

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

Tomáš Katrňák, Natalie Simonová, Laura Fónadová

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

Abstract: The article deals with the secondary education in the Czech Republic between 2000 and 2010. We have analyzed the consequences of educational expansion on unequal chances by social origin to achieve secondary education with GCE (this certificate is necessary assumption of transition to tertiary education in the Czech educational system). We come out of theories of maximally maintained inequality – MMI (Raftery, Hout, 1993) and effectively maintained inequality – EMI (Lucas 2001). We have analyzed data from PISA 2000 a 2009 (*Programme for International Student Assessment*) from the Czech Republic. We support EMI theory against MMI. Vertical differentiation by social origin is decreasing between 2000 and 2009. Unlike the MMI assumptions the chance to achieve GCE is increasing for lower social class descendants, but only in one type of secondary education (in secondary technical schools). This happens because horizontal diversification of schools with GCE is increasing (according by EMI assumptions). Socioeconomic variables influence the study of grammar schools with GCE more strongly. The social and economic exclusivity of this branch of secondary education is increasing between 2000 and 2009.

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

V minulých dvaceti letech český vzdělávací systém kvantitativně rostl. Zatímco období socialismu bylo specifické pomalým zvyšováním počtu osob s maturitním a vysokoškolským vzděláním, což zapříčinila zejména poptávka po dělnických profesích, po roce 1989 se zvyšuje význam terciárního a kvartérního hospodářského sektoru. Podíl absolventů středoškolského a vysokoškolského vzdělávání se zvyšuje. V roce 2002 tvořili absolventi maturitního studia dvě třetiny všech absolventů středního školství, v roce 2010 to byly téměř tři čtvrtiny (Education at... 2012). Do terciárního vzdělávání v roce 2000 přecházelo 25 % maturantů, v roce 2010 to bylo 60 % maturantů (tento podíl je srovnatelný s podílem přijatých na vysoké školy v zemích Evropské unie i OECD). S vysokoškolským diplomem v roce 2010 skončilo 38 % mladých lidí, přičemž průměrný podíl v zemích Evropské unie byl v tom samém roce 40 %, v zemích OECD 39 %. Výsledkem vzdělanostní expanze posledních let je, 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 (Education at... 2012).

V tomto textu se zaměřujeme na střední vzdělávání v České republice v první dekádě 21. století. Naším cílem je ukázat, jaké jsou důsledky zvyšující se dostupnosti tohoto vzdělávání na přístup do něj – přesněji řečeno na šance získat maturitní vzdělání podle

sociálního původu.¹ Vycházíme z teorie maximálně udržované nerovnosti – MMI (Raftery, Hout, 1993), podle níž by nerovné šance na vzdělání podle sociálního původu neměly v době vzdělanostní expanze oslabovat. Podle této teorie totiž vzdělanostní expanze vychází ze zvyšující se poptávky po vzdělání, která je uspokojována 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 diference – 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 však tak není.

Podle teorie efektivně udržované nerovnosti – EMI (Lucas 2001) je nezbytné zohlednit kvalitativní dimenzi v analýze třídních nerovností ve vzdělávání. 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 měnit pouze svoji podobu. V případě, že se stejná úroveň vzdělávání větví – kvalitativně se diverzifikuje, potomci z vyšších sociálních tříd mohou usilovat především o vybrané větve a ostatní přenechávat potomkům z nižších tříd. Kvantitativní zjištění pak sice naznačují oslabování třídních nerovností ve vzdělávání, kvalitativní zjištění ovšem indikují změnu povahy těchto nerovností z kvantitativních na kvalitativní (Breen, Jonsson, 2000; Ayalon, Shavit 2004).

Znamená tedy rozšiřující se dostupnost středního maturitního vzdělávání v minulých letech v České republice automatické zvýšení šancí na maturitu pro žáky z nižších sociálních tříd? Nebo rostou šance žákům 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 ukážeme, že i když z hlediska počtu míst není nárůst 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

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 jeho rámci 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).

studujících a především šance na střední vzdělávání s maturitou ve sledovaném období rostou. Na statistických datech o žácích se dále zabýváme kvalitativní diverzifikací typů škol, v nichž lze maturitu získat, teoreticky tyto odlišnosti rámuje, 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 sociálně podmíněné. Naše závěry ukazují, že v době zvyšující se dostupnosti maturitního vzdělávání, oslabuje jeho kvantitativní diference, nicméně roste jeho kvalitativní diverzifikace. Nerovné šance podle sociálního původu mění svoji podobu.

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 především viditelné. Pomineme-li odliv žáků do víceletých gymnázií již na základní škole (ve 12 letech), jsou tato „síta“ dvě: přijímací zkoušky na jednotlivé typy středních škol a přijímací řízení 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 zaměstnanecké kariéry.

Základní kvalitativní rozdíl v rámci českého středního školství leží mezi středním vzděláváním bez maturity, po jehož absolvování jsou žáci připraveni (a přímo přecházejí) 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 v maturitním vzdělávání nejprve výrazně vzrostl a poté se snížil (graf 1, levá osa *Y* grafu). Vrchol růstu byl v roce 2006, kdy do tohoto vzdělávání nastoupilo více jak 94 tisíc žáků (ve srovnání s rokem 2000 to bylo více než o 11 tisíc). Ve stejné době se však výrazně snižuje počet patnáctiletých, způsobený poklesem porodnosti v letech 1984 až 1994 (pravá osa *Y* grafu 1).³ Počet přijatých do maturitního vzdělávání od roku 2006 kopíruje tento úbytek mladých, což znamená, že počet míst v tomto vzdělávání začal být regulován demografickým vývojem 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 přijato do maturitní formy studia necelých 59 % z populace přecházející do středního vzdělávání, v roce 2010 to bylo 68 %

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 buď na základní škole, nebo jej žáci mohou absolvovat 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 pak dělí na vyšší odborné školy (ISCED 5B) a vysoké školy (ISCED 5A a 6) (více k českému vzdělávacímu systému srov. Procházková 2006; Struktury systémů vzdělávání a odborné přípravy v Evropě, 2010).

³ Věk 15 let je obecně považován za věk ukončení povinné základní 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 2, levá osa *Y*). Šance na maturitní studium oproti nematuritní formě (učební obor) byla v roce 2000 1,42 krát vyšší, v roce 2010 byla tato šance 2,13 krát vyšší (graf 2, pravá osa *Y*). Ve sledovaném období se tato šance zvýšila 1,50 krát (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.

zde vlož graf 1

zde vlož graf 2

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 2011b). Varianta maturitního vzdělání však nejen poznamenává aspirace žáků do terciárního vzdělávání, ale ovlivňuje také jejich úspěšnost v přechodu do tohoto vzdělávání (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 opustí asi 13 % absolventů gymnázií, 22 % absolventů středních odborných škol a 40 % absolventů odborných učilišť s maturitou (Kleňhová, Vojtěch 2011a).

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 podle typu absolvovaného maturitního studia. Propastné 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 sociálního původu a jejich vzdělanostních aspirací). Nejen tedy volba středního vzdělání s maturitou (ve srovnání s učebním oborem bez maturity), ale také varianta maturitního vzdělávání se promítá v české společnosti poměrně výrazně do konečného stupně získaného vzdělání, konstatují Simonová a Soukup (2010).

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

Řada studií ukazuje, že v rozdílných variantách maturitního vzdělávání najdeme také rozdílné znalosti a vědomosti žáků (srov. např. Straková a kol. 2002; Münich, Mysliveček, 2006; Straková, 2010). Tyto rozdíly však nejsou primárně dány tím, že by školy poskytovaly kvalitativně rozdílné maturitní vzdělání, ale především tím, že se do nich hlásí a také v nich studují sociálně a ekonomicky odlišní žáci. Rozdíly mezi středními školami s maturitou jsou udržovány „na vstupu“ do nich. Rozdílné výsledky ve znalostních testech žáků z různých typů škol pak nemůžeme považovat za výsledek rozdílů v přidané hodnotě plynoucí z kvality poskytovaného vzdělání, ale 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 znamená pak 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 distanc 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.

Kvalitativní rozdíly mezi středními školami s maturitou nejsou v české společnosti tedy zanedbatelné. I když se absolventi všech těchto škol z hlediska dosaženého vzdělání neliší (všichni skončí s maturitním vysvědčením, které je 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, které ovšem nemusí být výhradně efektem absolvované varianty maturitního vzdělávání, ale důsledkem sociálního a ekonomického prostředí rodiny původu. 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.

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 maturitního 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 žádný vliv na snížení třídních nerovností ve vzdělávání. I když se mírně zvýšil podíl potomků navštěvujících výběrové střední školy, byl tento podíl podle sociálních tříd původu totožný, čímž se primárně vyšlo vstříc potomkům rychle rostoucí britské střední třídy. Odstranění školného tak bylo větrem do plachet především těm rodinám, které by daly své děti studovat za jakýchkoli okolností. Nezlepšilo však přístup ke střednímu vzdělávání dětem z nižších sociálních tříd.

Obecnou pointu MMI teorie ilustruje graf A v 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 podle sociálního původu žáků. Podle teorie MMI růst podílu studujících nemusí tedy vést k oslabení třídních nerovností ve vzdělávání. Je-li rostoucí podíl studujících stejný ze všech sociálních tříd, 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 početně ve společnosti rozrůstají.⁵

zde vlož obrázek 1

Kdy se podle MMI sníží třídní nerovnosti ve vzdělávání? Až tehdy, kdy téměř všichni potomci z nejvyšších sociálních tříd jsou přijati do nejvyššího vzdělávání a v tomto vzdělávání je stále volná kapacita. Třídní nerovnosti ve vzdělanostních šancích se pak snižují

⁵ Předpokladem vypovídací schopnosti MMI je: 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 statutem.

– asociace mezi sociálním původem a dosaženým vzděláním oslabuje (srov. graf B v obrázku 1).⁶

Je tomu skutečně tak? Oslabí třídní nerovnosti ve vzdělávání v případě, že se vzdělávání stane univerzálně dostupné – bez rozdílu sociálního původu? 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 to, zdali vzdělání získat či nikoliv, ale o to, jaké vzdělání to bude. Pointu EMI ukazuje graf C v obrázku 1. Jedná se o stejný graf jako B, nicméně obsahuje navíc třetí dimenzi, již jsou kvalitativní rozdíly ve vzdělávání (osa Z). Z hlediska osy X, neboli v čase sice dochází ke sblížení křivek, z hlediska osy Z se však jedná o jejich transformaci. Vertikální diference 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 pootáčí, jejich velikost se však výrazně 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 přitom 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 podíly 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. Ayalon, Shavit, 2004; Brint, Karabel, 1989; Gerber, Cheung 2008; Lucas 2009).

Data a jejich charakteristika

Naším cílem v této stati je ukázat, do jaké míry sociální a ekonomické charakteristiky žáků ovlivňují jejich přijetí do varianty středního vzdělávání s maturitou v České republice.

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 oblíbě teorie maximálně udržované nerovnosti mezi výzkumníky vzdělanostních nerovností přispělo její dobré „načasování“ – v pravý okamžik nabídla odpověď na otázku, proč relativní nerovnosti v přístupu k vyššímu vzdělání, zachycené tranzitivním modelem (srov. Mare, 1980), neklesaly, i když systémy terciárního vzdělávání kvantitativně expandovaly (srov. Shavit, Arum, Gamoran, 2007; Becker, Hadjar, 2009).

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 MMI explanace ve prospěch explanace EMI v českém středním školství?

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 na kraje České republiky a jednotlivé typy škol v jejich rámci (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 na střední odborné školy s maturitou; více jak pětina z nich navštěvovala gymnaziální větev. Ve sledovaném období výrazně poklesl podíl studujících učební obory bez maturity, který byl kompenzován růstem podílu studujících především na středních odborných školách s maturitou. Na čtyřletých a víceletých gymnáziích vzrostl podíl studujících pouze nepatrně.¹⁰

zde vlož tabulku 1

⁷ Výzkumy PISA jsou mezinárodní kvantitativní šetření čtenářské, matematické a přírodovědné gramotnosti patnáctiletých 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 (vždy s periodou opakování 3 roků): 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.

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 tito žáci mohli být mezi sebou srovnáváni.

¹⁰ Podle interních statistik Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy, za které děkujeme dr. Michaele Kleňhové, bylo ve školním roce 2011/12 v České republice přijato 34 883 žáků do nematuritní formy středního vzdělávání (33 %), 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.

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* a *starší sourozenci žáků* (varianty: žádní, jeden a dva a více). Obě tyto proměnné volíme, protože předpokládáme, že volba varianty středního vzdělávání je jednak v české společnosti genderově podmíněná a jednak při ní demografie rodiny (počet členů domácnosti) hraje nezanedbatelnou roli (srov. Katrňák, 2006; Matějů, 2006).

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*. V multivariační analýze, kde analyzujeme efekty více proměnných na závisle proměnnou, však indikujeme vzdělanostní zázemí žáka *nejvyšším dosaženým vzděláním matky* (opět 3 varianty) a jeho ekonomické zázemí *ISEI indexem otce*. ISEI je spojitá proměnná (rozmezí 16-90 bodů, čím vyšší číslo, tím také vyšší, tedy lépe ekonomicky a sociálně hodnocené zaměstnání), v níž je vzdělání latentně přítomno (vysoká korelace mezi vzděláním a ISEI). Pokud bychom v multivariační analýze mezi vysvětlující proměnné zahrnuli zároveň vzdělání i ISEI otce, vystavili bychom se problému kolinearit. Z tohoto důvodu nepracujeme se vzděláním otce, když je mezi vysvětlujícími proměnnými jeho ISEI, a s ISEI matky, když indikujeme vzdělanostní původ žáka jejím vzděláním.

Pro indikaci vzdělanostního zázemí žáka pomocí vzdělání matky (a nikoliv pomocí vzdělání otce) v multivariační analýze hovoří dva důvody. Jednak v datech existuje silná korelace mezi vzděláním matky a otce (vzdělanostní homogamie – vzdělání otce je pak redundantní analytickou proměnnou). Ale především jiné výzkumy ukazují, že vzdělání matky je při volbě vzdělávací dráhy potomka mnohem silnějším rozlišovacím kritériem, než vzdělání otce (Katrňák, 2006). Otec poznamenává vzdělanostní dráhu potomka spíše v linii 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 otázky, týkající se jejich čtenářské gramotnosti (k definici plausibilních proměnných srov. Adams, Wu, 2002, nebo PISA Data Analysis Manual). Tato proměnná má pět hodnot (variant), což je nezbytné v multivariační analýze zohlednit. Tuto proměnnou považujeme za vyjádření kognitivních schopností žáků, i když pouze v oblasti čtení.

zde vlož tabulku 2

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.

Deskriptivní analýza

Analýzu našich dat začneme procentuálním testem MMI a EMI, který ukáže, do jaké míry je kvantitativní a kvalitativní dimenze, neboli diference 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 podle 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 postavení rodičů, tím také 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 mezi podílem potomků z rozdílných sociálních prostředí dostat se do stejného vzdělávání, a zvláště nás zajímá, jak se tento poměr změnil mezi roky 2000 až 2009.

Šance potomků vysokoškoláků na maturitu byla v roce 2000 1,57 krát vyšší ve srovnání s potomky rodičů vyučených (vypočítáno z grafu 3 jako 88,3/56,1). V roce 2009 byla tato šance 1,42 krát vyšší (vypočítáno opět z grafu 3 jako 93,5/65,8). Poměr těchto dvou šancí ukazuje, že šance potomků vysokoškoláků na maturitu se mezi lety 2000 a 2009 snížila 0,91 krát, neboli o 9 %. Šance potomků vyučených rodičů na maturitu naopak vzrostly 1,10 krát, neboli o 10 %. Znamená to, že v době rostoucích šancí na maturitní vzdělávání mezi lety 2000 až 2010, teorii MMI nemůžeme bez výhrad přijmout. Podle ní by nemělo docházet ke změně šancí na studium podle sociálního původu. Šance potomků rodičů s rozdílným vzděláním by měly zůstat konstantní, protože jejich růst podle vzdělání rodičů by měl být také konstantní.

MMI nemůžeme přijmout ani s ohledem na socioekonomické postavení rodičů. Když srovnáme šance na maturitu u nejvyššího ISEI kvintilu rodičů s šancemi na maturitu u nejnižšího ISEI kvintilu rodičů mezi roky 2000 a 2009, snížily se tyto šance 0,8 krát, neboli o 20 % (vypočítáno z grafu 4 jako $(94.3/64.4)/(91.1/50.0)$). Šance na maturitu potomků rodičů v nejnižším ISEI kvintilu se naopak ve sledovaném období 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 původu žáků. V době růstu šancí na střední vzdělání s maturitou rostou šance na toto vzdělání především u potomků rodičů ze socioekonomicky defavorizovaných prostředí.

zde vlož graf 3

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

zde vlož graf 4

Soustředme se nyní na diverzifikaci (kvalitativní rozdíly) v rámci středního vzdělávání. Podle předpokladů EMI by se kvantitativní rozdíly v dosaženém vzdělání podle sociálního původu měly transformovat v době rozšiřující se dostupnosti daného vzdělanostního stupně v kvalitativní rozdíly. Nejde již 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, či 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 1,23 krát, neboli 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 víceleté gymnázium se oproti šancím potomků rodičů s nejnižším ISEI kvintilem zvýšila mezi roky 2000 a 2009 1,37 krát, neboli 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 podle vzdělanostního a socioekonomického původu žáků. Kvalitativní dimenze vzdělanostních nerovností posiluje.

zde vlož graf 5

zde vlož graf 6

Multivariační analýza: multinomický logistický model

Abychom zjistili, jaké faktory podmiňují přijetí do varianty středního vzdělávání v české společnosti a zdali se jejich efekty ve sledovaném období mění, analyzujeme data

pomocí multinomické logistické regrese.¹³ Pomocí této techniky modelujeme efekty vysvětlujících (nezávisle) proměnných, které navzájem očištěny, na vysvětlovanou (závisle) 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 zvláště) a poté jsme efekty všech nezávisle proměnných napříč modely zprůměrovali. Stejně tak jsme postupovali v případě odhadnutých modelových predikcí (více k tomuto postupu srov. PISA Data Analysis Manual).

Koeficienty výsledného multinomického logitového modelu ukazuje tabulka 3.¹⁴ Model obsahuje hlavní efekty vysvětlujících proměnných na přijetí do varianty středního vzdělávání (ve sloupcích tabulky – učební obor bez maturity je 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.

zde vlož tabulku 3

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 průměrné a jeho čtenářská gramotnost je také průměrná. Šance dostat se na střední odbornou školu s maturitou u tohoto chlapce vzrostla více jak 8 krát (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 0,3 krát (OR=0,28). V době obecně zvyšujících se šancí na maturitní vzdělávání se šance tohoto žáka posouvají od učebního oboru bez maturity ke střední odborné škole s maturitou. Do gymnaziální větve středního vzdělávání mu šance nevzrostly a dostat se na víceleté gymnázium je pro něj ve srovnání s rokem 2000 dokonce ještě těžší.

¹³ Multinomický logistický model (MNL) volíme oproti ordinálnímu logistickému modelu (OLM), ačkoliv je známo, že model ordinální logistické regrese je jednak úspornější, jednak interpretačně jednodušší a z hlediska prezentace také přehlednější (Long, 1997). Pro volbu MNL hovoří tři důvody: Za prvé ordinalita variant závisle proměnné není jednoznačně dána. Za druhé není zřejmé, že by byly vzdálenosti mezi variantami závisle proměnné totožné. A za třetí 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 MNL (testováno pomocí Hausman-McFaddenova testu a Small-Hsiao testu, více k tomu srov. Long, Freese, 2006).

¹⁴ Z interpretačního hlediska jsou v jakémkoliv variantě logistické regrese nejměřdatnější vedle regresních koeficientů (b) jejich exponenty (e^b). Interpretují se jako poměry šancí (OR – *Odds Ratios*). Exponenty regresních koeficientů mohou nabývat hodnot od 0 do ∞ . Hodnota 1 znamená, že se s proměnou nezávisle (vysvětlující) proměnné o jeden stupeň nemění šance na změnu v závisle (vysvětlované) proměnné. Hodnoty větší než 1 u nezávisle proměnné znamenají vyšší šance na proměnu v závisle proměnné a hodnoty menší než 1 u nezávisle proměnné nižší šance na proměnu závisle proměnné. Poměr šancí vyjádřený jako $1/e^b$ znamená vliv kontrastní varianty nezávisle proměnné na závisle proměnnou a jeho interpretace je stejná (více k tomu srov. Long, 1997; Powers, Xie, 2000; Hosmer, Lemeshow, 2001; Long, Freese, 2006).

V roce 2000 měly dívky oproti chlapcům vyšší šance studovat ve všech variantách středního vzdělávání s maturitou (největší šance měly na čtyřletých gymnáziích – 2,39 krát vyšší než chlapci). Koeficienty interakce mezi rokem a pohlavím ukazují, že toto tvrzení přestalo v roce 2009 platit. Šance dostat se na střední odbornou školu s maturitou se totiž podle pohlaví vyrovnaly ($1,30 \cdot 0,83 = 1,08$). 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 2 krát vyšší ve srovnání s chlapci ($2,39 \cdot 0,85 = 2,03$), na víceleté gymnázium asi 1,4 krát vyšší ($1,67 \cdot 0,81 = 1,35$).

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 ni. Tento trend byl nejsilnější u víceletých gymnáziích, o něco slabší u čtyřletých gymnáziích a ještě o něco slabší u středních odborných škol s maturitou. V roce 2009 tento trend ještě posílil: negativita efektů podle zvyšujícího se počtu sourozenců 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 0,61 krát menší ve srovnání s jeho vrstevníkem bez starších sourozenců, a v roce 2009 se tato šance snížila 0,65 krát, byla tedy dokonce 0,4 krát menší ($0,61 \cdot 0,65 = 0,40$). 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 působí v roce 2000 nejen ve vertikální, ale také v horizontální modelové rovině. Z hlediska vertikálního pro každou variantu vysvětlované proměnné platí: čím vyšší vzdělání matky, tím je jeho efekt na studium potomka maturitní varianty středního vzdělávání silnější. Z hlediska horizontálního roste efekt vzdělání matky v modelu zleva doprava: od středních odborných škol s maturitou přes gymnázia k víceletým gymnáziím. Potomci vysokoškolaček 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 posílil výrazněji u víceletých gymnáziích než u zbylých variant maturitního vzdělávání. V případě víceletých gymnáziích se zvýšil na 1,07 ($1,05 \cdot 1,02$), v případě čtyřletých gymnáziích 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 skóřů, zvýší se šance jeho potomka studovat na víceletém gymnáziu dvakrát (vypočteno jako: $\exp(0,046 + 0,024) \cdot 10$), ve srovnání s jeho šancemi na učební obor bez maturity; jeho šance na

studium na čtyřletém gymnáziu se však zvýší pouze 1,6 krát (vypočteno: $\exp(0,040+0,007)*10$), opět ve srovnání s jeho šancemi na 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 rozdíl neexistovaly). V roce 2009 se tento efekt nijak výrazněji nezměnil. Víceletá gymnázia se od čtyřletých gymnázií a středních odborných škol s maturitou diverzifikují ve sledovaném období tedy 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 za klíčový. Aktivací finančních zdrojů a jejich přímou transmisí do potomků prostřednictvím jejich studia na soukromých víceletých gymnáziích (případně čtyřletých soukromých gymnáziích), rodiče mohou přímo ovlivňovat kvalitativní diverzifikaci maturitního vzdělávání.

Na základě odhadnutého multinomického logitového modelu se proto nyní zaměříme na predikci pravděpodobností přijetí do jednotlivých variant středního vzdělávání podle ISEI otce v analyzovaných letech.¹⁵ Graf 7 ukazuje, že pravděpodobnost přijetí do učebního 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).¹⁶ 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 učebního oboru bez maturity nejvíce oslabilo v těch nejnižších ISEI skórech otce a naopak zůstala stejná nebo dokonce se 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 nekorespondují. 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 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

¹⁵ Modelová predikce a komparace teoreticky klíčových osob jsou pro přijetí či zamítnutí EMI podle Lucase zásadní (srov. Lucas 2001).

¹⁶ 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 srov. Mitchel, 2012).

závěry EMI. Podle nich v době vzrůstající dostupnosti určité vzdělanostní úrovně dochází k její diverzifikaci podle socioekonomického původu žáků. Lucas píše: „Efektivně udržovaná nerovnost předpokládá, že socioekonomicky dobře postavení lidé zajišťují pro sebe a své potomky výhody kdekoliv a kdykoliv 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“ (2001:1652). 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.

Vedle ISEI otce považujeme za další klíčovou proměnnou pro test EMI vzdělání rodičů. Zájemem o víceletá gymnázia a důrazem na vzdělanostní aspirace rodiče s vyšším vzděláním ovlivňují kvalitativní diverzifikaci středního vzdělávání. Z tohoto důvodu 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 mít tak omezenou šanci na dalším vzdělávání se snížila (o více jak 10 %). Pravděpodobnost být přijat 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 případě 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 zvýhodněných 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 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 podobně homogenní, 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 již 69 % (ISEI otce těchto žáků vzrostlo z průměrných 53 na 54 skóru). Z hlediska vzdělání pak bylo na víceletých gymnáziích v roce 2000 40 % žáků, jejichž matka měla vysokoškolské vzdělání, v roce 2009 byl tento podíl 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 skóru). 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 těch prvních je výsledkem usilování o kvalitativně odlišnou variantu maturitního vzdělávání. Vzdůstající sociální homogenitu těch druhých pak musíme chápat jako důsledek jednání těch prvních. Protože vyšší sociální třídy usilují především o víceletá gymnázia, popřípadě gymnázia, obecný růst šancí na maturitní vzdělávání znamená pro nižší sociální třídy především dostupnost 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, 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 kohorty mladých v minulých letech výrazně zvyšuje, ale spíše o to, jaká její varianta to bude – z jakého typu školy bude maturita pocházet. Zabývali jsme se tedy kvalitativní 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). Třídní charakteristiky žáků (konkrétně vzdělání matky a zaměstnanecké postavení 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.

Vyšší sociální třídy mohou ovlivňovat horizontální diverzifikaci maturitního vzdělávání nejméně čtyřmi způsoby. První tři bychom charakterizovali jako ekonomické, čtvrtý jako kulturní.

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 tyto školy neexistují přijímací zkoušky v podobě OSP (obecných studijních předpokladů) a rozhodující roli zde hraje ekonomický kapitál rodičů a 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. Je známo, že se lze v testech OSP kvantitativně zlepšit až o 30 percentilových bodů, pokud se žák pravidelně připravuje. Dnes má k dispozici řadu 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 ekonomickým kapitálem jsou všechny tyto produkty, pomocí nichž může jejich potomek zvýšit svoji úspěšnost v přijímacích zkouškách na veřejná víceletá gymnázia, dostupnější.

Za třetí je to přihlášením potomka do soukromé základní školy, která děti již od první třídy povinného vzdělávání systematicky připravuje na přijímací zkoušky na víceletá gymnázia. Jedná se o školy, které deklarují úspěšnost přechodu 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 orientací na dosažení co nejprestižnějšího vzdělání. Vyšší sociální třídy patrně více usilují o to, aby jejich potomci nebyli sociálně sestupní ve srovnání s nižšími sociálními třídami. Z tohoto důvodu investují (ať už vědomě či nevědomě) do kulturního kapitálu svých potomků, kladou důraz na jejich vzdělání a zdůrazňují jeho význam pro životní dráhu. Iniciují pak u nich zájem o konkrétní variantu vzdělávání, protože se vyznají ve struktuře vzdělávacího systému. Tato strategie jde pochopitelně ruku v ruce z předchozími třemi strategiemi, nicméně protože se jedná o „kulturní“ strategii – orientaci na vzdělávání, která může, ale také nemusí s ekonomickým kapitálem rodičů přímo souviset, analyticky ji odlišujeme od předchozích třech ekonomicky podmíněných strategií.

Domníváme se, že posilující kvalitativní diverzifikace maturitního vzdělávání v České republice v prvním desetiletí 21. století je výsledkem všech těchto strategií reprezentantů 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 nematuritním a maturitním středním vzděláváním poroste. V lepším případě to bude znamenat sociální stigmatizaci žáků

nematuritních učebních oborů, v horším případě jejich sociální exkluzi a růst předsudků vůči nim. Vzdělanostní aspirace těchto žáků budou nízké, protože pozitivní vzory v rámci jejich vrstevnické skupiny se nebudou prakticky vyskytovat. Tento důsledek EMI v rámci středního školství není příliš příznivou vyhlídkou nejen pro český vzdělávací systém, ale také pro českou společnost jako celek.

Autorský profil

TOMÁŠ KATRŇAK 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: SLON, 2004) a knih *Třídní analýza a sociální mobilita* (Brno: CDK, 2005), *Spříznění volbou? Homogamie a heterogamie manželských párů v České republice* (Praha: SLON, 2008), *Na prahu dospělosti: Partnerství, sex a životní představy mladých v současné české společnosti* (spoluautoři Zdeňka Lechnerová, Petr Pakosta, Petr Fučík, Praha: Dokořán, 2010) a *Návrat k sociálnímu původu: vývoj sociální stratifikace české společnosti v letech 1989 až 2009* (spoluautor Petr Fučík, Brno: CDK, 2010). Publikoval v *Sociologickém časopise*, *Sociologii*, *Demografii*, *International Sociology*, *Sociological Theory and Methods* a *European Sociological Review*.

NATALIE SIMONOVA je vědeckou pracovnící v oddělení Ekonomické sociologie Sociologického ústavu AV ČR, v.r. Zabývá se výzkumem vzdělanostních nerovností v České republice i v mezinárodním srovnání, jejich vývojem, zdroji a procesy utváření. V poslední době se zaměřuje zejména na vývoj vzdělanostní mobility v ČR. K jejím hlavním publikacím patří stati v *British Journal of Sociology of Education*, *Sociologickém časopise*, *Czech Sociological Review*, *Sociologii*, *Sociological Review*, nejnověji pak v *Sociological Theory and Methods* či *Higher Education* a rovněž kapitoly v několika domácích a zahraničních monografiích. Je dále editorkou knihy *České vysoké školství na křižovatce* (Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2005).

LAURA FÓNADOVÁ absolvovala doktorské studium sociologie na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Pracuje jako odborný asistent na katedře veřejné ekonomie na Ekonomicko-správní fakultě téže univerzity. Jejím výzkumným zájmem je vztah etnicity a sociální mobility v českém kontextu. Vedle toho se zabývá také institucionální rovinou znevýhodňování Romů v ČR.

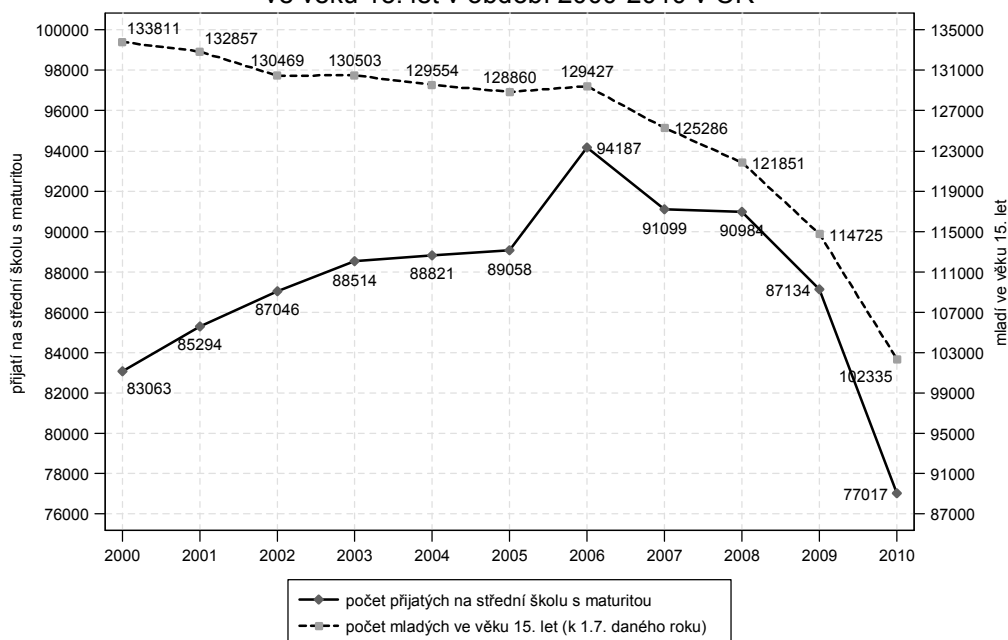
Literatura

- 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, Hadjar. 2009. *Expected and Unexpected Consequences of the Educational Expansion in Europe and USA*. Stuttgart, Wien, Bern: Haupt.
- 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.
- Education at a Glance: OECD Indicators*. 2012. OECD.
- Gerber, T., Sin Yi Cheung. 2008. „Horizontal Stratification in Postsecondary Education.” *Annual Review of Sociology* 34: 299–314.
- Hosmer, W. David, Stanley Lemeshow. 2001. *Applied Logistic Regression*. (2nd Edition). New York: Wiley.
- Katrnák, T. 2005. *Třídní analýza a sociální mobilita*. Brno: CDK.
- Katrnák, 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. *Úspěšnost absolventů středních škol ve vysokoškolském studiu, předčasné odchody ze vzdělávání*. Praha: NÚOV.
- Kleňhová, M., J. Vojtěch. 2011b. *Přechod absolventů středních škol do terciárního vzdělávání*. Praha: NÚOV.
- Long, J. Scott. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks: Sage.
- Long, J. Scott, Jeremy Freese. 2006. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station: 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, Robert 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: Slon.

- Mitchel, M. N. 2012. *Interpreting and Visualizing Regression Models Using Stata*. College Station: 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
- Palečeková, 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.
- Shavit, Y., H. P. Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.
- Shavit, Y., R. Arum, A. Gamoran. 2007. *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*. Stanford: 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: Slon.
- Straková a kol. 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.

Tabulky a grafy

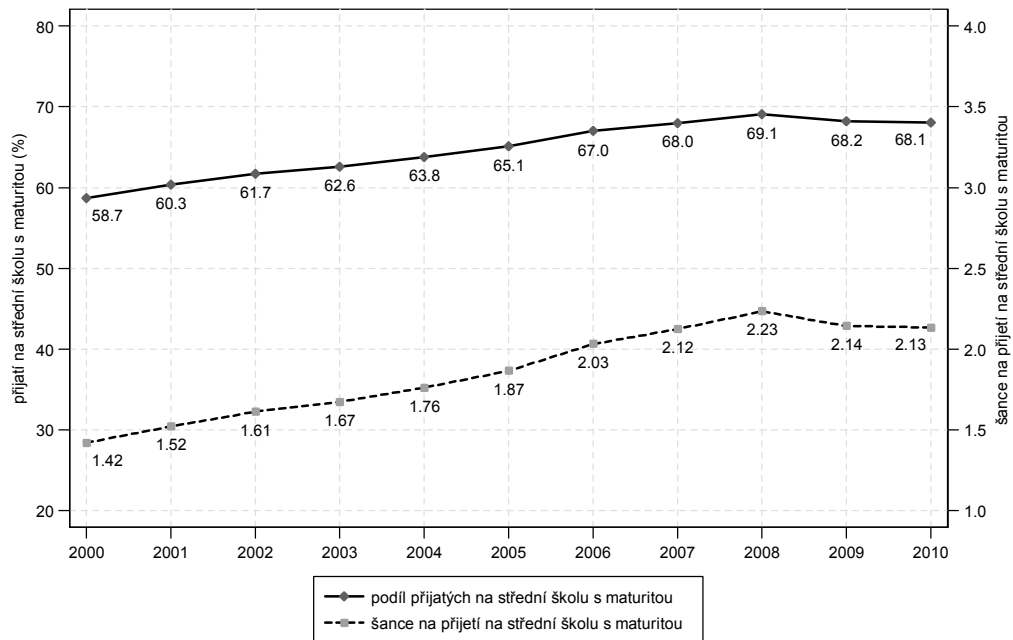
Graf 1. Přijetí do středního vzdělávání s maturitou a mladí ve věku 15. let v období 2000-2010 v ČR



Poznámka: Jedná se o žáky veřejných i neveřejných škol. Mezi žáky gymnázií jsou zahrnuti žáci přijatí 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.

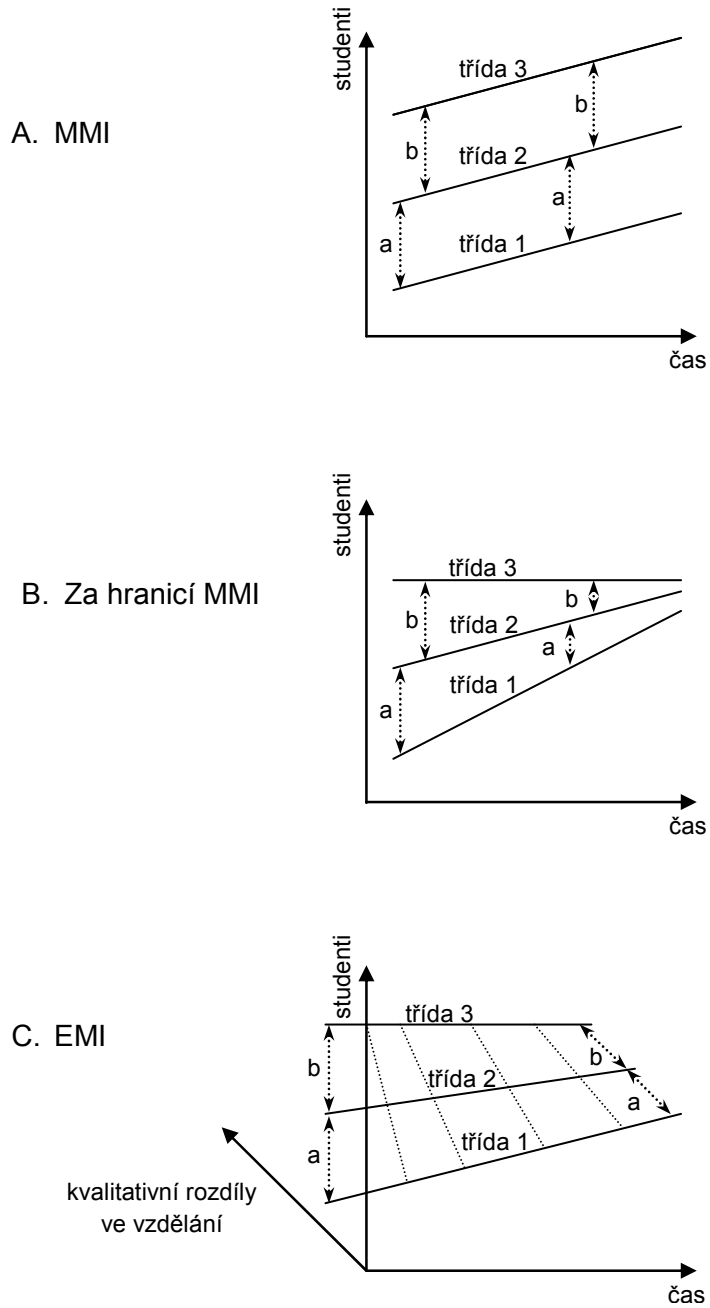
Graf 2. Podíl přijatých a šance na přijetí do středního vzdělávání s maturitou v období 2000-2010 v ČR



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).

Obrázek 1. Od maximálně udržované nerovnosti k efektivně udržované nerovnosti



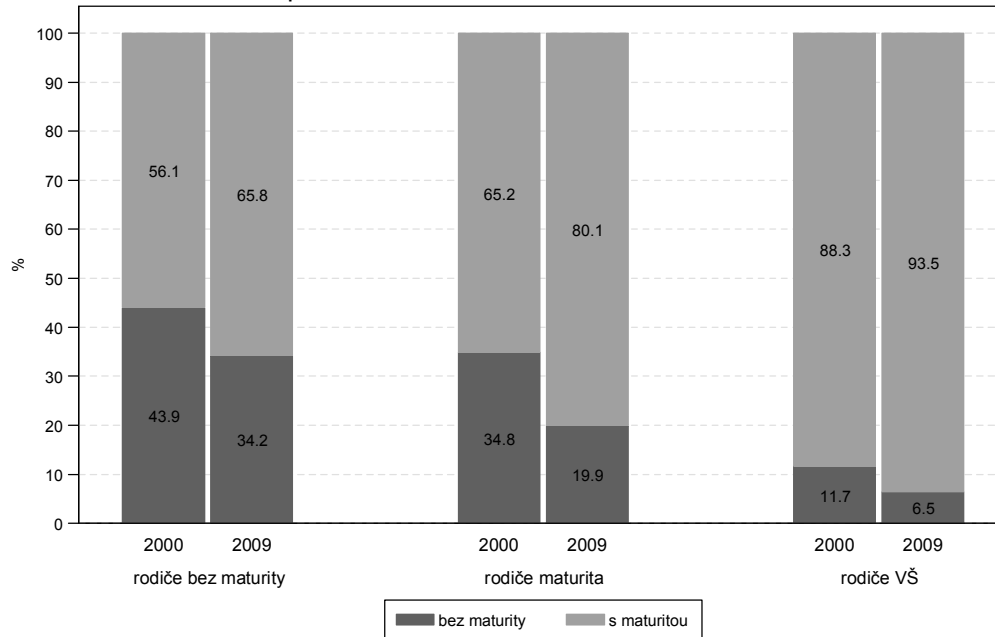
Tabulka 1. Rozdělení žáků do jednotlivých typů středního vzdělávání v roce 2000 a 2009.

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%

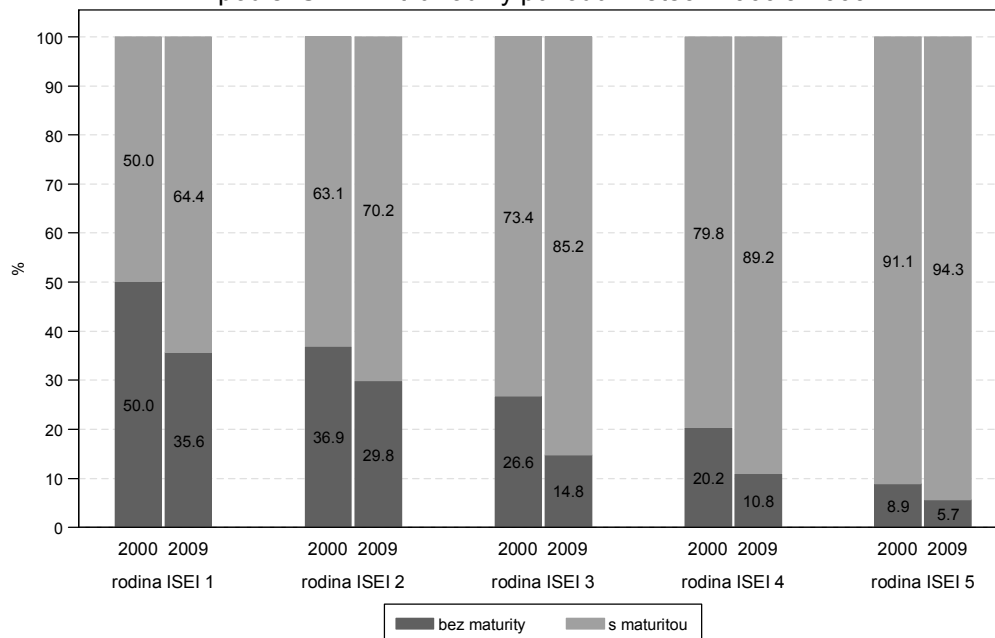
Tabulka 2. Vysvětlovaná a vysvětlující proměnné.

Proměnná	N	Průměr	SD	Min	Max	Popis
Typ středního vzdělání	5803	2,08	0,89	1	4	1) učební obor bez maturity; 2) střední odborná škola s maturitou; 3) gymnázium; 4) víceleté gymnázium
Rok	5803	-	-	2000	2009	rok sběru dat
Pohlaví	5803	1,55	0,50	1	2	1) chlapec; 2) dívka
Starší sourozenci	5507	1,73	0,73	1	3	1) žádný; 2) jeden; 3) dva a více
Vzdělání matka	5713	1,98	0,54	1	3	1) bez maturity; 2) maturita; 3) VŠ
ISEI otec	5343	43,18	13,74	16	90	socioekonomické postavení otce
Čtenářská gramotnost 1	5803	510,2	85,96	209,9	781,04	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 2	5803	509,47	85,71	231,3	812,97	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 3	5803	509,78	85,33	202,2	788,43	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 4	5803	510,43	85,39	216,6	788,63	plausibilní imputovaná hodnota
Čtenářská gramotnost 5	5803	509,79	86,16	194,9	800,92	plausibilní imputovaná hodnota

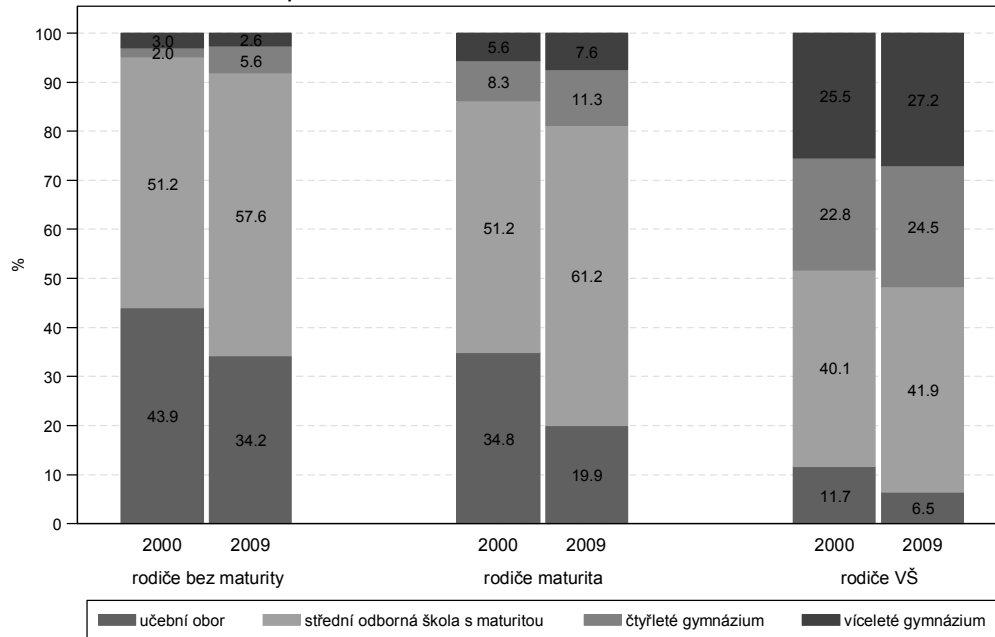
Graf 3. Podíl přijatých do středního vzdělávání bez maturity a s maturitou podle vzdělání rodičů v letech 2000 a 2009



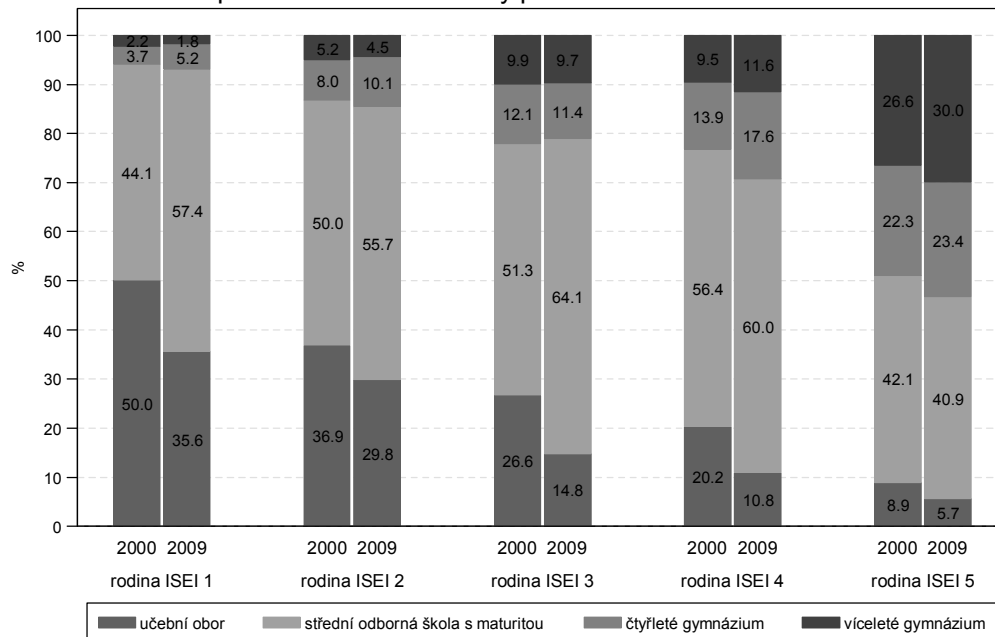
Graf 4. Podíl přijatých do středního vzdělávání bez maturity a s maturitou podle ISEI kvintilů rodiny původu v letech 2000 a 2009



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



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

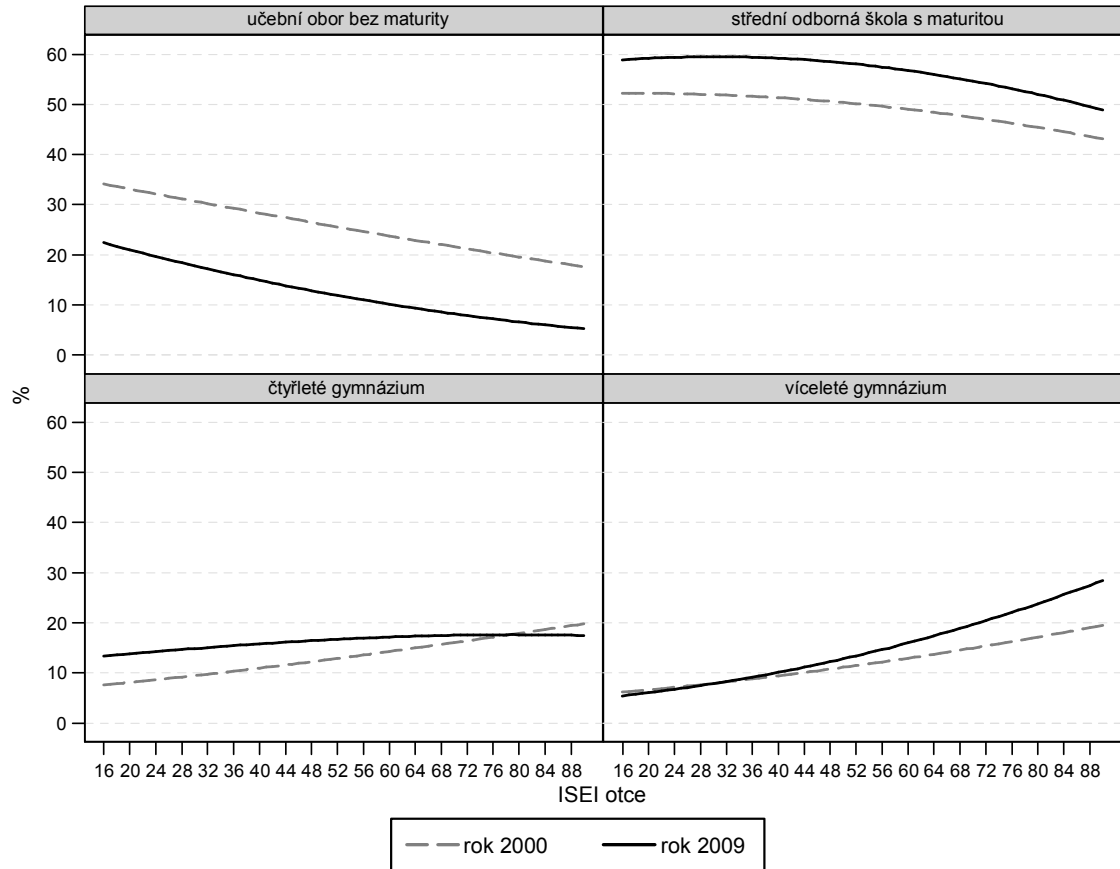


Tabulka 3. Koeficienty multinomické logistické regrese pro studium v typu středního vzdělávání v letech 2000 a 2009 v České republice.

Vysvětlující proměnné	střední odborná škola s maturitou vs. učební obor		čtyřleté gymnázium vs. učební obor		víceleté gymnázium vs. učební obor	
	b	OR	b	OR	b	OR
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

OR značí poměr šancí koeficientů b; * p≤,05, ** p≤,01

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



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

