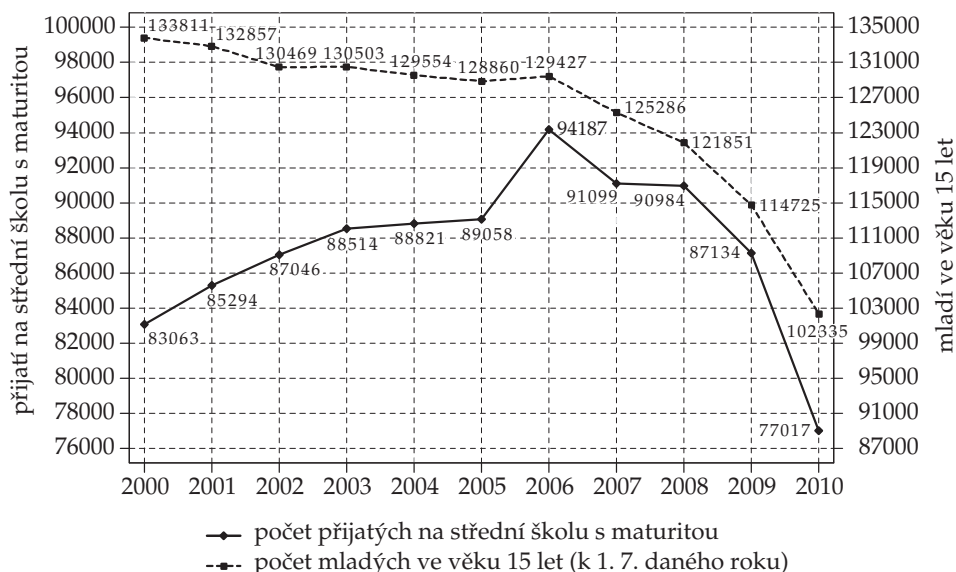
Český vzdělávací systém se ve srovnání s minulostí příliš nezměnil.² Nezměnila se proto ani kritická místa, která musí studenti na cestě za vyšším vzděláním překonávat a v nichž jsou nerovnosti dané sociálním původem viditelné především. Tato místa jsou dvě: přijímací zkoušky na jednotlivé typy středních škol a přijímací zkoušky na vysoké školy. Volba varianty středního vzdělávání, do něhož přechází asi 96 % žáků po povinné školní docházce [Vojtěch, Chamoutová 2011], přitom silně determinuje nejen průběh další vzdělávací dráhy, ale také podobu následné profesní kariéry.

Základní kvalitativní rozdíl v rámci českého středního školství je mezi středním vzděláváním bez maturity, po jehož absolvování jsou žáci připraveni vstoupit na trh práce, a středním vzděláváním s maturitou, které je předpokladem přechodu na vysokou školu. V letech 2000 až 2010 (období, které je předmětem našeho zájmu) počet žáků přijatých do maturitního vzdělávání nejprve výrazně vzrostl a poté se snížil (graf 1, levá osa Y). Vrchol růstu byl v roce 2006, kdy do tohoto vzdělávání nastoupilo více jak 94 tisíc žáků (ve srovnání s rokem 2000 to bylo o více než 11 tisíc žáků). Ve stejné době se však výrazně snižuje počet patnáctiletých, způsobený poklesem porodnosti v letech 1984 až 1994 (graf 1, pravá osa Y).³ Počet přijatých do maturitního vzdělávání od roku 2006 kopíruje tento úbytek mladých, což znamená, že počet míst v tomto vzdělávání začal odpovídat demografickému vývoji exponované populace. To však neznamená, že by se v populaci patnáctiletých mezi roky 2000 až 2010 nezvyšoval podíl přijatých do maturitního vzdělávání, a především že by nerostly šance na získání maturity. Zatímco v roce 2000 bylo do maturitní formy studia přijato necelých 59 % populace přecházející do středního vzdělávání, v roce 2010 to bylo 68 % (graf 2, levá osa Y). Šance na maturitní studium oproti nematuritní formě (učební obor) byla

² Povinné vzdělávání v České republice trvá 9 let. Dělí se do dvou vzdělávacích stupňů. První stupeň trvá 5 let a je realizován na základních školách (tento stupeň odpovídá primárnímu stupni 1 v mezinárodní klasifikaci vzdělání ISCED). Druhý stupeň trvá 4 roky. Jedná se o pokračování prvního stupně, který mohou žáci absolvovat buď na základní škole, nebo na víceletých gymnáziích či konzervatořích (ISCED 2 – nižší sekundární stupeň). Po povinném vzdělávání následuje nepovinné vyšší sekundární vzdělávání (ISCED 3), které se větví do typů škol ukončených maturitní zkouškou (ISCED 3A), škol bez maturity (ISCED 3B) a učebních oborů s výučním listem (ISCED 3C). Pro absolventy vyššího sekundárního vzdělávání bez maturitní zkoušky existuje možnost dodatečného nástavbového studia, které je ukončeno maturitní zkouškou (ISCED 4A). Terciární (vysokoškolská) úroveň vzdělávání se dělí na vyšší odborné školy (ISCED 5B) a vysoké školy (ISCED 5A a 6) [více k českému vzdělávacímu systému Procházková 2006; Struktury systémů vzdělávání a odborné přípravy v Evropě 2010].

³ Patnáctý rok života je obecně považován za věk ukončení povinné školní docházky v ČR [srov. Vojtěch, Chamoutová 2011]. Mladí lidé v tomto věku tvoří exponovanou populaci, která je v českém vzdělávacím systému vystavena tranzici do středního vzdělávání. Velikost exponované populace ve srovnání s počtem míst ve středním školství pak ovlivňuje obecné šance na přijetí.

Graf 1. Přijetí do středního vzdělávání s maturitou a mladí ve věku 15 let v období 2000–2010 v ČR



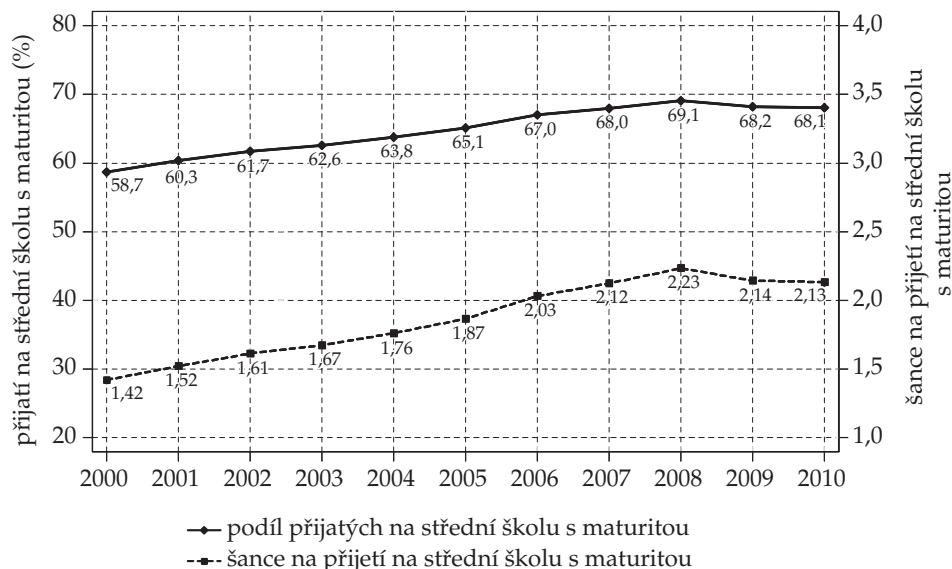
Poznámka: Jedná se o žáky veřejných i neveřejných škol. Mezi žáky gymnázií jsou zahrnuti žáci přijetí do prvních ročníků čtyřletých gymnázií a žáci studující na víceletých gymnáziích v ročnících odpovídajících prvnímu ročníku čtyřletého gymnázia.

Zdroj: Vojtěch, Chamoutová [2011] a data z ČSÚ.

v roce 2000 1,42krát vyšší, v roce 2010 byla tato šance 2,13krát vyšší (graf 2, pravá osa Y). Ve sledovaném období se tato šance zvýšila 1,50krát (neboli o 50 %). Vzdělanostní expanzi v rámci středního vzdělávání s maturitou chápeme ve smyslu zvyšujícího se podílu studujících a obecného růstu šancí na toto vzdělávání. Nejedná se o lineární růst studijních míst, ale především o měnící se poměr mezi počtem studijních míst a velikostí exponované populace.

Maturitní vzdělání lze v České republice získat v kvalitativně odlišných školách: na odborných učilištích s maturitou, středních odborných školách a lyceích, čtyřletých gymnáziích a víceletých (šestiletých a osmiletých) gymnáziích.⁴ Podle oficiálních statistik se na vysokou školu v roce 2009/2010 hlásilo téměř 100 % absolventů gymnázií, 72 % absolventů středních odborných škol s maturitou a 35 % absolventů středních odborných učilišť s maturitou [Kleňhová, Vojtěch 2011a]. Varianta maturitního vzdělání však poznamenává nejen aspirace žáků na terciární vzdělávání, ale ovlivňuje také jejich úspěšnost v přechodu do tohoto

⁴ K charakteristice jednotlivých variant maturitního vzdělávání z hlediska zaměření kurikula, odbornosti a intelektuální náročnosti srov. Münich, Mysliveček [2006].

Graf 2. Podíl přijatých a šance na přijetí do středního vzdělávání s maturitou v období 2000–2010 v ČR

Poznámka: Podíl přijatých do maturitního vzdělávání je počítán z celku všech přijatých do středního vzdělávání v daném roce. Šance na přijetí jsou počítány jako přijetí do maturitního vzdělávání versus přijetí do nematuritního vzdělávání (učebních oborů a středních odborných škol bez maturity) v daném roce.

Zdroj: vlastní výpočty z dat viz Vojtěch, Chamoutová [2011].

vzdělávání [Kreidl 2004; Matějů, Procházková, Burdová 2006]. Zatímco z gymnazistů bylo v přijímacích zkouškách na vysokou školu v roce 2009/2010 úspěšných 87 %, z řad absolventů středních odborných škol a odborných učilišť s maturitou to bylo 77 %. Předčasně (do pěti let) pak nastoupené vysokoškolské studium opouští asi 13 % absolventů gymnázií, 22 % absolventů středních odborných škol a 40 % absolventů odborných učilišť s maturitou [Kleňhová, Vojtěch 2011b].

Tento závěr potvrdil také nedávný výzkum Simonové a Soukupa [2010]. Jejich analýza ukázala, že i když mají uchazeči o studium na vysoké škole stejný sociální původ, stejné studijní schopnosti a podobné aspirace, mají rozdílné šance na přechod na vysokou školu v závislosti na typu absolvovaného maturitního studia. Výrazné rozdíly jsou zejména mezi absolventy středních odborných učilišť s maturitou a ostatních typů středních škol. A naopak – studenti víceletých gymnázií se i za stavu vůbec nejnižších studijních kompetencí vyznačují zhruba 90 % pravděpodobností přechodu na vysokou školu (při kontrole jejich sociálního původu a vzdělanostních aspirací). Tedy nejen volba středního vzdělání s maturitou (ve srovnání s učebním oborem bez maturity), ale také varianta maturitního

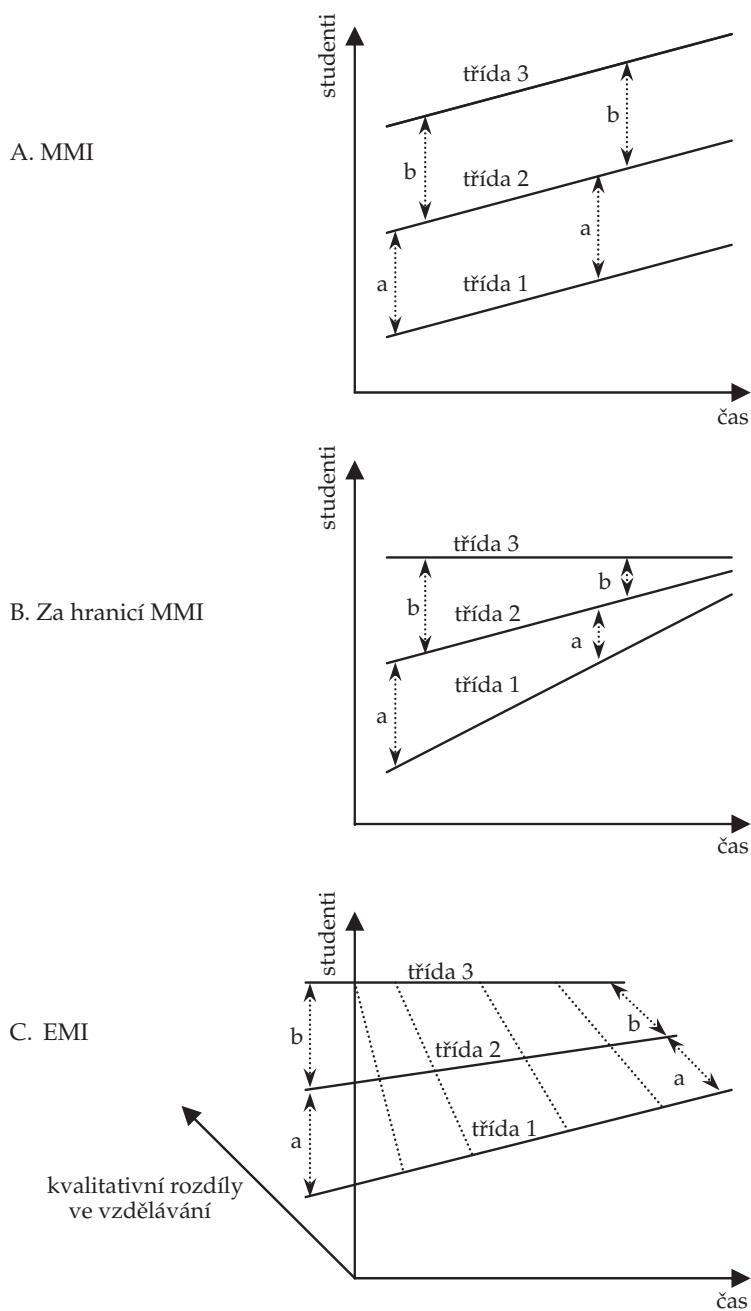
vzdělávání se v české společnosti poměrně výrazně promítá do konečného stupně získaného vzdělání, konstatují Simonová a Soukup [2010].

Řada studií rovněž ukazuje, že v rozdílných variantách maturitního vzdělávání dosahují žáci rozdílné znalosti a vědomosti [srov. např. Straková et al. 2002; Münich, Mysliveček 2006; Straková 2010]. Tyto rozdíly však nelze chápat pouze jako důsledek kvalitativních rozdílů mezi variantami maturitního vzdělávání, ale je nezbytné za nimi vidět také to, že do jednotlivých typů maturitního vzdělávání se hlásí a studují v nich žáci s odlišným sociálním zázemím. Rozdíly mezi středními školami s maturitou jsou udržovány „na vstupu“ do nich. Rozdílné výsledky ve znalostních testech žáků pak můžeme považovat za důsledek socioekonomicky a kulturně ukotvených rozdílů ve vědomostech a znalostech, s nimiž do různých variant maturitního vzdělávání žáci vstupují [Matějů, Procházková, Burdová 2006].

Tato horizontální diverzifikace maturitního vzdělávání pak znamená rozdílnou atraktivitu variant středních škol pro rodiče a jejich potomky. Když se podíváme na důvody, proč rodiče usilují o to, aby jejich dítě studovalo na víceletém gymnáziu (nejakademičtější varianta maturitního vzdělávání), zjistíme, že nejrozšířenějším důvodem je zvýšení pravděpodobnosti úspěchu při přijímacím řízení na vysokou školu [Matějů, Straková 2006]. Druhým poměrně rozšířeným důvodem je lepší příležitost pro rozvoj nadání dítěte. Sociologická zjištění sice tento důvod nepotvrzují – víceletá gymnázia nerozvíjejí talent žáků o nic více než jiné typy středních škol s maturitou [srov. Matějů, Straková 2006], nicméně protože přijímají žáky ze sociálně příznivějších prostředí, posilují distanci mezi nimi a žáky z méně privilegovaných rodin. Víceletá gymnázia jsou tak atraktivní nejen proto, že zvyšují pravděpodobnost přechodu na vysokou školu, ale také proto, že jsou příslibem sociálně homogenního prostředí.

Všechna tato zjištění ukazují, že kvalitativní rozdíly mezi středními školami s maturitou nejsou v české společnosti zanedbatelné. I když se absolventi všech těchto škol z hlediska dosaženého vzdělání neliší (maturita všechny opravňuje ke studiu na vysoké škole), pravděpodobnost toho, že budou usilovat o další studium, že budou v přechodu na vysokou školu vůbec úspěšní a že vysokoškolské vzdělávání nakonec také dokončí, je pro ně rozdílná. Za touto rozdílností se skrývají rozdíly v jejich vědomostech a znalostech, jejichž úroveň ovšem nemusí být výhradně efektem absolvované varianty maturitního vzdělávání, ale může být také důsledkem sociálního a ekonomického prostředí rodiny. Povědomí o těchto rozdílech znamená pro rodiče a jejich potomky rozdílnou atraktivitu variant středních škol s maturitou. Neusilují pak o ně ve stejné míře, čímž jsou kvalitativní rozdíly mezi nimi zpětnově posilovány.

Obrázek 1. Od maximálně udržované nerovnosti k efektivně udržované nerovnosti



Zdroj: vlastní nákres.

Teoretický rámec: od MMI k EMI

V analýze nerovných šancí na střední vzdělání s maturitou budeme zohledňovat nejen kvantitativní, ale především kvalitativní dimenzi. Pokud bychom se soustředili pouze na kvantitativní dimenzi – na to, zdali maturitní vzdělání jedinec dosáhl, a přitom nerespektovali, o jakou variantu tohoto vzdělání se jedná, jednalo by se o zjevnou simplifikaci sociální reality. Kvantitativní dimenzi nerovných šancí na vzdělání a jejich přetrvávání v čase popisuje teorie maximálně udržované nerovnosti – MMI, o kvalitativní dimenzi tuto teorii obohacuje teorie efektivně udržované nerovnosti, přesněji řečeno nerovnosti udržované ve výsledku – EMI.

V roce 1993 Adrian Raftery a Michael Hout publikovali mezikohortní analýzu irské společnosti z hlediska vývoje nerovných šancí na vzdělání a formulovali teorii maximálně udržované nerovnosti (*Maximally Maintained Inequality* – MMI). Raftery a Hout vyšli ze zjištění, že ačkoli bylo v roce 1967 v Irsku odstraněno školné a zavedeny rovnostářské reformy, efekt sociálního původu na vzdělanostní tranzice se nezměnil. Reformy neměly prakticky žádný vliv na snížení třídních nerovností ve vzdělávání. I když se mírně zvýšil počet potomků navštěvujících výběrové střední školy, podíl jednotlivých sociálních tříd zůstal nezměněn, čímž se primárně vyšlo vstříc potomkům rychle rostoucí britské střední třídy. Z odstranění školného tak profitovaly především ty rodiny, které by daly své děti studovat za jakýchkoli okolností. Nezlepšilo však přístup ke střednímu vzdělávání dětem z nižších sociálních tříd.

Podstatu MMI teorie ilustruje graf A na obrázku 1. Představme si, že na ose X máme čas a na ose Y podíl přijatých do vyššího stupně vzdělávání. Pokud bychom nezohledňovali sociální původ (sociální třídu rodičů) a stále větší podíl mladých lidí by mohl studovat střední nebo vysokou školu, měli bychom v grafu pouze jednu křivku, která by rostla z jeho levého dolního rohu směrem k jeho pravému hornímu rohu. Když zohledníme sociální původ (rozdělíme například společnost do třech sociálních tříd), dostaneme tři rostoucí křivky. Vzdálenosti mezi nimi (parametry a a b) pak ukazují velikost nerovných šancí na středoškolské nebo vysokoškolské vzdělání v závislosti na sociálním původu žáků. Podle teorie MMI tedy nemusí růst podíl studujících vést k oslabení třídních nerovností ve vzdělávání. Je-li nárůst podílu studujících stejný ve všech sociálních třídách, relativní šance na získání stejného vzdělání se mezi nimi v čase nemění (velikost parametrů a i b zůstává stejná). K tomu dochází tehdy, když expanze míst ve vzdělávacím systému odráží poptávku po tomto vzdělání anebo reflektuje zájem o toto vzdělání mezi vyššími sociálními třídami, které se ve společnosti početně rozrůstají [Hout 2006, 2007].⁵

⁵ Předpoklady vypovídací schopnosti MMI jsou tyto: (1) potomci vyšších sociálních tříd mají ve společnosti také vyšší úspěšnost v přechodu do vyšších vzdělanostních stupňů; (2) celkový podíl studujících, procházejících vzdělávacím systémem, se nesnižuje; (3) strukturně jsou na trhu práce favorizovány profese s vyšší prestiží nebo lidé s vyšším zaměstnaneckým statusem.

Podle MMI se sníží třídní nerovnosti ve vzdělávání až tehdy, kdy jsou téměř všichni potomci z nejvyšších sociálních tříd přijati do určitého vzdělávání a v tomto vzdělávání je stále volná kapacita. Třídní nerovnosti ve vzdělanostních šancích se pak snižují – souvislost mezi sociálním původem a dosaženým vzděláním oslabuje (srov. graf B na obrázku 1).⁶

Je tomu skutečně tak? Oslabí třídní nerovnosti ve vzdělávání v případech, že se vzdělávání stane univerzálně dostupné – bez ohledu na sociální původ? Samuel Lucas [2001] formuloval teorii efektivně udržované nerovnosti (*Effectively Maintained Inequality* – EMI), podle níž tomu tak být nemusí. Kvantitativní nerovnosti se sice sníží, či oslabí na minimum, za tímto oslabením se však skrývá jejich transformace v nerovnosti kvalitativní. Boj se pak již nevede o získání vzdělání, ale o to, jaké vzdělání to bude. Podstatu EMI ukazuje graf C na obrázku 1. Jedná se o graf shodný s grafem B, který navíc obsahuje třetí dimenzi, jíž jsou kvalitativní rozdíly ve vzdělávání (osa Z). Z hlediska osy X neboli v čase sice dochází ke sbližování křivek, z hlediska osy Z se však jedná o jejich transformaci. Vertikální difference mezi křivkami se mění v horizontální. Třídní rozdíly ve vzdělávání se transformují v kvalitativní rozdíly mezi variantami vzdělávání. Z hlediska trojdimenzionálního prostoru se parametry *a* a *b* šroubovitě otáčejí, jejich velikost se však výrazněji nemění. Třídní nerovnosti ve vzdělávání jsou pak udržované ve výsledku – ve variantě dosaženého vzdělání. Toto je však zřejmé pouze tehdy, pokud kvalitativní diverzifikaci v rámci vzdělanostních stupňů zohledňujeme.

Podle EMI je MMI omezená pouze na kvantitativní dimenzi nerovných vzdělanostních šancí [Breen, Jonsson 2000; Lucas 2001]. Pokud v rámci vzdělanostních stupňů existuje kvalitativní diferenciace, neplatí podle EMI, že třídní nerovnosti ve vzdělávání oslabí až poté, co všichni potomci z vyšších sociálních tříd obsadí daný vzdělanostní stupeň a zároveň je v tomto stupni ještě volná kapacita pro potomky z nižších sociálních tříd. Nerovnost v šancích na určité vzdělání se může začít snižovat také v důsledku rostoucí diverzifikace vzdělávacího stupně. Potomci z vyšších sociálních tříd mohou začít usilovat o vybranou variantu daného vzdělávání, přičemž zbylé varianty toho samého vzdělávání zůstávají volné právě pro potomky z nižších sociálních tříd. Nerovnost v šancích na dané vzdělávání pak oslabuje, nicméně za cenu posilování nerovnosti v šancích na vybranou variantu tohoto vzdělávání. Diverzifikace vzdělanostních drah tak na jedné straně zvyšuje podíl jedinců z nižších sociálních tříd v určitém vzdělanostním stupni, ovšem přináší s sebou i riziko, že tyto osoby budou mít přístup pouze do specifických škol [srov. Brint, Karabel 1989; Ayalon, Shavit 2004; Gerber, Cheung 2008; Lucas 2009].

⁶ Ačkoli MMI byla vystavěna na výsledcích analýzy irských dat, empirický test v dalších 13 zemích ukázal, že její platnost je obecnější [viz Shavit, Blossfeld 1993]. K oblibě této teorie mezi sociology přispělo její „načasování“ – v pravý okamžik tato teorie nabídla odpověď na otázku, proč relativní nerovnosti v přístupu k vyššímu vzdělávání, zachycené tranzitivním modelem [srov. Mare 1980], neklesaly, i když systémy terciárního vzdělávání kvantitativně expandovaly [srov. Shavit, Arum, Gamoran 2007; Becker, Hadjar 2009].

Data a jejich charakteristika

Cílem této stati je ukázat, do jaké míry sociální a ekonomické charakteristiky žáků v České republice ovlivňují jejich přijetí do varianty středního vzdělávání s maturitou. Do jaké míry tedy existuje kvalitativní selekce v maturitním vzdělávání a co se s ní děje v první dekádě 21. století? Mají třídní nerovnosti v přístupu do maturitního vzdělávání v české společnosti kvantitativní nebo kvalitativní povahu? A jak se proměňují v době obecného růstu šancí na toto vzdělávání? Oslabuje v českém středním školství explanace teorie MMI ve prospěch explanace teorie EMI?

Data, která budeme analyzovat, pocházejí z výzkumů PISA 2000 a 2009 (*Programme for International Student Assessment*) realizovaných v České republice.⁷ Data se týkají patnáctiletých žáků (ve většině zemí OECD tento věk znamená ukončení povinné školní docházky), navštěvujících buď devátou třídu základní školy, nebo přijatých do prvních ročníků středního vzdělávání či odpovídajícího ročníku víceletých gymnázií (3. ročník šestiletých a 5. ročník osmiletých gymnázií). V roce 2000 se výzkumu zúčastnilo 5365 žáků (narozených v roce 1984) z 229 škol; v roce 2009 to bylo 6064 žáků (narozených v roce 1993) z 261 škol.⁸ Výběr žáků a škol byl v obou letech realizován tak, aby byl reprezentativní pro kraje České republiky a jednotlivé typy škol v rámci nich (základní školy, učiliště bez maturity, speciální školy, učiliště a střední školy s maturitou, gymnázia a víceletá gymnázia). Přijaté žáky do středního vzdělávání v roce 2000 ve výzkumu reprezentovalo 3101 žáků, v roce 2009 to bylo 2702 žáků (celková velikost našeho analyzovaného souboru je tedy 5803 žáků).⁹

Vysvětlovanou proměnnou je přijetí do středního vzdělávání. Tato proměnná má čtyři varianty: 1) *učební obor bez maturity*, 2) *střední odborná škola s maturitou* (*učební obory, střední odborné školy a lycea s maturitou*), 3) *čtyřleté gymnázium s maturitou*, 4) *víceleté gymnázium s maturitou*. Rozdělení žáků do těchto kategorií v letech 2000 a 2009 ukazuje tabulka 1. V obou letech byl největší podíl žáků přijat

⁷ Výzkumy PISA jsou mezinárodní kvantitativní šetření čtenářské, matematické a přírodovědné gramotnosti žáků ve vybraných zemích světa. Tyto výzkumy jsou realizovány pod hlavičkou OECD. Informace se získávají jednak písemným testováním žáků a jednak dotazníkovým šetřením mezi žáky a řediteli škol. Doposud proběhlo pět vln sběru dat (s tříletým intervalem opakování): v roce 2000 se výzkumu zúčastnilo 32 zemí, v roce 2003 41 zemí, v roce 2006 57 zemí a v roce 2009 a 2012 to bylo 65 zemí. Za poskytnutí českých dat z let 2000 a 2009 děkujeme RNDr. Janě Palečkové, koordinátorce šetření PISA v České republice.

⁸ Pro potřeby národní analýzy, týkající se romských žáků a cizinců, byl tento vzorek ještě navýšen o 29 škol a celkový počet žáků, kteří se zúčastnili šetření PISA v roce 2009, vzrostl na 7500. Tyto školy však nejsou součástí mezinárodního vzorku a příslušná data nejsou obsažena v databázi PISA 2009. Jedná se o záměrně vybrané školy bez respektování požadavků na reprezentativitu. Z tohoto důvodu s nimi nepracujeme.

⁹ Ve všech následujících analýzách používáme váhy dostupné v obou souborech (označení *w_fstuwt*), které upravují výsledky tak, aby proporcionálně odpovídaly počtům všech žáků přijatých do středního vzdělávání a aby tito žáci mohli být mezi sebou srovnáváni.

Tabulka 1. Rozdělení žáků do jednotlivých typů středního vzdělávání v roce 2000 a 2009.

Rok	Typ středního vzdělávání				Celkem
	učební obor bez maturity	střední odborná škola s maturitou	čtyřleté gymnázium s maturitou	víceleté gymnázium s maturitou	
2000	956	1555	370	324	3204
	29,82 %	48,52 %	11,53 %	10,12 %	100 %
2009	514	1454	343	288	2599
	19,79 %	55,93 %	13,20 %	11,70 %	100 %
Celkem	1470	3008	713	612	5803
	25,33 %	51,84 %	12,28 %	10,55 %	100 %

Zdroj: PISA 2000, 2009.

na střední odborné školy s maturitou; více jak pětina z nich navštěvovala gymnaziální větev. Ve sledovaném období výrazně poklesl podíl žáků studujících učební obory bez maturity, který byl kompenzován nárůstem podílu žáků studujících především na středních odborných školách s maturitou. Na čtyřletých a víceletých gymnáziích vzrostl podíl studujících pouze nepatrně.¹⁰

Vysvětlujících proměnných, jež jsou součástí naší analýzy, je sedm (tabulka 2). Jsou to *roky*, v nichž byla data sbírána (2000 a 2009), a dvě demografické proměnné – *pohlaví* (chlapec, dívka) a *starší sourozenci žáků* (varianty žádní, jeden a dva a více). Obě tyto proměnné volíme, protože předpokládáme, že volba varianty středního vzdělávání je v české společnosti jednak genderově podmíněná a jednak při ní demografický profil rodiny (počet členů domácnosti) hraje nezanedbatelnou roli [srov. Kreidl 2004, 2008; Matějů 2006; Hirschová, Kreidl 2012].

Vzdělanostní zázemí žáka v základní deskriptivní analýze (kde nejsou přítomné ostatní vysvětlující proměnné) indikujeme *vyšším vzděláním jednoho z rodičů* (3 varianty: bez maturity, maturita a vysoká škola). Ekonomické zázemí žáka ve stejné analýze indikujeme vyšším postavením jednoho z rodičů na trhu práce – *socioekonomickým indexem ISEI* (*International Socio-economic Index of Occupational Status*). V multivariační analýze, kde analyzujeme vliv několika proměnných na závisle proměnnou, však indikujeme vzdělanostní zázemí žáka *vzděláním matky*

¹⁰ Podle interních statistik Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy, za které děkujeme RNDr. Michaele Kleňhové, bylo ve školním roce 2011/12 v České republice přijato 34 883 žáků do nematuritní formy středního vzdělávání (32%), 49 837 žáků na učiliště a střední odborné školy s maturitou (47%), 11 470 žáků na čtyřletá gymnázia (11%) a 10 621 žáků do odpovídajících ročníků šestiletých a osmiletých gymnázií (10%). Všechny tyto údaje se týkají denní formy studia.

Tabulka 2. Vysvětlovaná a vysvětlující proměnné.

Proměnná	rok 2000					2009					Popis
	N	Prů- měr	SD	Min	Max	N	Prů- měr	SD	Min	Max	
Typ středního vzdělávání	3101	2,02	0,90	1	4	2702	2,16	0,87	1	4	1) učební obor bez maturity; 2) střední odborná škola s mat.; 3) gymnázium; 4) víceleté gymnázium
Pohlaví	3101	1,58	0,49	1	2	2702	1,52	0,50	1	2	1) chlapec; 2) dívka
Starší sourozenci	2974	1,75	0,74	1	3	2533	1,70	0,73	1	3	1) žádný; 2) jeden; 3) dva a více
Vzdělání matka	3070	2,08	0,42	1	3	2643	1,86	0,64	1	3	1) bez maturity; 2) maturita; 3) VŠ
ISEI otec	2894	42,99	13,75	16	90	2449	43,42	13,73	16	90	socioekonomické postavení otce
Čtenářská gramotnost 1	3101	513,61	84,39	226,27	779,54	2702	505,99	87,69	209,85	781,04	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 2	3101	512,76	84,42	240,34	805,26	2702	505,41	87,12	231,33	812,97	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 3	3101	512,81	83,74	203,54	788,43	2702	506,04	87,12	202,15	783,58	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 4	3101	513,49	84,57	216,61	788,63	2702	506,64	86,25	236,14	764,51	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 5	3101	513,18	84,64	222,63	794,99	2702	505,62	87,82	194,94	800,92	plausibilní imputovaná hodnota

Zdroj: PISA 2000, 2009.

(opět varianty bez maturity, maturita a vysoká škola) a jeho ekonomické zázemí *ISEI otce*. *ISEI* je spojitá proměnná (v rozmezí 16–90 bodů, kde čím vyšší hodnota, tím také vyšší, tedy lépe ekonomicky a sociálně hodnocené zaměstnání), v níž je vzdělání přítomno latentně (vysoká korelace mezi vzděláním a *ISEI*). Pokud bychom v multivariační analýze mezi vysvětlující proměnné zahrnuli vzdělání i *ISEI* otce zároveň, vystavili bychom se problému kolinearit. Z tohoto důvodu nepracujeme se vzděláním otce, když je mezi vysvětlujícími proměnnými jeho *ISEI*, a s *ISEI* matky, když indukujeme vzdělanostní zázemí žáka jejím vzděláním.

Pro indikaci vzdělanostního zázemí žáka pomocí vzdělání matky (a nikoliv pomocí vzdělání otce) hovoří v multivariační analýze dva důvody. Jednak v datech existuje silná korelace mezi vzděláním matky a otce (vzdělanostní homogie – vzdělání otce je pak redundantní analytickou proměnnou) a jednak jiné výzkumy ukazují, že vzdělání matky je při volbě vzdělávací dráhy potomka silnějším rozlišovacím kritériem než vzdělání otce [srov. Katrňák 2006; Matějů 2006]. Otec ovlivňuje vzdělanostní dráhu potomka spíše v oblasti ekonomického kapitálu – svým socioekonomickým postavením.

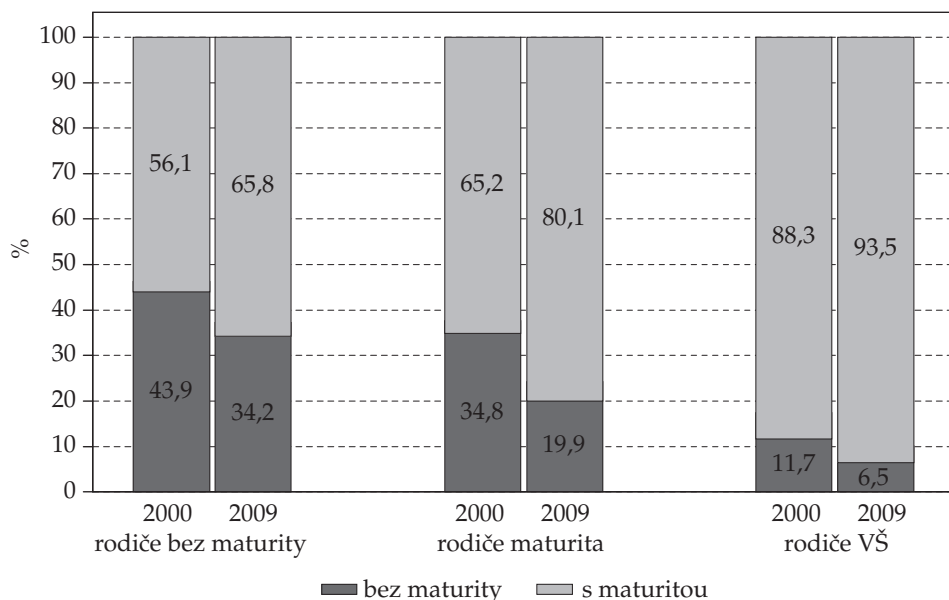
Poslední vysvětlující proměnnou je *čtenářská gramotnost žáků*.¹¹ Jedná se o plausibilní (imputovanou) proměnnou, která je výsledkem čtenářských dovedností žáků. Imputace se v datech PISA používá proto, že ne všichni žáci odpovídají na všechny testové položky týkající se jejich čtenářské gramotnosti [k definici plausibilních proměnných srov. Adams, Wu 2002 nebo PISA Data Analysis Manual]. Tato proměnná nabývá pěti hodnot (variant), což je v multivariační analýze nezbytné zohlednit. Tuto proměnnou považujeme za vyjádření kognitivních schopností žáků, i když pouze v oblasti čtení.

Deskriptivní analýza

Analýzu našich dat začínáme procentuálním testem MMI a EMI, který ukáže, do jaké míry je kvantitativní a kvalitativní dimenze, tj. diferenciacie a diverzifikace středního vzdělávání, přítomna v našich datech. Graf 3 ukazuje podíl přijatých do maturitního (střední odborná škola, gymnázium a víceleté gymnázium) a nematuritního vzdělávání v analyzovaných letech v závislosti na vzdělání rodičů. Graf 4 ukazuje to samé, nicméně podle vyššího *ISEI* kvintilu rodičů.¹² Trendy v obou grafech jsou zřejmé: čím vyšší vzdělání a vyšší socioekonomické posta-

¹¹ V letech 2000 a 2009 byla čtenářská gramotnost hlavní testovanou dovedností ve výzkumech PISA. Čtenářská gramotnost je v těchto výzkumech definována jako „schopnost porozumět psanému textu, zabývat se jím, přemýšlet o něm a používat ho k dosažení vlastních cílů, k rozvoji vlastních vědomostí a potenciálu a k aktivní účasti ve společnosti“ [Palečková, Tomášek, Basl 2010: 12]. Čtenářská gramotnost je považována za vůbec nejdůležitější prvek funkční gramotnosti, protože je nezbytnou podmínkou dalšího vzdělávání.

¹² Z prezentačních důvodů jsme *ISEI* jako spojitou proměnnou rozdělili kvintily na pět stejných kategorií (20 % prvních hodnot *ISEI* kontinua odpovídá první kategorii, 20 %

Graf 3. Podíl přijatých do středního vzdělávání bez maturity a s maturitou podle vzdělání rodičů v letech 2000 a 2009

Zdroj: PISA 2000, 2009.

vení rodičů, tím vyšší podíl jejich potomků je ve středním vzdělávání končícím maturitní zkouškou. Mezi lety 2000 až 2009 se tyto podíly ve všech kategoriích rodičů, ať se jedná o vzdělání nebo socioekonomické postavení, zvyšují.

Co nás však z hlediska MMI zajímá, je poměr podílu potomků z rozdílných sociálních prostředí s ohledem na šanci dostat se do stejného vzdělávání, a zvláště nás zajímá, jak se tento poměr změnil mezi roky 2000 až 2009.

Šance potomků vysokoškolsky vzdělaných rodičů na maturitní vzdělávání byla v roce 2000 1,57krát vyšší ve srovnání s potomky rodičů vyučených (vypočítáno z grafu 3 jako 88,3/56,1). V roce 2009 byla tato šance 1,42krát vyšší (vypočítáno opět z grafu 3 jako 93,5/65,8). Poměr těchto dvou šancí ukazuje, že šance potomků vysokoškolsky vzdělaných rodičů na maturitní vzdělávání se mezi lety 2000 a 2009 snížila 0,91krát, tzn. o 9 %. Šance potomků vyučených rodičů na maturitu naopak vzrostly 1,10krát, tzn. o 10 %. V době rostoucích šancí na maturitní vzdělávání mezi lety 2000 až 2010 tedy nemůžeme teorii MMI bez výhrad

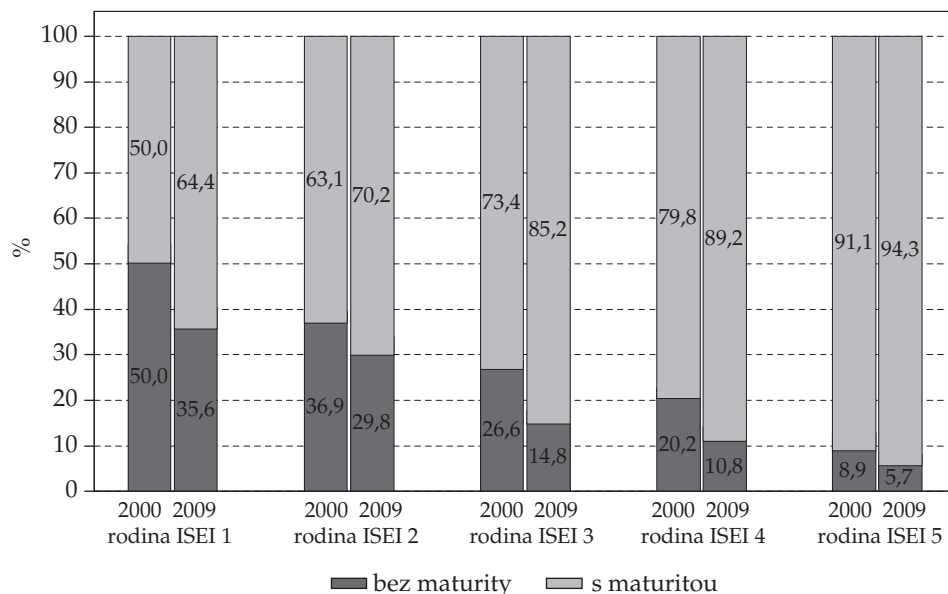
posledních hodnot ISEI kontinua odpovídá poslední páté kategorii). Korelace mezi původní spojitou proměnnou a její kategorizovanou verzí je velmi vysoká, což znamená, že touto úpravou ztrácíme jen minimum informace z původní proměnné (Spearmanovo ρ v obou letech je 0,98).

přijmout. Podle ní by nemělo docházet ke změně šancí na studium na základě sociálního původu. Šance potomků rodičů s rozdílným vzděláním by měly zůstat konstantní.

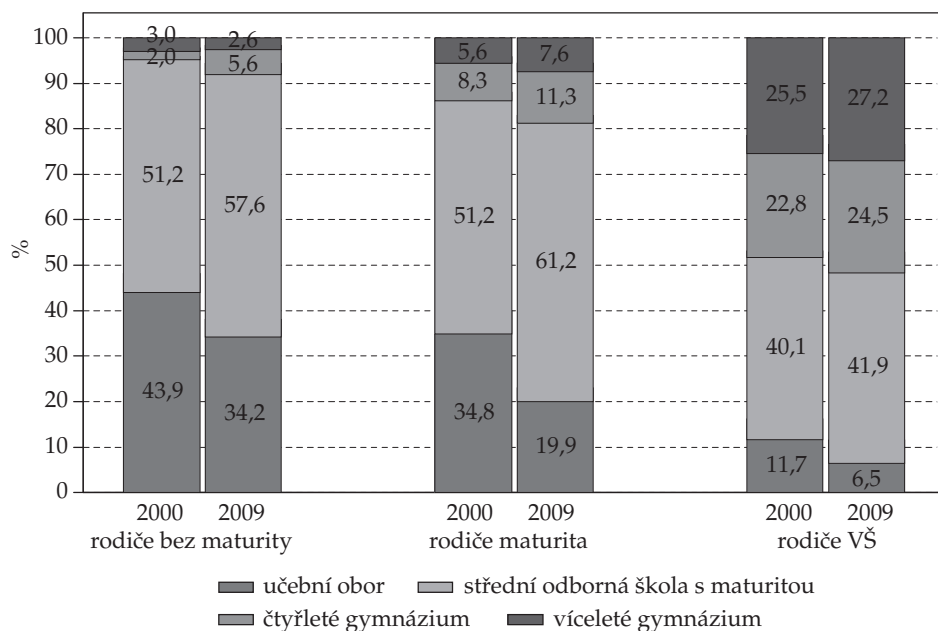
MMI nemůžeme přijmout ani s ohledem na socioekonomické postavení rodičů. Když srovnáme šance na maturitní vzdělávání u nejvyššího ISEI kvintilu rodičů s šancemi na maturitu u nejnižšího ISEI kvintilu rodičů mezi roky 2000 a 2009, zjistíme, že se tyto šance snížily 0,8krát, tzn. o 20 % (vypočítáno z grafu 4 jako $(94,3/64,4)/(91,1/50,0)$). Šance na maturitní vzdělávání potomků rodičů v nejnižším ISEI kvintilu se ve sledovaném období naopak zvýšily o 24 % ($1/0,80$). Tento závěr rovněž nekoresponduje s předpoklady MMI teorie o konstantním vývoji šancí na stejné vzdělání podle socioekonomických rozdílů mezi rodinami žáků. V době růstu šancí na střední vzdělání s maturitou rostou šance na toto vzdělání především u potomků rodičů ze socioekonomicky defavorizovaného prostředí.

Soustředme se nyní na diverzifikaci (kvalitativní rozdíly) v rámci středního vzdělávání. Podle předpokladů EMI by se kvantitativní rozdíly v dosaženém vzdělání v závislosti na sociálním původu měly v době rozšiřující se dostupnosti daného vzdělanostního stupně transformovat v rozdíly kvalitativní. Nejde již

Graf 4. Podíl přijatých do středního vzdělávání bez maturity a s maturitou podle ISEI kvintilů rodiny původu v letech 2000 a 2009



Zdroj: PISA 2000, 2009.

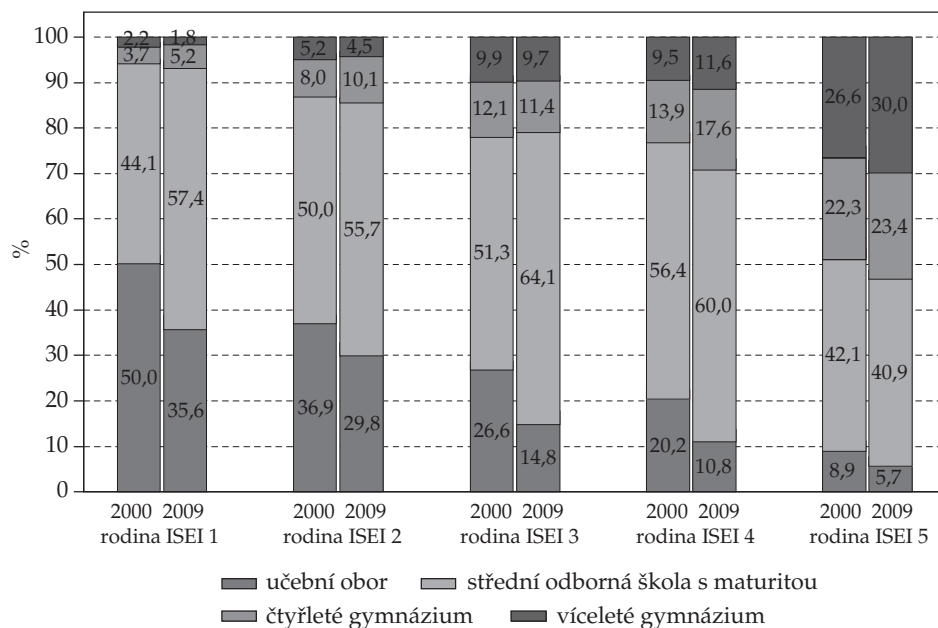
Graf 5. Podíl přijatých do jednotlivých typů středního vzdělávání podle vzdělání rodičů v letech 2000 a 2009

Zdroj: PISA 2000, 2009.

totiž pouze o to, zdali vzdělání potomek získá, či nikoliv, ale o to, jaká varianta tohoto vzdělání to bude. Kvalitativní difference by tedy měly růst.

Graf 5 ukazuje podíly přijatých do jednotlivých variant středního vzdělávání podle vzdělání rodičů (indikace opět vyšším vzděláním jednoho z rodičů) v letech 2000 a 2009. Graf 6 ukazuje to samé, avšak podle socioekonomického postavení rodičů (indikováno opět vyšším ISEI jednoho z rodičů). Je zřejmé, že kvalitativní rozdíly podle vzdělání a socioekonomického postavení rodičů nejsou v českém středním vzdělávání zanedbatelné. Čím vyšší vzdělání rodiče mají nebo čím vyšší je jejich socioekonomický status, tím větší podíl jejich potomků byl přijat do gymnaziální větve středního školství – obzvláště na víceletá gymnázia. Platí to jak v roce 2000, tak v roce 2009.

Roste kvalitativní diverzifikace středního vzdělávání ve sledovaném období? Když srovnáme šance na studium na víceletém gymnáziu u potomků vysokoškolsky vzdělaných rodičů se šancemi na toto studium u potomků vyučených rodičů mezi roky 2000 a 2009, vzrostly tyto šance 1,23krát, tzn. o 23 % (vypočítáno z grafu 5 jako $(27,2/2,6)/(25,5/3,0)$). Výraznější je ovšem růst těchto šancí podle socioekonomického postavení rodičů. Šance potomků rodičů s nejvyšším ISEI kvintilem na přijetí na víceleté gymnázium se oproti šancím potomků rodi-

Graf 6. Podíl přijatých do jednotlivých typů středního vzdělávání podle ISEI kvintilů rodiny původu v letech 2000 a 2009

Zdroj: PISA 2000, 2009.

čů s nejnižším ISEI kvintilem zvýšila mezi roky 2000 a 2009 1,37krát, tzn. o 37% (vypočítáno z grafu 6 jako $(30,0/1,8)/(26,6/2,2)$). Kvalitativní diverzifikace českého středního školství podle vzdělanostního a socioekonomického původu žáků tedy nejen že není zanedbatelná, ale navíc se ve sledovaném období zvyšuje. Jak roste podíl žáků v maturitním vzdělávání a zvyšuje se jeho dostupnost, toto vzdělávání se diverzifikuje na základě vzdělanostního a socioekonomického původu žáků. Kvalitativní dimenze vzdělanostních nerovností tak posiluje.

Multivariační analýza: multinomický logistický model

Abychom zjistili, jaké faktory podmiňují přijetí do varianty středního vzdělávání v české společnosti a zdali se jejich vliv ve sledovaném období mění, analyzujeme data pomocí multinomické logistické regrese.¹³ Pomocí této techniky modelujeme čisté efekty vysvětlujících (nezávisle) proměnných na vysvětlovanou (závisle)

¹³ Multinomický logistický model (MNLM) volíme namísto ordinálního logistického modelu (OLM), ačkoliv je známo, že model ordinální logistické regrese je jednak úspěšnější,

proměnnou. Protože mezi vysvětlujícími proměnnými je čtenářská gramotnost, která je plausibilní a má pět variant, odhadli jsme pět multinomických logistických modelů (pro každou plausibilní proměnnou zvlášť). Poté jsme efekty všech nezávisle proměnných napříč modely zprůměrovali. Stejně tak jsme postupovali v případě odhadnutých modelových predikcí [více k tomuto postupu Rubin 1987 nebo PISA Data Analysis Manual].¹⁴

Koeficienty výsledného multinomického logitového modelu ukazuje tabulka 3.¹⁵ Model obsahuje hlavní efekty vysvětlujících proměnných na přijetí do varianty středního vzdělávání (ve sloupcích tabulky je učební obor bez maturity referenční kategorie) a interakce všech nezávisle proměnných s proměnnou rok. Protože proměnná rok je v modelu definována jako dummy (2000 = 0, 2009 = 1), hlavní efekty nezávisle proměnných jsou efekty v roce 2000 (rok k jejich hodnotě v tomto případě nepřidává žádnou hodnotu) a interakce pak označují změnu v efektech nezávisle proměnných na závisle proměnnou pro rok 2009.

Koeficienty u roku 2009 ukazují, jak se změnila šance na studium v dané variantě středního vzdělávání ve srovnání s rokem 2000 – konkrétně v případě chlapce bez starších sourozenců, jehož matka nemá maturitu, ISEI jeho otce je průměrná a jeho čtenářská gramotnost je také průměrná. Šance dostat se na střední odbornou školu s maturitou u tohoto chlapce vzrostla více jak 8krát (OR = 8,53), šance dostat se na čtyřleté gymnázium se nezměnila (koeficient v tomto případě však není statisticky významný) a šance, že bude tento chlapec studovat víceleté gymnázium ve srovnání s učebním oborem bez maturity, poklesla asi 0,3krát (OR = 0,28). V době obecně se zvyšujících šancí na maturitní vzdělávání se šance tohoto žáka posunují od učebního oboru bez maturity ke střední odborné škole s maturitou. Na přijetí do gymnaziální větve středního vzdělávání jeho šance nevzrostly a dostat se na víceleté gymnázium je pro něj ve srovnání s rokem 2000 dokonce ještě těžší.

jednak interpretačně jednodušší a z hlediska prezentace také přehlednější [Long, 1997]. Pro volbu MNLM však hovoří tři důvody: (1) ordinalita variant naší závisle proměnné není jednoznačně dána; (2) není zřejmé, že by byly vzdálenosti mezi variantami závisle proměnné totožné; (3) test nezávislosti irelevantních variant (*Independence of Irrelevant Alternatives* – IIR), který ukazuje, do jaké míry přidání nebo odebrání jedné z variant závisle proměnné ovlivňuje šance v ostatních variantách této proměnné, dopadl uspokojivě a potvrdil oprávněnost použití MNLM (testováno pomocí Hausman-McFaddenova testu a Small-Hsiao testu)[více k tomu Long, Freese, 2006].

¹⁴ Konkrétní statistické vzorce, podle nichž jsme vypočítali celkové efekty nezávisle proměnných z pěti modelů, rozptýl v rámci modelů a mezi modely s imputovanou proměnnou, celkovou standardní chybou, na jejímž základě jsme stanovili statistickou významnost efektů, viz Rubin [1987] nebo Schafer [1997].

¹⁵ Z interpretačního hlediska jsou v jakémkoliv variantě logistické regrese směrodatné regresní koeficienty (b) a jejich exponované hodnoty ($\exp^{(b)}$), které interpretujeme jako poměry šancí (OR – *Odds Ratios*) [více k tomu Long 1997; Powers, Xie 2000; Hosmer, Lemeshow 2001; Long, Freese 2006].

Tabulka 3. Koefficienty multinomické logistické regrese pro studium v typu středního vzdělávání v letech 2000 a 2009 v České republice.

Vysvětlující proměnné	střední odborná škola s maturitou vs. učební obor		čtyřleté gymnázium vs. učební obor		víceleté gymnázium vs. učební obor	
	b	exp ^(b)	b	exp ^(b)	b	exp ^(b)
Rok						
2000	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
2009	2,144**	8,53	-0,003	1,00	-1,286**	0,28
Pohlaví						
chlapec	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
dívka	0,263**	1,30	0,872**	2,39	0,511**	1,67
Starší sourozenci						
žádný	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
jeden	-0,238**	0,79	-0,411**	0,66	-0,710**	0,49
dva a více	-0,323**	0,72	-0,490**	0,61	-0,755**	0,47
Vzdělání matka						
bez maturity	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
maturita	0,266**	1,30	0,725**	2,06	0,762**	2,14
vysokoškolské	0,570**	1,77	1,898**	6,67	2,318**	10,16
ISEI otec	0,017**	1,02	0,040**	1,04	0,046**	1,05
Čtenářská gramotnost	0,022**	1,02	0,036**	1,04	0,041**	1,04
Interakce						
2009*Pohlaví: dívka	-0,184**	0,83	-0,162*	0,85	-0,210**	0,81
2009*Starší sourozenec: jeden	-0,222**	0,80	-0,304**	0,74	0,024	1,02
2009*Starší sourozenec: dva a více	-0,355**	0,70	-0,428**	0,65	-0,034	0,97
2009*Vzdělání matka: maturita	0,160*	1,17	0,451**	1,57	0,449**	1,57
2009*Vzdělání matka: vysokoškolské	0,241	1,27	0,398*	1,49	0,513*	1,67
2009*ISEI otec	0,012**	1,01	0,007**	1,01	0,024**	1,02
2009*Čtenářská gramotnost	-0,003**	1,00	0,002**	1,00	0,002**	1,00
Konstanta	-10,933**	0,00	-21,927**	0,00	-25,294**	0,00

Poznámka: * p≤,05, ** p≤,01

V roce 2000 měly dívky oproti chlapcům vyšší šance studovat ve všech variantách středního vzdělávání s maturitou (největší šance měly na čtyřletých gymnáziích – 2,39krát vyšší než chlapci). Koeficienty interakce mezi rokem a pohlavím ukazují, že toto tvrzení přestalo v roce 2009 platit. Šance chlapců a dívek dostat se na střední odbornou školu s maturitou se totiž vyrovnaly ($1,30 \times 0,83 = 1,08$). V gymnaziální větvi efekt pohlaví rovněž oslabil, nicméně ne do takové míry, aby si dívky oproti hochům neuchovaly jistou kompetitivní výhodu. V roce 2009 byly jejich šance dostat se na čtyřleté gymnázium asi 2krát vyšší ve srovnání s chlapci ($2,39 \times 0,85 = 2,03$), na víceleté gymnázium asi 1,4krát vyšší ($1,67 \times 0,81 = 1,35$).

Koeficienty u počtu sourozenců ukazují, že demografie rodiny hraje při volbě typu středního vzdělávání nemalou roli. Pro všechny varianty maturity v roce 2000 platilo, že vyšší počet starších sourozenců snižuje šance na její získání. Tento trend byl nejvíce patrný u víceletých gymnázií, méně u čtyřletých gymnázií a zejména u středních odborných škol s maturitou. V roce 2009 tento trend ještě posílil: negativita efektů proměnné starší sourozenci u střední odborné školy s maturitou a čtyřletého gymnázia totiž stoupla. Například šance potomka se dvěma staršími sourozenci na studium čtyřletého gymnázia byla v roce 2000 0,61krát nižší ve srovnání s jeho vrstevníkem bez starších sourozenců a v roce 2009 se tato šance snížila 0,65krát, byla tedy již 0,4krát nižší ($0,61 \times 0,65 = 0,40$). Výjimkou jsou však víceletá gymnázia, protože změna v koeficientech je v jejich případě v roce 2009 statisticky nevýznamná, i když u nich obzvláště platí, že vyšší počet starších sourozenců snižuje šance dostat se na ně (srov. efekty v roce 2000).

Vzdělání matky působilo v roce 2000 nejen ve vertikální, ale také v horizontální modelové rovině. Z hlediska vertikálního pro každou variantu vysvětlované proměnné platilo: čím vyšší vzdělání matky, tím byl jeho efekt na maturitní variantu středního vzdělávání potomka silnější. Z hlediska horizontálního rostl efekt vzdělání matky v modelu zleva doprava: od středních odborných škol s maturitou přes gymnázia k víceletým gymnáziím. Potomci vysokoškoláček měli v roce 2000 asi dvakrát vyšší šanci na studium střední odborné školy s maturitou ($OR = 1,77$), sedmkrát vyšší šanci na studium čtyřletého gymnázia ($OR = 6,67$) a desetkrát vyšší šanci na studium víceletého gymnázia ($OR = 10,16$) ve srovnání s potomky matek bez maturity. V roce 2009 vzrostl v horizontální rovině efekt vysokoškolského vzdělání matky. Posílila tedy kvalitativní diverzifikace mezi variantami maturitního vzdělávání.

Socioekonomický původ žáka, indikovaný ISEI otcem, působil v roce 2000 podobně jako vzdělání matky – ve vertikální i horizontální rovině. Vertikálně: čím vyšší ISEI otce, tím vyšší šance na všechny varianty maturitního vzdělávání. Horizontálně: efekt ISEI otce rostl zleva doprava – od středních odborných škol s maturitou přes čtyřletá gymnázia až po víceletá gymnázia. V roce 2009 efekt ISEI otce výrazněji posílil u víceletých gymnázií v porovnání se zbylými variantami maturitního vzdělávání. V případě víceletých gymnázií se zvýšil na 1,07 ($1,05 \times 1,02$), v případě čtyřletých gymnázií na 1,05 a v případě středních odborných škol s maturitou na 1,03. Pro rok 2009 tedy platí, že pokud se ISEI otce zvýší

o 10 skóre, zvýší se šance jeho potomka studovat na víceletém gymnáziu dvakrát (vypočteno jako: $\exp(0,046 + 0,024) \times 10$) ve srovnání s jeho šancemi studovat učební obor bez maturity; jeho šance na studium na čtyřletém gymnáziu se však zvýší pouze 1,6krát (vypočteno: $\exp(0,040 + 0,007) \times 10$) opět ve srovnání s jeho šancemi studovat učební obor bez maturity.

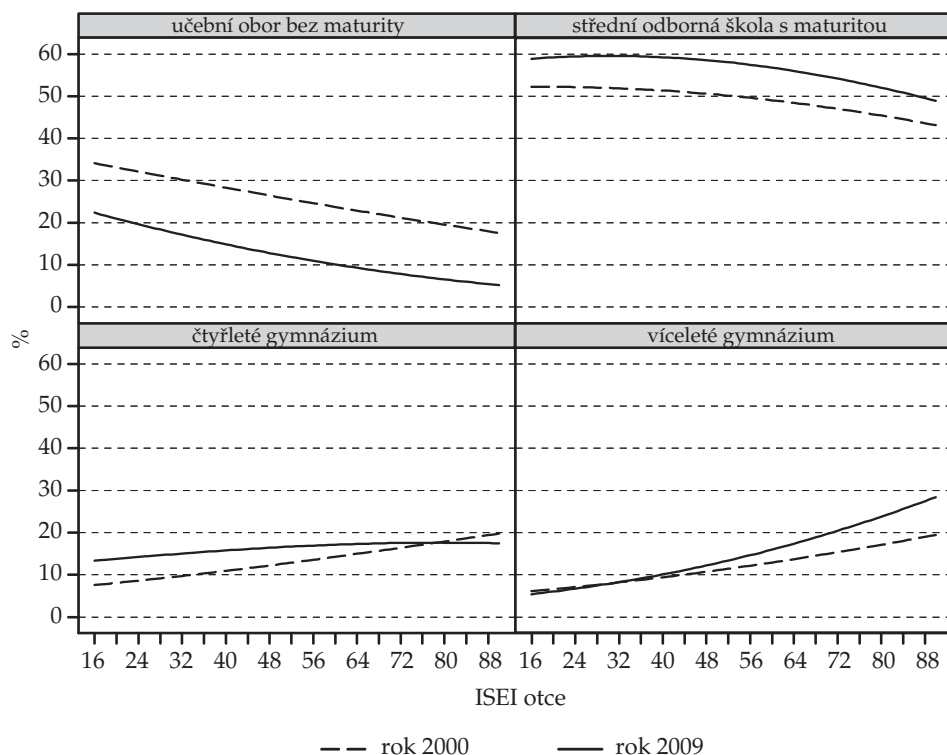
Poslední vysvětlující proměnnou je čtenářská gramotnost, pomocí níž v modelu kontrolujeme kognitivní schopnosti žáků. V roce 2000 tato proměnná diverzifikovala šance mezi gymnaziální větví a středními odbornými školami s maturitou (mezi čtyřletými a víceletými gymnázii však rozdíly neexistovaly). V roce 2009 se tento efekt nijak výrazněji nezměnil. Víceletá gymnázia se tedy od čtyřletých gymnázií a středních odborných škol s maturitou ve sledovaném období diverzifikují především socioekonomickým původem žáků (jak je vidět u interakce efektu ISEI otce s rokem) a efektem vysokoškolského vzdělání matky (jak je vidět u interakce vzdělání matky s rokem), ale nikoliv kognitivními schopnostmi žáků.

Z hlediska testu EMI versus MMI v českém středním školství považujeme efekt ISEI otce jako indikátor třídního postavení rodiny, v níž dítě vyrůstá, za klíčový. Na základě odhadnutého multinomického logitového modelu se proto nyní zaměříme na predikci pravděpodobnosti přijetí do jednotlivých variant středního vzdělávání podle ISEI otce.¹⁶ Graf 7 ukazuje, že pravděpodobnost přijetí do učební oboru bez maturity poklesla ve všech variantách ISEI otce mezi roky 2000 a 2009 asi o 10 % (zbylé modelové proměnné jsou drženy na konstantní úrovni).¹⁷ Jedná se o rovnoměrný pokles s ohledem na socioekonomický původ žáků, což koresponduje se závěry MMI. Považujeme však za nerealistické, že by k tomu nedocházelo a že by pravděpodobnost studia učební oboru bez maturity nejvíce oslabila v těch nejnižších ISEI skórech otce, a naopak zůstala stejná nebo se dokonce zvýšila v nejvyšších ISEI skórech otce, čímž by byla teorie MMI vyvrácena.

Kategorie střední odborná škola s maturitou a čtyřleté gymnázium však se závěry MMI již tolik nekorrespondují. U střední odborné školy s maturitou se pravděpodobnosti mezi lety 2000 a 2009 směrem k vyšším ISEI skóřům otce k sobě přibližují a u čtyřletého gymnázia se dokonce v těch nejvyšších ISEI skórech otce kříží. To znamená, že v době obecného růstu šancí na maturitní vzdělávání není

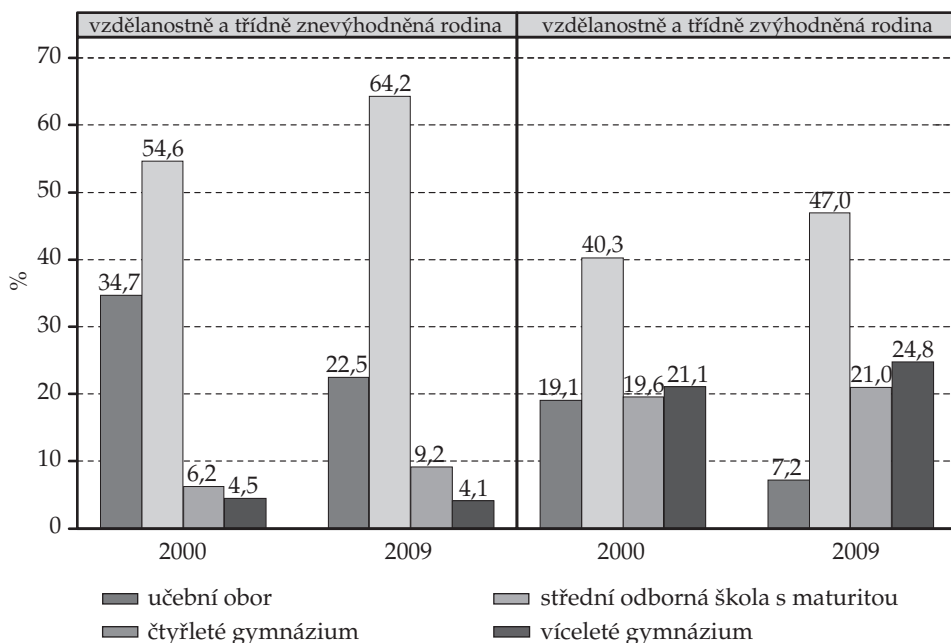
¹⁶ Modelová predikce a komparace teoreticky klíčových osob jsou pro přijetí či zamítnutí EMI podle Lucase zásadní [srov. Lucas 2001].

¹⁷ V klasickém statistickém přístupu konstantní úroveň vysvětlujících proměnných při predikci znamená jejich průměrnou hodnotu. Predikci v takovém případě označujeme jako odhadnutou hodnotu pro průměry nezávisle proměnných (*marginal value at the mean*). Alternativní přístup, z něhož při naší predikci vycházíme, navrhuje spočítat nejprve predikci pro všechny hodnoty nezávisle proměnných v modelu a z těchto hodnot teprve poté vypočítat průměrnou predikci. Predikovaná hodnota se v takovém případě nazývá průměrná odhadnutá hodnota (*average marginal value*). V lineární regresi, vycházející z metody nejmenších čtverců, oba přístupy dávají shodné výsledky. U nelineárních modelů, což je také náš případ (MNLM), tomu však tak není [více k tomu Mitchel 2012].

Graf 7: Pravděpodobnost přijetí do variant středního vzdělávání podle ISEI otce v letech 2000 a 2009 (modelová predikce)

Zdroj: PISA 2000, 2009.

tento růst podle socioekonomického původu do variant tohoto vzdělávání stejný. Žáci z lépe socioekonomicky postavených rodin měli v roce 2009 nižší pravděpodobnost, že budou studovat čtyřleté gymnázium, než v roce 2000. Naopak jim výrazně vzrostla pravděpodobnost studia na víceletých gymnáziích. To koresponduje se závěry EMI. Podle nich v době vzrůstající dostupnosti určité vzdělanostní úrovně dochází k její diverzifikaci na základě socioekonomického původu žáků. Lucas [2001: 1652] píše: „Efektivně udržovaná nerovnost předpokládá, že socioekonomicky dobře postavení lidé zajišťují pro sebe a své potomky výhody, kdekoli a kdykoli jsou tyto výhody dostupné. Pokud jsou na jedné straně kvantitativní rozdíly rozšířené, socioekonomicky dobře postavení rodiče usilují o kvantitativní výhody; pokud jsou na straně druhé rozšířené kvalitativní rozdíly, socioekonomicky dobře postavení rodiče usilují o kvalitativní výhody.“ To ovšem neznamená, že by kvantitativní a kvalitativní rozdíly nemohly spolu existovat. Lucas přiznává jejich koexistenci a boj na obou úrovních o výhody, které z nich plynou.

Graf 8: Pravděpodobnost přijetí do variant středního vzdělávání podle typu rodinného prostředí v letech 2000 a 2009 (modelová predikce)

Zdroj: PISA 2000, 2009.

Vedle ISEI otce považujeme za další klíčovou proměnnou pro test EMI vzdělání rodičů. V grafu 8 ukazujeme predikci pravděpodobnosti přijetí do jednotlivých variant středního vzdělávání v roce 2000 a 2009 u dvou modelových žáků. První žák pochází ze vzdělanostně a třídně znevýhodněné rodiny (bez ohledu na pohlaví, počet sourozenců a čtenářskou gramotnost, matka tohoto žáka nemá maturitu a ISEI jeho otce je o jednu směrodatnou odchylku nižší, než je průměrné ISEI). Pravděpodobnost takového žáka být přijat na střední odbornou školu s maturitou nezůstala mezi roky 2000 a 2009 konstantní, ale zvýšila se asi o 10 % (z necelých 55 % na 64 %). Naopak pravděpodobnost, že tento žák skončí v učebním oboru bez maturity a bude tak mít omezenou šanci na další vzdělávání, se snížila (o více jak 10 %). Pravděpodobnost přijetí do gymnaziální větve středního vzdělávání však byla a stále je u tohoto žáka poměrně nízká.

Druhý žák pochází ze vzdělanostně a třídně zvýhodněné rodiny (bez ohledu na pohlaví, počet sourozenců a čtenářskou gramotnost, matka tohoto žáka má vysokoškolské vzdělání a ISEI otce je o jednu směrodatnou odchylku vyšší, než je průměrné ISEI). Pravděpodobnost studia gymnaziální větve maturitního vzdělávání je u tohoto žáka výrazně vyšší ve srovnání s žákem ze vzdělanostně a třídně

znevýhodněné rodiny. Mezi roky 2000 až 2009 se pak tato pravděpodobnost zvyšuje (konkrétně v případech víceletých gymnázií z 21 % na 25 %).

Tato modelová predikce ukazuje, že kvalitativní diverzifikace oslabuje kvantitativní diferenciaci, aniž by koexistovaly. Vzrůst pravděpodobnosti přijetí vzdělanostně a třídně znevýhodněných žáků do gymnaziální větve středního vzdělávání totiž zároveň znamená růst pravděpodobnosti studia na středních odborných školách s maturitou u vzdělanostně a třídně znevýhodněných žáků. Nerovné šance na maturitní vzdělávání podle sociálního původu v obecné rovině tedy oslabují, ovšem za cenu toho, že posilují v horizontální rovině. Kvalitativní diverzifikace a platnost EMI nejde ruku v ruce s platností MMI v českém středním školství.

Máme tedy MMI zcela opustit ve prospěch EMI? Domníváme se, že nikoliv. Důsledkem EMI je totiž vzrůstající třídní a vzdělanostní homogenita obou konců horizontální škály středního vzdělávání. Žáci v učebních oborech bez maturity začínají být z hlediska třídního původu homogenní v podobné míře jako žáci na víceletých gymnáziích. Naše data ukazují, že v roce 2000 bylo ve víceletých gymnáziích 65 % žáků, jejichž otec měl ISEI větší než čtvrtý kvintil. V roce 2009 bylo takových žáků 69 % (ISEI otce těchto žáků vzrostlo z průměrných 53 na 54 skóre). Z hlediska vzdělání pak bylo na víceletých gymnáziích v roce 2000 40 % žáků, jejichž matka měla vysokoškolské vzdělání, v roce 2009 vzrostl tento podíl na 43 %. V učebních oborech bez maturity bylo v roce 2000 61 % žáků, jejichž otec měl ISEI menší nebo rovno prvnímu kvintilu; v roce 2006 to bylo již 66 % (ISEI jejich otce pokleslo z průměrných 38 na 36 skóre). Z hlediska vzdělanostního původu byla v učebních oborech v roce 2000 asi pětina žáků, jejichž matka neměla maturitní vzdělání, v roce 2009 to byly již dvě pětiny těchto žáků.

Rostoucí sociální homogenita žáků víceletých gymnázií je výsledkem usilování o kvalitativně odlišnou variantu maturitního vzdělávání. Vzrůstající sociální homogenitu žáků učebních oborů bez maturity pak musíme chápat jako důsledek jednání těch prvních. Protože vyšší sociální třídy usilují především o víceletá, popřípadě čtyřletá gymnázia, obecný růst šancí na maturitní vzdělávání znamená pro nižší sociální třídy dostupnost především středních odborných škol s maturitou (srov. graf 8 nebo modelový koeficient u proměnné rok v tabulce 3). Nedomníváme se však, že by tato místa byla obsazována bez ohledu na třídní původ žáků. Přepokládáme, že k tomu dochází, jak říká MMI, směrem od výše k níže socioekonomicky postaveným rodičům. Z tohoto důvodu pak roste sociální homogenita žáků, kteří zůstávají v učebních oborech bez maturity, tedy v té nejnižší variantě středního vzdělávání v České republice.

Závěr

V této stati jsme vyšli z předpokladu, že na úrovni středního vzdělávání se v České republice již nevede boj o získání maturity, protože její dostupnost se pro mladé lidi v minulých letech výrazně zvýšila, ale spíše o to, jaká její varianta to bude – na jakém typu školy bude maturita získána. Zabývali jsme se tedy kvalitativ-

ní diverzifikací maturitního vzdělávání (jako referenční kategorie nám sloužilo střední vzdělávání bez maturity) a analyzovali jsme, jak se tato diverzifikace proměňuje v první dekádě 21. století.

Shrneme-li naše zjištění, můžeme konstatovat, že horizontální diverzifikace maturitního vzdělávání podle třídního původu v českém středním školství existovala již v roce 2000. Sociodemografické charakteristiky (pohlaví, počet starších sourozenců), vzdělání rodičů, jejich třídní postavení a kognitivní schopnosti podmiňovaly variantu střední školy, kterou žák studoval. Mezi roky 2000 až 2009, kdy v české společnosti dochází ke zvýšení šancí na maturitní vzdělávání, vertikální diferenciaci podle třídního původu oslabuje (na rozdíl od předpokladů MMI). Zvyšují se šance potomků z třídně defavorizovaných rodin získat maturitu, nicméně především v jedné variantě maturitního vzdělávání – na středních odborných školách, a to proto, že posiluje horizontální diverzifikace maturitního vzdělávání (podle předpokladů EMI).¹⁸ Třídní charakteristiky žáků (konkrétně vzdělání matky a socioekonomický status otce) silněji působí na studium nejakademičtější z variant maturitního vzdělávání (víceletých gymnázií). Roste sociální exkluzivita těchto škol, a to nikoliv z hlediska kognitivních schopností žáků, ale především z hlediska třídního postavení rodičů. Meritokratický výběr žáků na tyto školy oslabuje ve prospěch růstu askriptivní selekce.

Podle našeho názoru mohou vyšší sociální třídy ovlivňovat horizontální diverzifikaci maturitního vzdělávání nejméně čtyřmi způsoby (strategiemi). První tři charakterizujeme jako ekonomicky či třídně podmíněné, čtvrtý jako kulturně či hodnotově podmíněný.

Za prvé to je prostřednictvím existence soukromých gymnázií. Jejich počet vzrostl v rámci českého vzdělávacího systému mezi školními roky 2000/2001 až 2009/2010 z 52 na 78 (podíl studujících na těchto školách se pak zvýšil z 5,6 % na 8,3 %) [MŠMT databáze 2012]. Tyto počty nám sice nic neříkají o sociálním původu těchto žáků, protože však na většinu těchto škol neexistují přijímací zkoušky v podobě OSP (obecných studijních předpokladů) a rozhodující roli zde hraje jak ekonomický kapitál rodičů, tak jejich ochota studium potomka financovat, lze předpokládat, že se bude jednat o žáky pocházejících z ekonomicky lépe situovaných rodin.

Za druhé je to prostřednictvím speciálních placených kurzů, které potomky připravují na testy OSP, jejichž úspěšné absolvování je předpokladem přijetí na veřejná víceletá gymnázia. Pokud se žák pravidelně připravuje, lze se v testech OSP kvantitativně zlepšit. Dnes je k dispozici řada tištěných, online a samotnými školami poskytovaných placených kurzů, které žáky na tyto testy připravují. Navíc lze opakovaně absolvovat placené srovnávací testy OSP, které jsou variantami přijímacích zkoušek na víceletá gymnázia. Pro rodiče s vyšším economic-

¹⁸ Růst kvalitativních rozdílů mezi sociálními třídami v přístupu do středního vzdělávání v době, kdy oslabují kvantitativní rozdíly mezi nimi, prokázaly nedávno také analýzy provedené v Izraeli [srov. Ayalon, Shavit 2004] nebo Velké Británii [srov. Boliver 2011].

kým kapitálem jsou všechny tyto produkty, pomocí nichž může jejich potomek zvýšit svoji úspěšnost v přijímacích zkouškách na veřejná víceletá gymnázia, pochopitelně dostupnější.

Za třetí je to přihlášením potomka do soukromé základní školy, která dítě připraví na přijímací zkoušky na víceletá gymnázia. Většinou se jedná o školy zaměřené pouze na první stupeň základního vzdělávání (1. až 5. třída). Na těchto školách se platí školné, které se pohybuje nad hranicí průměrného příjmu české populace.

A konečně za čtvrté je to hodnotovou orientací – aspiracemi na dosažení co nejprestižnějšího vzdělání. Podle teorie averze k relativnímu riziku [srov. Breen, Goldthorpe 1997], která vychází z racionálního zhodnocení nákladů a zisků, rodiče ze všech sociálních tříd primárně usilují o to, aby jejich potomci nebyli sociálně sestupní, tzn. aby bylo jejich sociální postavení mezigeneračně udrženo. Z tohoto důvodu rodiče z vyšších tříd investují (ať už vědomě či nevědomě) do kulturního kapitálu svých dětí a zdůrazňují význam vzdělání pro jejich úspěšnou životní dráhu. Iniciují pak u svých dětí zájem o konkrétní variantu vzdělávání, protože se vyznají ve struktuře vzdělávacího systému. Tato strategie jde samozřejmě ruku v ruce s předchozími třemi strategiemi, nicméně protože se jedná o strategii podmíněnou primárně hodnotami, které mohou, ale také nemusejí s třídním postavením souviset, analyticky ji odlišujeme od předchozích třech třídně podmíněných strategií.

Domníváme se, že posilující kvalitativní diverzifikace maturitního vzdělávání v České republice v prvním desetiletí 21. století je společným výsledkem všech těchto čtyř strategií uplatňovaných reprezentanty vyšších sociálních tříd. Důsledkem je pak sociální homogenita nejen na víceletých gymnáziích, ale také ve středním vzdělávání bez maturity. V něm zůstávají především potomci velmi sociálně znevýhodněných skupin. Pokud bude tento trend pokračovat i v následujícím desetiletí, symbolická vzdálenost mezi maturitní a nematuritní větví středního vzdělávání poroste. V lepším případě to bude znamenat sociální stigmatizaci žáků v nematuritních učebních oborech, v horším případě jejich sociální exkluzi a růst předsudků vůči nim. Vzdělanostní aspirace těchto žáků budou nízké, protože pozitivní vzory se v jejich vrstevnické skupině prakticky nebudou vyskytovat. Tento důsledek EMI v rámci středního školství není příliš příznivou vyhlídkou nejen pro český vzdělávací systém, ale také pro českou společnost jako celek.

TOMÁŠ KATRŇÁK je docentem na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se sociální stratifikací, sociální statistikou a metodami zpracování sociologických dat. Je autorem monografie Odsouzení k manuální práci: vzdělanostní reprodukce v dělnické rodině (Praha: Sociologické nakladatelství, 2004) a knih Třídní analýza a sociální mobilita (Brno: CDK, 2005), Spříznění volbou? Homogamie a heterogamie manželských párů v České republice (Praha: Sociologické nakladatelství, 2008),

Na prahu dospělosti: Partnerství, sex a životní představy mladých v současné české společnosti (Praha: Dokořán, 2010; spoluautoři Zdeňka Lechnerová, Petr Pakosta, Petr Fučík) a Návrat k sociálnímu původu: vývoj sociální stratifikace české společnosti v letech 1989 až 2009 (Brno: CDK, 2010; spoluautor Petr Fučík). Publikoval v Sociologickém časopise, Sociologii, Demografii, International Sociology, Sociological Theory and Methods a European Sociological Review.

NATALIE SIMONOVÁ vystudovala sociologii na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy v Praze. Od roku 2001 je vědeckou pracovnící Sociologického ústavu AV ČR a v roce 2011 se připojila k pracovní skupině think-tanku ISEA. Zabývá se výzkumem vzdělanostních nerovností, jejich zdroji, procesy utváření a vývojem. V poslední době se zaměřuje na výzkum vzdělanostní mobility v ČR. Je editorkou knihy České vysoké školství na křižovatce (Praha: SOÚ AV ČR, 2005) a autorkou monografie Vzdělanostní nerovnosti v české společnosti. Vývoj od počátku 20. století do současnosti (Praha: Sociologické nakladatelství, 2011). Publikuje v odborných časopisech British Journal of Sociology of Education, The Sociological Review, Sociologickém časopise, Sociológia, Sociological Theory and Methods, Higher Education a rovněž v domácích i zahraničních monografiích.

LAURA FÓNADOVÁ absolvovala doktorské studium sociologie na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Pracuje jako odborná asistentka na katedře veřejné ekonomie na Ekonomicko-správní fakultě téže univerzity. Jejím výzkumným zájmem je vztah etnicity, nerovnosti a sociální a vzdělanostní mobility v českém kontextu. Vedle toho se zabývá také institucionální rovinou znevýhodňování Romů v ČR. Publikovala v Sociologickém časopise a European Sociological Review. V současnosti připravuje knihu o vzestupných sociálně mobilních drahách Romů v české společnosti.

Literatura

- Adams, R. J., M. L. Wu. 2002. *PISA 2000 Technical Report*. Paris: OECD.
- Ayalon, H., Y. Shavit. 2004. „Educational Reforms and Inequalities in Israel: The MMI Hypothesis Revisited.“ *Sociology of Education* 77 (2): 103–120.
- Becker, R., A. Hadjar. 2009. *Expected and Unexpected Consequences of the Educational Expansion in Europe and USA*. Stuttgart, Vienna, Bern: Haupt.
- Boliver, V. 2011. „Expansion, Differentiation, and the Persistence of Social Class Inequalities in British Higher Education.“ *Higher Education* 61: 229–242.
- Breen, R., J. H. Goldthorpe. 1997. „Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory.“ *Rationality and Society* 9 (3): 275–305.
- Breen, R., J. O. Jonsson. 2000. „Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model.“ *American Sociological Review* 65 (5): 754–772.
- Brint, S., J. Karabel (eds.). 1989. *The Diverted Dream: Community Colleges and the Promise of Educational Opportunity in America, 1900–1985*. New York: Oxford University Press.
- Gerber, T., S. Y. Cheung. 2008. „Horizontal Stratification in Postsecondary Education.“ *Annual Review of Sociology* 34: 299–314.
- Hirschová, M., M. Kreidl. 2012. „Vliv počtu sourozenců na matematickou, čtenářskou a přírodovědnou gramotnost v ČR.“ *Sociologický časopis* 48 (4): 697–735.

- Hosmer, W. David, S. Lemeshow. 2001. *Applied Logistic Regression*. 2nd edition. New York: Wiley.
- Hout, M. 2006. „Maximally Maintained Inequality and Essentially Maintained Inequality: Crossnational Comparisons.“ *Sociological Theory and Methods* 21 (2): 237–252.
- Hout, M. 2007. „Maximally Maintained Inequality Revisited: Irish Educational Stratification in Comparative Perspective.“ Pp. 23–40 in B. Hilliard, M. N. G. Phádraig (eds.). *Changing Ireland in International Comparison*. Dublin: Liffey Press.
- Katrňák, T. 2005. *Třídní analýza a sociální mobilita*. Brno: CDK.
- Katrňák, T. 2006. „Faktory podmiňující vzdělanostní aspirace žáků devátých tříd základních škol v České republice.“ Pp. 173–193 in P. Matějů, J. Straková (eds.). *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- Kleňhová, M., J. Vojtěch. 2011a. *Přechod absolventů středních škol do terciárního vzdělávání*. Praha: NÚOV.
- Kleňhová, M., J. Vojtěch. 2011b. *Úspěšnost absolventů středních škol ve vysokoškolském studiu, předčasné odchody ze vzdělávání*. Praha: NÚOV.
- Kreidl, M. 2004. „Politics and Secondary School Tracking in Socialist Czechoslovakia, 1948–1989.“ *European Sociological Review* 20 (2): 123–139.
- Kreidl, M. 2008. *Cesty ke vzdělání. Vzdělanostní dráhy a vzdělanostní nerovnosti v socialismu*. Plzeň: ZČU.
- Long, J. S. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Long, J. S., J. Freese. 2006. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Lucas, S. R. 2001. „Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.“ *American Journal of Sociology* 106 (6): 1642–1690.
- Lucas, S. R. 2009. „Stratification theory, socioeconomic background, and educational attainment: A formal analysis.“ *Rationality and Society* 21 (4): 459–511.
- Mare, R. D. 1980. „Social Background and School Continuation Decisions.“ *Journal of the American Statistical Association* 75 (370): 295–305.
- Matějů, P. 2006. „Představy o životním úspěchu a vzdělanostní aspirace.“ Pp. 147–172 in P. Matějů, J. Straková (eds.). *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- 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.). *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- Matějů, P., J. Straková (eds.). 2006. *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- Matějů, P., J. Straková, A. Veselý (eds.). 2010. *Nerovnosti ve vzdělávání: Od měření k řešení*. Praha: Sociologické nakladatelství.
- Mitchel, M. N. 2012. *Interpreting and Visualizing Regression Models Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Münich, D., J. Mysliveček. 2006. „Přechod žáků na střední školy: diskrepance mezi nabídkou a poptávkou a jejich důsledky.“ Pp. 220–246 in P. Matějů, J. Straková (eds.). *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- MŠMT databáze. 2012. Praha: ČSÚ.
- OECD. 2012. *Education at a Glance: OECD Indicators* [online]. OECD Publishing [cit. 1. 12. 2012]. Dostupné z: <<http://dx.doi.org/10.1787/eag-2012-en>>.
- Palečková, J., V. Tomášek, P. Basl. 2010. *Hlavní zjištění výzkumu Pisa 2009: Umíme ještě číst?* Praha: ÚIV.

- PISA Data Analysis Manual: SPSS Second Edition. 2009. OECD.
- Powers, D. A., Y. Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. London: Academic Press.
- Procházková, I. 2006. „Vzdělávací systém České republiky v mezinárodním srovnání.“ Pp. 92–117 in P. Matějů, J. Straková (eds.). *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- Raftery, A. E., M. Hout. 1993. „Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921–75.“ *Sociology of Education* 66 (1): 41–62.
- Rubin, D. B. 1987. *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: J. Wiley & Sons.
- Schafer, J. L. 1997. *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. London: Chapman & Hall.
- Shavit, Y., H. P. Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Shavit, Y., R. Arum, A. Gamoran. 2007. *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Simonová, N., P. Soukup. 2010. „Působení primárních a sekundárních faktorů sociálního původu při přechodu na vysokou školu v ČR: výsledky výzkumu PISA-L.“ Pp. 313–339 in P. Matějů, J. Straková, A. Veselý (eds.). *Nerovnosti ve vzdělávání: Od měření k řešení*. Praha: Sociologické nakladatelství.
- Straková et al. 2002. *Vědomosti a dovednosti pro život. Čtenářská, matematická, a přírodovědná gramotnost patnáctiletých žáků v zemích OECD*. Praha: ÚIV.
- Straková, J. 2010. „Přidaná hodnota víceletých gymnázií ve světle dostupných datových zdrojů.“ *Sociologický časopis* 46 (2): 187–210.
- Struktury systémů vzdělávání a odborné přípravy v Evropě*. 2010. European Commission.
- Vojtěch, J., D. Chamoutová. 2011. *Vývoj vzdělanostní a oborové struktury žáků a studentů ve středním a vyšším odborném vzdělávání v ČR a v krajích ČR a postavení mladých lidí na trhu práce ve srovnání se stavem v Evropské unii*. Praha: Národní ústav odborného vzdělávání.