

Reprodukce vzdělanostních nerovností v České republice
po sametové revoluci v evropském kontextu*

NATALIE SIMONOVÁ**

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

PETR SOUKUP**

Institut sociologických studií, FSV UK, Praha

**The Reproduction of Educational Inequalities in the Czech Republic
since the Velvet Revolution in a European Context**

Abstract: This article traces the effect of socio-economic, cultural, and gender factors on the reproduction of educational inequalities in access to tertiary education in the Czech Republic, Switzerland, Germany, Poland, and Sweden. Single-country analyses conducted to date on the Czech Republic have reached conflicting results both on the development of educational inequalities since the fall of socialism and on the weight of the factors behind those inequalities. Also, no international comparison has been conducted. Thus, the authors pursue two new directions of inquiry: 1) an international comparison, and 2) an update of the development of inequalities in all the mentioned countries since 2002. The authors used multi-dimensional statistical methods (logit models and a log-linear analysis) and the most recent available international data from the European Social Survey. The results revealed that out of all the countries studied it is in the Czech Republic that access to tertiary education is currently determined most by the cultural component of social background (the father's education). The country closest to the Czech Republic in this regard is Switzerland. The educational status of the family is also a crucial factor in educational reproduction in Sweden. Paradoxically, in the countries that historically and geographically are closest to the Czech Republic, namely, Poland and Germany, the crucial determinant in the transmission of educational status is the father's class.

Keywords: educational reproduction, educational inequalities, Czech Republic.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2009, Vol. 45, No. 5: 935–965

* Práce na této stati byla umožněna díky podpoře projektu „Vzdělanostní mobilita a vzdělanostní nerovnosti v České republice mezi lety 1936 až 2004“ (GA ČR 403/06/1241) a projektu „Od destratifikace ke stratifikaci? Vývoj sociálně-stratifikačního systému v České republice, 1991–2009“ (GA ČR 403/08/0109). Autoři by velmi rádi poděkovali anonymním recenzentům stati za jejich pečlivé přečtení textu a poskytnutí cenných rad a doporučení, které napomohly zvýšit jeho kvalitu.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: PhDr. Natalie Simonová, Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, tel.: +420 221 183 232, e-mail: natalie.simonova@soc.cas.cz nebo PhDr. Ing. Petr Soukup, Institut sociologických studií FSV UK, U Kříže 8, 158 00 Praha 5, tel.: +420 251 080 245, e-mail: soukup@fsv.cuni.cz.

Úvod

Není jednoduché srovnávat vývoj vzdělanostních nerovností v různých zemích. Do hry vstupují odlišnosti kulturní, politické a ekonomické, umocněné odlišným historickým vývojem i vývojem vzdělávací politiky. Komplikace přináší také obtížné vymezení dílčích etap, které by bylo možné, s ohledem na rozdíly v historickém vývoji jednotlivých zemí, vzájemně komparovat. Navzdory těmto komplikacím je však právě rozdílnost mezi zeměmi tím, co je zajímavé a inspirativní. Analýza, kterou předkládáme, je založena na srovnání zemí, které jsme zvolili právě z důvodu očekávání zajímavých vzájemných odlišností. Referenční zemí pro nás byla Česká republika, se kterou jsme porovnávali jak zástupce zemí bývalého východního bloku (tj. stát, se kterým ČR spojuje stejná politická minulost – Polsko), tak zástupce, který je tradičně zemí politicky neutrální (její vývoj nebyl narušen politickými experimenty – Švýcarsko) či zemí s formálně velmi podobným vzdělávacím systémem (Německo) a dále zemí, která se dlouhodobě vyznačuje vyspělým vzdělávacím systémem a nízkými vzdělanostními nerovnostmi (Švédsko).

Vývoj nerovností, a to nejen vzdělanostních, byl v českých zemích v průběhu 20. století determinován sledem několika značně odlišných politických formací: nejprve nadvládou rakousko-uherské monarchie, poté vznikem Československé republiky v roce 1918, po druhé světové válce pak nástupem socialismu, který se v roce 1989 zhroutil, a nakonec rozpadem Československa a vznikem samostatné České republiky v roce 1993. Do nového tisíciletí tak český stát vstupoval ve zcela nové politické konstelaci, determinující i další vývoj vzdělávacího systému. Jeho předchozí vývoj byl poznamenán zejména skutečností, že ve všech státech socialistického východního bloku byly uplatňovány jednotné strategie rozvoje vzdělávacích systémů. Proto se rysy, které v českém školství za socialismu vykrytalizovaly, nijak zásadně nelišily od rysů vzdělávacích systémů v ostatních zemích tohoto regionu. Vzdělávací instituce byly přímo řízeny státem a poskytovaly vzdělání zdarma, vzdělanostní příležitosti expandovaly na všech stupních školství, účinnost pozitivně diskriminačních opatření byla pouze nárazová. Došlo však ke zrovnoprávnění mužů a žen a celkově ke snížení nerovností v přístupu ke střednímu vzdělání, nicméně alokace vzdělání vysokoškolského zůstala vůči jakémukoli snížení rezistentní. Celkové vyznění takového vývoje jistě nebylo po pádu socialismu důvodem k frustraci, nicméně ani k pocitům nadšení.

1. Východiska analýzy

Východiskem předložené analýzy pro nás byla tato výzkumná otázka: Existují navzdory rozdílným vývojovým trajektoriím komparovaných zemí, jejich odlišným ekonomickým a vzdělanostním strukturám i institucím, rozdíly ve vývoji vzdělanostních nerovností, tj. rozdíly v jejich velikosti a také ve faktorech, které je utvářejí? Jinak řečeno, ptali jsme se, jak se v čase vyvíjel vztah mezi socioeko-

nomickými charakteristikami rodiny původu a úspěšností respondenta v přechodu¹ k terciárnímu vzdělání. Zásadní výhodou oproti dostupným pokusům o komparativní mezinárodní analýzy [tak jak je provedli zejména Shavit, Blossfeld 1993 či Shavit, Gamoran, Arum 2007] bylo použití jednoho mezinárodního výzkumného šetření, probíhajícího stejným způsobem ve všech analyzovaných zemích (European Social Survey 2004). Právě díky výše zmíněným pokusům o mezinárodní komparace jsme však zároveň mohli čerpat z poznatků, ke kterým došli jiní autoři. Zvláště cenná pro nás byla zobecnění o působení sociálního původu v průběhu vzdělanostní trajektorie, např. to, že efekty sociálního původu mezikohortně a směrem k vyšším tranzicím klesají, protože selektivita systému roste, zatímco nepozorovaná (neměřená) heterogenita² klesá. Studenti se směrem k vyšším vzdělanostním přechodům stávají „sociálně podobnější“, což vliv sociálního původu „opticky“ snižuje. Ve skutečnosti se vliv sociálního původu uplatňuje na čím dále vyšších tranzicích, protože teprve tam jsou studenti nuceni vzdělávací dráhu kvůli vzrůstajícím nárokům studia opouštět. Avšak numericky vychází vliv sociálního původu na vyšších a nejvyšších tranzicích nejmenší, protože studenti z nižších sociálních vrstev vypadávají ze systému dříve a těchto tranzicí se neúčastní. Ti, kteří jsou v nich naopak přesto úspěšní, pak díky své třídní příslušnosti celkový vliv sociálního původu snižují.

Dalším naším východiskem byl poznatek, že ve všech dosud analyzovaných zemích došlo k malé či žádné změně socioekonomické nerovnosti ve vzdělanostních příležitostech. Tímto zjištěním byla vyvrácena modernizační teorie, která předpovídala nerovnosti klesající. Podpořena byla naopak teorie kulturní reprodukce, predikující stabilní nebo dokonce rostoucí nerovnosti, tj. rostoucí vliv sociálního původu. V kontextu vývoje vzdělanostních nerovností v námi analyzovaných zemích byla pro nás obzvláště důležitá teorie maximálně udržované nerovnosti (MMI), jejíž platnost byla dosud vyvrácena pouze ve Švédsku a v Nizozemí, kde se navzdory nenasyčené poptávce vyšších vrstev podařilo vzdělanostní nerovnosti na vyšších stupních snížit [Jonsson 1993; De Graaf, Ganzeboom 1993]. Rovněž jsme se snažili reflektovat teorii efektivně udržované

¹ Jsme si vědomi toho, že ačkoli hovoříme o analýze přechodu k terciárnímu vzdělání, jedná se v převážné většině případů o analýzu jeho dosažení. Avšak mladší respondenti, kteří tento stupeň vzdělání dosud nedokončili, jsou do analýzy zahrnuti rovněž, a v jejich případě se tedy jedná o úspěšnost v přechodu do terciéru.

² Koncept tzv. nepozorované heterogenity („unobserved heterogeneity“) vychází z nepoznatelnosti všech příčin, které ovlivňují zkoumaný problém. V našem případě jsou to takové determinanty dosaženého vzdělání, které je velmi obtížné či vůbec nemožné změřit (jedincovy ambice, motivace, aspirace, ale i inteligenci). Vliv nepozorované heterogenity působí při interpretaci rozdílů v napozorovaných efektech rodinného původu tak, že to, co připíšeme nerovnostem v procesu získávání vzdělání, způsobily ve skutečnosti námi neměřené proměnné, které jsme do modelu nezahrnuli (nemohli zahrnout). To může samozřejmě ovlivnit i způsob, jakým si vysvětlíme realizaci efektů rodinného původu. Autorem konceptu „unobserved heterogeneity“ je Mare [1993].

nerovnosti (EMI), upozorňující na dopady kvalitativně diferencované expanze vyšších úrovní vzdělání [Lucas 2001].

Vycházeli jsme také z dosud provedených komparativních analýz, které došly k závěru, že Česká republika disponovala na konci socialismu stejnou hladinou vzdělanostních nerovností, jaká působila v západních zemích, stejně jako jejich dlouhodobou stabilitou [Matějů 1990, 1991; Matějů, Peschar 1990]. Po pádu socialismu však země převzala mj. i takovou podobu vzdělanostního systému, která pro nově se rozvíjející tržní ekonomiku nebyla vyhovující. Cílem našeho textu je ukázat, jaký vliv mělo období po tzv. sametové revoluci (r. 1989), doprovozené i proměnou vzdělávacího systému, na vývoj nerovností v přístupu k terciárnímu vzdělání v České republice v porovnání s vybranými zeměmi – Německem, Polskem, Švédskem a Švýcarskem. Tímto textem tak sice navazujeme na dříve provedené analýzy vývoje nerovností v přístupu k vyššímu vzdělání v českých zemích [např. Matějů 1993; Simonová 2003; Matějů, Řeháková, Simonová 2007], nově je však rozvíjíme ve dvou podstatných ohledech: 1) v mezinárodním srovnání a 2) v analýze současného trendu v době rozvíjejících se tržních mechanismů. Za tímto účelem používáme nejnovější dostupná data z mezinárodního šetření ESS 2004, ve kterém již byla dostatečně početně zastoupena nejmladší kohorta. V analýze jsme sledovali mezikohortní rozdíly ve vlivu socioekonomických faktorů (reprezentovaných vzděláním otce a jeho EGP) a pohlaví respondenta na úspěšnost ve dvou hlavních vzdělanostních přechodech (ke střednímu a k terciárnímu vzdělání). Předtím, než přejdeme k samotné analýze, shrneme, jak se vyvíjely nerovnosti zejména (ale nejen) v českém vzdělávacím systému, a to s odkazem na teorie vzdělanostních nerovností.

2. Obecný vývoj vzdělanostních nerovností (nejen) v ČR teoretickou optikou

Protože vývoj vzdělanostních nerovností a vzdělanostní mobility za socialistické éry v českých zemích byl již dříve zevrubně popsán jinde [Matějů 1993; Simonová 2008], bude na tomto místě zhodnocen tehdejší vývoj pouze z hlediska jeho (ne-)souladu s teoretickými koncepcemi, a pojednán bude zejména vývoj následující po roce 1989. Z dostupných teorií se jako první nabízí teorie modernizační [Blau, Duncan 1967; Treiman 1970; Featherman, Hauser 1978], predikující, že vzdělanostní nerovnosti budou v čase klesat. Navzdory expanzi vzdělanostních příležitostí (zejména po 2. světové válce) však na předpověď teorie modernizace nedošlo. I když se v českých zemích, stejně jako v celém východním bloku a západních státech všeobecně zvýšila formální vzdělanost a poklesla asociace mezi sociálním původem respondenta a nabytými roky vzdělání, efekt sociálního původu na pozdějších tranzicích se nezměnil. Jak již bylo zmíněno výše, ani socialistické snahy o eliminaci třídních nerovností neměly trvalejší efekt. Docházelo pouze ke krátkodobým snížením nerovností, jako např. v padesátých letech v Československu, kdy se projevila jednak masivní snaha o rekrutaci studentů vysokých škol z nižších vrstev (z řad mladých dělníků a zemědělců), jed-

nak snaha o očištění vysokých škol od třídně a politicky nevhodných lidí. Důkaz a vysvětlení tohoto jevu viz *teorie socialistické transformace* [Matějů 1991].

To, jak je možné, že se během socialismu na úrovni středoškolského vzdělávání nerovnosti snížily, ale na vstupu na vysokou školu zůstaly přesto nezměněné, vysvětluje *teorie maximally maintained inequality – MMI* [Raftery, Hout 1993]. Její autoři ukázali, že zvyšující se podíly studentů procházejících určitou tranzicí mohou mít za následek větší rovnost na tomto vzdělanostním přechodu, ale zároveň způsobí konstantní či zvyšující se nerovnost na přechodu následném, pokud nedojde k odpovídajícímu navýšení vzdělanostních příležitostí i tam. V českých zemích tak došlo po roce 1971 díky expanzi úplného středního vzdělání (s maturitou) k významnému početnímu nárůstu studijních míst, který nejenže vyrovnal „přirozený“ populační nárůst a vzestupnou intergenerační sociální mobilitu, ale snížil i nerovnosti v přístupu k tomuto vzdělání. Touto tranzicí tak procházelo i stále větší množství dětí z nízkostatusových rodin, zároveň však narůstal také počet uchazečů o vysokoškolské studium. Vzhledem k tomu, že expanze na vysokoškolské úrovni nebyla tak velká jako na úrovni středního školství, těmi, kdo na přechodu mezi střední a vysokou školou byli méně úspěšní, byli uchazeči z nízkostatusových rodin. Efekt sociálního původu na tranzici mezi střední a vysokou školou se tak díky těmto procesům vrátil v sedmdesátých letech v českých zemích na svou předsocialistickou úroveň [Matějů 1993; Simonová 2003]. Jak tvrdí teorie MMI, proces snižování nerovnosti může být zcela převrácen, jestliže díky vzrůstajícímu počtu uchazečů roste selektivita na odpovídající úrovni vzdělávacího systému.

To, zda tento stav po roce 1989 stále trvá, tj. tlak uchazečů na vstup na vysokou školu je stejný, či zda tento roste nebo dochází k oslabení kritérií selekce, tj. vliv sociálního původu klesá a je možné hovořit o saturaci vyšších vrstev (jak o tom hovoří MMI), se zatím nepodařilo jednoznačně prokázat. Dosavadní výsledky totiž v závislosti na datech a použité analytické metodě ukázaly rozporné výsledky, buď stabilitu [Simonová 2003], nebo nárůst nerovností [Matějů, Řeháková, Simonová 2007]. Co však plynule přetrvává i po roce 1989, je mechanismus, na který upozorňuje a jehož ignorování vyčítá teorii MMI *teorie effectively maintained inequality – EMI* [Lucas 2001]. Tento proces je snadno pozorovatelný na úrovni českého středního školství, a má pak téměř absolutní vliv na úspěšnost v následné tranzici na vysokou školu. Na úrovni středoškolského vzdělání se boj již nevede o to, jak středoškolské vzdělání získat, protože přístup k němu je univerzální, ale o to, jakou jeho kvalitu obdržet, tj. na kterou střední školu být přijat. Teorie EMI tedy vytyká MMI názor, dle kterého jsou nerovnosti na určité úrovni vzdělání za situace univerzálního přístupu nulové. EMI zdůrazňuje kvalitativní rozdíly na té samé úrovni vzdělání, způsobené selekcí do různých typů škol. V České republice jsou jimi: 1) učňovské školy, které poskytují povětšinou střední vzdělání bez maturity, manuální dovednosti a neumožňují svým absolventům vstup na vysokou školu; 2) střední odborné školy, které poskytují úplné střední vzdělání, odborné a akademické dovednosti a umožňují svým absolventům

vstup na vysokou školu; 3) gymnázia (akademické střední školy), které poskytují všeobecné akademické vzdělání a připravují své absolventy pro studium na univerzitě.

Je zřejmé, že socioekonomicky lépe postavené rodiny se v situaci takto strukturovaného středního školství snaží pro své děti zvolit třetí, případně druhou cestu, zajišťující jim následný přechod na vysokou školu a dosažení co nejvyššího vzdělání. Tento proces a jeho přežívání za socialismu zdokumentovala *teorie trajectory maintenance* [Hanley, McKeever 1997]. Lze se však oprávněně domnívat, že stejný princip funguje i na terciární úrovni. V České republice sice ještě neexistují žebříčky univerzit, tak jak je zvykem např. v USA, v obecném povědomí se však tuší, které školy jsou dobré a které horší, což je patrné např. z počtu podaných přihlášek a procenta úspěšnosti uchazečů. V reakci na EMI, která ukázala, že i na pozdějších tranzicích může díky kvalitativním rozdílům mezi školami vliv sociálního původu vzrůst, je třeba mít do budoucna na zřeteli např. statusové složení studentů lepších a horších univerzit, jakožto možný důsledek masifikace a diverzifikace vysokého školství.

Zatím se však vliv sociálního původu v českém školství nejsilněji uplatňuje při volbě střední školy, případně již dříve při volbě specializovaných tříd na škole základní. Jak již bylo řečeno výše, vliv sociálního původu v přechodu na vysokou školu je tím již „zředěný“, a situace se jeví tak, jak tvrdí oba směry tranzitivního výzkumu (MMI či *life-course hypothesis*): vliv sociálního původu napříč tranzicemi klesá, jednak díky předcházející selekci a jednak díky skutečnosti, že starší studenti jsou méně závislí na výchozích podmínkách (jak materiálně, tak svou hodnotovou orientací). V českých podmínkách tak zatím platí, že vliv sociálního původu je větší na vstupu na střední školu než na školu vysokou, ovšem jak ukázala EMI, nemusí to být vždy pravda a situace může být i opačná. Vstoupí-li do hry stupeň diferenciací jednotlivých úrovní, pak by došlo i na předpověď teorie konfliktu [Collins 1971, 1979; Bourdieu 1973; De Graaf 1986], podle které vliv sociálního původu na stupeň dosaženého vzdělání klesá pouze na počátečních tranzicích.

3. Přechod mezi středním a vysokým školstvím v ČR v historické perspektivě

V České republice nikdy nedošlo k tak masivním přelivům sociálních tříd na jednotlivých vzdělanostních stupních jako např. v Rusku v době Stalinovy kulturní revoluce či Chruščovových reforem [Gerber, Hout 1995] či v Číně za kulturní revoluce v letech 1966–1977 [Zhou, Moen, Tuma 1998]. Omezování vzdělanostních příležitostí jedněch a pozitivní diskriminace druhých měly sice v ČR za následek jisté snížení socioekonomických nerovností při vstupu na vysoké školy v 50. a 60. letech, ty však začaly během 70. a 80. let opět narůstat. Právě v té době se sekundární a terciární sektor vzdělávání začaly nerovnoměrně kvantitativně rozvíjet. I když se počet studentů vysokých škol postupně zvyšoval, přesto nerostl

tak významně jako počet maturantů. Každá kohorta tak sice měla více příležitostí ke studiu (poklesl vliv sociálního původu na dosažené vzdělání), ty však nebyly alokovány jinak než předtím [např. Nieuwbeerta, Rijken 1996; Matějů 1991]. V dlouhodobé perspektivě se nezměnilo ani vzájemné relativní postavení jednotlivých tříd: relace synů a dcer dělníků k synům a dcerám pocházejícím z nejvyšších vrstev zůstala stejná. Nárazová účinnost socialistických opatření nebyla ve východním bloku ničím výjimečným. Např. i v Číně po výše zmíněném snížení začaly v letech 1978–94 nerovnosti opět narůstat [Zhou, Moen, Tuma 1998]. Podobně i ve Švédsku, kde došlo na počátku 60. let k reformám vzdělávacího systému, nebylo možné připsat snížení v asociaci sociálního původu a vzdělání potomka právě těmto reformám, protože k poklesu došlo již před jejich nastolením.

Nejjednodušším důkazem strukturních změn v sociálním složení studentů vysokých škol před rokem 1989 v ČR by mohla být evidence procentuálních proměn v jejich třídním složení. S ohledem na všechna tehdejší oficiální prohlášení apelující na shodné zastoupení potomků jednotlivých sociálních tříd ve vysokoškolském systému jako v běžné populaci je proto s podivem, že žádná taková oficiální data nebyla uveřejněna a nezdá se ani, že by existovala. Ze sociologických analýz však víme, že demokratizace vzdělání v Československu (tj. zvýšení participace všech sociálních vrstev na vyšších úrovních vzdělávání) snížila závislost dosaženého vzdělání na sociálním původu, pohlaví a místě narození (město vs. venkov).

Se znalostmi o stavu vzdělanostních nerovností za socialismu a s nastalou změnou politického režimu po roce 1989 je pak nasnadě se tázat, co se s efektem sociálního původu na vstupu na vysokou školu stalo poté? Vzrostl, či se snížil? Na základní východisko upozorňuje teorie EMI, a sice že tam, kde není přístup k dané úrovni vzdělání univerzální, nerovnosti působí (v tom se shoduje s MMI) a boj se nevede v rovině kvalitativní (tj. vzdělání jaké kvality zde získat), ale v rovině kvantitativní (tj. prostě ho získat), což je (zatím) případ vysokoškolského vzdělání nejen v České republice,³ ale ve všech zemích, které jsme analyzovali. Na základě provedených mobility analýz a analýz poměrů šancí mapujících porevoluční vývoj se zdá, že k poklesu vzdělanostní reprodukce⁴ zatím, navzdory expanzi vzdělanostních příležitostí, nedochází. Výsledky hovoří buď o její sta-

³ Podrobný výklad legislativních změn v systému vysokoškolského vzdělávání v ČR a jejich kvalitativních a kvantitativních dopadů poskytují Matějů, Simonová [2003] a Simonová, Antonowicz [2006].

⁴ Vzdělanostní reprodukci míníme mezigenerační přenos úrovně dosaženého vzdělání v rodině. K reprodukci vzdělání dochází prostřednictvím mezigenerační transmise kulturních kódů (ať již prostřednictvím (ne)osvojování si vysoké kultury, dostupnosti literatury v původní rodině atp.), dále prostřednictvím finančních zdrojů rodiny, jejího sociálního kapitálu, ale samozřejmě také prostřednictvím jedincových aspirací, studijních schopností či zděděné inteligence. Vzdělanostní reprodukce je rovněž umocněna větvením vzdělávacího systému, kdy platí, že časná selekce dětí do více a méně akademických škol umocňuje vliv sociálního původu.

bilitě [Simonová 2008], nebo nárůstu [Matějů, Řeháková, Simonová 2007]. Podobně ani v jiné postsocialistické zemi – Rusku – se nepodařilo jednoznačně určit, zda se nerovnosti po roce 1990 na přístupu do terciéru zvýšily či snížily [Gerber 2000].

Dle dostupných analýz se také zdá, že dochází k proměně determinant přechodu ze střední na vysokou školu. Stejně jako v ČR i v Polsku byl až do konce socialismu tento přechod více ovlivněn vzděláním rodičů než sociální třídou otce [Heyns, Bialecki 1993; Matějů 1993]. Poslední dostupná analýza provedená v ČR však indikuje podstatný pokles šancí potomků nekvalifikovaných a polokvalifikovaných dělníků ve srovnání s potomky ostatních sociálních tříd [Matějů, Řeháková, Simonová 2007]. O něco starší analýza založená na jiném souboru dat a jiné metodě [Simonová 2003] indikovala neměnný vliv třídy otce a naopak rozhodující vliv jeho vzdělání (což, jak ukážeme dále, podporují i výsledky naší analýzy). Zároveň pak ukázala, že celkové nerovnosti v přístupu k terciárnímu vzdělání se po roce 1989 ve srovnání s generacemi vstupujícími na VŠ v 70. a 80. letech nezměnily vůbec či jen málo. Jak je tedy patrné, výsledky různých analýz nám zatím neposkytují jednoznačný závěr, a je proto třeba podívat se na přechod ze střední na vysokou školu prostřednictvím nejnovějších souborů dat. Budeme tak moci rozhodnout, zda platí buď ta předchozí zjištění, která tvrdí, že vzdělanostní reprodukce v České republice zesiluje a vzdělávací systém se uzavírá, či ta, která vidí situaci jako opačnou se zpevňujícími se mechanismy dosahování sociálního statusu. Rovněž bude zajímavé podívat se na to, jak si v tomto ohledu stojí ČR v porovnání s dalšími státy.

4. Celkový vývoj vzdělanostních nerovností v ostatních čtyřech komparovaných zemích

Jak jsme již uvedli výše, země, které jsme zvolili pro komparaci s ČR, jsme vybrali z důvodu očekávání zajímavých odlišností. Polsko, jakožto zástupce zemí bývalého východního bloku, jsme zvolili proto, abychom zjistili, zda se stát, který s ČR spojuje stejná politická minulost, vyznačuje stejným mechanismem vzdělanostní reprodukce i stejnými vzdělanostními nerovnostmi, a to zejména s ohledem na rozsáhlou privatizaci polského vysokoškolského vzdělávání. Švýcarsko jsme zvolili pro jeho tradiční politickou neutralitu a vyspělou ekonomiku, ale zároveň pro jeho diferencovaný vzdělávací systém. Německo⁵ nám sloužilo jako zástupce

⁵ V případě Německa jsme použili data za západní i východní část dohromady. Důvody, které nás k tomuto kroku vedly, byly spíše pragmatické. Oddělená analýza nebyla s ohledem na velikost výběrového souboru vhodná (při dělení do jednotlivých kohort, dle vzdělání otce a pohlaví respondenta), a nadto se domníváme, že zejména v poslední kohortě bude vzorec závislosti mezi proměnnými v obou částech Německa velice podobný. Samozřejmě, že by si tento předpoklad zasloužil bližší zkoumání, to však na našich datech nebylo možné.

států s formálně podobně diferencovaným vzdělávacím systémem, jako má ČR a stejně jako v případě Švýcarska rovněž pro jeho binární uspořádání terciárního vzdělávání. Švédsko jsme vybrali pro jeho dlouhodobě vyspělý vzdělávací systém (produkující vysokou úroveň průměrné vzdělanosti a funkční gramotnosti), nízké vzdělanostní nerovnosti a diverzifikované uspořádání terciéru.

Ve všech zemích, které vstoupily do naší analýzy, se po 2. světové válce stalo základní i neúplné střední vzdělání v podstatě univerzálním. Střední vzdělání bez maturity prošlo početní expanzí nejsilněji, méně již úplné střední vzdělání a nejméně pak vzdělání terciární. Rozhodnutí o tom, zda pokračovat, či nepokračovat ve vzdělávací dráze, se posunula směrem k vyšším vzdělanostním stupňům a lze říci, že ve všech námi analyzovaných zemích se zásadní rozhodnutí o (ne)pokračování ve studiu uskutečňuje na přechodu mezi základní a střední školou, byť např. ve Švýcarsku probíhá první tranzice ještě v rámci povinné školní docházky (ve 12 letech žáka). V 80. letech minulého století se ve všech zemích začal projevovat přetlak uchazečů na přechodu mezi středním a terciárním vzděláním, které si stále drželo svůj exkluzivní charakter. Na základě dosud provedených analýz vývoje vzdělanostních nerovností provedených jak OLS regresí (zkoumající vliv sociálního původu na dosažené vzdělání), tak tranzitivní metodou (zkoumající vliv sociálního původu na určitou tranzici) se ukázalo, že všechny země se, až na několik výjimek, vyznačují stabilitou, tj. vzdělanostní nerovnosti zůstávají více či méně stejné [Shavit, Blossfeld 1993; Shavit, Gamoran, Arum 2007].

V Československu poklesl vliv vzdělání otce pouze krátkodobě na počátku socialismu, posléze začal opět narůstat [Matějů 1993]⁶ a v současné době se zdá, že se zvyšuje propast mezi šancemi dětí z nejnižší a nejvyšší sociálně postavených skupin [Matějů, Řeháková, Simonová 2007]. Ze všech námi analyzovaných zemí pouze ve Švédsku mezikohortně poklesl efekt vzdělání a zaměstnání otce na dosažené vzdělání potomka a rovněž na přechody v rámci středního školství [Jonsson 1993]. Tím nebyla podpořena teorie MMI, protože vyšší vrstvy nebyly na přístupu na střední školu plně saturovány, a přesto se zmíněná asociace snížila. Stejně tak pouze ve Švédsku poklesla v současné době nerovnost v přístupu do terciéru [Jonsson, Erikson 2007]. Je poměrně zajímavé, že autoři toto snížení připisují vyrovnávání životních podmínek v oblasti kulturního kapitálu a materiálních zdrojů, tj. dlouhodobému snižování třídních rozdílů, což je v rozporu s vyzněním vývoje vzdělanostních nerovností v socialistických státech, v našem případě v Polsku [Heyns, Bialecki 1993] a ČSSR [Matějů 1993]. V těchto zemích však s přihlédnutím k demografickému vývoji obyvatelstva sektor terciárního vzdělávání expandoval pouze málo či vůbec ne.

Ve většině analyzovaných zemích docházelo ke značnému rozrůžňování (diferenciaci) středního školství do vzdělanostních větví (angl. *tracking*), zejmé-

⁶ Jedná se o výsledek OLS regrese nejvyššího dosaženého vzdělání respondenta na vzdělání otce.

na do učňovských oborů jakožto alternativy k akademičtějším oborům středoškolského vzdělávání. Tím zůstal přístup k vyššímu vzdělání vyhrazen převážně vyšším sociálním vrstvám. Při zkoumání tranzice na vysokou školu byl zjištěn opačný směr působení sociálního původu pouze ve Švýcarsku, kde byl změřen velký vliv sociálního původu (zejména vzdělání otce) na tranzici na vysokou školu [Buchmann, Charles, Sacchi 1993; Buchmann et al. 2007]. Toto vzdělání je zde pojímáno, stejně jako v ČR, jako velmi elitní. S výjimkou Švýcarska byl vždy vliv sociálního původu nejsilnější na začátku vzdělávací kariéry a snižoval se směrem k následným tranzicím. Ve Švédsku [Jonsson 1993] a Německu [Blossfeld 1993] byly dokonce vlivy sociálního původu na přechodu k terciárnímu vzdělání téměř nevýznamné. Z časového hlediska došlo ke změnám na vzdělanostních tranzicích ve Švédsku [Jonsson, Erikson 2007] a Německu [Mayer, Müller, Pollak 2007], v ČR a Polsku zůstal vývoj beze změny. K nárůstu vlivu sociálního původu pak došlo pouze ve Švýcarsku u mužů na již zmíněném přechodu na vysokou školu.

Pozitivním trendem 2. poloviny 20. století, společným pro všechny námi analyzované země, bylo podstatné snížení rozdílů v průměrně dosahovaném vzdělání mužů a žen. V jistém ohledu se ženám dokonce podařilo muže překonat, přesněji řečeno došlo k převrácení nevýhody žen ve výhodu nad muži pocházejícími z nižších vrstev. Ve Švédsku poklesla diskriminace dívek v rodinách [Jonsson 1993], v postsocialistických státech zase chlapci na rozdíl od dívek častěji přecházejí do učňovských oborů bez maturity. Pouze v Německu si muži drží výhodu nad ženami v přístupu k postsekundárnímu vzdělání stále [Mayer, Müller, Pollak 2007].

5. Data, použité metody a strategie analýzy

Pro zjištění vlivu sociálního původu na přechod mezi úplným středním a vysokým školstvím v České republice po roce 1989 (a rovněž ke srovnání se čtyřmi dalšími evropskými zeměmi) jsme použili logitové modely vzdělanostních přechodů. Naši analýzu jsme založili na datech European Social Survey (ESS) z roku 2004⁷ a pracovali jsme s těmito zeměmi: Česká republika, Německo, Polsko, Švédsko a Švýcarsko. Počet respondentů v jednotlivých zemích a v jednotlivých kohortách, které jsme pro analýzu vytvořili, je uveden v tabulce 1. V analýze jsme použili tyto proměnné: věk respondenta, pohlaví respondenta, jeho nejvyš-

⁷ European Social Survey (ESS, Evropský sociální výzkum) je mezinárodním šetřením opakujícím se každé dva roky ve více než 30 zemích světa. Poprvé se šetření uskutečnilo v roce 2002/2003, podruhé v roce 2004/2005 a potřetí v roce 2006/2007. V různých zemích účastníků se ESS se používá různých variant pravděpodobnostních výběrů. Naše výpočty vycházejí z předpokladu, že jde o prosté pravděpodobnostní výběry, což ve skutečnosti není splněno a kvůli tomu (jak správně upozornil jeden z anonymních recenzentů) mohou být odhady parametrů v našich modelech zkreslené.

Tabulka 1. Počty respondentů v jednotlivých kohortách dle věku dovršení 18 let v analyzovaných evropských zemích

Země Kohorta	Švýcarsko	Česká republika	Německo	Polsko	Švédsko
1955–70	496	805	723	334	504
1971–89	794	991	1036	567	622
1990–2002	356	533	394	409	340
Celkem (n)	1646	2329	2153	1310	1466

Zdroj: ESS 2004, mezinárodní data.

ší dosažené vzdělání,⁸ dosažené vzdělání otce⁹ a třídní postavení otce (EGP) ve 14 letech respondenta. Kohorty, které jsme vytvořili, byly celkem 3, s roky narození v období let 1937 až 1984 a dovršení 18 let v období 1955 až 2002. Nejvyšší dosažené vzdělání respondenta i otce¹⁰ jsme překódovali do těchto 3 kategorií: 1. vzdělání bez maturity; 2. vzdělání s maturitou; 3. terciární vzdělání. Třídní postavení otce jsme překódovali do 4 kategorií na základě obecně používaného Erikson-Goldthorpeova třídního schématu [Erikson, Goldthorpe 1992] takto: 1. UW (rutinní a polorutinní manuální zaměstnání); 2. MW (technická manuální zaměstnání a řemesla, farmáři); 3. NM (administrativní a další nemanuální zaměstnání na střední úrovni); 4. PROF (tradiční i moderní odborné profese; vyšší, střední a nižší manažeři; úředníci). Provedli jsme komparaci dvou generací dosahujících vzdělání před rokem 1989 (tj. před pádem komunismu v ČR a Polsku) a jedné generace nejmladší (v ČR a Polsku postsocialistické). Bylo tak

⁸ Nejmladším respondentům, jejichž současné ekonomické postavení znělo „student“, zároveň měli maturitu a dosáhli věku dvaceti a více let, jsme přiřadili status „vzdělání vysokoškolské“.

⁹ Na základě pochyby jednoho z recenzentů, zda pro vzdělanostní trajektorii dítěte není větší determinantou vzdělání matky než vzdělání otce, jsme se na datech PISA 2000, 2003 a 2006 rozhodli ověřit vliv vzdělání obou rodičů na volbu střední školy u jejich dítěte. Zjistili jsme, že neplatí, že by vliv vzdělání matky na typ střední školy studované dítětem byl vyšší než vliv vzdělání otce. Korelace mezi vzděláním každého z rodičů a typem střední školy jsou téměř totožné, u otce pak v letech 2000 a 2006 dokonce mírně vyšší než u matky.

¹⁰ Závažným omezením použitých mezinárodních dat byla skutečnost, že téměř všichni respondenti dosáhli dle klasifikace ISCED středoškolského vzdělání, ovšem bez rozlišení toho, zda se jednalo o typ studia maturitní (umožňující následný přechod na VŠ) či nematuritní (neumožňující následný přechod na VŠ). Toho jsme si byli při interpretaci výsledků vědomi. Proto při analýze dat pouze za ČR využíváme rozdělení na otce bez maturity, otce maturanty a vysokoškoláky, avšak při práci s mezinárodními daty jde o otce se základním, středním (bez rozlišení toho, zda mají, či nemají maturitu) a vysokoškolským vzděláním.

pokryto období od roku 1955 až po nejdostupnější rok v současnosti – rok 2002. Kohorty jsme vytvořili tak, aby kopírovaly historický vývoj v České republice;¹¹ 1. 1955–1970 (nejstarší); 2. 1971–1989 (střední); 3. 1990–2002 (nejmladší).

Pomocí logitových modelů jsme modelovali vliv sociálního původu (dosaženého vzdělání otce a jeho třídního postavení) a demografických charakteristik respondenta (pohlaví a roku jeho narození, tj. kohorty) na jeho přechod mezi úplným středním a vysokoškolským vzděláním. Cílem analýzy bylo odhadnout, s jakou pravděpodobností nastal, či nenastal sledovaný jev, tj. úspěšný přechod na vysokou školu, a nalézt proměnné (a zjistit jejich vliv), které tento jev mohou co nejvíce vysvětlit. Závislou (vysvětlovanou) proměnnou modelu byla dichotomická proměnná vyjadřující úspěch v přechodu na vysokou školu (1 = přešel, 0 = nepřešel). Nezávislými proměnnými byly vzdělání otce (FED) nebo jeho třídní postavení (F_EGP4),¹² dále pak pohlaví respondenta (gender) a jeho kohorta. Všechny tyto proměnné byly použity jako nominální (vždy tedy byly počítány parametry pro všechny kategorie proměnné s výjimkou kategorie poslední, která byla brána jako srovnávací). Doplnkově jsme provedli rovněž analýzu tranzice ze základní na střední školu. Protože však v případě této tranzice výsledný model vyhovoval pouze datům za Českou republiku, uvádíme zde pouze model český.

Pravděpodobnost úspěchu v tranzici na vysokou školu jsme modelovali pomocí logitových rovnic, z nichž první obsahovala pouze hlavní efekty a v dalších modelech byla testována významnost interakcí mezi jednotlivými proměnnými. Srovnání jednotlivých modelů jsme provedli podle pravidel statistické inference na základě statistik L^2 (likelihood ratio, poměr věrohodností) a χ^2 , a rovněž příslušných stupňů volnosti. Pro obě statistiky L^2 a χ^2 platí, že čím nižších hodnot nabývají, tím je daný model pro data vhodnější. Protože vhodnost modelu je však ovlivněna i počtem parametrů, resp. počtem stupňů volnosti (df), řídili jsme se při výběru modelu poměrem $2\log L^2 / \Delta df$, případně hladinou statistické významnosti modelu (sig). Ta by měla být co nejvyšší, aby nedošlo k zamítnutí hypotézy o vhodnosti modelu pro daná data. Při hodnocení jednotlivých modelů jsme také přihlíželi k testům statistické významnosti jednotlivých parametrů modelu a k adjustovaným reziduím, včetně toho, nakolik se blíží normálnímu rozdělení. V naší analýze za Českou republiku jsme testovali následující čtyři různé modely šancí na přechod na vysokou školu:

¹¹ Periodizaci českých dějin jsme vytvořili na základě konzultace u prof. Jana Křena z IMS FSV UK Praha.

¹² Výběr jedné z proměnných (buď vzdělání otce, nebo jeho třídního postavení) je dán provázaností těchto proměnných. Vazba těchto dvou proměnných je mezikohortně stabilní a činí zhruba 0,8 při měření koeficientem gamma. Nebylo by proto vhodné používat do modelů obě proměnné najednou, a sice z důvodu možné multikolinearity. Dalším důvodem pro jejich současné nepoužití by byly i malé očekávané četnosti pro některé kombinace proměnných.

a) Základní model (M I) bez dvojných interakcí s proměnnou vzdělání otce měl rovnici:

$$\log(P(V\check{S})/P(\text{ne } V\check{S})) = \mu^{13} + \lambda^{\text{mu\check{z}}} + \lambda^{\text{otec bez maturity}} + \lambda^{\text{otec maturant}} + \lambda^{\text{nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{střední kohorta}}$$

V modelu jsou tedy vynechány parametry pro poslední kategorie proměnných (tzv. srovnávací kategorie): v případě proměnné gender je to kategorie *žena*, v případě vzdělání otce pak kategorie *terciární vzdělání*, a v případě proměnné kohorta pak kategorie, ve které respondent dosáhl 18 let mezi lety 1990–2002.

b) Pro složitější úvahy jsme také testovali další model (M II), který předpokládá, že vazba mezi vzděláním otce a úspěšností dítěte v tranzici se mezi kohortami proměňovala a zároveň že vazba mezi pohlavím respondenta a jeho úspěchem v tranzici se mezikohortně lišila. Šlo tedy o tento model s dvojnými interakcemi:

$$\log(P(V\check{S})/P(\text{ne } V\check{S})) = \mu + \lambda^{\text{mu\check{z}}} + \lambda^{\text{otec bez maturity}} + \lambda^{\text{otec maturant}} + \lambda^{\text{nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{střední kohorta}} + \lambda^{\text{otec bez maturity*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{otec maturant*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{otec bez maturity*střední kohorta}} + \lambda^{\text{otec maturant*střední kohorta}} + \lambda^{\text{mu\check{z}*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{mu\check{z}*střední kohorta}}$$

c) V dalším modelu (M III) jsme namísto proměnné vzdělání otce (FED) pracovali s proměnnou třída otce (F_EGP4) a nezahrnuli jsme do něj žádné dvojné interakce (podobně jako v modelu M I):

$$\log(P(V\check{S})/P(\text{ne } V\check{S})) = \mu + \lambda^{\text{mu\check{z}}} + \lambda^{\text{otec UW}} + \lambda^{\text{otec MW}} + \lambda^{\text{otec NW}} + \lambda^{\text{nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{střední kohorta}}$$

kde je opět u proměnné F_EGP4 (kódované jako 1 = nekvalifikovaná manuální zaměstnání (UW), 2 = kvalifikovaná manuální zaměstnání (MW), 3 = nemanuální zaměstnání (NW) a 4 = odborníci (PROF)) vynechána poslední kategorie jako srovnávací a totéž platí u proměnné kohorta (obdobně jako u modelu I).

d) Testovali jsme také složitější model (M IV) opět s dvojnými interakcemi, který předpokládá, že vazba mezi třídním postavením otce a úspěšností dítěte v tranzici byla mezikohortně proměnlivá a taktéž že vazba mezi pohlavím respondenta a jeho úspěšností v tranzici se mezi kohortami lišila. Byl to tedy tento model s dvojnými interakcemi:

$$\log(P(V\check{S})/P(\text{ne } V\check{S})) = \mu + \lambda^{\text{mu\check{z}}} + \lambda^{\text{otec UW}} + \lambda^{\text{otec MW}} + \lambda^{\text{otec NW}} + \lambda^{\text{nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{střední kohorta}} + \lambda^{\text{otec UW*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{otec MW*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{otec NW*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{otec UW*střední kohorta}} + \lambda^{\text{otec MW*střední kohorta}} + \lambda^{\text{otec NW*střední kohorta}} + \lambda^{\text{mu\check{z}*nejstarší kohorta}} + \lambda^{\text{mu\check{z}*střední kohorta}}$$

¹³ Používáme standardní symboliku logitových modelů, tedy μ pro konstantu a λ s příslušnými horními indexy pro parametry u kategorií jednotlivých použitých proměnných.

Pro mezinárodní srovnání jsme následně použili jen ten z dvojice modelů M I a M II, resp. M III a M IV, který se ukázal být vhodnější pro Českou republiku. Naším cílem bylo zachycení indikací, zda modely vytvořené na českých datech lze použít i k modelování situace v jiných zemích a rovněž zda a jak je situace v ČR odlišná ve srovnání se zahraničím. K analýze jsme použili proceduru GENLOG v programu SPSS 15.0. Tato procedura na rozdíl od procedury LOGLINEAR dostupné v předchozích verzích SPSS neumožňuje specifikovat různé kontrasty (a tedy nelineární vlivy nezávislých proměnných), avšak poskytuje „adjusted residuals“, která jsou pro diagnostiku vhodnosti modelu lepší než „standardized residuals“, obsažená ve výstupu předchozí verze SPSS. Byli jsme si samozřejmě vědomi, že v případě proměnné „vzdělání otce“ by se mohlo stát, že některý z nelineárních kontrastů by mohl být k modelování vhodnější. Tyto postupy však mohou být předmětem dalších budoucích analýz.

6. Výsledky analýzy

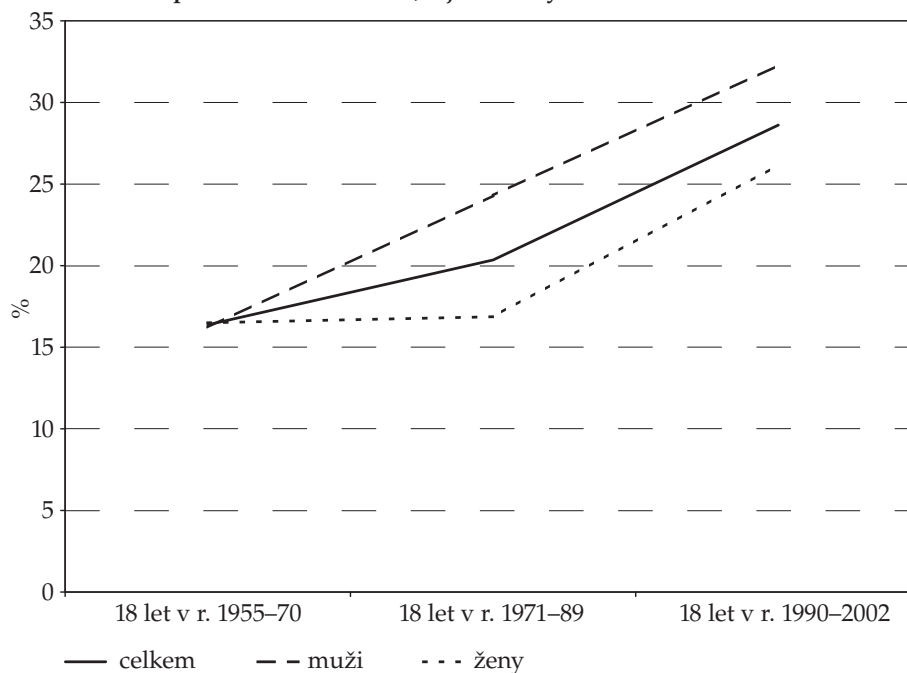
Cílem naší analýzy bylo nalézt co nejvhodnější model zachycující vztah mezi proměnnými „vzdělání otce“, „třídní postavení otce“, „pohlaví respondenta“ a „kohorta respondenta“, a kromě České republiky vyzkoušet jeho platnost i na dalších vybraných zemích, tj. Švýcarsku, Švédsku, Německu a Polsku. Snažili jsme se zodpovědět otázku, zda a případně jak vzdělání otce ovlivňuje šanci potomka na přechod ze střední na vysokou školu a taktéž zda a případně jak tuto tranzici ovlivňuje třídní postavení otce (popis jednotlivých modelů viz výše). Nejprve uveďme, jak se vyvíjely šance na přechod na vysokou školu v jednotlivých kohortách v ČR, jak v celé populaci, tak pro muže a ženy zvlášť (graf 1).

Jak je patrné z grafu 1, v České republice docházelo k trvalému celkovému nárůstu podílu osob, které úspěšně prošly tranzicí ze střední na vysokou školu. Mezi první a druhou kohortou došlo k nárůstu pouze v populaci mužů, ve věkové kohortě nastupující na vysokou školu po roce 1989 však dochází k výraznému nárůstu i v populaci žen. Podíl žen úspěšných v této tranzici byl však celkově ještě stále nižší než podíl mužů.¹⁴ Pro dokreslení situace rovněž uvádíme tytéž údaje za první tranzici, tj. přechod ze základní na střední školu s maturitou, která je nezbytným předpokladem (jakýmsi „filtrem“) pro pokus o úspěch v tranzici následně (graf 2).

V případě přechodu ze základní na střední školu s maturitou podíl úspěšných po celé sledované období rostl, mezi druhou a třetí kohortou pak výrazněji u žen než u mužů. Po zhodnocení informací z grafů 1 a 2 je zřejmé, že ženy jsou

¹⁴ V nejmladší generaci české populace již došlo k převrácení poměru obou pohlaví mezi studenty vysokých škol (v roce 2007/08 činil 54 % žen a 46 % mužů) a ženy vykazují vyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných osob již i mezi jejich absolventy (56 % žen a 44 % mužů) [Kleňhová 2007].

Graf 1. Vývoj podílu absolventů středoškolského vzdělání, kteří přešli na vysokou školu (uspěli ve druhé tranzici), v jednotlivých kohortách v ČR (v %)

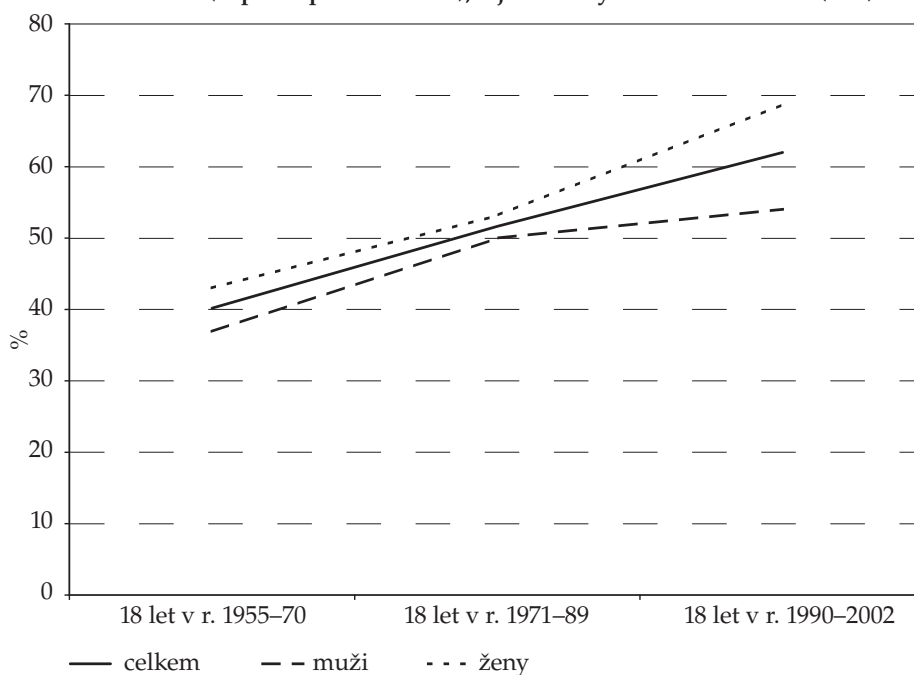


Zdroj: ESS 2004, data za ČR.

úspěšnější v první tranzici a méně úspěšné ve druhé. Díky této skutečnosti se podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů a žen vzájemně přibližuje.

Protože stejně jako v ČR není ve většině zahraničních vzdělávacích systémů vstup na vysokou školu automatický, ale vyžaduje formální naplnění určité nižší vzdělanostní úrovně, bylo nutné tento problém analyticky zohlednit. Zaměřili jsme se proto i na hledání optimálního modelu pro přechod ze základní na takovou střední školu, která umožňuje vstup na školu vysokou. Model jsme nejprve použili na českých datech. Využili jsme logitový model se závislou proměnnou „studoval (studuje) na střední škole s maturitou“ (v ČR umožňující přechod na vysokou školu), přičemž nezávislé proměnné byly shodné s vybraným modelem pro druhou tranzici (jak doložíme dále), byly to tedy vzdělání otce, kohorta a pohlaví. Použili jsme dva modely, jeden obsahující pouze nezávislé proměnné bez jejich interakcí, druhý model pak zohlednil možné rozdíly ve vlivu vzdělání otce na první tranzici v průběhu jednotlivých kohort. S ohledem na charakteristiky modelu (zejména celkový test a adjustovaná rezidua) lze konstatovat, že druhý výše uvedený model (tj. obsahující interakci mezi proměnnou kohorta a vzdělání otce) je pro popis první tranzice vhodnější (tabulka 2).

Graf 2. Vývoj podílu absolventů základního vzdělání, kteří přešli na střední školu s maturitou (uspěli v první tranzici), v jednotlivých kohortách v ČR (v %)



Zdroj: ESS 2004, data za ČR.

Platí tedy, že postupem času se šance na úspěšný přechod ze základní na střední školu (s maturitou) zvyšují. Vyšší šance mají zejména dívky a osoby, které mají vzdělanější otce. Chceme-li být konkrétnější, pak uveďme, že šance žen vůči mužům na úspěch v první tranzici je (v nejmladší kohortě) 1,4krát vyšší (jedná se o převrácenou hodnotu poměru šancí v řádku označeném muž, tj. 1/0,73), dále že šance nejmladší kohorty vůči kohortě střední je taktéž 1,4krát vyšší a 1,7krát vyšší vůči nejstarší kohortě (nicméně tyto poměry šancí nejsou statisticky významné, a jsou tudíž neprokazatelné a nezobecnitelné na populaci). Výrazný je vliv vzdělání otce (viz též graf 3) – poměr šancí úspěchu v první tranzici je pro dítě s vysokoškolsky vzdělaným otcem oproti dítěti, které má otce středoškoláka, v nejmladší kohortě 3,7násobný. Oproti dítěti s otcem, který nedosáhl maturity, je již ale téměř 10násobný (obojí opět v nejmladší kohortě).

Bylo by samozřejmě vhodné použít obdobný model první tranzice i pro ostatní námi vybrané evropské země. Problémem je, že v jednoduché verzi model pro tyto země nefunguje, ostatně totéž by platilo i pro ČR na mezinárodních datech (naštěstí jsme měli k dispozici i původní proměnnou o vzdělání

Tabulka 2. Odhady parametrů pro tranzici mezi základním a úplným středním vzděláním v ČR

	Model pro první tranzici			
	odhad (B)	směrodatná chyba (S.Ě.)	hladina významnosti (sig.)	poměr šancí (exp (B))
otec bez maturity	-2,25	0,40	<0,01	0,11
otec maturant	-1,3	0,41	<0,01	0,27
nejstarší kohorta	-0,53	0,68	0,44	0,59
střední kohorta	-0,35	0,55	0,53	0,70
muž	-0,32	0,09	<0,01	0,73
nejstarší kohorta*otec bez maturity	-0,15	0,69	0,83	0,86
nejstarší kohorta*otec maturant	0,96	0,74	0,19	2,61
střední kohorta*otec bez maturity	-0,05	0,57	0,93	0,95
střední kohorta*otec maturant	0,96	0,61	0,11	2,61

Zdroj: ESS 2004, data ČR (respondenti, kteří mají alespoň základní vzdělání).

Poznámka: Modelovány jsou šance (resp. poměry šancí) úspěšného/neúspěšného přechodu ze základní školy na střední školu maturitního typu. V tabulce nejsou obsaženy odhady konstant, které nejsou pro čtení ve formě poměrů šancí potřebné a tabulku by výrazně prodlužovaly. Tyto parametry jsou zohledněny v grafu 3, kde se využívají pro výpočty šancí. Obdobně je tomu v tabulce 4 a grafu 4.

respondenta a jeho otce). Narážíme zde na problém formátu mezinárodních dat, kdy namísto proměnné zohledňující dosažení vzdělání nutného pro přechod do terciéry je v nich užito redukované klasifikace ISCED (viz též pozn. pod čarou č. 10). Díky tomu je například na mezinárodních datech ESS za ČR nemožné rozlišit úplné a neúplné střední vzdělání (tj. s maturitou či bez ní). Výše popsaný model pro první vzdělanostní přechod tak na mezinárodním souboru ztrácí svůj význam a ani statisticky nefunguje. Obdobně je tomu v ostatních zemích.

Nyní se zaměříme na otázku, zda otcovo vzdělání či jeho třídní postavení ovlivňovalo úspěch v přechodu na vysokou školu (tj. ve druhé tranzici) a zda byl tento vliv mezikohortně neměnný, či nikoliv. První model, který jsme testovali, předpokládal, že mezikohortně se šance na této tranzici proměňovala, vliv vzdělání otce byl však mezikohortně stabilní a taktéž rozdíly mezi muži a ženami zůstávaly zhruba konstantní. Druhý model oproti tomu předpokládal mezikohortní proměnlivost vlivu otcova vzdělání a respondentova pohlaví na úspěch v tranzici. Výsledky obou zmíněných modelů shrnuje tabulka 3.

Ze souhrnných statistik obou modelů se zdá, že model s interakcemi (M II)

Tabulka 3. Statistiky vhodnosti modelů I a II za ČR (poměr věrohodností a Pearsonův χ^2 test, koeficient koncentrace a entropie)

Modely	Model I			Model II		
	hodnota testového kritéria	stupně volnosti (df)	hladina významnosti (sig.)	hodnota testového kritéria	stupně volnosti (df)	hladina významnosti (sig.)
Poměr věrohodností (LR)	12,54441	12	0,403005	1,907767	6	0,927983
Pearsonův χ^2	12,39498	12	0,414502	1,918899	6	0,927004
Koeficient koncentrace	0,094					
Entropie	0,079					

Zdroj: ESS 2004, data za ČR (pouze respondenti s maturitou či vyšším dosaženým vzděláním).

Poznámka: Pro model I a model III uvádíme pro jejich orientační srovnání i koeficient koncentrace a entropii [DeMaris 1992: 27 a dále]. Zejména za pomoci koeficientu koncentrace, který je obdobou indexu determinace v regresní analýze, lze alespoň orientačně porovnat modely I a III, tedy model se vzděláním otce a model s jeho třídním postavením.

popisuje data lépe. Také adjustovaná rezidua jsou zde menší (v tabulce je neuvádíme). Je však důležité podrobit testům významnosti také parametry jednotlivých modelů, aby bylo možné rozhodnout, zda je model II pro data vhodnější než model I. Shrnutí parametrů a jejich charakteristik přinášíme v tabulce 4. Z ní vyplývá, že všechny dvojné interakce nezávislých proměnných mají velkou chybu prvního druhu, a proto nelze zamítnout hypotézu o jejich nulovosti. Optikou testů významnosti jednotlivých parametrů se tedy jako vhodnější jeví jednodušší model I, který má všechny proměnné statisticky významné, což znamená, že všechny přispěly k vysvětlení variability závisle proměnné „úspěch v tranzici“.

Na základě výsledků modelu I můžeme konstatovat, že proměnná „vzdělání otce“¹⁵ měla na úspěch respondenta v tranzici pozitivní vliv. Poměr šancí mezi potomky otců s vysokoškolským vzděláním a potomky otců s neúplným středním vzděláním (tj. bez maturity) činil 6,7 (jedná se o převrácenou hodnotu poměru šancí z prvního řádku ve sloupci exp (B) modelu I, tj. 1/0,15). Poměr šancí dětí otců s vysokou školou oproti dětem otců s úplným středním vzděláním (maturitou) pak byl zhruba poloviční, přesněji 3,6 (1/0,28). Co se týče pohlaví, byl prokázán pozitivní vliv mužského pohlaví – muži měli mezi lety 1990–2002

¹⁵ Vliv této proměnné (resp. příslušných dvou dichotomií) jsme též statisticky testovali celkově za pomoci rozdílů mezi hodnotami poměrů věrohodností bez této proměnné a s ní. Rozdíl činil 72,7, což je při dvou stupních volnosti statisticky významný rozdíl na hladině významnosti menší než 0,001. Potvrdil se tak tedy vliv vzdělání otce na druhou tranzici.

Tabulka 4. Parametry odhadů pro modely I a II popisujícími tranzici mezi úplným středním a terciárním vzděláním v ČR

	Model I				Model II			
	odhad (B)	směrodatná chyba (S.E.)	hladina významnosti (sig.)	poměr šancí (exp (B))	odhad (B)	směrodatná chyba (S.E.)	hladina významnosti (sig.)	poměr šancí (exp (B))
otec bez maturity	-1,88	0,22	<0,01	0,15	-2,43	0,29	<0,01	0,088
otec maturant	-1,27	0,22	<0,01	0,28	-1,14	0,24	<0,01	0,32
nejstarší kohorta	-0,42	0,20	0,04	0,66	-0,38	0,55	0,49	0,68
střední kohorta	-0,34	0,18	0,06	0,71	-0,61	0,44	0,16	0,54
muž	0,32	0,16	0,04	1,37	0,35	0,28	0,21	1,42
nejstarší kohorta*otec bez maturity					0,59	0,62	0,34	1,80
nejstarší kohorta*otec maturant					-0,09	0,62	0,88	0,91
střední kohorta*otec bez maturity					0,88	0,52	0,09	2,41
střední kohorta*otec maturant					-0,30	0,50	0,55	0,74
nejstarší kohorta*muž					-0,44	0,42	0,29	0,64
střední kohorta*muž					0,14	0,37	0,72	1,15

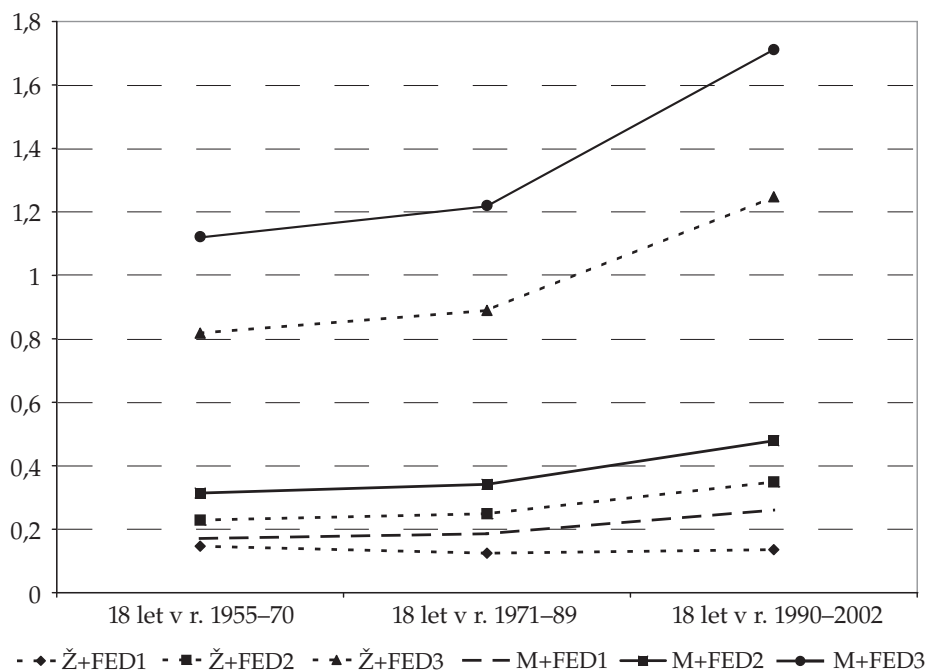
Zdroj: ESS 2004, data za ČR (pouze respondenti s maturitou či vyšším dosaženým vzděláním).

Poznámka: Modelovány jsou šance (resp. poměry šancí) úspěšného/neúspěšného přechodu ze střední školy na VŠ. V tabulkách 4, 6 a 8 jsou uvedeny hodnoty statistických kritérií pro první 2 kategorie proměnné FED (vzdělání otce) a první 3 kategorie proměnné EGP (třídní postavení otce). SPSS 15 zde ovšem počítá šance (resp. jejich logaritmus) pro všechny kategorie té proměnné, která vstupuje do modelu jako první. Uvedené poměry šancí (s vynecháním poslední kategorie) byly dopočteny podílem příslušných dvou šancí (respektive odečítáním příslušných parametrů).

šanci na přechod na vysokou školu 1,4krát vyšší než ženy. Z hlediska časového vývoje lze konstatovat, že šance na druhou tranzici mezikohortně rostla. V první kohortě (nejstarší, dosahující 18 let věku a přecházející na vysokou školu v období let 1955–70) byla 1,5krát nižší (1/0,66) než v kohortě třetí, poslední (nejmladší, dosahující 18 let věku v období 1990–2002), v prostřední kohortě (přecházející na vysokou školu v letech 1971–1989) pak 1,4krát nižší (1/0,71) než v kohortě nejmladší (ta byla pro nás srovnávací kategorií). To, jak se šance na vstup na vysokou školu mezikohortně zvyšovala podle úrovně vzdělání otce, zobrazuje graf 3.

V dalších modelech jsme se snažili zachytit vliv třídního postavení otce (jeho EGP). Opět jsme začínali jednodušším modelem bez interakcí mezi nezávislými

Graf 3. Šance na vstup na VŠ (druhou tranzici) dle pohlaví respondenta a vzdělání otce v ČR dle modelu I



Zdroj: ESS 2004, data za ČR (pouze respondenti s maturitou či vyšším dosaženým vzděláním).

Tabulka 5. Statistiky vhodnosti modelů III a IV za ČR (poměr věrohodností a Pearsonův χ^2 test, koeficient koncentrace a entropie)

Modely	Model III			Model IV		
	hodnota testového kritéria	stupně volnosti (df)	hladina významnosti (sig.)	hodnota testového kritéria	stupně volnosti (df)	hladina významnosti (sig.)
Poměr věrohodností (LR)	18,327182	17	0,368487	6,600282	9	0,678657
Pearsonův χ^2	18,705849	17	0,345675	6,755562	9	0,662552
Koeficient koncentrace	0,057					
Entropie	0,054					

Zdroj: ESS 2004, data za ČR (pouze respondenti s maturitou či vyšším dosaženým vzděláním).

Poznámka: Pro model III opět uvádíme koeficient koncentrace a entropii pro možnost porovnání s modelem I.

Tabulka 6. Parametry odhadů pro modely III a IV popisující tranzici mezi úplným středním a terciárním vzděláním v ČR

	Model III				Model IV			
	odhad (B)	směrodatná chyba (S.E.)	hladina významnosti (Sig.)	poměr šancí (exp (B))	odhad (B)	směrodatná chyba (S.E.)	hladina významnosti (Sig.)	poměr šancí (exp (B))
otec třída UW	-1,26	0,41	<0,01	0,28	-1,93	0,61	<0,01	0,15
otec třída MW	-0,87	0,38	0,03	0,42	-1,37	0,52	0,01	0,25
otec třída NW	-0,11	0,48	0,83	0,90	-1,14	0,87	0,2	0,32
nejstarší kohorta	-0,54	0,21	0,01	0,58	-0,55	0,38	0,15	0,58
střední kohorta	-0,38	0,19	0,05	0,68	-0,97	0,36	0,01	0,38
muž	0,27	0,16	0,10	1,31	0,38	0,29	0,19	1,46
nejstarší kohorta*otec třída UW					0,98	0,56	0,08	2,66
nejstarší kohorta*otec třída MW					0,06	0,53	0,91	1,06
nejstarší kohorta*otec třída NW					0,44	0,85	0,60	1,55
střední kohorta*otec třída UW					0,93	0,53	0,08	2,53
střední kohorta*otec třída MW					0,54	0,47	0,25	1,72
střední kohorta*otec třída NW					1,38	0,76	0,07	3,97
nejstarší kohorta*muž					-0,65	0,43	0,14	0,52
střední kohorta*muž					0,17	0,39	0,67	1,19

Zdroj: ESS 2004, data ČR (pouze respondenti s maturitou či vyšším dosaženým vzděláním).

Poznámka: Modelovány jsou šance (resp. poměry šancí) úspěšného/neúspěšného přechodu ze střední školy na VŠ.

proměnnými a poté jsme interakce do modelu zařadili. Celkové charakteristiky vhodnosti výsledných modelů III a IV zachycuje tabulka 5.

Na základě celkových charakteristik se vhodnějším ukázal být opět model s interakcemi nezávislých proměnných. Nicméně z modelu II již víme, že interakce pohlaví a kohorty nemá statisticky významné odhady parametrů. V tabulce 6 shrnujeme výsledky odhadů parametrů modelů III a IV.

Z tabulky je patrné, že všechny dvojné interakce nezávislých proměnných mají opět velkou chybu prvního druhu, a proto opět nelze zamítnout hypotézu o jejich nulovosti. Z pohledu testů významnosti jednotlivých parametrů se tedy jako vhodnější jeví model III, který je jednodušší a má všechny proměn-

né statisticky významné (s výjimkou proměnné „pohlaví“ a kategorie nemanuálních zaměstnanců). Z výsledků pak vidíme, že proměnná „třída otce“¹⁶ měla na úspěch respondenta v tranzici pozitivní vliv – čím výše byl otec respondenta zařazen na škále EGP, tím vyšší šanci mělo jeho dítě na úspěšný přechod na vysokou školu. Konkrétně uveďme, že např. poměr šancí mezi potomky otců se statusem „odborník“ a potomky otců nekvalifikovaných manuálních dělníků činí 3,6 (1/0,28), což znamená, že šance potomků odborníků vstoupit na vysokou školu jsou téměř 4krát vyšší. Porovnáme-li potomky odborníků s dalšími kategoriemi EGP otce, poměry činí 2,4 ve srovnání s potomky kvalifikovaných dělníků a 1,1, tedy shodné šance, ve srovnání s potomky nemanuálně pracujících zaměstnanců (parametr pro tento poměr šancí není ani v modelu III, ani v modelu IV statisticky významný). Vliv kohorty byl stejný jako u modelu I, tj. šance na druhou tranzici mezikohortně rostla.

Celkově je model III o něco horší než model I obsahující namísto třídního postavení otce jeho vzdělání – vycházíme zejména ze srovnání koeficientů koncentrace (viz tabulky 3 a 5). Při srovnání všech čtyř modelů se nám tedy pro vysvětlení vývoje nerovností v přístupu k terciárnímu vzdělání v České republice jeví jako nejvhodnější model I, který je relativně jednoduchý, postihuje základní vazby a je statisticky vhodný. Tento model jsme proto zkusili kromě ČR aplikovat i na další námi vybrané čtyři země. Protože v použitém mezinárodním souboru ESS 2004 byla coby kategorizace proměnné „vzdělání“ (pro respondenta i otce) použita hrubá klasifikace ISCED, přepočítali jsme takto i data za ČR. Vzhledem k tomu, že však tato klasifikace nerozlišuje, zda student na konci svého středního školního studia složil maturitní zkoušku, či ne, a tudíž nerozlišuje, zda je formálně způsobilý k přechodu na vysokou školu, je díky této nepřesnosti její použitelnost pro ČR, Německo, ale i ostatní země problematická. Výsledky modelu I pro všechny analyzované země podávají tabulky 7 a 8.

Jak ukazuje tabulka 7, jedinou zemí, pro kterou je model I nevhodný, je Polsko. V případě Německa se model pohybuje na hranici statistické významnosti, naopak kromě České republiky model výborně popisuje reprodukci vzdělání ve Švýcarsku a Švédsku.

Na základě výsledků modelování v jednotlivých zemích dle modelu optimálního pro Českou republiku (tabulka 8) je možné konstatovat, že zemí, která je ČR ve způsobu reprodukce vzdělanostního statusu nejvíce podobná, je Švýcarsko. I zde šance na úspěch v tranzici na vysokou školu mezikohortně roste, vliv vzdělání otce je rovněž vysoký a muži mají šance na překonání tranzice vyšší

¹⁶ Obdobně jako u proměnné „vzdělání otce“ v modelu I jsme i v případě modelu III a proměnné „třída otce“ (resp. příslušných tří dichotomií) statisticky testovali její celkový vliv za pomoci rozdílů mezi hodnotami poměrů věrohodností bez této proměnné a s ní. Rozdíl činil 43,9, což je při třech stupních volnosti statisticky významný rozdíl na hladině významnosti menší než 0,001. Byl tedy potvrzen vliv třídního postavení otce na druhou tranzici respondenta.

Tabulka 7. Statistiky vhodnosti modelu I pro pět analyzovaných evropských zemí (test poměrem věrohodností a Pearsonův χ^2 test)

		hodnota kritéria	stupně volnosti (df)	hladina významnosti (sig.)
Česká republika	Poměr věrohodností	15,6464	12	0,207973
	χ^2 test	14,02058	12	0,299396
Německo	Poměr věrohodností	19,87562	12	0,069476
	χ^2 test	19,48528	12	0,077471
Švýcarsko	Poměr věrohodností	6,943074	12	0,861352
	χ^2 test	6,930869	12	0,862148
Polsko	Poměr věrohodností	29,39609	12	0,00344
	χ^2 test	26,33813	12	0,009611
Švédsko	Poměr věrohodností	13,69637	12	0,320516
	χ^2 test	13,33441	12	0,34521

Zdroj: ESS 2004, mezinárodní data.

než ženy, a to v podobném poměru, jako v ČR. Přesněji řečeno, v ČR je šance nejstarší kohorty vstoupit na vysokou školu 1,7krát nižší oproti kohortě nejmladší a ve Švýcarsku je v podstatě stejná – nižší 1,8krát. Co se týče vlivu pohlaví, muži v ČR mají šance 1,2krát vyšší, muži ve Švýcarsku pak 1,6krát. Šance potomků otců s nižším středním či nižším vzděláním vůči potomkům otců se vzděláním terciárním jsou v ČR téměř 21krát nižší, ve Švýcarsku 8krát nižší. Avšak v další postsocialistické zemi – Polsku – jsou nižší 15krát, zde však nesmíme zapomenout na to, že model I nebyl pro tuto zemi vhodný. V Německu vyšly šance potomků otců s nižším středním či nižším vzděláním oproti potomkům otců se vzděláním terciárním 5krát menší. Nejmenší nerovnosti se podle našeho očekávání potvrdily ve Švédsku, kde je poměr šancí mezi potomky obou vzdělanostních skupin nejmenší – šance se liší pouze 4krát.

Poměrně podobné České republice je i Německo, kde mají muži šance na druhou tranzici vyšší než ženy (2x) a vliv vzdělání otce je taktéž pozitivní. Mezi-kohortní rozdíly v Německu však nejsou výrazné a testy neprokázaly jejich statistickou významnost. Poznamenejme ovšem, že vliv otcova vzdělání je v ČR ze všech analyzovaných zemí nejvyšší (viz sloupce s poměry šancí). Zemí odlišnou od ČR, Švýcarska a Německa je Švédsko, kde v souladu s výsledky jiných analýz došlo k poklesu šancí mezi první a druhou kohortou, mezi nejmladší a prostřední zůstala situace zhruba nezměněná. Švédsko je společně s Polskem rovněž jedinou analyzovanou zemí, kde mají muži nižší šance na druhou tranzici než ženy. Ve všech ostatních státech je tomu naopak.

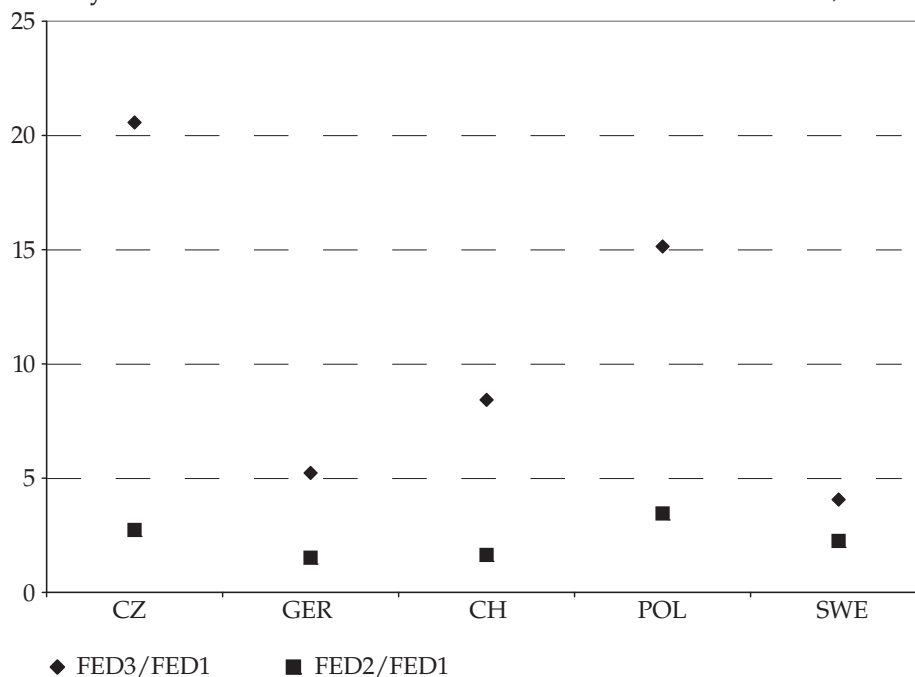
Tabulka 8. Parametry odhadů preferovaného modelu I pro tranzici mezi vyšším středním a terciárním vzděláním v analyzovaných zemích

	Česká republika			Německo			Švýcarsko					
	para- metr	směr. chyba	hladina význ. šancí	para- metr	směr. chyba	hladina význ. šancí	para- metr	směr. chyba	hladina význ. šancí			
otec bez SŠ	-3,024	0,549	<0,001	0,048	-1,653	0,373	<0,001	0,191	-2,131	0,426	<0,001	0,119
otec SŠ	-2,019	0,372	<0,001	0,133	-1,236	0,308	<0,001	0,291	-1,638	0,358	<0,001	0,194
nejstarší kohorta	-0,541	0,200	0,007	0,582	-0,160	0,157	0,306	0,852	-0,608	0,196	0,002	0,544
střední kohorta	-0,416	0,173	0,016	0,660	-0,124	0,148	0,401	0,883	-0,316	0,169	0,062	0,729
muž	0,143	0,147	0,330	1,154	0,735	0,108	<0,001	2,085	0,487	0,140	<0,001	1,627
	Polsko			Švédsko								
	para- metr	směr. chyba	hladina význ. šancí	para- metr	směr. chyba	hladina význ. šancí	para- metr	směr. chyba	hladina význ. šancí			
otec bez SŠ	-2,717	0,478	<0,001	0,066	-1,402	0,160	0,005	0,246				
otec SŠ	-1,477	0,517	0,006	0,228	-0,592	0,262	0,553	0,553				
nejstarší kohorta	-0,833	0,287	0,004	0,435	0,421	0,181	0,020	1,523				
střední kohorta	-0,353	0,199	0,077	0,703	0,022	0,165	0,893	1,022				
muž	-0,655	0,188	0,001	0,519	-0,563	0,129	<0,001	0,569				

Zdroj: ESS 2004, mezinárodní data.

Poznámka: Modelovány jsou šance (resp. poměry šancí) úspěšného/neúspěšného přechodu ze střední školy na VŠ.

Graf 4. Poměry šancí na druhé tranzici pro 3 vzdělanostní kategorie otce (terciární vs. vyšší střední vzdělání a terciární vs. nižší střední nebo nižší vzdělání)



Zdroj: ESS 2004, mezinárodní data.

Polsko je pak specifické zejména tím, že použitý model I zde v podstatě nefunguje. I když jednotlivé parametry jsou statisticky významné a s očekávaným znaménkem, celkový test a rezidua naznačují nevhodnost tohoto modelu pro použitá data ESS 2004. Mnohem vhodnější pro poměry Polska je model s interakcí kohorty a vzdělání otce. Vliv vzdělání otce na šance v tranzici byl totiž v čase proměnlivý, nejvýraznější byla velmi malá šance dětí otců s nižším středním či nižším vzděláním v první kohortě (dosahující 18 let věku v období 1955–1970). Poměrně zajímavou skutečností je i to, že pro Polsko funguje velice dobře model III (s EGP otce namísto jeho vzdělání) a pro Německo je tento model také výrazně vhodnější než použitý model I. Nabízí se proto otázka, zda v některých zemích nefunguje generační přenos kulturního kapitálu nikoliv skrze vzdělání, ale skrze vazbu třída otce – vzdělání potomka v jedné generaci a následně klasickou vazbou vzdělání otce – vzdělání potomka. Prvotní analýzy naznačují, že Polsko a Německo by v poslední době mohly spadat do této skupiny využívající vazbu třída otce – vzdělání dítěte. Naopak Česká republika, Švýcarsko a Švédsko se na základě analýzy jeví tak, že v nich funguje spíše tradiční kanál vzdělání otce – vzdělání dítěte.

Kdybychom chtěli vyjádřit, ve které ze sledovaných zemí působí největší nerovnosti v přístupu k vysokoškolskému vzdělání, mohli bychom tak učinit na základě grafu 4: z něj je patrné, že nejvýraznější poměr šancí, resp. největší nerovnost v šancích uspět ve druhé tranzici působí v ČR. Zde mají děti otců s nižším středním nebo nižším vzděláním zhruba 20krát menší šanci uspět v tranzici na vysokou školu.¹⁷ Zároveň však připomeňme, že toto číslo zahrnuje díky klasifikaci ISCED i mnohé děti, které neprošly již první tranzicí (na tuto skutečnost jsme již upozornili výše). Naopak zeměmi s poměrně vyrovnanými šancemi dětí z rodin s různě vzdělanými otci jsou Švédsko a Německo. Situaci ČR je nejbližší Polsko (již jsme zmínili druhý nejvyšší poměr šancí mezi potomky otců s nižším středním či nižším vzděláním vůči potomkům otců se vzděláním terciárním, který zde činí 15). U poměru šancí dětí otců vysokoškoláků vůči středoškolákům je situace již vyrovnanější (poměry šancí úspěchu ve druhé tranzici se pohybují okolo 1,5–3), největší je tento poměr v Polsku, nejmenší pak v Německu.

7. Závěr

V této stati jsme se zabývali vlivem sociálního původu a demografických faktorů na reprodukci vzdělanostních nerovností v přístupu k terciárnímu vzdělání v České republice po roce 1989. Analýzu jsme založili na mezinárodním srovnání českého případu s Německem, Polskem, Švédskem a Švýcarskem a sledovali jsme aktuální trendy v přenosu vzdělanostního statusu rodiny v těchto zemích mezi lety 1955 až 2002. S využitím logitových a log-lineárních modelů jsme zjišťovali vliv vzdělání a třídního postavení otce a vliv pohlaví a věkové kohorty respondenta na jeho úspěšnost v přechodu mezi středním a terciárním vzděláním. Nejvíce nás zajímalo, zda se po roce 1989 vzdělanostní nerovnosti snižují, či zvyšují a jakým faktorem je daný trend způsoben, a rovněž to, která z komparovaných zemí je ČR nejvíce podobná.

Protože zásadní vliv na průchod druhou tranzicí má již selekce na přechodu mezi základní a střední školou s maturitou, zkoumali jsme nejdříve situaci na tomto „mezníku“. Zjistili jsme, že postupem času se zde šance na úspěšný přechod zvyšují, vyšší šance mají ženy a osoby, které mají vzdělanější otce. Vliv vzdělání otce je zde výrazný: poměr šancí potomka otce s vysokou školou oproti dítěti, které má otce středoškoláka, je 3,5násobný, oproti dítěti s otcem bez maturity však již 10násobný! Je tedy zřejmé, že prvotní selekce, která následně „zřídí“

¹⁷ Pro korektnější srovnání jsme z podnětu anonymního recenzenta spočítali intervaly spolehlivosti (95 %) příslušného poměru šancí pro ČR a všechny ostatní země: pro ČR činí <16; 26>, pro Německo <4,7; 5,9>, pro Švýcarsko <7,7; 9,1>, pro Polsko <12; 19> a pro Švédsko <3,8; 4,3>. Lze tedy říci, že v ČR je hodnota jedna z nejvyšších. Interval spolehlivosti se zde sice překrývá s intervalem za Polsko, tam však model nefunguje a vysvětlovací síla proměnných je slabá. Vliv vzdělání otce na úspěch ve druhé tranzici je tedy v ČR z porovnávaných zemí nejsilnější.

vliv sociálního původu na vyšších tranzicích (jak jsme popsali na straně 938), se odehrává v 15 letech, tj. na přechodu mezi základní a střední školou.

Zachycení vývoje nerovností v přístupu k terciárnímu vzdělání v České republice i dalších komparovaných zemích jsme provedli pomocí modelu předpokládajícího, že šance na přechod mezi střední a vysokou školou se mezikohortně proměňovala, vliv vzdělání otce však byl mezikohortně stabilní a taktéž rozdíly mezi muži a ženami zůstávaly zhruba konstantní. Tento model se osvědčil více než model, který tvrdí, že vliv vzdělání otce se mezi kohortami lišil a že vazba mezi pohlavím respondenta a jeho úspěchem v tranzici se mezikohortně měnila. Tento model se rovněž ukázal být vhodnější než model zachycující vazbu mezi třídním postavením otce (EGP) a úspěšností dítěte v tranzici, z čehož bylo možné vyvodit, že vzdělání otce má v ČR v reprodukci vzdělání větší důležitost než EGP otce. Takové zjištění je ostatně v souladu s výsledky předchozích analýz [např. Matějů 1993; Wong 1998; Simonová 2003].

Na základě modelu zachycujícího reprodukci vysokoškolského vzdělání v ČR bylo možné konstatovat, že proměnná „vzdělání otce“ měla na úspěch respondenta v tranzici pozitivní vliv: rozdíl v šancích mezi potomky otců s vysokoškolským vzděláním a potomky otců s neúplným středním vzděláním (tj. bez maturity) byl téměř sedminásobný, vůči dětem otců s úplným středním vzděláním (maturitou) pak zhruba čtyřnásobný. Muži měli mezi lety 1990–2002 šanci na přechod na vysokou školu 1,4krát vyšší než ženy, a co se týče časového vývoje, lze konstatovat, že šance na vstup na vysokou školu se mezikohortně zvyšovala. Vliv třídního postavení otce na úspěch dítěte v druhé tranzici se ukázal být nižší než vliv jeho vzdělání. Proměnná „třída otce“ měla však na úspěch respondenta v tranzici stále pozitivní vliv – čím výše byl otec respondenta zařazen na škále EGP, tím vyšší šanci mělo jeho dítě na úspěšný přechod na vysokou školu.

Modelování reprodukce terciárního vzdělání v jednotlivých zemích odhalilo, že zemí, která je ČR ve způsobu reprodukce vzdělanostního statusu nejvíce podobná, je Švýcarsko. I zde šance na úspěch v tranzici na vysokou školu mezikohortně rostou, vliv vzdělání otce je rovněž vysoký a muži mají šance na překonání tranzice vyšší než ženy, dokonce v podobném poměru jako v ČR. Jak bylo zmíněno výše, stejně jako v ČR i ve Švýcarsku je vysokoškolské vzdělání tradičně chápáno jako elitní vzdělání, což determinuje vzdělanostní nerovnosti na této úrovni. Rovněž šance potomků otců s nižším středním či nižším vzděláním vůči potomkům otců se vzděláním terciárním jsou vedle ČR ve Švýcarsku druhé nejnižší (nepočítáme Polsko, pro které model nebyl statisticky vhodný). Vliv vzdělání otce se v ČR ukázal být ze všech analyzovaných zemí nejvyšší (rozdíl v šancích získaných na českých a mezinárodních datech je dán odlišnými klasifikacemi dosaženého vzdělání, jak blíže popisujeme v textu). Nejmenší nerovnosti se nám podle očekávání potvrdily ve Švédsku, kde je poměr šancí mezi potomky obou zmíněných vzdělanostních skupin nejmenší. Vedle toho se ukázalo, že Švédsko je zemí odlišnou od ČR, Švýcarska a Německa: na rozdíl od nich zde došlo k poklesu šancí mezi první a druhou kohortou (od druhé kohorty se šance

různých vzdělanostních skupin nemění). Švédsko společně s Polskem jsou rovněž jedinými zeměmi, kde mají muži nižší šance na druhou tranzici než ženy, ve všech ostatních státech je tomu naopak.

Polsko je pak specifické zejména tím, že vliv vzdělání otce na šance v tranzici byl v čase proměnlivý, a dále tím, že EGP otce se zdá být v této zemi, a rovněž také v Německu, důležitější než jeho vzdělání. Vypadá to tedy, že zatímco v České republice, Švýcarsku a Švédsku dochází k přenosu kulturního kapitálu skrze vzdělání (tj. funguje zde tradiční kanál vzdělání otce – vzdělání dítěte), v Polsku a Německu se tak děje nikoliv skrze vzdělání, ale skrze vazbu třídní postavení – vzdělání. Naše zjištění každopádně ukázala, že přístup k vysokoškolskému vzdělání je v ČR v současné době ze všech analyzovaných zemí nejvíce determinován kulturní složkou sociálního původu (vzděláním otce). Dalo by se proto říci, že česká tradice, tedy zásadní vliv vzdělanostního klimatu rodiny na vzdělání jejích potomků, nebyla stále ještě zvrácena. Z historického hlediska byly české země vždy rovnostářskou a do značné míry nivelizovanou společností a vzdělání bylo spíše věcí „rodinné kultury“ než dosahování vyšší životní úrovně (v materiálním smyslu slova). Výsledky zároveň naznačují, že v českých poměrech platí taktéž teorie kulturní reprodukce, protože pojetí terciárního vzdělávání je stále elitní (hovoříme o období do r. 2002 – za poslední 5 let totiž vysoké školství v ČR značně expanduje). Analýza rovněž hovoří ve prospěch teorie MMI, pokud přistoupíme na její předpoklad, že nerovnosti se v ČR mezikohortně snižují díky nasycování poptávky vyšších vrstev. Nesmíme však rovněž opomenout teorii EMI, která v tomto ohledu do hry vnáší otázku, zda snížení nerovností na úrovni terciéry nejde na vrub takové diferenciace, která dělí vysoké školy na méně a více kvalitní, a tudíž problém nerovností posouvá pouze o úroveň výš. Poslední analýzy však i přes toto riziko indikují, že expanze terciéry vede spíše k inkluzi (tj. vtáhnutí do systému i osob z nižších vrstev) než diverzifikaci [Shavit, Gamoran, Arum 2007].

NATALIE SIMONOVÁ je vědeckou pracovnící oddělení Sociologie vzdělání a stratifikace Sociologického ústavu AV ČR, v.v.i. Zabývá se výzkumem vzdělanostních nerovností v České republice i v mezinárodním srovnání, jejich vývojem, zdroji a procesy utváření. V poslední době se zaměřuje zejména na vývoj vzdělanostní mobility v ČR. K jejím hlavním publikacím patří stati v British Journal of Sociology of Education, The Sociological Review, v Sociologickém časopise / Czech Sociological Review, v Sociológii a rovněž kapitoly v několika domácích a zahraničních monografiích. Je dále editorkou knihy České vysoké školství na křižovatce (Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2005).

PETR SOUKUP je vyučujícím na katedře sociologie FSV UK a FSS MU. Soustředí se na výuku a aplikace statistických metod, zejména na multivariační analýzu dat, regresní přístupy a analýzu kategoriálních dat. Z věcného hlediska se zaměřuje na problematiku sociologie vzdělání a environmentální sociologii. V poslední době publikoval v Sociologickém časopise / Czech Sociological Review články o lineárních víceúrovňových modelech a statistické významnosti.

Literatura

- Blau, P. M., O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York, London, Sydney: John Wiley & Sons.
- Blossfeld, H. P. 1993. „Changes in Educational Opportunities in the Federal Republic of Germany.“ Pp. 51–74 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Bourdieu, P. 1973. „Cultural Reproduction and Social Reproduction.“ Pp. 71–112 in R. Brown (ed.). *Knowledge, Education and Cultural Change*. London: Tavistock Publications.
- Buchmann, M., M. Charles, S. Sacchi. 1993. „The Lifelong Shadow. Social Origins and Educational Opportunity in Switzerland.“ Pp. 177–192 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Buchmann, M., S. Sacchi, M. Lamprecht, H. Stamm. 2007. „Switzerland: Tertiary Education Expansion and Social Inequality.“ Pp. 321–348 in Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran (eds.). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Collins, R. 1971. „Functional and Conflict Theories of Educational Stratification.“ *American Sociological Review* 36 (6): 1002–1019.
- Collins, R. 1979. *The Credential Society: An Historical Sociology of Education and Stratification*. New York: Academic.
- De Graaf, P. M. 1986. „The Impact of Financial and Cultural Resources on Educational Attainment in the Netherlands.“ *Sociology of Education* 59 (4): 237–246.
- De Graaf, P. M., H. B. G. Ganzeboom. 1993. „Family Background and Educational Attainment in the Netherlands for the 1891–1960 Birth Cohorts.“ Pp. 75–100 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- DeMaris, A. 1992. „Logit Modeling: Practical Applications.“ *Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences* 07-086. Newbury Park, CA: Sage.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Featherman, D. L., R. M. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Gerber, T. P. 2000. „Educational Stratification in Contemporary Russia: Stability and Change in the Face of Economic and Institutional Crisis.“ *Sociology of Education* 73 (4): 219–246.
- Gerber, T. P., M. Hout. 1995. „Educational Stratification in Russia during the Soviet Period.“ *American Journal of Sociology* 101 (3): 611–660.
- Hanley, E., M. McKeever. 1997. „The Persistence of Educational Inequalities in State-Socialist Hungary: Trajectory Maintenance versus Counterselection.“ *Sociology of Education* 70 (1): 1–18.
- Heyns, B., I. Bialecki. 1993. „Educational Inequalities in Postwar Poland.“ Pp. 303–335 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Jonsson, J. O. 1993. „Persisting Inequalities in Sweden.“ Pp. 101–131 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Jonsson, J. O., R. Erikson. 2007. „Sweden: Why Educational Expansion Is Not Such a Great Strategy for Equality – Theory and Evidence.“ Pp. 113–139 in Y. Shavit,

- R. Arum, A. Gamoran (eds.). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Kleňhová, M. 2007. *Ukazatele hodnotící přístup, účast a výstupy z terciárního vzdělávání aneb Kolik vlastně máme studentů – hodně nebo málo?* Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání.
- Lucas, S. R. 2001. „Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.“ *American Journal of Sociology* 106 (6): 1642–1690.
- Mare, R. 1993. „Educational Stratification on Observed and Unobserved Components of Family Background.“ Pp. 351–379 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Matějů, P. 1990. „Family Effect on Educational Attainment in Czechoslovakia, the Netherlands and Hungary.“ Pp. 187–210 in J. L. Peschar (ed.). *Social Reproduction in Eastern and Western Europe: Comparative Analyses on Czechoslovakia, Hungary, the Netherlands and Poland*. Nijmegen: OOMO-REEKS.
- Matějů, P. 1991. „Vzdělanostní stratifikace v Československu v komparativní perspektivě.“ *Sociologický časopis* 27 (3): 319–346.
- Matějů, P. 1993. „Who Won and Who Lost in a Socialist Redistribution in Czechoslovakia?“ Pp. 251–271 in Y. Shavit, H. P. Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Matějů, P., Peschar, J. L. 1990. „Family Background and Educational Attainment in Czechoslovakia and the Netherlands.“ Pp. 121–149 in M. Haller (ed.). *Class Structure in Europe*. New York, London: M. E. Sharpe.
- Matějů, P., N. Simonová. 2003. „Czech Higher Education Still at the Crossroads.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 39 (3): 393–410.
- Matějů, P., B. Řeháková, N. Simonová. 2007. „The Czech Republic: Structural Growth of Inequality in Access to Higher Education.“ Pp. 374–399 in Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran (eds.). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Mayer, K. U., W. Müller, R. Pollak. 2007. „Germany: Institutional Change and Inequalities of Access in Higher Education.“ Pp. 240–265 in Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran (eds.). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Nieuwbeerta, P., S. Rijken. 1996. „Educational Expansion and Educational Reproduction in Eastern Europe, 1940–1979.“ *Czech Sociological Review* 4 (2): 187–210.
- Raftery, A. E., M. Hout. 1993. „Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921–75.“ *Sociology of Education* 66 (1): 41–62.
- Shavit, Y., H. P. Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Shavit, Y., A. Gamoran, R. Arum. 2007. *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- 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. 2008. „Educational Inequalities and Educational Mobility under Socialism in the Czech Republic.“ *The Sociological Review* 56 (3): 429–453.
- Simonová, N., D. Antonowicz. 2006. „Czech and Polish Higher Education – from Bureaucracy towards Market Competition.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 42 (3): 517–536.
- Treiman, D. J. 1970. „Industrialisation and Social Stratification.“ Pp. 207–234 in

- E. O. Laumann (ed.). *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*. Indianapolis, New York: The Bobbs-Merrill Company.
- Wong, R. S.-K. 1998. „Multidimensional Influences of Family Environment in Education. The Case of Socialist Czechoslovakia.“ *Sociology of Education* 71 (1): 1–22.
- Zhou, X., P. Moen, N. B. Tuma. 1998. „Educational Stratification in Urban China: 1949–94.“ *Sociology of Education* 71 (3): 199–222.

Šetření

European Social Survey (ESS), 2004, datový soubor