

Koho znevýhodňuje škola: chlapce, nebo dívky? Rozdíly v dovednostech, školních výsledcích a vzdělanostních aspiracích dívek a chlapců devátých tříd základních škol¹

Petr Matějů

Vysoká škola finanční a správní, Fakulta sociálních studií

Natalie Simonová

Institut pro sociální a ekonomické analýzy

Abstrakt: Stať se v kontextu feministického diskurzu zabývá rozdíly mezi žáky a žákyněmi devátých tříd základních škol ve školních výsledcích a dalších studijních plánech. Autoři si kladou za cíl identifikovat a vysvětlit vliv pohlaví žáků na známky z matematiky a českého jazyka, a to při kontrole rodinného původu, příslušných dovedností měřených testy funkční gramotnosti PISA a dalších sociálně-psychologických faktorů. Věnují se rovněž rozdílům ve studijních plánech po ukončení základní školy a v aspiracích na dosažení vysokoškolského vzdělání. Analýza provedená na datech z longitudinálního projektu PISA-L z roku 2003 prokazuje, že pohlaví žáka má na výsledky vzdělávání statisticky významný vliv, avšak opačný než uvádí feministicky orientované studie, tj. školní známkování působí v českém vzdělávacím systému v neprospěch chlapců, kteří jsou při stejných dovednostech klasifikováni hůře než dívky. Dívky se zároveň častěji než chlapci hlásí ke studiu na gymnáziích a častěji aspirují na dosažení vysokoškolského vzdělání. Autoři se proto v závěru dotýkají i otázky možného významu těchto zjištění pro vysvětlení prokazatelně nižší úspěšnosti žen na trhu práce, a to zejména na počátku pracovní kariéry.

Klíčová slova: rozdíly mezi pohlavími, školní výsledky, výzkum PISA, spravedlnost ve vzdělávání

Who is shortchanged in school: boys or girls? Gender gaps in skills, grading and educational aspirations among pupils of 9th grade of elementary schools

Abstract: This paper addresses one of the key issues of contemporary sociology of education, namely gender gaps in academic performance and their consequences for school continuation decisions. We begin with a critical review of feminist production on this issue and proceed by the analysis of data from the PISA 2003 student assessment, encompassing the academic performance and family background of about 5800 9th grade pupils. Similar to most recent research carried out in other countries, and in contrast to most of the findings presented in feminist studies,

¹ Výzkum, o jehož výsledky se opírá tato stať, i práce na této stati, byly podpořeny grantem od Grantové agentury České republiky na bilaterální projekt „*Educational Stratification in Taiwan and the Czech Republic: Accessibility of and Heterogeneous Returns to Higher Education*“ (Grant číslo P404/12/J006, hlavní řešitelé: Michael Lee Smith a Shu-Ling Tsai). Autoři děkují D. Münichovi, J. Strakové a M. Smithovi za cenné připomínky k dřívější verzi stati. Odpovědnost za provedené analýzy a interpretace výsledků je však zcela na autorech této stati. Veškerou korespondenci prosíme zasílat na adresu: Petr Matějů, Vysoká škola finanční a správní, Estonská 500, Praha 10, 101 00, email: petr.mateju@mail.vfsfs.cz, nebo Natalie Simonová, Institut pro sociální a ekonomické analýzy, José Martího 407/2, Praha 6, 162 00, email: natalie.simonova@isea.cz.

we find that girls outperform boys in grades in Czech language and math, even after controlling for measured ability in reading and math, family background and other student attributes. Girls are also substantially more likely than boys to apply to secondary grammar schools, as well as aspire to a college education, even after controlling for measured ability. Based on relevant literature, we put forward a number of theoretical perspectives that shed light on the possible causes of these empirical findings.

Keywords: gender gaps in education, gender inequality, educational inequality, academic achievement, educational aspirations

1 Úvod

Jen málokeré sociologické pojmy dostaly tak silný ideologický a politický náboj jako pojmy třída, rasa a v posledních desetiletích také „gender“. Ačkoli každý z nich patří ke klíčovým teoretickým a analytickým nástrojům výzkumu sociálních nerovností, všechny se – možná nevyhnutelně – staly náchylnými ke zneužití v ideologických, politických, občanských či národnostních střetech, z nichž řada měla fatální důsledky.² O tom, že feministický aktivismus³ nepříznivě ovlivnil především výzkum v oblasti vzdělávání, psali jiní (např. Sommers, 1994, 2000; Kleinfeld, 1999). Aniž bychom se chtěli zaplétat do ideologické debaty, je třeba dát za pravdu Kleinfeldové, která před více než deseti lety poukázala na to, že „ženské nátlakové skupiny vedly intenzivní mediální kampaň propagující myšlenku, že školy diskriminují dívky. Jejich cílem bylo přesvědčit veřejnost, že ženy jsou ‚obětmi‘ nespravedlivého vzdělávacího systému a že si zaslouží zvláštní zacházení, lepší financování a zvýšenou politickou pozornost. Jejich sofistikovaná kampaň namířená k veřejnosti byla nakonec úspěšná. Názor, že dívky jsou ve školách znevýhodňovány, se stal součástí všeobecného mínění – tím, co lidé berou jako zaručené, aniž by si položili otázku, zda je to pravda, či nikoli“ (Kleinfeld, 1999, s. 9). Kritická zhodnocení především amerických studií, které měly dokládat znevýhodňování dívek ve vzdělávacím systému (Sommers, 1994, 2000; Kleinfeld, 1999), ukázala, že řada z nich stála na velmi chatrných metodologických základech. Shodou okolností i u nás hojně citované studie autorské dvojice Sadkerová a Sadker (1985, 1994) podle Sommersové stály na výzkumných zprávách

² Zpolitizování marxistické filozofie na dlouhou dobu nejen vážně pokrřivilo koncept sociální třídy, ale nakonec více než půl století legitimizovalo nejrůznější podoby diktatury proletariátu, jejímž „ušlechtilým“ cílem měla být emancipace všech tříd a nastolení beztřídní společnosti. Podobně tomu bylo s bezprecedentním zneužitím rasy a výsledků věd, které se zabývají fyziologickými, biologickými a psychologickými rozdíly mezi rasami. To vše proto, aby údajně v životním a historickém zájmu jedné z ras byla zahájena nejhorší genocida v soudobých dějinách. Aniž bychom měli v úmyslu klást rovnítko mezi tyto případy zneužití v sociologii jinak běžných a legitimních nástrojů k analýze nerovností, vyjadřujeme jistou a nepochybně legitimní obavu, že zneužívání pojmu pohlaví (gender) k podobné ideologicky zabarveným účelům a nastolování politické agendy nepříznivě ovlivňuje použití této kategorie v sociologickém výzkumu nerovností, a to zejména ve výzkumu sociální stratifikace, vzdělanostních nerovností, potažmo pak v analýze nerovností na trhu práce, v politické participaci a při zkoumání dalších sociálních procesů, které lze těžko popsat, natož pak pochopit, aniž v příslušném kontextu vysvětlíme rozdíly mezi muži a ženami a příčiny jejich přetrvávání.

³ Podotýkáme, že feministický aktivismus nepovažujeme za vědní obor ani disciplínu, ale hnutí.

z kvalitativních výzkumů (zpravidla šlo o pozorování ve třídách a rozhovory s učiteli, autoři prováděli výzkum po řadu let sami), které se buď nikdy nepodařilo získat a prověřit, nebo se s výsledky jejich pozorování zacházelo značně voluntaristicky (viz Sommers, 1994).

Podobné tendence lze ovšem identifikovat i v současnosti. Například některé studie z produkce „sociologie genderu“ na téma nerovností ve vzdělávání založené převážně na kvalitativních sondách (např. Jarkovská & Lišková, 2008; Smetáčková, 2009), tvrdí, že dosavadní analýzy vzdělanostních nerovností opomíjejí „genderový aspekt“ reprodukce vzdělanostních nerovností, tj. ignorují diskriminaci na základě genderu při vstupu do vzdělávacího systému, při průchodu vzdělávacím systémem a při dalším uplatnění na pracovním trhu. Tyto studie, podobně jako výše zmíněné zahraniční práce, se však díky zvolené kvalitativní metodologii potýkají s absencí důkazů pro většinu klíčových tvrzení a závěrů. Jako příklad za všechny lze uvést tvrzení Jarkovské a Liškové, podle kterého „na všech vzdělávacích stupních tvoří součást vzdělávání mechanismy (skryté kurikulum), které umísťují ženy na nižší společenské pozice (ve srovnání se stejně a často i méně vzdělanými muži). Tyto mechanismy směřují ženy k tomu, aby svůj nižší status akceptovaly a považovaly ho za přirozený a aby ho vnímaly jako samozřejmou součást své genderové identity“ (Jarkovská & Lišková, 2008, s. 684). I zde se ve prospěch tezí o „genderovaném kurikulu“ a „genderových stereotypch“ argumentuje odkazy na již zmíněné práce Sadkera a Sadkerové, přičemž domácí odkazy jdou převážně za podobnými tzv. „etnografickými“ studii, které se vyznačují velmi chatrným metodologickým aparátem a úplnou absencí testování hypotéz (viz např. Smetáčková, 2005).

Rozhodně nezpochybujeme tvrzení, že ženy dosahují na trhu práce nižších výdělků a nižších pozic než muži, a to i při srovnatelném vzdělání. Avšak používat tento fakt jako vysvětlení „segregace“ (dívek) v rámci vzdělávacího systému se nezdá být udržitelné, ačkoli – jak ukazují nedávno publikované studie (viz např. Mechtenberg, 2009) – souvislosti mezi možným zvýhodňováním jednoho či druhého pohlaví v procesu vzdělávání na jedné straně a pozdějšími šancemi na trhu práce na straně druhé přeci jen existují, a je třeba je podrobit analýze. Dostupná evidence však nesvědčí ve prospěch tvrzení, podle kterého umístování žen na nižší společenské pozice je způsobeno skrytým kurikulem vzdělávacího systému. Spíše se zdá, že ve školním prostředí působí jiné mechanismy, které ve svém důsledku oslabují „konkurenceschopnost“ žen na trhu práce. Prověřit existenci těchto mechanismů je jedním z hlavních cílů této stati.

2 Sociologické implikace genderových nerovností ve vzdělávání

Přes výhrady, které máme k metodologii i závěrům tzv. „genderové sociologie“, jsme toho názoru, že porozumění faktorům, které způsobují rozdíly mezi pohlavími v dosaženém vzdělání a v úspěchu na trhu práce, může výrazně přispět k formulování po-

110 litik, jejichž cílem je dosažení větší rovnosti mezi muži a ženami. Vycházíme z toho, že právě nerovnosti mezi muži a ženami reprodukované, nebo dokonce posilované, ve vzdělávání, stejně jako některé nástroje používané k jejich odstranění, nezřídka generují nerovnosti jiného typu, například tím, že přispívají k reprodukci nerovností na trhu práce (Mechtenberg, 2009) a mohou negativně působit na formování lidského kapitálu, a tím samozřejmě podvazovat ekonomický růst (King & Hill, 1995; Sen, 1999; Klasen, 2002; Klasen & Lamanna, 2009). Na druhé straně je třeba připomenout známý fakt, že poválečný vývoj v úrovních vzdělání mužů a žen, charakteristický jejich poměrně rychlým sblížením (nezřídka i „překlopením“ ve prospěch žen), měl výrazné důsledky jak pro postavení žen na trhu práce, tak pro dosažení větší rovnováhy mezi pracovním a rodinným životem u mužů a žen. Trend, kdy ženy v řadě industrializovaných společností předstihly muže v počtu absolventů vysokých škol, byl doprovázen rostoucí ekonomickou návratností vzdělání žen (DiPrete & Buchmann, 2006), což přispělo ke zmenšení (nikoli však odstranění) rozdílů v příjmech. Titíž autoři ve své zatím poslední a komplexně pojaté studii na toto téma (DiPrete & Buchmann, 2013) s odvoláním na statistická data ukazují, jaké celospolečenské a ekonomické důsledky má (a zřejmě ještě bude mít) poměrně hluboký propad šancí na dosažení vyššího vzdělání u mužů dosahujících stejné úrovně měřených kompetencí jako ženy (DiPrete & Buchmann, 2013, s. 4–6). I tento fenomén by si zasloužil studii provedenou na českých statistických a výzkumných datech.

Přes nepochybně pozitivní trend spočívající v rostoucí ekonomické návratnosti vzdělání žen jsou jednou z aktuálních a nepochybně velmi citlivých otázek, které stojí před sociologickým výzkumem, právě rozdíly ve výsledcích vzdělávání a jejich příčiny. S tím souvisí otázka spravedlnosti, nestrannosti a objektivit v hodnocení žáků a žákyň učiteli (problém vlivu pohlaví žáka na známkování). Řada autorů totiž prokázala, že hodnocení učitelů je do značné míry subjektivní, a často náchylné k některým formám stereotypizace, což vede k otázce, zda známky jsou objektivním měřítkem skutečného výkonu a znalostí studentů (viz například Hoge & Coladarcí, 1989). Některé stereotypy učitelů jsou přitom považovány za hlavní příčinu rozdílného hodnocení výsledků vzdělávání (Bernard, 1979; AAUW, 1992; Tiedemann, 2000). Tyto stereotypy, v kombinaci s tezemi, podle nichž učitelé věnují více pozornosti a zpětné vazby chlapcům než dívkám (Sadker & Sadker, 1994), dlouhodobě posilovaly přesvědčení, že dívky jsou v mnoha školních systémech systematicky znevýhodňovány.

Mezinárodní srovnávací výzkumy založené na měření dovedností žáků na různých stupních vzdělávacího systému (PISA, TIMSS atd.) naopak ukázaly, že v řadě zemí došlo k podstatné změně projevující se v tom, že ženy dosahují lepších výsledků než muži, a to i v oblastech, kde tomu bylo tradičně naopak (sociologicky fundovanou analýzu tohoto vývoje podávají např. Buchmann, DiPrete, & McDaniel, 2008). Ukazuje se například, že ani nejvíce zakořeněný stereotyp, spočívající v tvrzení, že dívky prospívají hůře než chlapci v matematice, který byl důvodem ke „směřování“ dívek do netechnických oborů, již nemá oporu v datech: v řadě zemí OECD rozdíl ve výsledcích v matematice mezi chlapci a dívkami již není statisticky významný, zatímco ve většině zemí dívky s poměrně velkým náskokem předstihují chlapce ve čtení (OECD,

2011). Tyto trendy daly vznik místy velmi vzrušené debatě na téma, zda předchozí výzkum prokazující znevýhodnění dívek ve vzdělávání nebyl „genderově“ vychýlený, a to bez solidní empiricky a statisticky založené argumentace (Sommers, 2000).

S ohledem na to, jak důležitým tématem rozdíly mezi pohlavími v českém vzdělávacím systému jsou, se v této stati snažíme tyto rozdíly identifikovat, a to v několika směrech. Zaprvé nám jde o identifikaci rozdílů v hodnocení školních výsledků (známkách) žáků a žákyň v 9. ročnících školní docházky, a to při kontrole rodinného původu, příslušných dovedností vztahujících se k daným předmětům a dalších faktorech sociálně psychologické povahy. S přihlédnutím ke skutečnosti, že český sekundární stupeň vzdělávání (podobně jako systém slovenský, maďarský, polský, rakouský a německý) je značně stratifikován, se rovněž věnujeme rozdílům mezi pohlavími v aktuálních plánech studovat na některém z typů gymnázií (vyjádřeno podáním přihlášky) a v aspiracích na dosažení vysokoškolského vzdělání. Naše analýza též využívá dosavadního poznání na poli „genderových“ rozdílů ve vzdělanostních aspiracích v České republice (Potužníková & Straková, 2006; Matějů, Smith, Soukup, & Basl, 2007; Matějů & Smith, 2009) a vlivu struktury vzdělávacího systému na utváření vzdělanostních nerovností (Matějů & Straková, 2005; Straková, 2007, 2010; Simonová & Soukup, 2010). I když se soustředíme v první řadě na statistické modely vysvětlující příslušné rozdíly mezi žáky a žákyňmi, vedení snahou přispět k pochopení rozsahu a povahy těchto rozdílů prezentujeme i výsledky čistě deskriptivních analýz. V závěru stati se pokoušíme zjištěné rozdíly interpretovat v kontextu relevantních teorií.

3 Rozdíly ve výsledcích vzdělávání chlapců a dívek v teoretické a empirické reflexi

Řada starších i nedávno publikovaných studií prokázala, že studijní výsledky dívek nejenže dosahují úrovně chlapců, ale často je i převyšují (Mickelson, 1989). Rozdíly ve výsledcích mezi oběma pohlavími mají, zdá se, svůj prvopočátek již ve velmi raném věku. Co se týče čtení, dívky vykazují vyšších úrovní dovedností již v předškolním vzdělávání (Tach & Farkas, 2006), zatímco pětiletí až sedmiletí chlapci jsou ve srovnání s dívkami náchylnější k poruchám učení, což v pozdějším životě přispívá k jejich asociálnímu chování a dalším problémům (Trzesniewski et al., 2006). V šetřeních PISA chlapci v průměru převyšují dívky o 12 bodů v matematických dovednostech, zatímco dívky převyšují chlapce o 39 bodů v dovednostech čtenářských (OECD, 2009). V řadě zemí však nejsou rozdíly v testech z matematiky mezi chlapci a dívkami statisticky signifikantní. Lepší čtenářské dovednosti nicméně dívky vykazují v každé ze zemí, které se výzkumu PISA účastní. Rozdíly ve výsledcích mezi pohlavími se linou celou školní kariérou, aniž by byly výrazněji ovlivňovány tím, jaké obory studují více dívky či chlapci (Leopard & Jiang, 1999; Buchmann & DiPrete, 2006).

Naprostá většina současných výzkumů zabývajících se rozdíly ve výsledcích vzdělávání ukazuje, že teze o horších výsledcích žen ve srovnání s muži je mýtus, přičemž s ohledem na chatrný empirický základ tohoto tvrzení, jež v 80. a 90. letech zaplavilo

112 americká média, nelze zřejmě prokázat, že to nebyl mýtus již v době jeho zrodu. Za připomenutí v této souvislosti stojí diskuze vyvolaná studií publikovanou *American Association of University Women* (AAUW, 1992), která s odvoláním na „výzkumy“ provedené již zmiňovanou autorskou dvojicí Sadkers a Sadkersová argumentovala tím, že dívky ve srovnání s chlapci dosahují horších výsledků v tak důležitých předmětech, jako je například matematika, zejména proto, že chlapci se ze strany učitelů těší mnohem větší (příznivé) pozornosti než dívky. Stěžejní podpůrné argumenty, na kterých byla tato studie založena, vycházely z pozorování publikovaných až později (Sadker & Sadker, 1994); nicméně z následné práce se „důkazy“ o zvýhodňování mužů „záhadně vytratily“ (Kleinfeld, 1996), a nebylo tudíž možné je verifikovat. Stejně tak je možné, že i další americké, zejména starší, studie hovořící o zvýhodňování mužů mohly mít v prvé řadě politický cíl, a byly tedy předpojaté (Sommers, 2000).

V každém případě, ať už učitelé věnují ve třídě více pozornosti chlapcům, nebo dívkám, výzkumy naznačují, že velká část této pozornosti je negativního rázu a má spíše disciplinární povahu (Bossert, 1981; Kleinfeld, 1996), částečně kvůli většímu sklonu některých žáků k poruchám pozornosti. V britské studii z roku 1999 (Younger et al., 1999, s. 329) učitelé připustili, že „hladina hluku, kterou produkují chlapci, a jejich aktivity, které nesouvisí s výukou, jejich špatné chování a evidentně nedostatečné soustředění, nevyhnutelně přitahuje větší pozornost učitelů. Chlapci jsou vnímáni jako ti, kteří více vyrušují a méně se zajímají o výuku, ale zároveň jako ti, kteří potřebují více pobízet a potřebují větší podporu v učení“. Autoři této studie také zjistili, že chlapci jsou ve srovnání s dívkami při výuce více aktivní v některých typech diskuzí, zatímco dívky více využívají individuální interakce učitel – student, které mnohem více naplňují cíle výuky.

V souvislosti s rolí učitelů v procesu osvojování si poznatků při výuce se výzkum zaměřuje také na to, zda a případně jakou roli v tomto procesu hraje pohlaví učitele. Studie dochází k rozporuplným závěrům. Ehrenberg, Goldhaber a Brewer (1995) zjistili prostřednictvím výzkumu žáků desátých ročníků, účastnících se v roce 1988 National Education Longitudinal Study, že pohlaví učitele nemá prokazatelný vztah ke školnímu výkonu ať již chlapců, či dívek. Nicméně jiná studie využívající tatož data (Dee, 2006) došla k závěru, že výuka učitelem stejného pohlaví má na výkon žáků (chlapců i dívek) silný vliv, a to jak na výsledky v testech, tak na to, jak výkon žáků učitel hodnotí. Další výzkum založený na longitudinálním šetření *National Longitudinal Survey of Youth* (Nixon & Robinson, 1999) ukázal, že podíl učitelek na středních školách byl pozitivně korelován s lepšími studijními výsledky dívek. Avšak Neugebauer et al. (2011) naopak za pomoci rozšířeného souboru dat z výzkumu PIRLS v Německu nenašli systematický vliv pohlaví učitele na výkon chlapců či dívek – jak ve standardizovaných testech čtenářské gramotnosti, tak ve školní klasifikaci. Co se týče České republiky, tento jev dosud systematicky zkoumán nebyl. V této souvislosti je s podivem, že v šetřeních programu PISA není sledováno pohlaví učitele u těch předmětů, které jsou z hlediska výsledků v klíčových oblastech dovedností (minimálně čtenářské a matematické) relevantní, tj. v našem případě v předmětech matematika a český jazyk.

Rozdíly ve výsledcích vzdělávání mezi muži a ženami mohou být způsobeny také rozdíly v rodinném zázemí a celospolečenském kontextu. Na základě nejnovějších dat PISA 2009 autoři González de San Román a Rica Goiricelaya (2012) zjistili, že dívky dosahují lepšího výkonu, pokud jsou jejich matky zaměstnané, zatímco pro chlapce tento efekt neplatí. To naznačuje, že na dívky významně působí mezigenerační přenos hodnot jejich matek. Autoři dále zjistili, že vyšší výkon dívek v matematice i čtení je kladně ovlivněn rovností pohlaví na celospolečenské úrovni dané země, tak jak ji například měří index navržený pro *Global Gender Gap Report* (Hausmann et al., 2011). To znamená, že „ve společnostech, kde jsou si pohlaví více rovna, jako např. v severských státech, dosahují dívky lepších výsledků v matematice i čtení, čímž se vyrovnává jejich ztráta v matematice a posiluje jejich náskok ve čtení“ (Hausmann et al., 2011, s. 14). Tato zjištění potvrzují výsledky autorů Guiso et al. (2008) otištěné v časopise *Science*, podle kterých genderové rozdíly v matematice zjištěné šetřením PISA 2003 v zemích s větší rovností pohlaví mizí.

V České republice výzkum rozdílů mezi žáky a žákyněmi v dosažených studijních výsledcích potvrdil, že dívky dosahují lepších známek než chlapci prakticky ve všech předmětech (Straková, Potužníková, & Tomášek, 2006), což ovšem neplatí pro skóry dosažené v testech dovedností. Kvalitativní studie dvou pražských škol (Vojtišková, 2011) ukázala, že učitelé hodnotí žáky silně pod vlivem jejich chování a interakcí ve třídě, stejně jako pod vlivem subjektivní percepce jejich motivace a studijního úsilí. Další výzkum zjistil, že dívky v českém vzdělávacím systému mají větší pravděpodobnost vstupu na gymnázia, což je spojeno s jejich lepšími výsledky v přijímacích testech a následnou vyšší úspěšností v přechodu na vysokou školu ve srovnání s absolventy jiných typů středních škol (Straková, 2007, 2010; Šmídová, Janoušková, & Katrňák, 2008). Stejně tak mají dívky ve srovnání s chlapci vyšší pravděpodobnost aspirovat na studium vysoké školy, a nakonec i získat vysokoškolské vzdělání, a to i při kontrole jejich studijních schopností a rodinného původu (Matějů & Smith, 2009; Simonová & Soukup, 2010). Celkově shrnuto, rozdíly mezi muži a ženami v českém vzdělávacím systému kopírují vzorce zachycené mezinárodní literaturou. V důsledku vysoké míry diverzifikace českého středního školství představují specifický problém rozdíly v poměrech mužů a žen v různých typech středních škol, zejména pak na víceletých i klasických gymnáziích. Je přitom známo, že studium na určitém typu střední školy výrazně ovlivňuje šance na dosažení vysokoškolského vzdělání. Proto právě tomuto fenoménu, kromě souvislosti mezi známkováním učitelů a skóry, jichž žáci dosáhli v relevantních dovednostech (matematika, český jazyk), věnujeme v analytické části této stati stěžejní pozornost.

4 Testované hypotézy

Na základě zjištění dostupných ve světové literatuře, která jsme částečně prezentovali v předchozí části, je možné formulovat několik předpokladů a hypotéz o rozdílech ve školních výsledcích mezi žáky a žákyněmi devátých tříd. V souladu s „genderovými stereotypy“ bychom mohli očekávat, že:

- 114 a) chlapci budou dosahovat lepších výsledků v matematice, zatímco dívky budou dosahovat lepších výsledků ve čtení;
- b) chlapci budou dosahovat vyšších hodnot v naměřené osobní účinnosti (self-efficacy)⁴, která se projevuje mimo jiné větší psychickou odolností v náročných situacích (například právě při testování a zkoušení);
- c) chlapci budou náchylnější než dívky k výskytu poruch chování;
- d) chlapci budou ve srovnání s dívkami volit v přístupu k matematice spíše „aktivní“ strategie (samostatné hledání řešení), zatímco dívky budou spoléhat spíše na „pasivní“ strategie spočívající primárně na zapamatování a procvičování;
- e) chlapci budou ve strategiích životního úspěchu klást větší důraz na „riskování“ a „podnikavost“, zatímco dívky budou více spoléhat na „znalosti“ a „vzdělání“;
- f) současně budeme předpokládat, že tyto rozdíly budou mít vliv na známky z matematiky a českého jazyka a vzdělanostní aspirace.

Na základě literatury popsané výše formulujeme následující hypotézy:

H1 Předpokládáme, že dívky dosahují ve srovnání s chlapci statisticky významně lepších známek z českého jazyka, a to i při kontrole čtenářských dovedností (měřených testy PISA)⁵, sociálně-ekonomického a kulturního zázemí a dalších vlastností žáka (např. osobní účinnosti, výskytu problémového chování atd.).

H2 Podobně předpokládáme, že dívky dosahují ve srovnání s chlapci statisticky významně lepších známek z matematiky, a to i při kontrole matematických dovedností (měřených testy PISA), sociálně-ekonomického a kulturního zázemí a dalších vlastností žáka (viz výše).

H3 Předpokládáme, že dívky se častěji hlásí ke studiu na gymnáziu, a to i při kontrole čtenářských a matematických dovedností, sociálně-ekonomického a kulturního zázemí, známek z matematiky a českého jazyka a dalších vlastností žáka (viz výše).

H4 Rovněž v souladu s výsledky předchozího výzkumu předpokládáme, že dívky častěji než chlapci aspirují na dosažení vysokoškolského vzdělání, a to i po kontrole čtenářských a matematických dovedností, sociálně-ekonomického a kulturního zázemí, známek z matematiky a českého jazyka a dalších vlastností žáka (viz výše).

Shrnuto do teze, která povede naši analýzu, lze říci, že při kontrole výsledků v testech PISA vztahujících se k příslušným předmětům (v našem případě matematice a českém jazyce) by pohlaví žáka nemělo mít na výsledky vzdělávání (známky, přihlášky na gymnázium, aspirace na vysokou školu) statisticky významný vliv. Pokud je vliv pohlaví při srovnatelných úrovních naměřených dovedností (schopností) statisticky významný, budeme se klonit k závěru, že chlapci a dívky srovnatelných

⁴ Pojem „self-efficacy“ (překládáme jako osobní či vnitřní účinnost, sebedůvěra) označuje přesvědčení jedince o jeho schopnostech a kapacitách, které předurčují dosahování očekávaných či vyžadovaných úrovní určitého výkonu. Vnitřní účinnost ovlivňuje to, jak se lidé cítí, jak sami sebe motivují k výkonu a jak jednájí zejména v situacích, na kterých podle nich záleží (více viz např. Bandura, 1994).

⁵ Jsme si vědomi toho, že testy čtenářských dovedností žáků používané v šetřeních PISA nemohou plně predikovat známky z českého jazyka, kde se hodnotí i další stránky výkonu v tomto předmětu, neměly by je však, alespoň podle našeho názoru, predikovat v různé míře u chlapců a dívek.

schopností nemají rovné podmínky k dosažení stejných formálních výsledků vzdělávání (Duckworth & Seligman, 2006).

Rádi bychom se na tomto místě předem dotkli možných výtek na adresu našeho analytického přístupu, a to ve třech bodech. Předně je třeba zdůraznit, že netvrdíme, že testy čtenářských a matematických dovedností mají jednoznačně predikovat známky z příslušných předmětů (tj. z českého jazyka a matematiky). V obou předmětech učitelé hodnotí i jiné aspekty výkonu žáka než pouze ty, které zachycují testy čtenářských a matematických dovedností (jakkoli jde zřejmě o velmi důležité komponenty šířeji chápaných výsledků vzdělávání). Rozhodně se ale domníváme, že diskrepance mezi výsledky v testech a známkováním by neměla být systematicky významně odlišná pro dívky a chlapce.

Dále může být vznesena námitka, že testy čtenářských a matematických dovedností v projektu PISA nejsou „genderově“ neutrální, tj. že v případě chlapců měří něco jiného než v případě dívek. Dosavadní výzkum sice naznačuje, že chlapci si ve srovnání s dívkami vedou lépe v testech, zejména pak v těch, které jsou spojeny s větším stresem a jsou považovány za důležité (tzv. „high-stake“ testy, viz například AAUWEF, 1998), a to i když běžně dostávají horší známky než dívky. Spencer et al. (1999) například ukázali, že dívky při vypracovávání těchto „high-stake“ testů čelí větší trémě, protože se zároveň snaží „bojovat“ se stereotypem, že chlapci jsou v těchto testech úspěšnější. Testy PISA však nejsou považovány za stresující (ve smyslu „high-stake“), protože na nich nezávisí další pokračování vzdělávací dráhy žáků a nemají vliv na známky či hodnocení. Pokud je nám známo, dosud žádný výzkum neprokázal systematické vychýlení obtížnosti testů PISA směrem k dívkám nebo chlapcům. Proti případné námitce tohoto druhu svědčí i skutečnost, že existuje celá řada mezinárodních studií založených na datech PISA, které se věnují rozdílům ve výsledcích vzdělávání, přičemž rozdíly mezi chlapci a dívkami patří k nejčastěji testovaným a interpretovaným rozdílům (viz např. Ammermueller, 2004; Fryer & Levitt, 2009; Fuchs & Wossmann, 2007).

I kdybychom připustili, že testy PISA nejsou „genderově“ neutrální (pro což – jak jsme již uvedli – není žádný důkaz), těžko bychom tím mohli uspokojivě vysvětlit, proč dívky ve škole získávají z klíčových předmětů jedničky mnohem častěji než chlapci. Nepochybně je potřeba vzít v úvahu řadu mimokognitivních faktorů, které mohou ve výsledcích vzdělávání hrát významnou roli. Na prvním místě je třeba zmínit rozdíly v chování, které – jak se obecně předpokládá – obě pohlaví od sebe odlišují, jako je např. stupeň sebekázně a sebekontroly. Existují studie, které prokazují, že tento faktor má na známky značný vliv. Podle Duckwortha a Seligmána (2006) „dobré chování“ přispívá k lepším známkám dívek, aniž by však ovlivňovalo jejich výsledky ve standardizovaných testech. Chlapci ve škole častěji trpí disciplinárními problémy, což může přispívat k rozdílům ve školním prospěchu mezi dívkami a chlapci. Abychom zjistili, do jaké míry „mimokognitivní“ projevy žáků mohou ovlivňovat rozdíly v šancích na získání excelentní známky (jednička) na jedné straně, a aspiracemi chlapců a dívek na dosažení vysokoškolského vzdělání na straně druhé, zahrnuli jsme do našich modelů celou řadu proměnných, které tyto vlastnosti více či méně spolehlivě reprezentují.

A konečně je třeba uvést, proč se zaměřujeme na vztah mezi výsledky testů na jedné straně a šancí na excelentní hodnocení (tj. získání „jedničky“) z příslušného předmětu (tj. českého jazyka a matematiky) na straně druhé, což má konsekvence pro zvolený statistický model (binární logistická regrese místo ordinální logistické regrese). Předpokládáme, že excelentní známka (jednička) funguje vůči studentovi jako zřetelný signál, že v daném předmětu (zpravidla však ve více předmětech) patří mezi jednoznačně nejlepší, což nepochybně posiluje jeho/její motivaci k dalšímu studiu, zpravidla na „elitní“ nebo „známé, kvalitní“ škole.⁶ Zde pak vzniká efekt, který lze považovat za centrální mechanismus zajišťující selekci, o které hovoří teorie efektivně udržované nerovnosti (Lucas, 2001), jejíž platnost v českých podmínkách se zabývají Katrňák, Simonová a Fónadová (2013). Volba dichotomie kontrastující excelenci (jednička) vůči ostatním úrovním hodnocením ze strany učitelů souvisí i s hlavním cílem analýzy, jímž je testování hypotéz o vlivu pohlaví na vzdělanostní přechody (vstup na gymnázium, přechod mezi střední a vysokou školou), v nichž právě excelentní hodnocení studentů vyjádřené jedničkou hraje klíčovou roli, a to jak ve formování aspirací, tak reálných šancích v těchto stále ještě selektivních přechodech uspět.

5 Data, proměnné a metody

Data použitá v této stati pochází z výzkumu PISA 2003, který byl v České republice součástí rozsáhlejšího výzkumu PISA_L 2003 (tj. longitudinálního projektu). Cílovou populaci výzkumu tvořili žáci narození v roce 1987, kteří v době sběru dat stále ještě plnili školní docházku. Dvoustupňová výběrová procedura plně respektovala pravidla předepsaná OECD. Při výběru vzorku byly nejprve náhodně vybrány školy z databáze všech základních škol, zvláštních škol, čtyřletých a víceletých gymnázií, středních odborných škol a středních odborných učilišť. Dále bylo na každé škole náhodně vybráno až 35 žáků narozených v příslušném kalendářním roce. Vzorek byl tedy stratifikován podle typu navštěvované školy.⁷ Na dotazník výzkumu PISA odpovědělo v roce 2003 celkem 6320 žáků narozených v roce 1987, z nichž 2785 navštěvovalo devátý ročník (včetně víceletých gymnázií). Tento vzorek byl v České republice rozšířen o výběr žáků devátých tříd základních škol, což poté v součtu činilo 6340 žáků devátých ročníků (91,5 % žáků navštěvujících základní školu a 8,5 % žáků navštěvujících víceletá gymnázia). Reprezentativní soubor studentů narozených v roce 1987 (používaný pro mezinárodní analýzy v rámci projektu PISA) se skládal ze žáků základních škol (41,1 %), studentů víceletých gymnázií (7,9 %), studentů čtyřletých gymnázií (6,2 %), studentů navštěvujících maturitní obory středních odborných škol a učilišť (28,1 %), studentů navštěvujících nematuritní obory středních

⁶ Není pochyb o tom, že vliv výsledků kognitivních testů na známkování v obecnější poloze by si zasloužil vlastní rozbor a stat', na níž autoři již pracují.

⁷ Víceletá gymnázia mohou žáci navštěvovat po 5. či 7. ročníku základních škol, studium na nich tedy trvá 6 až 8 let. Vstup na klasická čtyřletá i víceletá gymnázia je značně selektivní (Matějů & Straková, 2005; Straková, 2007; Katrňák, Simonová, & Fónadová, 2013).

odborných učilišť (12,9 %) a žáky zvláštních škol (2,7 %). Z celkového počtu těchto respondentů bylo 0,2 % žáků v 7. ročníku, 2,8 % v 8. ročníku, 44,7 % v 9. ročníku a 52,4 % v 10. ročníku školní docházky. Dotazník vyplnilo celkem 9910 žáků. V této stati s ohledem na korektnost vážení a plánovaná mezinárodní srovnání pracujeme pouze s mezinárodním reprezentativním souborem PISA 2003 zachycujícím žáky devátých tříd základních škol (celkem 2598 žáků, z toho 1410 chlapců a 1189 dívek).

Pro účely analýz jsme použili několik námi vytvořených proměnných, které se podle konkrétního cíle analýzy a podoby rovnice vyskytovaly buď v pozici závislých, či nezávislých proměnných. V první řadě jsme pracovali s proměnnými z oblasti známkování. Žáci byli v rámci výzkumu PISA dotázáni na známky z matematiky (**MATHGRD**) a českého jazyka (**READGRD**). Tyto proměnné byly kódovány stejným způsobem, jakým probíhá známkování (na čtyřbodové škále, kde 1 = výborný a 4 = dostatečný). K otestování známek, jakožto závislých proměnných, a s ohledem na skutečnost, že získání vynikajících známek v klíčových předmětech je spojeno s podporou učitelů a silnou motivací žáků k dalšímu vzdělávání, jsme vytvořili dichotomické proměnné. Proměnná **EXMATH** vyjadřuje, zda žák získal výbornou známku („jedničku“) z matematiky (1 = 1, ostatní známky = 0) a proměnná **EXREAD** vyjadřuje, zda žák získal výbornou známku („jedničku“) z českého jazyka (1 = 1, ostatní známky = 0).

Dále s ohledem na to, že typ navštěvované střední školy je jednou z nejsilnějších determinant budoucího přechodu na terciární stupeň vzdělávání, jsme použili otázku z dotazníku PISA, která zjišťovala, zda se žák po 9. ročníku základní školy hlásí, či nehlásí na gymnázium. Proměnná **GYMAPP** je rovněž dichotomická (ano = 1, ne = 0).

Aspirace na studium na vysoké škole, byť zatím v 9. ročníku školní docházky, mohou být rovněž silným prediktorem budoucího studia na terciárním stupni vzdělávání. Testovali jsme proto také rozdíly mezi pohlavími v těchto aspiracích, které jsme rovněž kódovali jako dichotomickou proměnnou **COLASP** (1 = plánuje jít na vysokou školu, 0 = neplánuje jít na vysokou školu).

Pohlaví bylo kódováno jako 1 = žena, 0 = muž (v modelech jsme pro větší přehlednost použili proměnnou s názvem **FEMALE**, 1 = žena, 0 = muž). K vysvětlení potenciálních rozdílů mezi pohlavími a k identifikaci čistých vlivů pohlaví jsme také kontrolovali vliv relevantních intervenujících proměnných zmíněných výše. Byly jimi čtenářské a matematické dovednosti (**READ**, **MATH**), měřené prostřednictvím dosažených skóre v testech PISA. Tyto proměnné jsme rovněž použili po jejich překódování na kvartilové rozdělení (**READ4**, **MATH4**).⁸

⁸ Používáme tzv. první plausibilní hodnoty vyjadřující čtenářské a matematické dovednosti (proměnné **pv1read** a **pv1math** ze souboru PISA). Pro kontrolu robustnosti příslušných efektů jsme provedli stejnou analýzu pětikrát pro všech 5 plausibilních hodnot (viz např. San Roman & Goiricelaya, 2012, kteří použili podobné řešení). Toto řešení je – na rozdíl od jiných strategií (například průměrování plausibilních hodnot) – též uvedeno mezi přijatelnými strategiemi pro získání tzv. „unbiased estimates“ (OECD, 2005). Tyto odhady nejsou nepochybně tak efektivní jako odhady provedené s využitím všech pěti plausibilních hodnot za každou proměnnou a příslušných replikačních vah. Tato procedura je poměrně snadno aplikovatelná v případě, že plausibilní hodnoty figurují na levé straně rovnice (jako závislé proměnné). Pokud se vyskytují na pravé straně rovnice (tj. jako nezávislé proměnné), je procedura používající replikační váhy aplikovatelná pouze v případě, že pracujeme jen s jednou takovou nezávislou proměnnou. V naší rovnici jsou

Jak jsme zmínili výše, část rozdílů mezi chlapci a dívkami v procesu dosahování vzdělání může pomoci vysvětlit i osobní (vnitřní) účinnost (self-efficacy). Využili jsme proto i mezinárodní škály pro měření tohoto konceptu a pomocí metody hlavních komponent (viz Příloha, tabulka A1)⁹ jsme vytvořili příslušnou latentní proměnnou (**SELFEF**).

Prostřednictvím proměnné **ESCS**, která je oficiální škálou sociálně-ekonomického a kulturního statusu rodiny, jsme zohlednili také rodinný původ žáků.

S ohledem na předpoklad, že problémy s chováním ve škole mohou potenciálně přispívat k horšímu klasifikování chlapců (či naopak, příznivějšímu klasifikování dívek), jsme vytvořili spojitou proměnnou **PROBL**, zachycující výskyt problematického chování ve škole i mimo ni. Škála byla zkonstruována pomocí metody hlavních komponent z baterie otázek, prostřednictvím kterých žáci sami vypovídali o svém případném problémovém chování. Výsledné hodnoty faktorových skóre zachycuje příloha, tabulka A4.

Předpokládáme rovněž, že rozdíly mezi pohlavími ve známkách z matematiky, stejně jako aspirace a budoucí plány týkající se jejich vzdělání, mohou být vysvětleny odlišnými strategiemi učení se matematice.¹⁰ Latentní proměnné **MATHAPP** a **MATHLRN** zachycují dva různé přístupy učení se matematice: **MATHAPP** vyjadřuje strategii založenou spíše na hledání vlastních řešení a aplikací, zatímco **MATHLRN** vyjadřuje důraz na zapamatování a procvičování.¹¹ Výsledky analýzy hlavních komponent jsou uvedeny v příloze, tabulka A2.

Konečně, k vysvětlení odlišného průběhu vzdělávání chlapců a dívek by mohly přispět i rozdílné sklony k různým strategiím životního úspěchu, které se zdají být formovány odlišným společenským očekáváním od obou pohlaví. Abychom mohli kontrolovat vliv i tohoto faktoru, z baterie otázek na představy o životním úspěchu jsme definovali proměnné **STEDUC** a **STENTREP**. Proměnná **STEDUC** reprezentuje představy žáků o dosahování úspěchu především prostřednictvím vzdělání, jazykové vybavenosti a ambicí, zatímco proměnná **STENTREP** reprezentuje přesvědčení, že klíčem k životnímu úspěchu jsou osobní a politické konexe, schopnost riskovat a umění prosadit se. Výsledky analýzy hlavních komponent jsou uvedeny v Příloze, tabulka A3.

Rozdíly mezi žáky a žákyněmi v hodnotách stěžejních (nezávislých) proměnných použitých v analýze ukazuje tabulka 1. Z ní je patrné, že čeští chlapci dosahují vyšších skóre v matematice, dívky naopak vyšších skóre ve čtení. Výsledky chlapců jsou nicméně zatíženy větším rozptylem v dosažených hodnotách než výsledky dívek,

však vždy dvě nezávislé proměnné tohoto typu (READ a MATH). Z tohoto důvodu volíme strategii, která je považována nikoli za ideální, ale za přijatelnou (OECD, 2005).

⁹ Tuto proměnnou používáme v rovnicích predikujících výslednou školní klasifikaci, zejména pro kontrolu vlivu stresu či úzkosti, která je spojována s testováním. Deskriptivní analýza skutečně potvrdila, že chlapci disponují mírně vyšší osobní účinností (self-efficacy) než dívky, i když tento rozdíl není statisticky signifikantní (viz tabulka 1).

¹⁰ Otázky na strategie zdokonalování se ve čtenářských dovednostech nebyly součástí výzkumu PISA 2003.

¹¹ Tyto proměnné vychází z otázek Q34 a–k studentského dotazníku PISA 2003.

kteřé jsou více homogenní.¹² Chlapci dosáhli jen mírně vyšších hodnot osobní účinnosti než dívky, naměřené rozdíly však nejsou statisticky signifikantní. Tento závěr je, alespoň pokud jde o Českou republiku, v rozporu s tvrzeními o větší odolnosti chlapců vůči stresu z testování.

Chlapci se dále vyznačují tím, že při učení se matematice více než dívky využívají příklady (úlohy) z praxe a „objevovací“ strategie, zatímco dívky více sledují spíše tradiční učební postupy (zapamatování a procvičování). V obou případech jde o statisticky významné rozdíly mezi oběma pohlavími. Pokud jde o ČR, chlapci se ve srovnání s dívkami v přístupu k matematice přiklání spíše k „objevovací“ a „aplikační“ strategii, zatímco dívky volí spíše strategie založené na učení a procvičování.

V souladu s očekáváním chlapci také ve statisticky významně větší míře přiznávají své problémové chování. Překvapivé není ani to, že chlapci v souvislosti se strategiemi životního úspěchu vykazují statisticky významně větší sklon k podnikatelským aktivitám, podstupování rizik a využívání sociálních sítí (sociálního kapitálu), zatímco dívky mají tendenci propojit vnímání životního úspěchu spíše se vzděláním, nabýváním znalostí (kulturního kapitálu), poctivostí a poslušností.

Tabulka 1 Rozdíly mezi pohlavími ve vybraných nezávislých proměnných vstupujících do analýz*

Pohlaví/parametr	MATH**	READ**	SELFEF	MATHLRN	MATHAPP	PROBL	STEDUC	STENTREP	
Chlapci	Průměr	504,1	456,5	0,027	-0,168	0,171	0,047	-0,122	0,241
	N	1410	1410	1349	1327	1327	1327	1324	1324
	S.D.	89,4	85,9	1,024	1,080	1,047	1,061	1,054	0,986
	S.E.	5,698	4,779	0,040	0,041	0,035	0,038	0,042	0,039
Dívky	Průměr	483,9	483,5	-0,032	0,195	-0,200	-0,055	0,142	-0,281
	N	1189	1189	1148	1133	1133	1133	1136	1136
	S.D.	85,1	81,4	0,969	0,856	0,901	0,921	0,912	0,942
	S.E.	5,179	4,772	0,041	0,034	0,029	0,032	0,033	0,035
Celkem	Průměr	495,2	469,1	-0,032	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	N	2599	2599	2497	2460	2180	2194	2460	2460
	S.D.	88,1	84,9	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	S.E.	4,944	4,159	0,041	0,029	0,024	0,029	0,028	0,028

* Všechny odhady byly vypočítány s použitím celkové váhy vyvinuté pro soubor PISA (student final weight, w_fstuwt), stejně jako designových (replikačních) vah (w_fstr1 až w_fstr80), pro podrobnosti viz PISA Data Analysis Manual (OECD, 2005).

** Odhady všech parametrů dovednostních škál u proměnných MATH a READ byly vypočítány s použitím SPSS maker používajících plausibilní hodnoty, pro podrobnosti viz PISA Data Analysis Manual (OECD, 2005).

¹² Směrodatné odchylky výsledků v testech byly následující: z matematiky v případě chlapců 89,4; v případě dívek 85,1; v testech ze čtení u chlapců 85,9; u dívek 81,4.

Tabulka 2 zachycuje rozdíly mezi chlapci a dívkami ve vysvětlovaných (závislých) proměnných. Z nich je patrné, že dívky častěji dosahují lepších známek z českého jazyka – 19,3 % dívek získalo hodnocení „jedna“, oproti 6,6 % chlapců. Dívky stejně tak získávají lepší známky z matematiky (19,9 % dívek bylo klasifikováno známkou „jedna“, ve srovnání s pouze 14,3 % chlapců). Rozdíly panují i v oblasti plánů týkajících se následného vzdělávání: pouze 14 % chlapců uvedlo, že se hlásilo na gymnázium, zatímco dívek se hlásilo 22,6 %. Co se týče aspirací na vysokoškolské vzdělání, zde jsou pravděpodobnosti v podstatě vyrovnané, s mírnou převahou u dívek.

Tabulka 2 Rozdíly mezi pohlavími ve vybraných závislých proměnných vstupujících do analýz (průměry binárních proměnných)

Gender/parametr		EXMATH	EXREAD	GYMAPP	COLASP
Chlapci	Průměr	0,143	0,066	0,140	0,373
	N	1370	1370	1410	1410
	S.D.	0,350	0,248	0,347	0,484
	S.E.	0,013	0,008	0,015	0,018
Dívky	Průměr	0,199	0,193	0,226	0,413
	N	1178	1177	1189	1189
	S.D.	0,399	0,395	0,418	0,493
	S.E.	0,018	0,016	0,019	0,025
Celkem	Průměr	0,169	0,125	0,179	0,392
	N	2548	2547	2599	2599
	S.D.	0,375	0,330	0,384	0,488
	S.E.	0,014	0,009	0,013	0,016

* Všechny odhady byly vypočítány s použitím celkové váhy vyvinuté pro soubor PISA (student final weight, w_fstuwt), stejně jako designových (replikačních) vah (w_fstr1 až w_fstr80), pro podrobnosti viz PISA Data Analysis Manual (OECD, 2005).

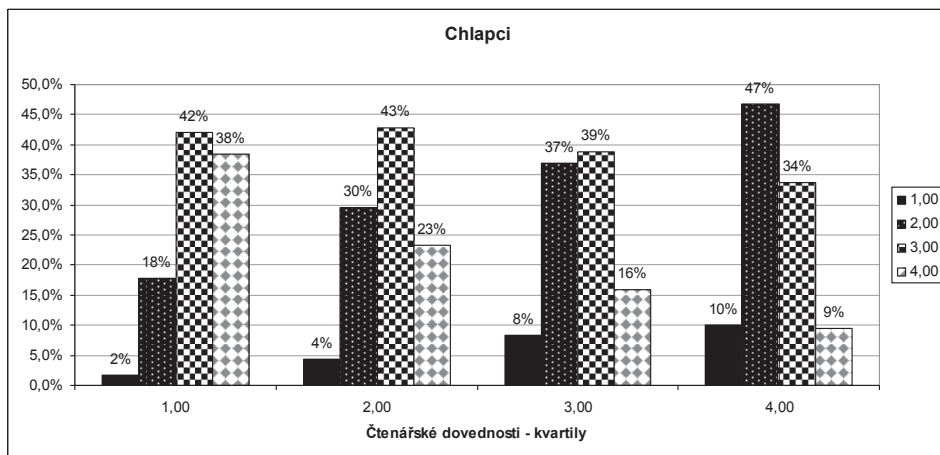
6 Hlavní výsledky

Jak jsme uvedli výše, chlapci dosahují statisticky významně lepších výsledků v matematických testech PISA než dívky, zatímco dívky ve srovnání s chlapci dosahují statisticky významně lepších výsledků v testech čtenářských dovedností. Pro obě tvrzení nacházíme oporu v údajích uvedených v tabulce 1.¹³ Tento model ostatně není v zemích OECD výjimečný.

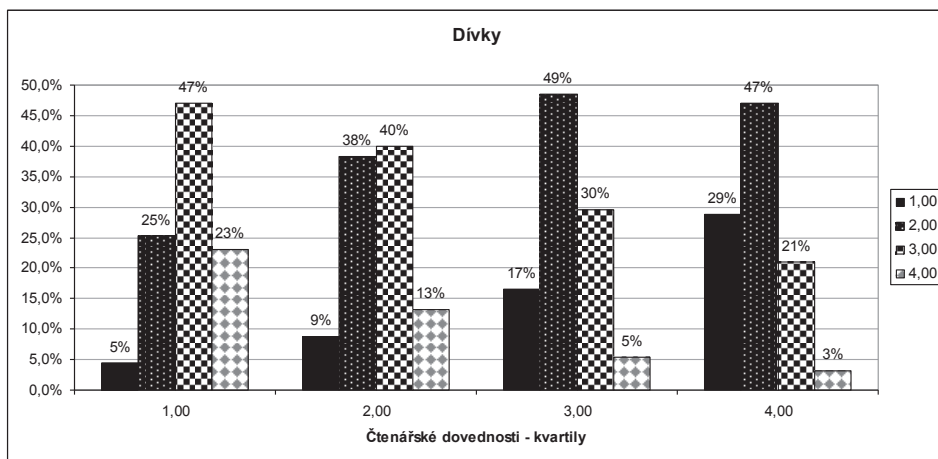
Ve snaze pochopit rozdíly ve výsledcích vzdělávání podle pohlaví jsme se snažili zjistit, jaké odlišnosti panují mezi dívkami a chlapci ve vztahu mezi školním znám-

¹³ Hodnoty testového kritéria t pro rozdíly mezi průměry dívek a chlapců, $(\mu_{\text{muž}} - \mu_{\text{žena}})/\sigma_{\mu}$, jsou v obou případech větší než příslušné kritické hodnoty pro hladinu významnosti 0,05 (1,96).

kováním (1 = výborně až 4 = dostatečně) a dovednostmi měřenými testy PISA (s výslednými skóry rozčleněnými na kvartily, kde 1 = nejnižší kvartil, 4 = horní kvartil). Již jsme předeslali, že známky z českého jazyka nelze přímo spojovat s výsledky testů čtenářských dovedností. Na druhou stranu by ovšem tento vztah neměl být zásadně ovlivněn pohlavím. V rozporu s tímto předpokladem výsledky srovnání úrovní měřených dovedností a školních známek ukazují, že mezi chlapci a dívkami existují v tomto ohledu velké rozdíly. Z grafů 1a a 1b je patrné, že pouze 10 % chlapců, kteří se umístili v horním kvartilu čtenářských dovedností, dostalo z českého jazyka „jedničku“. Z dívek, které se ve čtenářských dovednostech umístily v horním kvartilu, dostalo z českého jazyka jedničku 29 %, což je téměř trojnásobek ve srovnání s chlapci se stejnými dovednostmi. Skutečnost, že žáci s nejlepšími čtenářskými dovednostmi dostávají ve škole špatné známky z českého jazyka (jsou hodnoceni známkami 3 a 4), není z hlediska hlavní otázky, kterou v této stati řešíme, tak zajímavá a důležitá jako to, že taková situace je mnohem běžnější u chlapců než u dívek (43 % v případě chlapců oproti 24 % u dívek). Výsledky analýzy tedy potvrzují zjištění, k nimž dospěli autoři, kteří si podobnou otázku položili před námi: při studiu rozdílů ve školním výkonu chlapců a dívek je obvyklé, že chlapci mají tendenci profitovat ze standardizovaného testování, zatímco dívky „bodují“ spíše v běžné školní klasifikaci (Duckworth & Seligman, 2006).

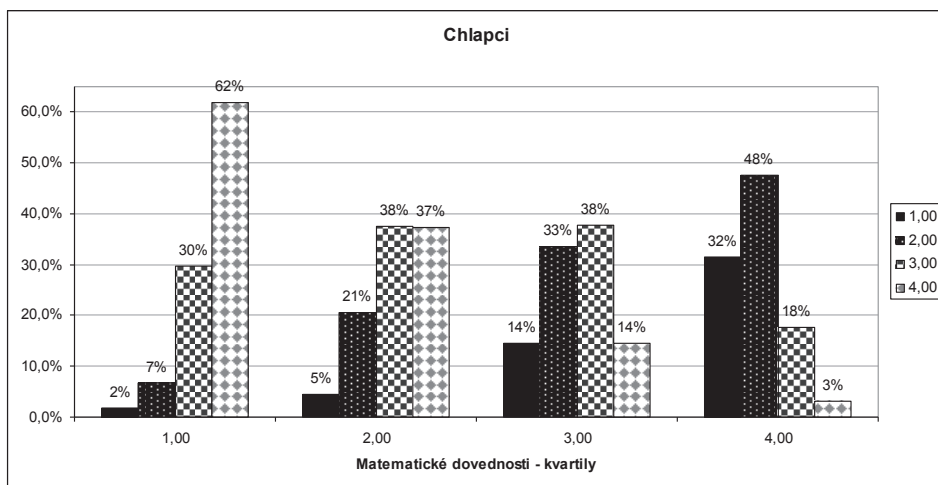


Graf 1a Známky z českého jazyka a výsledky v testech čtenářských dovedností – chlapci (kvartily, 1 = nejhorší výsledek, 4 = nejlepší výsledek)

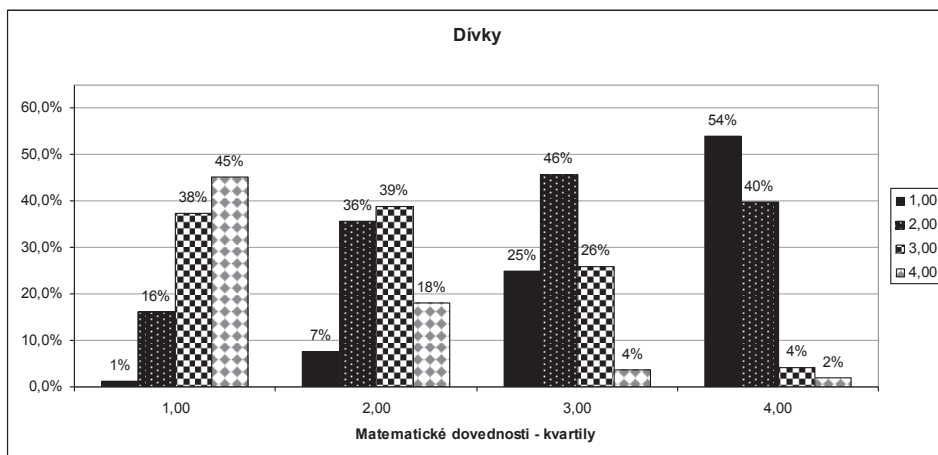


Graf 1b Znamky z českého jazyka a výsledky v testech čtenářských dovedností – dívky (kvartily, 1 = nejhorší výsledky, 4 = nejlepší výsledky)

Stejným způsobem jako v oblasti čtení jsme analyzovali také rozdíly v matematice. Grafy 2a a 2b ukazují, že pouze 32 % chlapců v nejvyšším kvartilu matematických dovedností získalo zároveň jedničku z matematiky, zatímco dívek se stejnou úrovní dovedností, které získaly jedničku z matematiky, bylo 54 %. Podobně – mezi žáky s nejlepšími dovednostmi v matematice bylo známkami 3 nebo 4 klasifikováno 22 % chlapců, avšak pouze 6 % dívek.



Graf 2a Znamky z matematiky a výsledky v testech matematických dovedností – chlapci (kvartily, 1 = nejhorší výsledky, 4 = nejlepší výsledky)



Graf 2b Znamky z matematiky podle pohlaví a výsledků v testech matematických dovedností – dívky (kvartily, 1 = nejhorší výsledek, 4 = nejlepší výsledky)

Podstatná část akademického výzkumu se dále věnuje tomu, čím lze rozdíly v dovednostech a školní klasifikaci mezi chlapci a dívkami vysvětlit. Do jaké míry například na průběh vzdělávacích drah chlapců a dívek různě působí jejich sociálně-ekonomický původ (Entwisle et al., 2007; Penner & Paret, 2007). Jiné studie dochází ke zjištění, že jedna z výhod dívek, jež se promítá do školní klasifikace, spočívá v jejich schopnosti sebeovládání a rozsahu mimokognitivních schopností (Farkas et al., 1990; Duckworth & Seligman, 2006). Abychom tedy zmapovali i vliv potenciálně relevantních intervenujících proměnných, zařadili jsme do analýzy čtyři latentní proměnné definované výše: SELFEE, PROBL, MATHLRN, MATHAPP, STEDUC a STENTREP.

S využitím logistické regrese¹⁴ jsme testovali vliv pohlaví žáka na jeho/její šanci získat jedničku z českého jazyka a matematiky, a to při kontrole naměřených dovedností a celé řady dalších proměnných, jež jsme zmínili výše a které by mohly do tohoto vztahu případně intervenovat. Jako závislou proměnnou jsme použili dichotomickou proměnnou vyjadřující to, zda žák obdržel nejlepší prospěchové hodnocení v matematice nebo čtení (1), či takové hodnocení neobdržel (0). Výsledky regresní analýzy rozdílů mezi dívkami a chlapci v jejich školních výsledcích jsou prezentovány v tabulce 3 (pro rozdíly v matematice) a tabulce 4 (pro rozdíly v českém jazyce).

¹⁴ Odhady byly provedeny procedurou Logistic regression v SPSS (verze 20), která ovšem neřeší problém skryté heterogeneity („unobserved heterogeneity“ – viz např. Allison, 1999; Menard, 2002, 2004; Mood, 2010). Proto jsme parciálně standardizované (Y-standardized) i plně standardizované (fully standardized) koeficienty logistické regrese spočítali dodatečně (algoritmy viz Menard, 2006). Tyto koeficienty v tabulkách označujeme BStdY, resp. BStdXY.

Tabulka 3 Vliv pohlaví a dalších proměnných na známku z matematiky (závislá proměnná EXMATH: jednička z matematiky, 1 = ano, 0 = ne)

	B	S.E.	Wald	Exp(B)	BStdXY	BStdY
Model 1 (-2LL=1802,9, Nagelkerkeho RSQ=0,288; 81,8 % správně klasifikovaných případů)						
MATH	0,015	0,001	274,6	1,015***	0,486	0,010
Female	0,904	0,124	53,1	2,469***	0,167	0,609
ECSC	0,362	0,082	19,6	1,436***	0,106	0,244
Konstanta	-10,205	0,527	375,3	0,000***	-	-
Model 2 (-2LL=1676,4, Nagelkerkeho RSQ=0,299; 83,8 % správně klasifikovaných případů)						
MATH	0,014	0,001	129,5	1,014***	0,451	0,009
READ	0,002	0,001	3,5	1,002***	0,062	0,001
Female	0,818	0,132	38,4	2,266***	0,150	0,546
ECSC	0,342	0,083	17,1	1,408***	0,099	0,228
Konstanta	-10,481	0,552	360,8	0,000***	-	-
Model 3 (-2LL=1404,9, Nagelkerkeho RSQ=0,304; 86,7 % správně klasifikovaných případů)						
MATH	0,012	0,001	92,8	1,013***	0,394	0,008
READ	0,003	0,001	4,4	1,003*	0,096	0,002
Female	0,701	0,145	23,4	2,016***	0,131	0,483
ECSC	0,290	0,089	10,7	1,337***	0,086	0,200
MATHLRN	0,041	0,068	0,4	1,042	0,015	0,028
MATHAPP	0,126	0,066	3,7	1,134*	0,047	0,087
SELFEF	0,012	0,071	0,1	1,012	0,005	0,008
PROBL	-0,282	0,078	13,0	0,754***	-0,106	-0,194
STEDUC	0,112	0,074	2,3	1,119	0,042	0,077
STENTREP	-0,045	0,068	0,4	0,956	-0,017	-0,031
Konstanta	-9,951	0,604	271,7	0,000***	-	-

N = 2001 (chybějící hodnoty vyloučeny metodou „listwise“).

*** = $p < 0,001$, ** = $p < 0,01$, * = $p < 0,05$.

Modelování proměnné EXMATH (vyjadřující, zda žák obdržel jedničku z matematiky) ukazuje, že vliv pohlaví je velmi silný (dívkky mají 2,5krát větší šanci¹⁵ na získání jedničky než chlapci), a to i po zohlednění výsledků dovednostního testu PISA z matematiky a sociálně-ekonomického a kulturního zázemí rodiny (ECSC). Po zafixování čtenářských dovedností (měřených PISA testem), v nichž dívky významně překonávají chlapce, se v modelu 2 mírně snížil vliv pohlaví (vyjádřeno Y-standardizovaným koeficientem z 0,609 na 0,546). I po přidání dalších relevantních proměnných (model 3), konkrétně

¹⁵ Z přísně statistického hlediska zde termín „šance“ odpovídá tzv. poměru šancí (angl. odds ratio), který porovnává šance (angl. odds) dvou skupin navzájem (koeficient e^b , Exp (B) ve značení SPSS).

toho, zda žáci mají aktivní, nebo pasivní přístup k učení se matematice (proměnné MATHLRN, MATHAPP), dále jejich osobní účinnosti (SELFEF), sklonu k problémovému chování (PROBL) a proměnných vyjadřujících preference vedoucí k úspěchu v životě (STEDUC, STENTREP), zůstala šance na získání nejlepšího hodnocení z matematiky na vysoké a statisticky významné úrovni – po zohlednění všech výše uvedených proměnných mají dívky dvakrát větší šanci na získání jedničky než chlapci. Není bez zajímavosti, že v Y-standardizovaných koeficientech je pohlaví nejsilnějším čistým efektem.

Stojí za to také poznamenat, že čistý efekt sociálně-ekonomického a kulturního původu (ECSC) na školní klasifikaci není zanedbatelný, je statisticky významný ve smyslu zvýšení šance na nejlepší známku z matematiky o 1,3 násobek. Jak jsme předpokládali, sklon k problémovému chování (PROBL) hraje v souvislosti se školním hodnocením též významnou roli. Čistý efekt této proměnné (0,745) je velmi významný. Nicméně, její začlenění do modelu neodstraňuje rozdíl, který panuje mezi oběma pohlavími.

Tabulka 4 Vliv pohlaví a dalších proměnných na známku z českého jazyka (závisle proměnná EXREAD: jednička z českého jazyka, 1 = ano, 0 = ne)

	B	S.E.	Wald	Exp(B)	BStdXY	BStdY
Model 1 (-2LL=1555,5, Nagelkerkeho RSQ=0,246; 86,7 % správně klasifikovaných případů)						
READ	0,012	0,001	143,5	1,012***	0,370	0,009
Female	1,165	0,141	68,1	3,207***	0,211	0,857
ECSC	0,374	0,090	17,3	1,453***	0,107	0,275
Konstanta	-8,800	0,535	270,7	0,000***	-	-
Model 2 (-2LL=1432,1, Nagelkerkeho RSQ=0,267; 87,5 % správně klasifikovaných případů)						
READ	0,005	0,001	12,7	1,005***	0,148	0,003
MATH	0,010	0,001	59,9	1,011***	0,002	0,007
Female	1,613	0,157	105,2	4,851***	0,272	1,058
ECSC	0,273	0,093	8,7	1,314***	0,073	0,179
Konstanta	-11,216	0,613	334,8	0,000***	-	-
Model 3 (-2LL=1404,8, Nagelkerkeho RSQ=0,286; 86,7 % správně klasifikovaných případů)						
READ	0,004	0,001	9,5	1,004**	0,119	0,003
MATH	0,010	0,001	49,5	1,010***	0,307	0,007
Female	1,530	0,165	86,2	4,618***	0,268	1,009
ECSC	0,237	0,097	5,9	1,267**	0,066	0,156
SELFEF	0,102	0,079	1,6	1,107	0,036	0,067
PROBL	-0,270	0,087	9,6	0,763**	-0,095	-0,178
STEDUC	0,269	0,084	10,3	1,309***	0,095	0,177
STENTREP	0,079	0,074	1,1	1,082	0,028	0,052
Konstanta	-10,203	0,664	236,1	0,000***	-	-

N = 2067 (chybějící hodnoty vyloučeny metodou „listwise“). *** = $p < 0,001$, ** = $p < 0,01$
 a * = $p < 0,05$.

Logistická regrese modelující proměnnou EXREAD, tj. proměnnou, která měří, zda žák dosahuje hodnocení „jedna“ z českého jazyka (tabulka 4), ukazuje, že rozdíl mezi pohlavími je v případě školní klasifikace z předmětu český jazyk ještě silnější, než tomu bylo v případě matematiky. Pokud porovnáme výsledky modelu 2 (viz tabulka 2) s výsledky modelu 3 (viz tabulka 4), které obsahují stejné vysvětlující proměnné, vidíme, že dívky 9. ročníků mají 2,3krát větší šanci získat nejlepší známku z matematiky, avšak zároveň mají téměř 5krát větší šanci na získání „jedničky“ z českého jazyka než chlapci – a to i po kontrole výsledků PISA testů z matematiky, testů ze schopnosti porozumět psanému textu a po kontrole ESCS.

Můžeme tedy konstatovat, že námi stanovené hypotézy H1 a H2 jsou platné: dívky dosahují ve srovnání s chlapci statisticky významně vyšší šance dosáhnout nejvyššího hodnocení (jedničky) v českém jazyce a matematice, a to i při kontrole čtenářských a matematických dovedností, sociálně-ekonomického a kulturního zázemí, přístupu k učení, osobní účinnosti, problémového chování a preferencí jednání vedoucího k úspěchu v životě.

Výzkum vzdělanostních nerovností při vstupu do vysokého školství v ČR ukázal na velmi silný vliv typu absolvované střední školy, tj. čtyřletých nebo víceletých gymnázií, středních odborných škol a středních odborných učilišť (Matějů, Smith, Soukup, & Basl, 2007; Straková, 2007, 2010; Simonová & Soukup, 2010). Absolvování gymnázia poskytuje zdaleka největší šance k přijetí na vysokou školu (částečně také proto, že tyto školy se již předem snaží připravit své studenty na vysokoškolské vzdělávání), zatímco studenti navštěvující odborná učiliště prakticky nemají šanci na univerzitní studium, mimo jiné i proto, že bez maturity jsou jim brány vysokých škol zavřené (šance na úspěch v přechodu mezi střední a vysokou školou jsou ovšem minimální i pro absolventy učebních oborů s maturitou). Pokud jde o absolventy gymnázií, zde je třeba připomenout, že ačkoli často pocházejí z vyšších sociálně-ekonomických vrstev, efekt gymnaziálního studia je velmi silný i po kontrole vlivu sociálně-ekonomického statusu výchozí rodiny. I proto jsme se rozhodli tento efekt vzít v modelování aspirací na vysokoškolské vzdělání v úvahu.

Základní popisné statistiky zachycené tabulkou 1 ukazují, že ke studiu na gymnáziu se hlásí 23 % dívek a pouze 14 % chlapců. Abychom získali představu o tom, jakou roli na přechodu mezi základní školou a gymnáziem hraje pohlaví, testovali jsme několik modelů umožňujících identifikovat čistý vliv pohlaví na případný pokus žáka pokračovat ve studiu na gymnáziu. Analýzu jsme stejně jako v předchozích případech provedli pouze na žácích 9. ročníků základních škol. Testované modely znázorňuje tabulka 5. V modelu 1 platí, že dívky mají 1,8krát větší šanci hlásit se na gymnázia než chlapci. Další modely ukazují, že vliv pohlaví po kontrole čtenářských a matematických dovedností roste (vyjádřeno pomocí odds-ratios). V modelu 2 se relativní šance dívek vůči chlapcům zvyšuje na 2,6 násobek (při kontrole čtenářských a matematických dovedností). Výhoda dívek oproti chlapcům se nemění ani po přidání dalších relevantních proměnných do modelu, jmenovitě MATHLRN, MATHAPP, SELFEF, PROBL, STEDUC a STENTREP (viz model 3).

Jak je patrné z tabulky 5, po zahrnutí známek z českého jazyka a matematiky (EX-MATH a EXREAD – model 4) klesne výhoda dívek na původní úroveň (1,8), i když i ta ještě stále představuje relativně velký genderový rozdíl. Jinými slovy, srovnáme-li dívky a chlapce s podobnými čtenářskými a matematickými dovednostmi a kontrolujeme-li vliv dalších potenciálně relevantních charakteristik, mají dívky stále 1,8krát větší šanci na podání přihlášky na gymnázium než chlapci. Je tedy možné přijmout rovněž hypotézu H3, v rámci které jsme předpokládali, že ke studiu na gymnáziu se častěji hlásí dívky, a to i při kontrole čtenářských a matematických dovedností žáků, sociálně-ekonomického a kulturního zázemí, vynikajícího hodnocení (jedničky) z matematiky a českého jazyka a dalších, výše popsaných vlastností žáka.

Tento rozdíl bychom možná nemuseli považovat za „znevýhodnění“, protože chlapci více inklinují k technickému typu vzdělávání na středních odborných školách (např. průmyslových) a přitahují je i technické učňovské obory. Bez ohledu na to je však třeba mít na paměti vliv, jaký má typ absolvované střední školy na pozdější přechod studentů do terciárního vzdělávání. Matějů et al. (2012) v analýze přechodu do terciárního vzdělávání zjistili, že studenti, kteří vystudovali gymnázium, mají ve srovnání s žáky, kteří navštěvovali jiný typ střední školy (a při kontrole pohlaví), mnohonásobně větší šanci na přechod do terciárního vzdělávání. Po zahrnutí vzdělání rodičů a dovedností změřených pomocí testů PISA autoři zjistili, že studium na gymnáziu stále zvyšuje šance na úspěšný přechod do terciárního vzdělávání, a to téměř 6krát. Můžeme proto konstatovat, že volba gymnázia znamená pro studenty zcela zásadní krok k dosažení co nejvyšší úrovně vzdělání a také co nejlepšího zaměstnání v pozdějším životě.

Význam těchto zjištění, jakkoli jsou zřejmě překvapivá, rozhodně nepřeceňujeme. Jsme si vědomi, že všichni potenciálně talentovaní žáci devátých tříd chtějí studovat na gymnáziu. Musíme brát jako fakt, že český vzdělávací systém je silně diverzifikován, což se promítá do rozdílných aspirací a plánů chlapců a dívek, i to, že typ vystudované střední školy silně ovlivňuje pravděpodobnost vstupu na vysokou školu či univerzitu. Z řady studií (viz např. Kleňhová & Vojtěch, 2011) vyplývá, že vyšší podíl dívek navštěvujících gymnázia se přímo promítá do jejich vyššího zastoupení mezi studenty vysokých škol, a již také mezi jejich absolventy.

K lepšímu pochopení těchto vztahů jsme pomocí logistické regrese testovali také několik modelů zachycujících roli pohlaví v aspiracích na dosažení vysokoškolského vzdělání. Do analýzy jsme proto zavedli binární závislou proměnnou COLASP (aspiruje na studium na vysoké škole = 1, neaspiruje = 0). Výsledky zachycuje tabulka 6, ze které je patrné, že v případě základního modelu mají dívky 1,2krát větší šanci aspirovat na dosažení vysokoškolského vzdělání v porovnání s chlapci. Pokud do modelu zahrneme ještě čtenářské a matematické kompetence, je tato šance 1,5krát větší (parciálně standardizovaný regresní koeficient pro pohlaví je vyšší než standardizované regresní koeficienty pro MATH a READ). Konečně tedy i v případě poslední námi formulované hypotézy H4 můžeme konstatovat, že dívky častěji než chlapci aspirují na dosažení vysokoškolského vzdělání, a to i po kontrole čtenářských a matematických dovedností, sociálně-ekonomického a kulturního zázemí, excelentního hodnocení (jedničky) z matematiky a českého jazyka a dalších, výše popsaných vlastností žáka.

Tabulka 5 Vliv pohlaví a dalších proměnných na podání přihlášky na gymnázium (závisle proměnná GYMAPP: žák podal přihlášku ke studiu na 4letém gymnáziu, 1 = ano, 0 = ne)

	B	S.E.	Wald	Exp(B)	BStdXY	BStdY
Model 1 (-2LL=2213,5, Nagelkerkeho RSQ=0,023; 80,0 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,612	0,108	32,4	1,844***	0,158	2,089
Konstanta	-1,753	0,080	475,7	0,173***	-	-
Model 2 (-2LL=175,6, Nagelkerkeho RSQ=0,307; 80,8 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,943	0,133	50,3	2,569***	0,166	0,603
MATH	0,012	0,001	104,6	1,012***	0,002	0,008
READ	0,006	0,001	22,4	1,006***	0,186	0,004
Konstanta	-11,217	0,567	391,3	0,000***	-	-
Model 3 (-2LL=1603,8, Nagelkerkeho RSQ=0,391; 80,8 % správně klasifikovaných případů)						
Female	1,007	0,146	47,8	2,737***	0,173	0,557
MATH	0,010	0,001	65,4	1,010***	0,293	0,006
READ	0,005	0,001	12,6	1,005***	0,151	0,003
ECSC	0,976	0,092	112,8	2,653***	0,266	0,540
SELFEF	0,144	0,071	4,0	1,155*	0,050	0,080
PROB	-0,294	0,077	14,4	0,746***	-0,102	-0,163
STEDUC	0,117	0,073	2,5	1,124	0,040	0,065
STENTREP	-0,132	0,068	3,7	0,877*	-0,046	-0,073
Konstanta	-10,017	0,594	284,6	0,000***	-	-
Model 4 (-2LL=1429,5, Nagelkerkeho RSQ=0,476; 83,7 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,580	0,158	13,5	1,787***	0,103	0,299
MATH	0,007	0,001	29,2	1,007***	0,210	0,004
READ	0,004	0,001	9,7	1,004**	0,124	0,002
ECSC	1,024	0,099	107,4	2,784***	0,286	0,528
SELFEF	0,124	0,075	2,7	1,132	0,044	0,064
PROB	-0,180	0,077	5,4	0,835*	-0,064	-0,093
STEDUC	0,069	0,078	0,7	1,072	0,024	0,036
STENTREP	-0,183	0,073	6,27	0,833**	-0,065	-0,094
EXMATH	0,630	0,158	15,8	1,877***	0,084	0,325
EXREAD	1,722	0,172	99,7	5,598***	0,202	0,887
Konstanta	-8,636	0,630	187,9	0,000***	0,020	0,059

N = 1840 (chybějící hodnoty vyloučeny metodou „listwise“).

*** = $p < 0,001$, ** = $p < 0,01$ a * = $p < 0,05$.

Tabulka 6 Vliv pohlaví a dalších proměnných na plán studovat vysokou školu (závisle proměnná COLASP: žák podal přihlášku ke studiu na čtyřletém gymnáziu, 1 = ano, 0 = ne)

	B	S.E.	Wald	Exp(B)	BStdXY	BStdY
Model 1 (-2LL=3120,1, Nagelkerkeho RSQ=0,002; 60,8 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,155	0,085	3,3	1,168*	0,041	1,890
Konstanta	-0,409	0,058	49,4	0,664***	-	-
Model 2 (-2LL=2442,8, Nagelkerkeho RSQ=0,345; 60,9 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,373	0,108	12,0	1,452**	0,078	0,267
MATH	0,013	0,001	170,8	1,013***	0,003	0,009
READ	0,004	0,001	20,6	1,004***	0,147	0,003
Konstanta	-9,187	0,424	468,7	0,000***	-	-
Model 3 (-2LL=2182,8, Nagelkerkeho RSQ=0,452; 68,1 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,343	0,119	8,3	1,410**	0,063	0,188
MATH	0,011	0,001	116,5	1,011***	0,343	0,006
READ	0,004	0,001	11,7	1,004***	0,129	0,002
ECSC	0,849	0,077	119,9	2,337***	0,247	0,466
SELFEF	0,186	0,059	9,9	1,204**	0,069	0,102
PROB	-0,060	0,056	1,2	0,942	-0,022	-0,033
STEDUC	0,546	0,062	77,5	1,726***	0,201	0,300
STENTREP	-0,025	0,057	0,2	0,975	-0,009	-0,014
Konstanta	-8,201	0,463	313,9	0,000***	-	-
Model 4 (-2LL=2076,4, Nagelkerkeho RSQ=0,486; 69,3 % správně klasifikovaných případů)						
Female	0,114	0,125	0,8	1,120	0,020	0,059
MATH	0,009	0,001	68,1	1,009***	0,274	0,005
READ	0,003	0,001	9,8	1,003**	0,094	0,002
ECSC	0,842	0,080	111,1	2,320***	0,238	0,434
SELFEF	0,183	0,061	9,1	1,201**	0,066	0,094
PROB	-0,013	0,058	0,1	0,987	-0,005	-0,007
STEDUC	0,538	0,064	71,2	1,712***	0,193	0,277
STENTREP	-0,044	0,059	0,6	0,957	-0,016	-0,023
EXMATH	0,966	0,166	33,7	2,627***	0,130	0,498
EXREAD	0,940	0,188	25,0	2,561***	0,111	0,485
Konstanta	-7,114	0,478	221,1	0,001***	-	-

N = 2066 (chybějící hodnoty vyloučeny metodou „listwise“).

*** = $p < 0,001$, ** = $p < 0,01$ a * = $p < 0,05$.

Vyšší šance dívek klesají a stávají se nevýznamnými pouze tehdy, pokud do modelu zahrneme i školní prospěch z matematiky a českého jazyka. Jinými slovy, můžeme sice hovořit o rovnosti žen a mužů ve vzdělanostních aspiracích, nicméně na základě literatury citované výše nelze hovořit o rovnosti žen a mužů v jejich skutečné možnosti získat vysokoškolské vzdělání. Opět platí, že rozdíl mezi tím, jaké mají obě pohlaví aspirace na studium na vysoké škole a v jakém zastoupení obě pohlaví vysokou školu navštěvují, závisí na tom, jakým směrem systém sekundárního vzdělávání chlapce a dívky vede. Vzhledem k tomu, že dívky mají větší šanci navštěvovat gymnázia, která připravují své studenty na budoucí studium na vysoké škole, problém genderových rozdílů v procesu dosahování vzdělání se z oblasti středního vzdělávání posouvá dále o úroveň výše.

7 Závěry

V této stati jsme se snažili identifikovat a částečně i vysvětlit rozdíly ve školních výsledcích a studijních plánech žáků devátých tříd základních škol. Zjistili jsme, že dívky dosahují oproti chlapcům výrazně lepších známek v českém jazyce, a to i po kontrole čtenářských dovedností (měřených testem PISA), sociálně-ekonomického a kulturního statusu výchozí rodiny a dalších charakteristik, které napomohly tyto rozdíly vysvětlit. Dívky dosahují lepšího prospěchu i v matematice, a to navzdory tomu, že jim byly v testech PISA naměřeny (téměř jako ve všech zemích OECD) nižší matematické dovednosti než chlapcům. U všech typů analyzovaných výsledků jsme zjistili, že dívky jsou ve srovnání s chlapci ve značně „výhodě“.

Potvrdil se tak jeden ze závěrů sociologie genderu věnovaný „genderovanosti instituce školy“, a sice že zde dochází k nerovnému hodnocení stejných výkonů a aspirací žáků a žákyň. Existenci tohoto mechanismu jsme prokázali, avšak s opačným směrem působení, než předpokládají feministické teorie: vezmeme-li v úvahu dovednosti naměřené v testech PISA, ukazuje se, že školní známkování působí nikoli v neprospěch dívek, ale naopak v neprospěch chlapců, kteří jsou při stejných dovednostech klasifikováni hůře než dívky. Argument, že lepší známky dívek jsou učitelé devalvovány jako „šprtání“, což následně snižuje sebevědomí dívek a způsobuje volbu nižších a hůře placených pozic na pracovním trhu a obecně ve veřejném životě (např. Smetáčková, 2009), je velmi atraktivní, avšak zatím analyticky nedoložený. V úrovni osobní účinnosti (self-efficacy), ani v jejím vlivu na známky či na podmíněnost známek naměřenými dovednostmi, nebyly rozdíly mezi dívkami a chlapci našimi modely potvrzeny jako statisticky významné.

Logicky tedy vzniká otázka, čím zjištěné rozdíly mezi chlapci a dívkami vysvětlit. K našemu překvapení se ukázalo, že tzv. problémové chování, osobní účinnost (self-efficacy) či sebekontrola žáků a jejich vnímání životního úspěchu nemají na snížení rozdílů v dosahovaných výsledcích prakticky žádný významnější efekt. Zjistili jsme, že sociálně-ekonomický a kulturní status výchozí rodiny (ESCS) má dle předpokladů

velký vliv na měřené dovednosti, hodnocení žáků učiteli i na jejich plány týkající se dalšího studia. Nicméně rozdíly v sociálně-ekonomickém a kulturním zázemí žáků ani další relevantní charakteristiky, jejichž vliv jsme měli možnost identifikovat a kontrolovat, poměrně velké rozdíly mezi chlapci a dívkami v dosahovaných výsledcích nevysvětlily. Pokud vliv pohlaví zůstává silný i po kontrole těchto proměnných, je třeba se ptát, co tyto nerovnosti vysvětluje, kde vznikají a jakými mechanismy se reprodukuje.

Několik možných vysvětlení bezesporu existuje, jejich potvrzení, či vyvrácení však přesahuje rámec naší analýzy. Jedním z nich by mohlo být nestejně hodnocení dívek a chlapců učiteli, ve smyslu oceňování jiných charakteristik než těch, které měří testy studijních kompetencí PISA (např. svědomitějšího přístupu k učení, ukázněnějšího chování ve třídě, které jsou vlastní spíše dívkám apod.). Dalším z nabízejících se vysvětlení je to, že učitelé mohou, např. konkrétně v předmětu český jazyk, nevědomě prosazovat takové „genderové“ stereotypy, které dívkám pomáhají dosahovat lepších známek, než by odpovídalo jejich výsledkům v testech PISA. I když i tento pohled může být přesvědčivý, stále ještě nevysvětluje, proč učitelé pomoci známek hodnotí hůře chlapce i v matematice, ve které by měli podle testů PISA dostávat lepší známky než dívky.

Svou roli může také samozřejmě sehrávat i pohlaví učitele. Jak uvádí Jarkovská a Lišková (2008), přibližně 75 % učitelů druhého stupně českých základních škol tvoří ženy. Výzkumy provedené v jiných zemích k problematice vlivu pohlaví učitele na odlišnosti ve školním hodnocení chlapců a dívek však přinesly nejednoznačné výsledky. V případě českého vzdělávacího systému bude proto v budoucnu ještě nutné blíže analyzovat, zda a jakou roli pohlaví učitele v tomto ohledu hraje. Dosavadní výzkumy zatím na tyto otázky nepodávají solidně empiricky opřené odpovědi. Pokud se prokáže, že vysoký podíl žen – učitelek skutečně stojí za pozitivnějším školním hodnocením dívek, než jaké by odpovídalo jejich naměřeným dovednostem, měla by taková skutečnost vést ke snahám o zvýšení zastoupení mužů v učitelském povolání, stejně jako se tak děje v případě cílených snah ke zvýšení podílu žen ve vědě, technických oborech a na manažerských pozicích.

V neposlední řadě je třeba zmínit ještě další důležitou otázku, kterou jsme otevřeli již v úvodu stati: jakou roli výše popsané rozdíly v hodnocení chlapců a dívek ze strany učitelů skutečně hrají, a to zejména s ohledem na to, že muži nakonec dosahují na trhu práce vyšších výdělků než ženy, a to i na stejných zaměstnaneckých pozicích? Je také známo, že muži mají ve srovnání se ženami větší šance na dosažení prestižnějších a vyšších řídicích pozic. Na základě výsledků našich analýz zatím docházíme k závěru, že nezpochybnitelné zvýhodnění mužů na trhu práce ještě neznamená, že genderové rozdíly působící ve vzdělávacím systému zvýhodňující ženy jsou irelevantní, jak by se mohlo zdát z práce Jarkovské a Liškové (2008) a dalších. Bylo by totiž pokrytecké tvrdit, že genderové rozdíly v příjmech jsou nespravedlivé (není pochyb o tom, že nespravedlivé jsou), a zároveň tvrdit, že tytéž rozdíly působící v opačném směru v procesu vzdělávání nespravedlivé nejsou, nebo jsou irelevantní.

Navíc je velmi pravděpodobné, že tyto dva typy rozdílů mezi pohlavími, působící v různých fázích životního cyklu, jsou vzájemně provázané, avšak jinak, než spekuluje feministicky orientovaná sociologie. Jak jsme již uvedli v úvodu, jeden z posledních pokusů zjistit, jaká je příčinná souvislost mezi „genderovými“ rozdíly v příjmech a „genderovými“ rozdíly ve vzdělávání (Mechtenberg, 2009) poměrně dost přesvědčivě ukazuje, že rozdílné výsledky mužů a žen se stejným vzděláním na trhu práce (tj. rozdílná mzdová ohodnocení) lze mimo jiné vysvětlit deformovaným hodnocením (známkováním) výkonu žáků na školách, v němž se ztrácí důležité informace. To může mít vliv na úspěch na trhu práce. Tzv. „rovnovážný model“, který autorka vyvinula a testovala na výsledcích výzkumů TIMSS a PISA, skutečně ukázal, že jednou z příčin přetrvávajících genderových nerovností působících na trhu práce může být ztráta (deformace, oslabení) informací, jež by školní hodnocení (známky) měly nést a v ideálním případě jimi signalizovat možnosti a meze úspěšnosti v soutěžích, které přichází po skončení vzdělávací dráhy. „Školní známky představují signály, s jejichž pomocí studenti získávají informace o svém vlastním talentu, přičemž ty, které jsou případně zkreslené, mají větší vliv než ty nezaujaté“. Autorka – s odvoláním na výsledky provedených analýz – činí závěr, podle něhož „ztráta takových informací je obecně větší u dívek než u chlapců“ (Mechtenberg, 2009, s. 1443).¹⁶

O tom, že jde o plausibilní vysvětlení, nepřímo svědčí i analýza rozdílů mezi muži a ženami o úspěšnosti v přijímacím řízení na vysoké školy v ČR (Jurajda & Münich, 2008). Studie ukázala, že ženy ve stresujících situacích, jakou je například přijímací řízení na školy s menší pravděpodobností přijetí, dosahují horších výsledků než muži se stejnými naměřenými studijními předpoklady, což neplatí pro přijímací řízení na školy s větší pravděpodobností přijetí (méně stresující situace).

Závěry Mechtenbergové, Jurajdy, Münicha i dalších korespondují s výsledky analýz prezentovaných v této stati. Zdá se být velmi pravděpodobné, že zvýhodňování dívek v primárním vzdělávání, které naše stat' prokazuje, vede k tomu, že v „opravdových“ soutěžích prohrávají s chlapci, kteří k dosažení stejných výsledků na nižších stupních vzdělávacího systému museli vyvinout mnohem větší úsilí.

Jestliže tedy věříme ve společenský cíl rovných příležitostí, dimenzi pohlaví nevyjímaje, bude v oblasti vzdělávání nezbytné, mimo jiné, posilovat zájem chlapců o zlepšení ve čtenářských dovednostech, zatímco u dívek posílit zájem o matematiku a technické obory. Obojí je přitom třeba stavět na individuálních vnitřních motivacích, protože vnější „donucení“ mívá zpravidla krátkodobý efekt. Je totiž vysoce pravděpodobné, že nové a efektivnější způsoby výuky matematiky a práce s psaným textem by nejen zvýšily celkový výkon žáků v těchto oblastech (což je s ohledem na jejich umístění v těchto dvou klíčových dovednostech v mezinárodním srovnání nanejvýš žádoucí), ale zároveň by se tak snížily rozdíly mezi dívkami a chlapci, čímž bychom se přiblížili stavu, kdy by si obě pohlaví vybírala svou vzdělávací a profesní kariéru nikoliv podle „genderových stereotypů“, ale podle skutečných zájmů

¹⁶ V originále: „Grades are signals that students receive about their own talent, and potentially biased grades are noisier signals than unbiased grades“ (...) „the loss of information is generally larger for girls than for boys“ (Mechtenberg, 2009, s. 1443).

a schopností. Navíc by se vytvořily podmínky pro zmenšování genderových nerovností v příjmech, které do značné míry souvisí s nerovnostmi v procesu vzdělávání, i když – jak ukázala naše analýza – na základě jiných mechanismů, než proponují feministické teorie.

Literatura

- AAUW (American Association of University Women). (1992). *How Schools Shortchange Girls*. AAUW and National Education Association: Washington, DC.
- Allison, P. D. (1999). Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods & Research*, 28(2), 186–208.
- Ammermüller, A. (2004). *PISA: What Makes the Difference? Explaining the Gap in PISA Test Scores Between Finland and Germany*. ZEW Discussion Papers 04-04, ZEW – Center for European Economic Research.
- Bandura, A. (1994). Self-efficacy. In V. S. Ramachandran (Ed.), *Encyclopedia of human behavior* 4 (s. 71–81). New York: Academic Press.
- Bernard, M. E. (1979). Does sex role behavior influence the way teachers evaluate students? *Journal of Educational Psychology*, 71(4), 553–562.
- Binns, K. (1997). *The Metropolitan Life survey of the American teacher, 1997: examining gender issues in public schools*. Louis Harris and Associates.
- Boguszak, M., Matějů, P., & Peschar, J. L. (1990). Family Effect on Educational Attainment in Czechoslovakia, the Netherlands and Hungary. In J. Peschar (Ed.), *Social Reproduction in Eastern and Western Europe: Comparative Analyses on Czechoslovakia, Hungary, the Netherlands and Poland* (s. 211–262). Nijmegen: Institute for Applied Social Science, Prague: Institute of Sociology, Czechoslovak Academy of Sciences.
- Bossert, S. (1981). Understanding Sex Differences in Children's Classroom Experiences. *Elementary School Journal*, 81(5), 255–266.
- Brophy, J. (1985). Interactions of male and female students with male and female teachers. In L. Wilkinson & C. Marrett (Eds.), *Gender influences in classroom interactions* (s. 115–142). Orlando, FL: Academic Press.
- Buchmann, C., Diprete, T. A., & McDaniel, A. (2008). Gender Inequalities in Education. *Annual Review of Sociology*, 34, 319–337.
- Dee, T. (2006). The why chromosome: how a teacher's gender affects boys and girls. *Education Next*, 6(4), 69–75.
- Diprete, T. A., & Buchmann, C. (2006). Gender-specific trends in the value of education and the emerging gender gap in college completion. *Demography*, 43(1), 1–24.
- Diprete, T. A., & Buchmann, C. (2013). *The Rise of Women. The growing gender gap in education and what it means for American schools*. New York: Russel Sage Foundation.
- Duckworth, A. L., & Seligman, M. E. P. (2006). Self-discipline gives girls the edge: gender in self-discipline, grades, and achievement test scores. *Journal of Educational Psychology*, 98(1), 198–208.
- Ehrenberg, R. G., Goldhaber, D. D., & Brewer, D. J. (1995). Do Teachers' Race, Gender, and Ethnicity Matter? Evidence from NELS: 88. *Industrial and Labor Relations Review*, 48(3), 547–561.
- Entwisle, D. R., Alexander, K. L., & Olson, L. S. (2007). Early schooling: the handicap of being poor and male. *Sociology of Education*, 80(2), 114–138.
- Farkas, G., Grobe, R. P., Sheehan, D., & Shuan, Y. (1990). Cultural resources and school success: gender, ethnicity, and poverty groups within an urban school district. *American Sociological Review*, 55(1), 127–142.
- Fryer, R. G., & Levitt, S. D. (2009). An empirical analysis of the gender gap in mathematics. *NBER Working Paper No. 15430*. Washington DC: NBER.

- 134 Fuchs, T., & Woessmann, L. (2004). What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-examination Using PISA Data. *CESIFO Working Paper No. 1235*. *Genderová ročenka školství*. (2009). Praha: ÚIV.
- Genderové statistiky Praha: Český statistický úřad*. Dostupné z http://www.czso.cz/csu/cizinci.nsf/kapitola/gender_vzdelani.
- González de San Román, A., & Goiricelaya, R. S. (2012). Gender Gaps in PISA Test Scores: The Impact of Social Norms and the Mother's Transmission of Role Attitudes. *IZA Discussion Paper No. 6338*.
- Guiso, L., Monte, F., Sapienza, P., & Zingales, L. (2008). Culture, Gender, and Math. *Science*, 320(5880), 1164–1165.
- Hakim, C. (1995). Five feminist myths about women's employment. *British Journal of Sociology*, 46(3), 429–455.
- Hakim, C. (1998). Developing a Sociology for the Twenty-First Century: Preference Theory. *British Journal of Sociology*, 49(1), 137–143.
- Hakim, C. (2000). *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*. Oxford: Oxford University Press.
- Hakim, C. (2006). Women, careers, and work-life preferences. *British Journal of Guidance and Counselling*, 34(3), 279–294.
- Hakim, C. (2011). *Feminist myths and magic medicine: the flawed thinking behind calls for further equality legislation*. Centre for Policy Studies, London, UK. Dostupné z <http://eprints.lse.ac.uk/36488/>
- Hausmann, R., Tyson, L. D., & Zahidi, S. (2011). *Global Gender Gap Report*. World Economic Forum: Geneva.
- Hoge, R. D., & Coladarci, T. (1989). Teacher-Based Judgments of Academic Achievement: A Review of Literature. *Review of Educational Research*, 59(3), 297–313.
- Jaggar, A. (1983). *Feminist Politics and Human Nature*. Totowa, N. J.: Rowman and Littlefield.
- Jarkovská, L., & Lišková, K. (2008). Gendrové aspekty českého školství. *Sociologický časopis/ Czech Sociological Review*, 69(4), 683–702.
- Jurajda, Š., & Münich, D. (2008). Gender Gap in Admission Performance Under Competitive Pressure. *Working paper series, # 371*, Prague: CERGE-EI.
- King, E., & Hill, A. (1995). *Women's Education in Development Countries*. Baltimore: Johns Hopkins Press.
- Klasen, S. (2002). Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross-Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development. *The World Bank Economic Review*, 16(3), 345–373.
- Klasen, S., & Lamanna, F. (2009). The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91–132.
- Katrňák, T., Simonová, N., & Fónaová, L. (2013). Od diferenciace k diverzifikaci: test MMI a EMI v českém středním vzdělávání v první dekádě 21. století. *Sociologický časopis/ Czech Sociological Review*, 49(4), 491–520.
- Kleinfeld, J. (1999). Student Performance: Males versus Females. *Public Interest*, 134, 3–20. Dostupné z <http://www.judithkleinfeld.com>.
- Kleňhová, M., & Vojtěch, J. (2011). *Přechod absolventů středních škol do terciárního vzdělávání*. Praha: Národní ústav odborného vzdělávání.
- Kreidl, M. (2001). *The Role of Political, Social and Cultural Capital in Secondary School Selection in Socialist Czechoslovakia, 1948–1989*. Sociological Papers. Prague: Institute of Sociology, Academy of Sciences of the Czech Republic.
- Lenski, G. (1976). Rethinking macrosociological theory. *American Sociological Review*, 53(4), 163–171.
- Leonard, D., & Jiang, J. (1999). Gender bias and the college predictions of the SATs: a cry of despair. *Research on Higher Education*, 40(4), 375–407.
- Matějů, P. (1986). Demokratizace vzdělání a reprodukce vzdělanostní struktury v ČSSR ve světle mobilních dat. *Sociologický časopis*, 17(2), 131–152.

- Matějů, P., & Smith, M. L. (2009). The Perceived Value of Education and Educational Aspirations in the Czech Republic: Changes in the Determination of Educational Aspirations between 1989 and 2003. *Comparative Education Review*, 53(1), 13–39.
- Matějů, P., Smith, M. L., Soukup, P., & Basl, J. (2007). The Determination of College Expectations in OECD Countries: The Role of Individual and Structural Factors. *Czech Sociological Review*, 43(7), 1121–1148.
- Matějů, P., & Straková, J. (2005). The Role of the Family and the School in the Reproduction of Educational Inequalities in the Post-Communist Czech Republic. *British Journal of the Sociology of Education*, 26(1), 17–40.
- Matějů, P., Simonová, N., & Řeháková, B. (2007). Structural Growth of Inequality in Access to Higher Education in the Czech Republic. In Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran (Eds.), *Stratification in Higher Education: A Comparative Study* (s. 374–399). Stanford: Stanford University Press.
- Matějů, P., & Straková, J. (Ed.). (2006). *Nerovné šance na vzdělání*. Praha: Academia.
- Matějů, P., Soukup, P., Straková, J., & Smith, M. (2012). *Gender differences in the transition from secondary to post-secondary education in the Czech Republic*. Working paper of the Institute for Social and Economic Analyses. Prague: ISEA.
- Menard, S. (2002). *Applied Logistic Regression Analysis*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Menard, S. (2004). Six Approaches to Calculating Standardized Logistic Regression Coefficients. *The American Statistician*, 58(3), 218–223.
- Mood, C. (2010). Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review*, 26(1), 67–82.
- Mechtenberg, L. (2009). Cheap Talk in the Classroom: How Biased Grading at School Explains Gender Differences in Achievements, Career Choices and Wages. *Review of Economic Studies*, 76(4), 1431–1459.
- Neugebauer, M., Landmann, A., & Helbig, M. (2011). Unmasking the Myth of the Same-Sex Teacher Advantage. *European Sociological Review*, 27(5), 669–689.
- Nixon, L. A., & Robinson, M. D. (1999). The educational attainment of young women: Role model effects of female high school faculty. *Demography*, 36(2), 185–194.
- OECD (2005). *PISA Data Analysis Manual*. SPSS Users. Paris: OECD.
- OECD (2011). *Report on the Gender Initiative: Gender Equality in Education, Employment and Entrepreneurship*. Paris: OECD.
- Penner, A. M., & Paret, M. (2007). Gender differences in mathematics achievement: Exploring the Early Grades and the Extremes. *Social Science Research*, 37(1), 239–253.
- Potužníková, E., & Straková, J. (2006). Rozdíly ve vědomostech a dovednostech českých chlapců a děvčat na základě zjištění mezinárodních výzkumů. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 42(4), 701–717.
- Sadker, M., & Sadker, D. (1994). *Failing at Fairness: How America's Schools Cheat Girls*. New York: Macmillan.
- Sadker, M., & Sadker, D. (1986). *Sexism in the Classroom: From Grade School to Graduate School*. Phi Delta Kappa.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. New York: Knopf.
- Simonová, N. (2003). The Evolution of Educational Inequalities in the Czech Republic after 1989. *British Journal of Sociology of Education*, 24(4), 469–483.
- Simonová, N., & Soukup, P. (2010). Působení primárních a sekundárních faktorů sociálního původu při přechodu na vysokou školu v ČR: výsledky výzkumu PISA-L. In J. Straková, P. Matějů, & A. Veselý (Ed.), *Nerovnosti ve vzdělávání. Od měření k řešení* (s. 313–339). Praha: Slon.
- Simonová, N. (2011). *Vzdělanostní nerovnosti v české společnosti. Vývoj od počátku 20. století do současnosti*. Praha: Slon.
- Smetáčková, I. (Ed.). (2005). *Genderové aspekty přechodů žáků mezi vzdělávacími stupni. Výzkumná zpráva*. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- Smetáčková, I. (2009). Politika genderové rovnosti ve vzdělávání. *Gender, rovné příležitosti, výzkum*, 2(10), 10–19.

- 136 Spencer, S. J., Steele, C. M., & Quinn, D. M. (1999). Stereotype threat and women's math performance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 35(1), 4–28.
- Sommers, Hoff. C. (1994). *Who Stole Feminism?: How Women Have Betrayed Women*. New York: Simon and Schuster.
- Sommers, Hoff. C. (2000). *The War Against Boys. How Misguided Feminism is Harming our Men*. New York: Simon & Schuster Paperbacks.
- Šmídová, I., Jarkovská, K., & Katrňák, T. (2008). Faktory podmiňující vzdělanostní aspirace a vzdělanostní segregaci dívek a chlapců v českém vzdělávacím systému. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 44(1), 23–53.
- Straková, J. (2007). The Impact of the Structure of the Educational System on the Development of Educational Inequalities in the Czech Republic. *Czech Sociological Review*, 43(3), 589–609.
- Straková, J. (2010). Development of Achievement Disparities in Czech Primary and Secondary Education. *Journal for Educational Research Online*, 2(1), 53–71.
- Straková, J., Potužníková, E., & Tomášek, V. (2006). Vědomosti, dovednosti a postoje českých žáků v mezinárodním srovnání. In P. Matějů & J. Straková (Eds.), *(Ne)rovné šance na vzdělání: vzdělanostní nerovnosti v České republice* (s. 118–143). Praha: Academia.
- Tach, L., & Farkas, G. (2006). Learning-related behaviors, cognitive skills, and ability grouping when schooling begins. *Social Science Research*, 35(4), 1048–79.
- Lucas, S. R. (2001). Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology*, 106(6), 1642–1690.
- Teidemann, J. (2000). Gender-related Beliefs of Teachers in Elementary School Mathematics. *Educational Studies in Mathematics*, 41(2), 191–207.
- Trzesniewski, K., Moffitt, T., Caspi, A., Taylor, A., & Maughan, B. (2006). Revisiting the association between reading achievement and antisocial behavior: new evidence of an environmental explanation from a twin study. *Child Development*, 77(1), 72–88.
- Večerník, J. (2001). Earnings disparities in the Czech Republic: Evidence of the past decade and cross-national comparison. *Prague Economic Papers*, 10(3), 201–222.
- Večerník, J. (2012). *Earnings disparities and income inequality in CEE countries: an analysis of development and relationships*. Eastern European Economics (forthcoming).
- Vojtíšková, K. (2011). Školní úspěšnost a její (re)produkce na základní škole. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 47(5), 911–935.
- Younger, M., Warrington, M., & Williams, J. (1999). The Gender Gap and Classroom Interactions: Reality and rhetoric? *British Journal of Sociology of Education*, 20(3), 325–341.

prof. PhDr. Petr Matějů, Ph.D., Vysoká škola finanční a správní,
Fakulta sociálních studií
petr.mateju@mail.vsfs.cz

PhDr. Natalie Simonová, Ph.D., Institut pro sociální a ekonomické analýzy
natalie.simonova@isea.cz

Příloha 1 Definice škál (latentní proměnné)

Tabulka A1 Analýza hlavních komponent osobní účinnosti (self-efficacy)

Q25a Někdy mám pocit, že mě životem pořád někdo postrkuje.	0,615
Q25b Moje budoucnost je do značné míry v mých rukou.	-0,129
Q25c Některé mé problémy jsou neřešitelné.	0,726
Q25d Proto, abych změnil(a) mnoho důležitých věcí ve svém životě, nemohu téměř nic udělat.	0,754
Q25e Tváří v tvář svým životním problémům se často cítím bezmocný(á).	0,712
Q25f Nemám v podstatě žádný vliv na to, co se mi přihodí.	0,603
Q25g Dokážu dosáhnout téměř všeho, pro co se rozhodnu.	-0,232
Vysvětlená variance (%)	34,5

N = 2598. Vyšší hodnota znamená silnější nesouhlas s položkou.

Tabulka A2 Analýza hlavních komponent učení se matematice (rotovaná matice)

Položka	Komponenty	
	MATHLRN	MATHAPP
Q34a Když se připravuji na písemnou práci z matematiky, snažím se přijít na to, které části učiva jsou nejdůležitější.	0,549	0,046
Q34b Při řešení matematických úloh často vymýšlím nové způsoby řešení.	-0,151	0,687
Q34c Když se učím matematiku, ověřuji si, zda si pamatuji to, co jsem se už naučil(a).	0,657	0,201
Q34d Když se učím matematiku, snažím se pochopit, čemu stále ještě důkladně nerozumím.	0,585	0,200
Q34e Přemýšlím o tom, jak mi může být to, co jsem v matematice naučil(a), užitečné v běžném životě.	0,273	0,399
Q34f Některé úlohy v matematice řeším tolikrát, že mám pocit, že bych je dokázal(a) vyřešit i ve spánku.	0,143	0,562
Q34g Když se učím matematiku, učím se co nejvíce věcí z paměti.	0,419	0,197
Q34h Nové pojmy v matematice se snažím pochopit tak, že si je dávám do souvislosti s tím, co už znám.	0,309	0,599
Q34i Abych si zapamatoval(a) způsob řešení určitého typu matematických úloh, řeším stále znovu a znovu vzorové příklady.	0,614	0,069
Q34j Vždy, když něčemu v matematice nerozumím, hledám další vysvětlující informace.	0,564	0,292
Q34k Při řešení matematických úloh často přemýšlím o tom, jak by se řešení dalo využít pro zodpovězení dalších zajímavých otázek.	0,163	0,699
Q34l Když se učím matematiku, vždy si nejprve ujasním, co přesně se musím naučit.	0,665	0,128
Q34m Když se učím matematiku, snažím si zapamatovat každý krok postupu řešení.	0,723	-0,007

Q34n Když se učím matematiku, snažím se dávat věci do souvislosti s tím, co jsem se naučil(a) v jiných předmětech.	0,141	0,604
Vysvětlená variance (%)	22,6	17,1

N = 2598. Vyšší hodnota znamená silnější souhlas s položkou.

Tabulka A3 Analýza hlavních komponent strategií životního úspěchu (rotovaná matice)

Položka	Komponenty	
	ENTREP	EDUC
DQ18a Mít vysoké cíle a ambice.	0,196	0,505
DQ18d Patřit k nejlepším v oboru či profesi.	0,366	0,380
DQ18e Vědět, kde a jak se dá vydělat hodně peněz.	0,673	-0,021
DQ18f Dosáhnout co nejvyššího vzdělání.	0,107	0,739
DQ18g Umět co nejvíce cizích jazyků.	0,087	0,668
DQ18h Být ochoten riskovat.	0,553	0,171
DQ18i Podnikat, mít vlastní firmu.	0,697	0,113
DQ18j Umět se v každé situaci prosadit.	0,538	0,354
DQ18k Mít co nejvíce vlivných známých.	0,705	-0,047
DQ18l Být aktivní v politice.	0,572	0,135
DQ18m Být poctivý a řídit se zákony.	-0,089	0,546
DQ18p Být ochoten obětovat práci více času než jiní lidé.	0,333	0,334
Vysvětlená variance (%)	22,2	16,7

N = 2598. Vyšší hodnota znamená silnější souhlas s položkou.

Tabulka A4 Analýza hlavních komponent problémového chování (rotovaná matice)

Položka	PROBL
Jak často jsi...?	
Q31a ... přišel (přišla) domů později, než ti rodiče dovolili?	0,556
Q31b ... nepřišel (nepřišla) celou noc domů bez svolení rodičů?	0,514
Q31c ... utekl(a) z domova?	0,416
Q31d ... měl(a) takové problémy ve škole, že si vyžádaly rozmluvu s ředitelem školy nebo s výchovným poradcem?	0,461
Q31e ... pil(a) alkohol?	0,678
Q31f ... kouřil(a)?	0,711
Q31g ... kouřil(a) marihuanu?	0,681
Q31h ... zkoušel(a) jiné drogy?	0,513
Q31i ... lhal(a) rodičům?	0,601
Q31j ... opisoval(a) při písemkách?	0,483
Vysvětlená variance (%)	32,2

N = 2598. Vyšší hodnota znamená silnější souhlas s položkou.