

Rozdílné mechanismy – stejné nerovnosti

Změny v determinaci vzdělanostních aspirací
mezi roky 1989 a 2003

PETR MATĚJŮ, MICHAEL L. SMITH, JOSEF BASL^{*,**}

Oddělení sociologie vzdělání a stratifikace
Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Praha

Different Mechanisms – the Same Inequalities

Changes in the Determinants of Educational Aspirations
between 1989 and 2003

Abstract: The article focuses on the changes in the determination of educational aspirations that took place in the Czech Republic during its social, political and economic transformation. The aim of the article is to contribute to a deeper understanding of the changes in the stratification system after 1989, which were significantly influenced by changes in the causal mechanisms behind the formation of educational aspirations. Those changes in the determinants of educational aspirations were themselves largely driven by the expansion of economic returns to education and thus the increasing significance of education for life success. The empirical research is based on a comparison of data from the 'Family '89' (*Rodina '89*) survey conducted in January 1989 and the Czech module of the longitudinal survey PISA-L 2003. The analyses were carried out with the hypothesis that the social origin of the background family had a much stronger *direct* impact on the educational aspirations of adolescents in 1989, while in 2003 social origin had a much stronger *indirect* influence. The stronger direct impact in 1989 was due to the very limited access to higher education under socialism and the role higher education played in the reproduction of the cultural elite. But with the gradual expansion of, and the rapidly increasing returns to, higher education during the transition period, social origin began to have a largely indirect effect on aspirations, particularly through the value pupils began to place on higher education as a means of ensuring a higher degree of life success. The authors' empirical findings confirm the hypothesis about the change from direct to indirect effects and highlight the importance of researching educational aspirations from a historical point of view and in the context of social change.

Keywords: educational aspirations, social stratification, social inequalities, social change, Czech Republic.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2008, Vol. 44, No. 2: 371–399

* Veškerou korespondenci posílejte na adresu: prof. PhDr. Petr Matějů, Ph.D., Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: petr.mateju@soc.cas.cz.

** Tato stať vznikla v rámci projektu Grantové agentury ČR „Od destratifikace ke stratifikaci? Vývoj sociálně-stratifikačního systému v České republice v letech 1991–2009“ (grant

Úvod

Formování vzdělanostních aspirací představuje jedno z klíčových témat výzkumu sociální stratifikace a nerovností. Již na samotném počátku výzkumu zaměřeného na vysvětlení mezigeneračního přenosu nerovností prostřednictvím vzdělání a povolání se ukázalo, že vzdělanostní aspirace adolescentů poměrně spolehlivě předurčují dosažené vzdělání, které později výrazným způsobem ovlivňuje dosažený zaměstnanecký status [Sewell, Hauser 1972; Sewell, Shah 1967, 1968a, b]. V této stati se zabýváme proměnou vzdělanostních aspirací po roce 1989, neboť se domníváme, že jde z hlediska sociální stratifikace o jednu z velmi významných změn, ke kterým u nás v průběhu sociální transformace došlo. Zaměření na vzdělanostní aspirace je v případě České republiky důležité i proto, že předešlé studie [Matějů, Straková 2005; Matějů, Řeháková, Simonová 2007; Straková 2007] ukázaly, že vysoká hladina vzdělanostních nerovností v České republice úzce souvisí s vlivem sociálního původu na vzdělanostní aspirace. To je těsně spojeno nejen s povahou stratifikačního systému, který se u nás dlouhá desetiletí formoval pod vlivem spíše kulturních a politických než ekonomických nerovností, ale také se strukturou vzdělávacího systému, vzdělávacím obsahem i s přístupem škol a učitelů k žákům. Nedávno publikovaná studie [Matějů, Smith, Soukup, Basl 2007] navíc prokázala, že jedním z nejvýznamnějších zdrojů reprodukce vzdělanostních nerovností v ČR je velmi silná determinace vzdělanostních aspirací sociálním původem, která je dokonce jedna z nejsilnějších v zemích OECD.

Touto statí chceme přispět k pochopení poměrně velkých a dlouhodobě poměrně stabilních sociálních nerovností v šancích na dosažení vyššího vzdělání, a to v jedinečném historickém kontextu sociální transformace. Snažíme se najít odpověď na otázku, k jakým změnám došlo v období transformace v determinaci a v mechanismech formování vzdělanostních aspirací adolescentů. Analýzu bylo možné provést díky tomu, že v roce 1989, jen několik měsíců před pádem komunistického režimu v Československu, jeden z autorů této stati uskutečnil výzkum žáků osmých ročníků základních škol (věk kolem 15 let) a jejich rodičů.¹ Projekt zkoumal především proces formování představ o životním úspěchu a vzdělanostní aspirace. Použití dat z tohoto výzkumu spolu s daty z projektu PISA-L 2003

č. 403/08/0109). Využívána jsou data z výzkumů, které byly provedeny v letech 1989–2006 v rámci jiných projektů, zejména pak projektu „Ekonomické, sociální a kulturní zdroje vzdělanostních nerovností a determinanty životního úspěchu: první fáze longitudinálního výzkumu“ (GAČR, č. 403/03/0340) a projektu „Nerovnosti v šancích na vzdělání: jejich rozsah, zdroje, sociální a ekonomické důsledky, strategie řešení“ (MPSV, č. 1J 005/04-DP2). Práce na tomto příspěvku byly rovněž podpořeny grantem, který prvnímu autorovi udělila v rámci programu New Century Scholars 2007–2008 Fulbrightova komise na projekt s názvem „Higher Education in the 21st Century: Access and Equity“. Autoři děkují anonymním recenzentům za cenné připomínky, které přispěly k řešení některých problémů. Odpovědnost za stať však nesou její autoři.

¹ Jednalo se o projekt „Rodina 1989“ realizovaný týmem vedeným P. Matějů [Matějů, Tuček, Rezler 1991].

nám umožnilo provést historické srovnání role mezigeneračního přenosu hodnot spojených se životním úspěchem, mentálních schopností a socioekonomického statusu při formování vzdělanostních aspirací adolescentů v letech 1989 a 2003.

Stať začínáme stručným přehledem hlavních rysů vzdělávacích systémů v období komunismu a v období transformace, které se v dané době podílely na utváření aspirací. V této souvislosti se věnujeme i roli změn v ekonomické návratnosti vysokoškolského vzdělání. Dále stručně charakterizujeme dosavadní výzkum vzdělanostních aspirací. Následně je diskutována hypotéza o změnách, ke kterým došlo od roku 1989 do roku 2003 ve vztazích mezi sociálně-ekonomickým původem, naměřenými schopnostmi, představami o významu vzdělání pro životní úspěch na jedné straně a vzdělanostními aspiracemi na straně druhé. Těžištěm článku je testování kauzálního modelu determinace vzdělanostních aspirací žáků v posledním roce základního vzdělání. Kromě sociálně-ekonomického původu a měřených schopností v něm figurují i představy rodičů a žáků o významu vzdělání pro životní úspěch. Tento model je dále podroben testování shody v klíčových koeficientech mezi roky 1989 a 2003. Dále jsou pro oba roky provedeny testy rozdílů v determinaci vzdělanostních aspirací chlapců a dívek. V závěru výsledky analýzy interpretujeme v širším kontextu sociální změny, která se odehrála během patnácti let transformace.

Kontinuita a změna ve vzdělávacím systému před rokem 1989 a po něm

Postkomunistické společnosti nabízí jedinečnou příležitost pro zkoumání změn v determinaci vzdělanostních aspirací v různých režimech a v různém ekonomickém kontextu. Po roce 1948 u nás komunistický režim vyhlásil ambiciózní program odstranění třídních rozdílů v šancích na vzdělání. V zájmu co nejrychlejšího dosažení žádoucích efektů se proces přijímání na střední a zejména vysoké školy stal součástí „politické agendy“, která se asi nejvíce projevovala v omezení přístupu k vyššímu vzdělání dětem politicky neloajálních rodičů a tzv. „třídních nepřátel“ a zavedením kvót pro žáky z dělnických rodin. Tato opatření skutečně vedla v prvním porevolučním období, které se navíc vyznačovalo expanzí vzdělávacích příležitostí, ke snížení vlivu zaměstnaneckého statusu rodičů na úspěch žáků při přechodu na odborné střední školy. Později provedené analýzy však prokázaly, že již v polovině 70. let minulého století se vzdělanostní nerovnosti ve středním vzdělávání vrátily na svou úroveň před nástupem komunismu [Matějů 1990, 1991, 1993]. Stalo se tak částečně proto, že členové komunistické elity dokázali různými cestami a mechanismy zajistit pro své děti přístup k vyššímu vzdělání (úplné střední a zejména vysokoškolské vzdělání), zatímco děti z dělnických rodin byly postupně „odkláněny“ na vzdělávací dráhy končící výučnými listy (učňovské školy).

V tomto procesu sehrála poměrně významnou roli i nivelizace platů, k níž došlo během komunistické éry a která vedla k citelnému snížení ekonomické

návratnosti vysokoškolského vzdělání. Rodiny s nižším sociálně-ekonomickým statusem neměly tedy dostatečně silnou ekonomickou motivaci posílat své děti do škol připravujících na další studium a na dosažení vysokoškolského vzdělání, které v té době na první pohled nebylo efektivní strategií k dosažení životního úspěchu [Simonová 2007]. Na druhé straně děti vysoce vzdělaných rodičů, zpravidla příslušejících k zaměstnanecké elitě, vstupovaly do vysokoškolského studia, které pro ně bylo prostředkem udržení a přenesení kulturního statusu rodičů. Nízká ekonomická návratnost vysokoškolského vzdělání může částečně přispět i k vysvětlení výrazného nárůstu zastoupení dívek v terciárním vzdělávání. Spíše „mužská“ a prestižní povolání, po kterých toužili chlapci, totiž vyžadovala, aby usilovali o technické vzdělání na středoškolské úrovni, a tím nechávali více vysokoškolských míst k dispozici dívkám. Konečně role vysokoškolského vzdělání v kulturní reprodukci elit byla možná právě proto, že tyto rodiny disponovaly kulturním kapitálem, který byl v přechodu na vysokou školu prokazatelnou výhodou. To platilo zejména v 80. letech, kdy nárůst počtu maturantů vedl k poklesu šancí dostat se na vysokou školu. V tomto kontextu předpokládáme, že sociální původ hrál silnou a přímou roli při formování vzdělanostních aspirací žáků.

Po rozpadu komunistického režimu v Československu vedl proces ekonomické přeměny a růstu konkurence na pracovním trhu k růstu ekonomické návratnosti vysokoškolského vzdělání. Tato skutečnost přispěla ke strmému růstu aspirací na vysokoškolské studium. Analýzy, které u nás provedl zejména J. Večerník [2001, 2005], ukázaly, že vliv vzdělání na příjem jedince se mezi roky 1988 a 2002 zdvojnásobil. Zatímco v roce 1988 každý rok vzdělání navíc znamenal vyšší plat o 4 %, v roce 1996 tato hodnota dosáhla 8 % a v roce 2002 9,6 % (kontrolováno pro pohlaví a délku zaměstnání). Tyto údaje Českou republiku již v té době stavěly na stejnou úroveň s Rakouskem a jinými západoevropskými zeměmi. Potvrdila to i data OECD. Na počátku 21. století dosahoval v České republice průměrný výdělek člověka s vysokoškolským vzděláním 1,8násobku výdělku člověka se středním vzděláním. Tato hodnota byla rovněž nad průměrem zemí OECD, který činil 1,63 [OECD 2002].

Při růstu aspirací na dosažení vysokoškolského vzdělání a při růstu jeho ekonomické návratnosti by se dalo předpokládat, že systém terciárního vzdělávání rovněž projde reformou, která povede k expanzi příležitostí ke studiu, což by umožnilo uspokojit rostoucí poptávku po vyšším vzdělání. Ve skutečnosti se systém terciárního vzdělávání mezi sledovanými roky 1989 a 2003 změnil jen málo. Za prvé, když po roce 1990 došlo k výraznému nárůstu počtu přijímaných do terciárního vzdělávání, umožnilo to pouze držet krok s narůstajícím počtem maturantů, takže podíl absolventů přijímaných do terciárního vzdělávání se během dekády následující po roce 1989 změnil jen málo.² Za druhé je třeba zmínit, že vysokoškolský zákon z roku 1990 sice ukončil politickou kon-

² Úspěšnost na přijetí (počet přijatých vydělený počtem uchazečů) činila celkově za všechny poskytovatele terciárního vzdělávání 52,4 % ve školním roce 1999/2000 a byla téměř shodná s hodnotou 49,9 % pro rok 1988/1989.

trolu nad univerzitami a zachoval jejich jednotnou strukturu, nicméně systém terciárního vzdělávání jako celek neprošel výraznou změnou [Matějů, Simonová 2003]. Zatímco v mnoha členských státech OECD byly bakalářské programy již mnohem dříve nastaveny tak, aby poskytovaly praktické dovednosti rostoucímu počtu uchazečů o vysokoškolské studium, čímž otvíraly vysoké školy mnohem většímu podílu mladých lidí, v České republice až do roku 2001, kdy tento proces urychlila novela zákona o vysokých školách, rostl podíl i počet studentů v tomto typu studijních programů pomalu.³ V roce 2003 se v České republice terciárního vzdělávání účastnilo pouze 26 % osob ve věku 20–24 let. Tato hodnota patřila pro danou věkovou skupinu v rámci zemí OECD k nejnižším. Dlužno dodat, že výrazný podíl na tom mělo i omezení na straně nabídky, které bylo způsobeno nízkými veřejnými výdaji na terciární vzdělávání.

Dosavadní výzkum vzdělanostních aspirací

Začátkem 50. let minulého století byly vzdělanostní aspirace dospívajících nahlíženy jako jeden z nejsilnějších prediktorů vzdělanostní a zaměstnanecké dráhy [Hyman 1953; Reissman 1953; Kahl 1953; Herriott 1963]. Postupně se výzkum aspirací zaměřil na jejich roli při zprostředkování vlivu socioekonomického původu na dosažené vzdělání a zaměstnání. V mnoha průkopnických studiích Sewella a jeho kolegů byly vzdělanostní aspirace do značné míry vysvětlovány prostřednictvím socioekonomického statusu (SES) rodičů, naměřených schopností, očekávání rodičů a jejich podpory, dosažených výsledků, aspirací vrstevníků a dalších faktorů [viz např. Sewell, Haller, Straus 1957; Sewell 1961, 1963; Sewell, Hauser 1972; Sewell, Shah 1967, 1968a, b]. V 70. letech se ovšem objevuje proud reprezentovaný zejména Kerckhoffem [Kerckhoff 1976, 1977], jehož stoupenci tvrdí, že zastánci sociálně-psychologického modelu nevěnovali dostatečnou pozornost strukturním omezením, která jedinci berou v úvahu, když se rozhodují o své budoucí vzdělávací a pracovní dráze. V návaznosti na to se novější mezinárodní výzkumy zaměřily na zkoumání vzájemného působení mezi individuální, kontextuální a strukturní úrovní při formování vzdělanostních aspirací v různých zemích [např. Buchmann, Dalton 2002].

Nedávno publikovaná srovnávací analýza formování vzdělanostních aspirací v České republice [Matějů, Smith, Soukup, Basl 2007] potvrdila hypotézu, že náš vzdělávací systém v důsledku vysokého stupně stratifikace (*degree of stratification*) a odborného zaměření (*degree of vocational specificity*)⁴ způsobuje významně

³ Boloňský proces byl spuštěn přijetím Boloňské deklarace v červnu 1999. Jejím cílem bylo do roku 2010 vytvořit Evropský prostor vysokoškolského vzdělávání. Tři priority Boloňského procesu jsou: zavedení třístupňového systému (bakalářské/magisterské/doktorské studium), zajištění kvality, uznávání kvalifikací a délky studia. Více informací viz http://ec.europa.eu/education/policies/educ/bologna/bologna_en.html.

⁴ Blíže k těmto pojmům viz např. [Kerckhoff 2001; Müller, Shavit 1998 aj.]. Stupeň stratifikace podle Kerckhoffa vyjadřuje, do jaké míry systém zřetelně rozlišuje typy škol, jejichž

silnější determinaci vzdělanostních nerovností sociálním původem, schopnostmi a pohlavím, než je tomu v zemích OECD s méně stratifikovaným (diferencovaným) systémem sekundárního vzdělávání.

Za pozornost stojí zjištění, že celková míra určení vzdělanostních aspirací schopnostmi, pohlavím a socioekonomickým statusem rodičů, je mnohem vyšší v České republice, Německu, Maďarsku, Polsku a dalších státech s vysoce stratifikovanými vzdělávacími systémy.⁵ Pravděpodobně nejdůležitějším závěrem zmínované studie je skutečnost, že rozdíly mezi zeměmi ve vlivu socioekonomického statusu rodičů na aspirace zůstaly velmi významné i po kontrole vlivu socioekonomického statusu výchozí rodiny. Tato zjištění nekorespondují s předešлыми tvrzeními o „realismu“ aspirací ve stratifikovaných systémech [Buchmann, Park 2005].

Zatímco srovnávací analýzy determinace aspirací již přinesly zajímavé výsledky, o tom, k jaké změně došlo v *mechanismech* působících na formování aspirací v období transformace, se toho moc neví. V postkomunistických zemích se mezigenerační přenos představ o životním úspěchu mezi rodiči a dětmi odehrával v kontextu významných sociálních, politických a ekonomických změn. Tyto změny nepochybně měly v první řadě značný vliv na formování a mezigenerační přenos představ o životním úspěchu. V rámci daných zemí jsou časová srovnání rovněž užitečná pro sledování rozdílů jak celkového vlivu sociálního původu na vzdělanostní aspirace, tak nepřímých vlivů sociálního původu (zejména prostřednictvím intervenujících proměnných, které mohou mít silnější vliv v jednom historickém kontextu, nikoli ale v jiném).

Proto se tato studie snaží postoupit dále v poznání historického vývoje determinace aspirací tím, že analyzuje změnu mechanismů formování vzdělanostních aspirací, ke které došlo mezi roky 1989 a 2003. V obou letech byly provedeny výzkumy žáků nacházejících se v posledním roce povinné školní docházky, které mimo jiné umožňují zkoumat roli mezigeneračního přenosu hodnot týkajících se životního úspěchu, mentálních schopností a socioekonomického statusu při formování vzdělanostních aspirací dospívajících.

Jak ukážeme dále, tato stať by neměla být chápána jako srovnávací historická analýza *stricto sensu*. Problémem je, že protokoly měření klíčových proměn-

kurikula (obsahy vzdělání) jsou vymezena jako „vyšší“ a „nižší“. Ve stratifikovaných systémech je nabídka vzdělávacích programů v rámci typů sekundárního vzdělávání spojena s různým stupněm přístupu k dalšímu vzdělávání [Kerckhoff 2001: 4]. Stupeň odborného zaměření vyjadřuje, do jaké míry je kurikulum zaměřeno na přípravu žáků pro konkrétní povolání. Z hlediska statistických indikátorů může být míra odborného vzdělávání vyjádřena jako podíl žáků, kteří ze vzdělávacího systému odcházejí se specifickými dovednostmi [např. Buchmann, Dalton 2002].

⁵ Hodnota koeficientu determinace vzdělanostních aspirací sociálně-ekonomickým statusem výchozí rodiny, schopnostmi a pohlavím byla vyšší než 0,40, zatímco v USA, Kanadě, Austrálii, Francii a v dalších zemích s méně stratifikovanými a více otevřenými vzdělávacími systémy byla tato hodnota menší než 0,25 [Matějů, Smith, Soukup, Basl 2007].

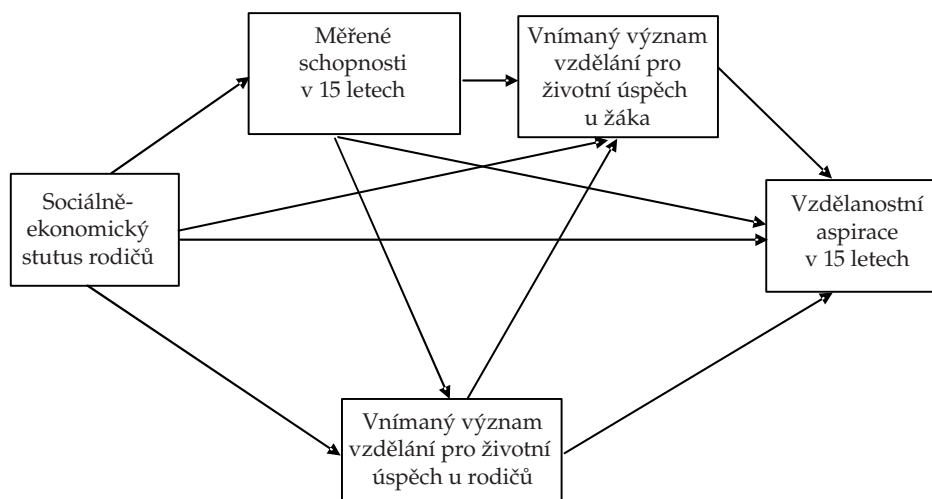
ných nejsou ve všech případech zcela shodné. Tato skutečnost činí *přímé* srovnání obtížným. Nicméně se domníváme, že kauzální struktury vztahů určujících životní plány 15letých v letech 1989 a 2003 představují (i bez možnosti přímého srovnání) zajímavou materii pro analýzu.

Hlavní hypotézy

Pokud jde o změny, které se odehrály mezi roky 1989 a 2003, předpokládáme, že v období socialismu bylo vysokoškolské vzdělání žádaným kulturním „statkem“, nicméně v důsledku jeho relativně nízké ekonomické návratnosti to byly většinou rodiny s vyšším vzděláním a ekonomickým statusem, které přijaly vysokoškolské vzdělání jako strategii životního úspěchu. Jinými slovy, lze říci, že během socialismu hrálo vysokoškolské vzdělání důležitou roli při reprodukci kulturní elity. Díky podstatným změnám v ekonomické návratnosti vzdělání, ke kterým došlo během období transformace, začalo být vzdělání (ve srovnání s obdobím socialismu) stále častěji vnímáno jako univerzální „strategie“ životního úspěchu. Rovněž předpokládáme, že změna ekonomické návratnosti vzdělání a role vzdělání pro životní úspěch po roce 1989 způsobila výrazný nárůst vzdělanostních aspirací mezi roky 1989 a 2003.

Během postkomunistické transformace vzdělanostní aspirace strmě rostly. Jak jsme však ukázali jinde [Matějů, Smith, Soukup, Basl 2007], systém sekun-

Schéma 1. Teoretický kauzální model determinace vzdělanostních aspirací



Zdroj: autoři.

dárního vzdělávání v České republice zůstal vysoce stratifikovaný a selektivní, zatímco systém terciárního vzdělávání byl výrazně uzavřený. Soutěž o přijetí na vysokou školu tedy byla velmi silná. To také vysvětluje, proč vzdělanější rodiče usilovali o umístění dětí do elitních středních škol (gymnázií), neboť se tím snažili zvýšit jejich šance na přijetí na vysokou školu.

Na základě výsledků předchozích analýz můžeme předpokládat, že sociální původ hrál velmi silnou roli jak v roce 1989, tak v roce 2003. Při srovnávání zvolených dvou období ale předpokládáme, že v roce 1989 měl sociální původ rodiny na vzdělanostní aspirace dospívajících silnější *přímý* vliv, zatímco pro rok 2003 očekáváme mnohem silnější *nepřímý* vliv sociálního původu. Aby bylo možné vytvořit kauzální model a testovat jej na datech ze dvou zmíněných výzkumů, hlavní hypotéza (vyjádřená ve schématu 1) byla rozložena do čtyř dílčích hypotéz:

- a. Přímý vliv sociálního původu na aspirace (koeficient g_{41}) se mezi roky 1989 a 2003 snížil.
- b. Vliv schopností na aspirace (koeficient b_{41}) se během tohoto období zvýšil.
- c. Vliv socioekonomického statusu (SES) rodičů na vnímání hodnoty vzdělání rodiči a dětmi (koeficienty g_{21} a g_{31}) se oslabil.
- d. Následkem toho se celkový vliv sociálního původu na vzdělanostní aspirace nezměnil, tj. zůstal silný.

Data a metodologie

Data z roku 1989 pochází z výzkumu s názvem „Rodina '89“, který proběhl v lednu roku 1989 na celkovém vzorku 3719 žáků osmého ročníku. Vybráni byli respondenti na 44 základních školách tak, aby byly pokryty základní typy regionů, rezidenčních oblastí a velikosti obcí (typologický výběr).⁶ Dotazník pro žáky obsahoval otázky zaměřené na vzdělanostní a profesní aspirace a plány, vnímání sociálních nerovností, představy o životním úspěchu, kulturní aktivity a volný čas, podmínky bydlení atd.

Součástí výzkumu byla česká verze Cattellova osobnostního dotazníku (*High School Personality Questionnaire*) připraveného K. Balcarem [Balcar 1986; Cattell 1941, 1960]. Tento osobnostní dotazník byl vybrán především proto, že vedle některých jiných osobnostních charakteristik měřil tzv. *krystalickou inteligenci* (faktor B), která souvisí zejména s *verbální* zkušeností a velmi dobře odráží i schopnost *logického* úsudku.⁷ Volba tohoto testu nakonec umožnila provést srovnání s rokem 2003, protože krystalická inteligence (na rozdíl od *intelligence fluidní*)

⁶ Podrobnější informace o výzkumu je možné najít ve výzkumné zprávě [Matějů, Tuček, Rezler 1991], která je zveřejněna na webové stránce www.stratif.cz v sekci Soubory ke stažení.

⁷ Blíže viz [Matějů, Tuček, Rezler 1991: 30–33; Balcar 1986].

se rozvíjí učením, zkušeností a věkem, tj. není mírou čisté inteligence (IQ), ale spíše *schopností*, které na inteligenci sice do značné míry závisí, nejsou s ní ale totožné. Tuto vlastnost krystalické inteligence prokázala řada analýz, nejhluběji však šla analýza, kterou provedli Horn a Cattell [1966], kteří již dříve uváděli, že krystalická inteligence je, na rozdíl od fluidní inteligence, silně ovlivněna zkušeností, vzděláním a akulturací [Horn, Cattell 1966: 254]. Analýza vazeb k jiným dimenzím měřených schopností skutečně prokázala, že zatímco v raném dětství není snadné tyto dvě dimenze inteligence rozlišit, s rostoucím věkem se jejich provázanost zmenšuje, krystalická má tendenci se zvětšovat, fluidní spíše klesá [Horn, Cattell 1966: 259]. V tom vidíme silnou oporu pro náš předpoklad, že krystalická inteligence, kterou jsme měřili v roce 1989, má svým charakterem blízko k dovednostem žáků měřeným ve výzkumech PISA, nebo alespoň rozhodně blíže než fluidní inteligence, která je odolnější vůči učením a zkušenostem a s věkem spíše klesá.⁸

V rámci výzkumu z roku 1989 proběhlo rovněž šetření mezi rodiči žáků a vyplněný dotazník po několika upomínkách vrátilo celkem 2709 rodin (73 % návratnost). Rodiče odpovídali na otázky o sobě, partnerech a ostatních členech domácnosti. Cílem dotazníku bylo zmapovat základní sociální a demografické údaje, životní styl rodiny, kulturní aktivity, sociální kontakty, představy o životním úspěchu, očekávání týkající se budoucích úspěchů dítěte atd.

Datový soubor z roku 2003 vznikl v rámci výzkumného šetření PISA-L, které bylo realizováno Oddělením sociologie vzdělání a stratifikace Sociologického ústavu Akademie věd České republiky a bylo založeno na mezinárodním projektu PISA 2003. Cílovou skupinou projektu byli žáci narození v roce 1987 a navštěvující v roce 2003 školu. V souladu s pravidly OECD byla aplikována dvou-
stupňová metoda výběru. Nejprve byly náhodně vybrány školy z databáze všech škol navštěvovaných žáky narozenými v roce 1987 (s výjimkou zvláštních škol a škol pro děti s postižením), potom byli v rámci škol vybráni žáci. Výběrový soubor byl stratifikovaný podle typu školy / studijního programu (základní škola, víceleté gymnázium, čtyřleté gymnázium, střední odborné vzdělání s maturitní zkouškou, střední odborné vzdělání bez maturitní zkoušky, speciální škola). Školy poskytující vzdělávání ve více typech studijních programů mohly být vybrány v rámci každého z nich (tj. do výběrové procedury vstoupily opakovaně). Podobný postup byl použit pro získání reprezentativního vzorku žáků devátého roční-

⁸ Tímto stručným výkladem a odkazem na práce autorů konceptu krystalické inteligence současně reagujeme na obavy některých recenzentů, že proměnná ABIL pro rok 1989 reprezentuje „čistou“ inteligenci, zatímco v roce 2003 reprezentuje dovednosti (tak jak jsou měřeny ve výzkumech PISA), tj. že se jedná o proměnné se zcela odlišným obsahem. Tímto recenzentům děkujeme za upozornění na možné nedorozumění, které mohlo k podobným obavám vést i další čtenáře. Rozhodně netvrdíme, že krystalická inteligence a dovednosti měřené v PISA jsou identické koncepty, jen poukazujeme na jejich určitou podobnost a zejména na to, že krystalickou inteligenci rozhodně nelze považovat za tzv. „čistou“ (geneticky danou) inteligenci.

ku základní školy a odpovídajících ročníků víceletého gymnázia. Mezinárodní datový soubor za ČR tvoří odpovědi od 6320 žáků z 260 škol (reprezentuje populaci 121 183 žáků). Rozšířený vzorek pro devátý ročník obsahoval 6340 žáků ze 148 škol (reprezentuje populaci 116 968 žáků) této specifické cílové skupiny.

Pro analýzy prezentované v rámci tohoto článku jsme vybrali vzorek, který je svou povahou nejbližší datovému souboru z roku 1989, tj. respondenty devátého ročníku z PISA 2003, kteří vyplnili dotazník „Doplňk k žákovskému dotazníku“, a jeden z rodičů zodpověděl „Dotazník pro rodiče“.⁹ Analyzovaný datový soubor čítá 2479 případů.

Proměnné pro analýzu role vzdělání pro životní úspěch byly u rodičů v obou případech vybrány z rozsáhlých baterií položek. Byly zvoleny pouze položky, které se objevily v dotaznících pro rodiče v obou sledovaných letech. V roce 1989 zněla úvodní otázka k baterii položek takto: „Co by, podle Vašeho názoru, mělo Vaše dítě umět nebo mít, aby mělo v životě úspěch?“ a v roce 2003 byla otázka položena v mírně upravené podobě: „Co je podle Vašeho názoru důležité pro to, aby to dnes mladý člověk někam dotáhl, aby byl úspěšný?“ Varianty možných odpovědí tvořily čtyřbodovou Likertovu škálu.¹⁰ V roce 1989 odpovídal pouze jeden rodič, v roce 2003 oba rodiče. Jednotlivé položky a rozložení četností odpovědí na ně jsou uvedeny v tabulkách A1 a A2 v příloze.

Představy žáků o životním úspěchu byly v roce 1989 zjišťovány prostřednictvím následující otázky: „Co by měl člověk podle Tebe dělat, aby byl v životě úspěšný?“ Stejně jako v případě rodičů byly v rámci analýzy proměnné transformovány tak, aby vyšší hodnota odpovídala vyšší důležitosti. V roce 2003 byly představy žáků o životním úspěchu zjišťovány stejným způsobem jako u jejich rodičů. Otázka zněla: „Jak důležité jsou podle tvého názoru následující věci pro to, aby to mladý člověk jako ty v životě někam dotáhl?“ K žákovským otázkám jsou jednotlivé položky uvedeny rovněž v tabulkách A1 a A2 v příloze.

Vzdělanostní aspirace žáků byly v roce 1989 zjišťovány pomocí dvou otázek, z nichž první zněla: „Tento rok ukončíš základní školu a budeš se rozhodovat, kam půjdeš dál. Zkus si teď na chvíli představit, že by ses rozhodoval zcela sám a nikdo by Tě při tom neovlivňoval. Jak by ses Ty sám rozhodl o tom, co dělat, až skončíš osmou třídu?“ Možnosti odpovědí byly: 1. Nejraději bych hned začal vydělávat a do žádné školy už nechodil; 2. Dal bych přihlášku na učební obor bez maturity; 3. Dal bych přihlášku na učební obor s maturitou; 4. Chtěl bych studovat na střední odborné škole; 5. Chtěl bych studovat na gymnáziu. Druhá otázka byla formulována takto: „A co Ty sám, už jsi uvažoval o tom, zda bys později chtěl studovat na vysoké škole?“ (Odpovědi: 1. Určitě bych chtěl stu-

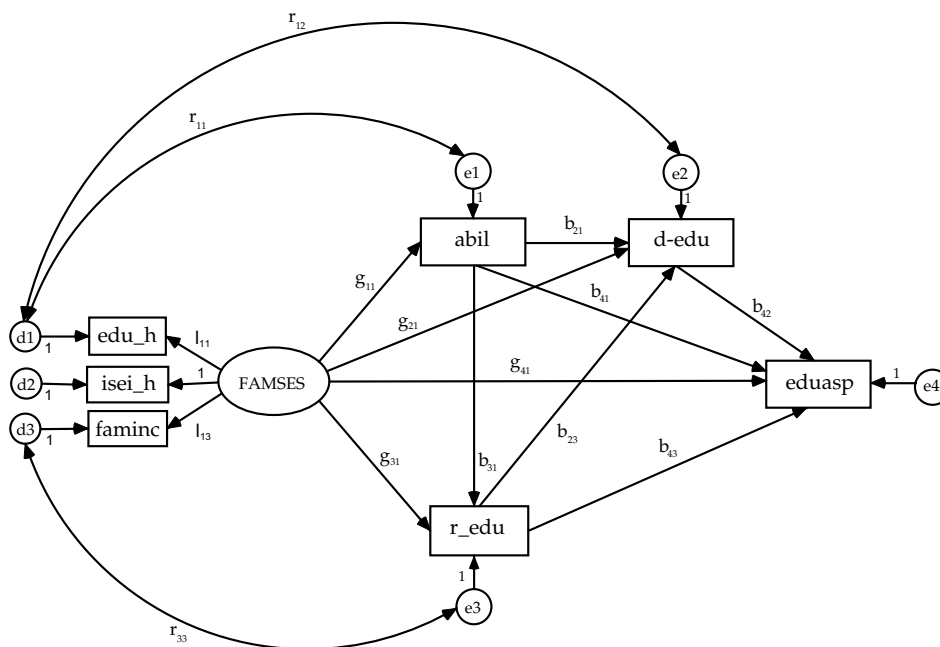
⁹ Všechny jmenované dotazníky je možné najít na webové stránce Oddělení sociologie vzdělání a stratifikace v sekci Projekty/Vzdělanostní nerovnosti (PISA-L)/Dotazníky k výzkumu PISA-L a PISA (www.stratif.cz/?operation=display&id=63).

¹⁰ V roce 1989: 1. rozhodně ano, 2. spíše ano, 3. spíše ne, 4. rozhodně ne; v roce 2003: 1. velmi důležité, 2. docela důležité, 3. nepříliš důležité, 4. zcela nedůležité. Pro analýzu byly škály transformovány tak, aby vyšší hodnota odpovídala větší důležitosti.

dovat na vysoké škole; 2. Nejsem si zatím jist, ale asi bych chtěl studovat vysokou školu; 3. Nejsem si zcela jist, ale spíše ne; 4. Rozhodně nechci studovat na vysoké škole). Pro získání analytické proměnné EDUASP byla použita analýza hlavních komponent (extrahován byl jediný faktor).

V roce 2003 byly vzdělanostní aspirace žáků zjišťovány několika otázkami. Znění první z nich bylo následující: „Jakého nejvyššího vzdělání bys chtěl/a nakonec dosáhnout?“ (Odpovědi: 1. Stačilo by vyučení v oboru bez maturity; 2. Maturita spojená s vyučením v oboru; 3. Maturita na střední odborné škole; 4. Maturita na gymnáziu; 5. Vyšší odborná škola; 6. Vysoká škola). Dále jsme pracovali s odpověďmi na čtyři otázky týkající se životních plánů dětí: „Jaké zaměstnání budu v životě dělat, závisí na mém vzdělání“; „Pro to, abych dosáhl/a toho, co chci, budu muset jít na vysokou školu“; „Myslím, že by se mi líbilo jít na vysokou školu“; „Myslím, že jsem schopný/schopná úspěšně vystudovat vysokou školu“. Otázky byly zodpovězeny na čtyřbodové škále: 1. rozhodně souhlasím; 2. souhlasím; 3. nesouhlasím; 4. rozhodně nesouhlasím. Stejně jako v případě dat z roku 1989 byla prostřednictvím analýzy hlavních komponent vytvořena analytická proměnná EDUASP (v rámci analýzy byl identifikován jediný faktor).

Schéma 2. Strukturní model determinace vzdělanostních aspirací



Zdroj: autoři.

Jak již bylo uvedeno výše, schopnosti byly v roce 1989 měřeny prostřednictvím osobnostního dotazníku (*High School Personality Questionnaire*). Proměnná ABIL byla vytvořena jako normalizovaný koeficient „krystalické inteligence“ [viz Cattell 1960; Balcar 1986]. V případě dat z roku 2003 byla proměnná ABIL vypočítána z průměrů tzv. *plausible values* pro každou ze čtyř testovaných gramotností v rámci PISA 2003 (matematická gramotnost, čtenářská gramotnost, přírodovědná gramotnost, řešení problémů). Výsledná proměnná ABIL byla získána pomocí analýzy hlavních komponent (jediný faktor s vyrovnanými faktorovými váhami: 0,957; 0,939; 0,963 a 0,971).

Socioekonomický status rodiny je reprezentován vzděláním vzdělanějšího rodiče (EDU_H), indexem socioekonomického statusu povolání rodiče – za rodiče s vyšší hodnotou indexu (ISEI_H) – a celkovým příjmem domácnosti (INCOME).

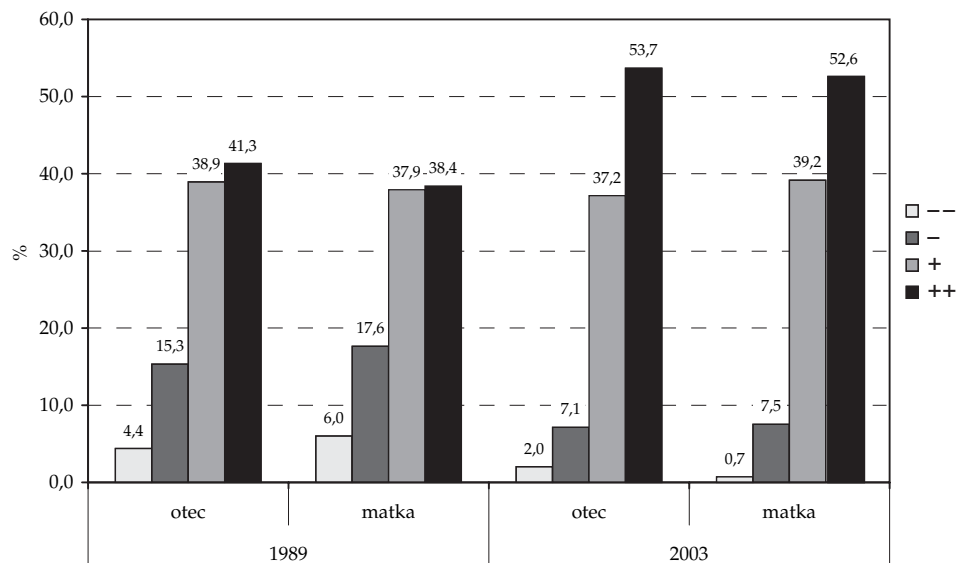
Co se týká zvolené metodologie, pro každý rok byl vytvořen strukturní model, aby bylo možné odhadnout rozdíly v interní struktuře socioekonomického statusu rodiny (SES dimenze), jeho přímý a nepřímý vliv na vzdělanostní aspirace a vliv mentálních schopností dítěte (kognitivní dimenze) a vnímanou roli vzdělání pro životní úspěch z pohledu rodičů a dětí (sociálně-psychologická dimenze). Strukturní model odvozený od teoretického kauzálního modelu (schéma 1) byl testován na datech z výzkumů v letech 1989 a 2003 a je zobrazen ve schématu 2.

Význam vzdělání v kontextu životního úspěchu a vysokoškolských aspirací: 1989–2003

Graf 1 ukazuje, jak rodiče v obou sledovaných letech (1989 a 2003) vnímali význam vzdělání pro životní úspěch. Data naznačují zejména nárůst počtu rodičů, kteří v roce 2003 vyjádřili silnou podporu významu dosažení co nejvyššího možného vzdělání. Otcové a matky uváděli podobné odpovědi. Kromě toho, že je možné mezi roky 1989 a 2003 sledovat nárůst hodnoty vzdělání pro životní úspěch, došlo rovněž k nárůstu ve vnímání významu znalosti cizích jazyků a zároveň k poklesu významu přisuzovanému pilné práci a angažování se v politice (tabulky přílohy A1 a A2). Tato zjištění je možné snadno interpretovat s ohledem na strukturní změny ekonomických podmínek, ke kterým mezi sledovanými roky došlo.

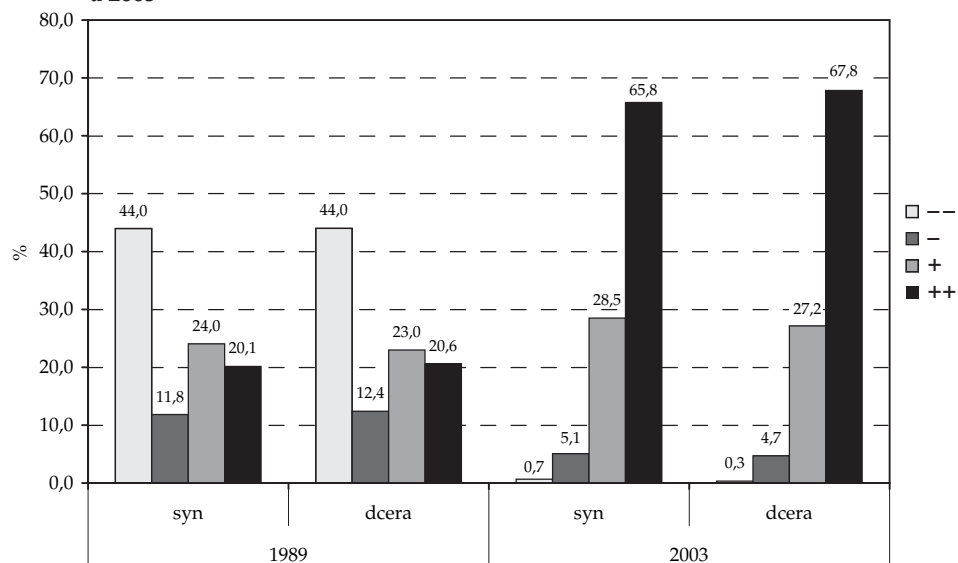
V případě žáků je změna ve vnímání významu vzdělání pro životní úspěch, k níž došlo od roku 1989 do roku 2003, ještě více pozoruhodná (graf 2). Zatímco v roce 1989 se zhruba 44 % dívek a chlapců vyjádřilo kladně o významu vzdělání pro životní úspěch (tj. ti, kteří odpověděli *souhlasím* nebo *rozhodně souhlasím*), stejný pohled mělo v roce 2003 téměř 95 % žáků. Mezigenerační rozdíly ve vnímání rodiči a jejich dětmi mohou pravděpodobně mít souvislost s dědictvím komunismu. Zatímco rodiče, kteří se zúčastnili výzkumu v roce 2003, vyrostli v minulém režimu (v domněnku, že pilná práce byla pro životní úspěch důležitější než vzdělání) a mohli časem postupně změnit své vnímání, žáci dotazovaní v roce 2003

Graf 1. Vnímaný význam vzdělání pro životní úspěch u generací rodičů v letech 1989 a 2003

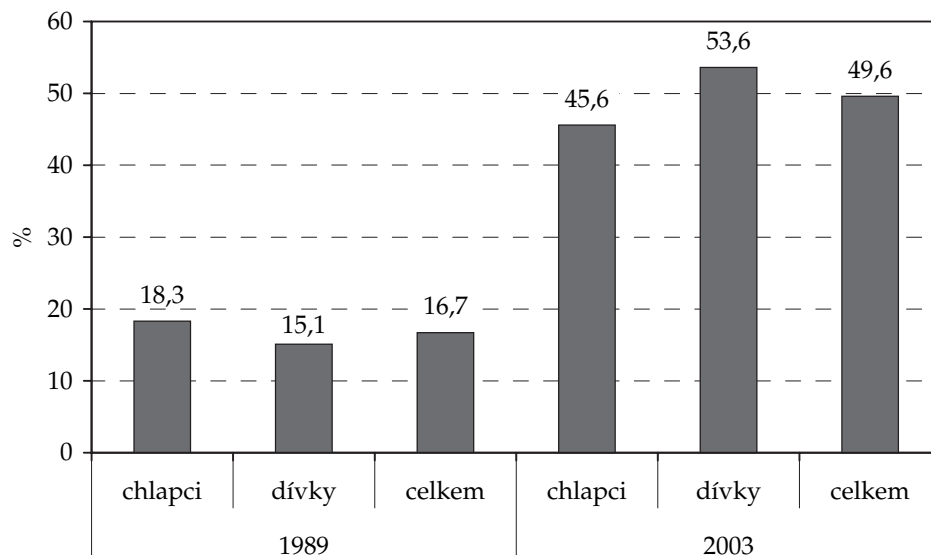


Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

Graf 2. Vnímaný význam vzdělání pro životní úspěch u generací dětí v letech 1989 a 2003



Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

Graf 3. Vysokoškolské aspirace v letech 1989 a 2003 mezi žáky posledních ročníků základní školy

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

neměli tato dědictví a vlastně vyrostli ve světě plném rychlých změn a ekonomické prosperity (v mnoha různých významech), ve kterém vysokoškolské vzdělání může být vnímáno jako klíčový rozdíl mezi těmi, kteří se na ekonomickém žebříčku pohybují nahoru, a těmi, kteří sestupují. Kromě vnímání významu vzdělání pro životní úspěch došlo u žáků mezi roky 1989 a 2003 k nárůstu ve vnímání významu pilné práce a angažování se v politice (tj. sledujeme opačný trend než u jejich rodičů). Poslední zjištění je zvláště zajímavé, protože může poukazovat na to, že alespoň někteří žáci se ztotožňují s názorem, že ti, kteří na ekonomické transformaci profitovali nejvíce, dosáhli úspěchu částečně prostřednictvím korupce a politických vazeb (tabulky přílohy A1 a A2).

Vysokoškolské aspirace žáků jsou srovnány v grafu 3. Data ukazují, že mezi sledovanými roky došlo zhruba k trojnásobnému nárůstu aspirací, přičemž v případě dívek se jednalo o ještě větší posun než u chlapců. Ačkoli se jedná o zajímavá zjištění, data neposkytují informace o tom, čím jsou aspirace v různých obdobích určovány. Toto bylo cílem další analýzy opírající se o strukturní modelování.

Kauzální model determinace vzdělanostních aspirací

Na základě výše zmíněných hypotéz jsme vytvořili strukturní model determinace vzdělanostních aspirací (schéma 2 – viz s. 381). Model měření definuje latentní proměnnou reprezentující socioekonomický status rodiny žáka (FAMSES) měřenou vzděláním vzdělanějšího rodiče (EDU_H), socioekonomickým statusem rodiče, jehož/jejíž povolání má vyšší hodnotu indexu ISEI (ISEI_H), a celkovým příjmem domácnosti (FAMINC). Strukturní část modelu je složena z naměřených schopností (ABIL),¹¹ vnímaného významu vzdělání pro životní úspěch z pohledu žáků (D_EDU) a z pohledu jejich rodičů (R_EDU) a vzdělanostních aspirací žáků (EDUASP). Model byl testován na kovariančních maticích (příslušné korelační matice jsou uvedeny v tabulce A3 v příloze).

Model odpovídá vstupní hypotéze, podle které jsou vzdělanostní aspirace žáků primárně ovlivňovány sociálním původem, buď přímo (parametr g_{41}), nebo prostřednictvím představ rodičů o významu vzdělání pro životní úspěch (vliv $g_{31} * b_{43}$). Kromě toho má socioekonomický status rodiny dopad na aspirace rovněž prostřednictvím školních schopností žáků. Tento vliv je jak přímý (b_{41}), tak nepřímý: schopnosti posilují význam, jaký žáci přisuzují vzdělání ve smyslu životního úspěchu ($b_{21} * b_{42}$). Rovněž předpokládáme, že vyšší stupeň schopností žáků posiluje význam, jaký rodiče přisuzují vzdělání, a proto také posiluje jejich vliv na vzdělanostní aspirace ($b_{31} * b_{43}$, $b_{31} * b_{23} * b_{42}$).

Do modelu byly dále zavedeny tři korelace mezi reziduálními variancemi a chybami měření (r_{11} , r_{12} a r_{33}). Jakkoli primárním cílem jejich uvolnění pro odhad bylo dosažení příznivějších hodnot tzv. vhodnosti modelu (χ^2/df , p , GFI), mají i věcný význam. Korelace mezi chybou měření nejvyššího dosaženého vzdělání rodičů a reziduální variancí naměřených schopností (r_{11}) připouští, že mezi vzděláním rodičů (edu_h) a naměřenými schopnostmi dětí existuje vazba, kterou nelze vysvětlit kauzálním působením role vzdělání rodičů v rámci sociálně-ekonomického statusu rodiny na jedné straně na naměřené schopnosti dětí na straně druhé. Jinými slovy, tato korelace připouští specifickou vazbu mezi kulturním kapitálem výchozí rodiny a schopnostmi dětí, které – jak již bylo uvedeno v diskusi o povaze proměnné ABIL – se formují nejen pod vlivem fluidní inteligence, ale i zkušenosti. Totéž platí o korelaci mezi chybou měření nejvyššího dosaženého vzdělání rodičů a hodnotou přisuzovanou vzdělání pro životní úspěch u dětí (r_{12}). I zde je legitimní předpokládat vztah mezi „kulturní“ dimenzí sociálního původu a hodnotou přisuzovanou vzdělání, který přesahuje kauzální efekt sociálně-ekonomického statusu výchozí rodiny na percepci významu vzdělání pro životní úspěch. Za legitimní a teoreticky zdůvodnitelnou lze považovat i korelaci mezi chybou měření příjmu rodiny a reziduální variancí významu přisuzovaného rodiči vzdělání (r_{33}). Mezi příjmem rodiny a vírou ve význam vzdělání pro životní úspěch může existovat vztah, který nelze zcela vysvětlit kauzální

¹¹ Vzhledem k různým škálám použitým ve sledovaných letech byly proměnné FAMINC a ABIL standardizovány transformováním do z-skóru.

Tabulka 1. Parametry modelu, efekty a standardizované koeficienty – 1989

Parametr	Efekt (vliv)	Koeficient	s.e.	c.r.	p
g_{11}	famses → abil	0,377	0,029	13,063	0,000
g_{31}	famses → r_edu	0,227	0,027	8,417	0,000
b_{31}	abil → r_edu	0,120	0,025	4,823	0,000
b_{23}	r_edu → d_edu	0,076	0,024	3,123	0,006
g_{21}	famses → d_edu	0,119	0,031	3,799	0,002
b_{21}	abil → d_edu	0,069	0,026	2,675	0,000
l_{31}	famses → faminc	0,128	0,025	5,090	0,000
l_{21}	famses → isei_h	0,849	n		n
l_{11}	famses → edu_h	0,873	0,032	27,065	0,000
b_{42}	d_edu → eduasp	0,107	0,019	5,662	0,000
b_{43}	r_edu → eduasp	0,140	0,019	7,402	0,000
b_{41}	abil → eduasp	0,279	0,021	13,574	0,000
g_{41}	famses → eduasp	0,421	0,024	17,633	0,000
r_{11}	d1 ↔ e1	-0,010	0,043	-0,234	0,859
r_{33}	d3 ↔ e3	0,015	0,024	0,621	0,233
r_{12}	d1 ↔ e2	-0,063	0,036	-1,743	0,081

Poznámka: N=1820, Chisq=5,834, df=5, p=0,371, GFI=0,999, AGFI=0,995, BIC=222,8.

Zdroj: vlastní analýza datového souboru „Rodina 1989“.

rolí příjmu zprostředkovanou sociálně-ekonomickým statusem, ve kterém hraje roli i kulturní dimenze sociálního statusu. Za povšimnutí stojí, že právě tato korelace je vyšší v roce 2003 než v roce 1989. Na druhou stranu je třeba konstatovat, že výše zmíněné korelace jsou v obou letech velmi nízké a že jejich zavedení do modelu nijak neovlivnilo hodnoty relevantních koeficientů „uvnitř“ modelu, zejména jeho strukturní části.

Souhrnnou kauzální hypotézu je možné považovat za formálně přijatelnou a vhodnou pro data z obou výzkumných šetření.¹² Než budeme vysvětlovat parametry modelu přímo vázané na kauzální hypotézu, nejprve zmíníme důležitý rozdíl v modelu měření pro socioekonomický status rodiny (FAMSES). Rozdíl se týká role rodinného příjmu (FAMINC). V roce 1989 měl příjem na aspirace ve srovnání se vzděláním a socioekonomickým statusem zanedbatelný vliv ($l_{31}=0,128$ versus $l_{21}=0,849$, $l_{11}=0,873$), ovšem v roce 2003 příjem jako složka latentní proměn-

¹² Všechny relevantní statistiky vhodnosti modelu jsou uvedeny pod tabulkami 1 a 2 (χ^2/df , p, GFI) a ukazují, že model je vhodný velmi dobře.

Tabulka 2. Parametry modelu, efekty a standardizované koeficienty – 2003

Parametr	Efekt (vliv)	Koeficient	s.e.	c.r.	p
g_{11}	famses → abil	0,473	0,025	18,988	0,000
g_{31}	famses → r_edu	0,069	0,026	2,653	0,008
b_{31}	abil → r_edu	0,113	0,023	4,866	0,000
b_{23}	r_edu → d_edu	0,101	0,020	5,025	0,000
g_{21}	famses → d_edu	0,021	0,027	0,764	0,445
b_{21}	abil → d_edu	0,029	0,024	1,196	0,232
l_{31}	famses → faminc	0,623	0,021	29,025	0,000
l_{21}	famses → iseih	0,797	n	n	n
l_{11}	famses → edu_h	0,843	0,026	32,501	0,000
b_{42}	d_edu → eduasp	0,172	0,016	10,660	0,000
b_{43}	r_edu → eduasp	0,120	0,016	7,385	0,000
b_{41}	abil → eduasp	0,431	0,019	22,827	0,000
g_{41}	famses → eduasp	0,185	0,021	8,850	0,000
r_{11}	d1 ↔ e1	0,089	0,034	2,588	0,010
r_{33}	d3 ↔ e3	0,060	0,021	2,794	0,005
r_{12}	d1 ↔ e2	0,073	0,028	2,592	0,010

Poznámka: N=2478, Chisq=14,464, df=5, p=0,013, GFI=0,998, AGFI=0,991, BIC=238,9.

Zdroj: vlastní analýza datového souboru „PISA-L“.

né FAMSES hrál mnohem silnější roli ($l_{31}=0,623$ versus $l_{11}=0,843$, $l_{21}=0,797$). Jinými slovy, model měření pro latentní proměnnou FAMSES nepřímo potvrzuje, že došlo k podstatné změně v konzistenci socioekonomického statusu, tj. potvrzuje závěr, k němuž jsme dospěli v jiném příspěvku [Matějů, Kreidl 2001].

V rámci strukturní části modelu tvořené proměnnými FAMSES, ABIL, R_EDU, D_EDU a EDUASP musíme při interpretaci parametrů brát v úvahu, že dvě proměnné nebyly měřeny zcela identickým způsobem. Schopnosti (ABIL) byly v roce 1989 měřeny jako „krystalická inteligence“, zatímco v roce 2003 byly měřeny pomocí indexu založeného na schopnostech zjištěných prostřednictvím testování gramotností (čtenářská gramotnost, matematická gramotnost, přírodovědná gramotnost, řešení problémů). Jakkoli lze předpokládat velkou podobnost základních vlastností těchto proměnných, je třeba brát v úvahu, že nejsou zcela totožné. Totéž platí o proměnné EDUASP, která je v obou letech vyjádřena faktorovým skórem, nicméně proměnné vstupující do faktorové analýzy nebyly založeny na zcela shodném znění otázek. Proto považujeme za důležité ještě jednou zdůraznit, že při srovnávání parametrů modelu je třeba postupovat opatrně,

Tabulka 3. Rozložení celkového efektu (vlivu) sociálního původu na aspirace

Části modelu a složení příslušného efektu	Standardizovaný koeficient		Podíl celkového vlivu FAMSES na EDUASP	
	1989	2003	1989	2003
M1 (g_{41}) přímý vliv FAMSES	0,421	0,185	72,3 %	44,9 %
M2 ($g_{31} * b_{43}$) + ($g_{31} * b_{23} * b_{42}$) vliv FAMSES prostřednictvím vnímaného významu vzdělání z pohledu rodičů	0,034	0,009	5,8 %	2,3 %
M3 ($g_{11} * b_{41}$) + ($g_{11} * b_{21} * b_{42}$) + ($g_{11} * b_{31} * b_{43}$) + ($g_{11} * b_{31} * b_{23} * b_{43}$) vliv FAMSES prostřednictvím ABILITY a vnímaného významu vzdělání z pohledu dětí	0,115	0,213	19,7 %	51,8 %
<i>Celkový vliv</i>	<i>0,582</i>	<i>0,413</i>	<i>100,0 %</i>	<i>100,0 %</i>

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

neboť malé rozdíly by mohly odrážet rozdíly v měření. Z tohoto důvodu se spíše než jednotlivým koeficientům věnujeme „trám“ kauzálních vztahů, které jsou z hlediska hlavní hypotézy zvláště důležité.

Celkově lze tvrdit, že schopnost modelu vysvětlit rozdíly ve vzdělanostních aspiracích je velmi dobrá: podíl vysvětlené variance vzdělanostních aspirací se v obou sledovaných letech pohyboval kolem 40 % (r^2 0,449 a 0,376). Z výsledků prezentovaných v tabulkách 1, 2 a 3 je dále zřejmé, že přímý vliv sociálního původu na vzdělanostní aspirace (g_{41}) je mnohem silnější v modelu pro rok 1989 (0,421) než v případě roku 2003 (0,185). Ačkoli v případě celkového vlivu sociálního statusu na aspirace můžeme mezi danými roky sledovat jen menší rozdíly (0,582 a 0,413), zůstává tento vliv silnější v roce 1989. To samé platí pro vliv socio-ekonomického původu na to, jaký rodiče přisuzují význam vzdělání pro životní úspěch (g_{31}). V roce 1989 byl tento vliv několikanásobně vyšší než v roce 2003 (0,227 a 0,069).

Vše nasvědčuje tomu, že v roce 2003 byl vliv sociálního původu na vzdělanostní aspirace spíše než přímo realizován v mnohem větší míře působením schopností dětí (ABIL) a vnímanou „hodnotou“ vzdělání z pohledu dětí a jejich rodičů (D_EDU, R_EDU). Když srovnáme přímé a celkové vlivy sociálního původu na vzdělanostní aspirace (viz tabulku 3), zjistíme, že v roce 1989 představoval přímý vliv 72 % celkového vlivu, zatímco v roce 2003 to bylo pouze 45 %. Vliv sociálního původu na aspirace žáků zprostředkovaný schopnostmi ($g_{11} * b_{41}$) dosáhl v roce 1989 hodnoty 0,105 a představoval 18 % celkového vlivu, zatímco v roce 2003 se jednalo o hodnotu 0,203, což představovalo 49 % celkového vlivu.

Aby bylo možné provést celkové zhodnocení kauzálních vlivů působících na vzdělanostní aspirace žáků, celý model jsme rozdělili na tři teoreticky relevantní

Tabulka 4. Testy tzv. omezení shod (equality constraints) uvalených na vybrané koeficienty v modelech pro roky 1989 a 2003 (metoda simultánní analýzy na více výběrech)

Model	Efekt nastavený jako shodný	DF	Chisq	p
$(g_{11}+r_{11})+g_{41}$	famses → eduasp	1	44,493	0,000
$(g_{11}+r_{11})+b_{42}$	d_edu → eduasp	1	72,101	0,000
$(g_{11}+r_{11})+b_{43}$	r_edu → eduasp	1	0,464	0,496
$(g_{11}+r_{11})+b_{23}$	r_edu → d_edu	1	2,640	0,104
$(g_{11}+r_{11})+g_{31}$	famses → r_edu	1	24,105	0,000
$(g_{11}+r_{11})+g_{21}$	famses → d_edu	1	12,340	0,000
$(g_{11}+r_{11})+b_{41}$	abil → eduasp	1	31,600	0,000
$(g_{11}+r_{11})+b_{31}$	abil → r_edu	1	1,299	0,254
$(g_{11}+r_{11})+b_{21}$	abil → d_edu	1	4,846	0,028

Poznámka: Všechny testy jsou založeny na předpokladu, že model s koeficienty g_{11} a r_{11} je správný.

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

části. První (M1) vyjadřuje přímý vliv rodičů na aspirace (g_{41}), druhá (M2) představuje nepřímý vliv rodičů prostřednictvím významu přisuzovaného vzdělání [$(g_{31} * b_{43}) + (g_{31} * b_{23} * b_{42})$] a třetí (M3) se týká vlivu sociálního původu na vzdělanostní aspirace jen prostřednictvím schopností dětí a toho, jak vnímají význam vzdělání [$(g_{11} * b_{41}) + (g_{11} * b_{21} * b_{42}) + (g_{11} * b_{31} * b_{43}) + (g_{11} * b_{31} * b_{23} * b_{42})$]. Pokles vlivu rodičů je částečně způsoben snížením vlivu významu, který rodiče přisuzují vzdělání (model M2 v tabulce 3). V roce 1989 vysvětlovala tato část modelu 5,8 % celkového vlivu socioekonomického zázemí na aspirace, zatímco v roce 2003 pouze 2,3 %. Na druhé straně, vliv významu, který děti přisuzují vzdělání (model M3 v tabulce 3), se téměř zdvojnásobil (z 0,115 na 0,213). V roce 1989 vysvětloval 19,7 % celkového vlivu socioekonomického zázemí na aspirace, zatímco v roce 2003 vysvětloval 51,8 % celkového vlivu.

Pro testování statistické významnosti rozdílů mezi koeficienty v jednotlivých letech byla použita metoda simultánní analýzy na více výběrech (tzv. *multi-sample analysis*). Ve snaze omezit potenciální vliv mírně odlišných způsobů měření proměnné schopnosti (ABIL), byla před vlastním testováním u koeficientů modelu zavedena dvě tzv. omezení shody (*equality constraints*) – týkala se vlivu rodinného zázemí na schopnosti (g_{11}) a korelace mezi vzděláním rodičů a schopnostmi žáků (r_{11}).¹³ Výsledky testu rozdílů mezi odhady koeficientů pro roky 1989 a 2003 (viz tabulku 4) ukázaly, že naše hypotéza předpokládající silnější přímý

¹³ Nejedná se o nic jiného než o testování předpokladu, že hodnota koeficientu na jednom

Tabulka 5. Vybrané standardizované regresní koeficienty z modelů pro roky 1989 a 2003, odhadnutých odděleně pro chlapce a dívky

Parametr	Efekt (vliv)	Chlapci 1989	Dívky 1989	Chlapci 2003	Dívky 2003
g_{11}	famses $\rightarrow$ abil	0,393	0,358	0,427	0,513
g_{31}	famses $\rightarrow$ r_edu	0,215	0,237	0,150	-0,023
b_{31}	abil $\rightarrow$ r_edu	0,147	0,097	0,079	0,163
b_{23}	r_edu $\rightarrow$ d_edu	0,079	0,074	0,048	0,153
g_{21}	famses $\rightarrow$ d_edu	0,107	0,129	0,068	-0,016
b_{21}	abil $\rightarrow$ d_edu	0,076	0,062	0,051	0,002
b_{42}	d_edu $\rightarrow$ eduasp	0,137	0,081	0,183	0,154
b_{43}	r_edu $\rightarrow$ eduasp	0,111	0,171	0,110	0,126
b_{41}	abil $\rightarrow$ eduasp	0,312	0,283	0,455	0,419
g_{41}	famses $\rightarrow$ eduasp	0,425	0,415	0,220	0,175
RSQ	eduasp	0,489	0,449	0,435	0,347
Celkový vliv	famses $\rightarrow$ eduasp	0,600	0,567	0,453	0,396
Celkový vliv	abil $\rightarrow$ eduasp	0,340	0,306	0,473	0,443
Celkový vliv	r_edu $\rightarrow$ eduasp	0,122	0,177	0,119	0,150

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

vliv rodinného zázemí na aspirace v roce 1989 byla potvrzena (χ^2 související se zavedením shody koeficientů pro g_{41} měl hodnotu 44,5 při jednom stupni volnosti). Navíc odhady pro ostatní relevantní koeficienty ukazují významné rozdíly mezi roky 1989 a 2003. Zejména b_{42} (d_edu $\rightarrow$ eduasp) a b_{41} (abil $\rightarrow$ eduasp), které podporují naši hypotézu o výrazné změně celkové struktury determinace vzdělanostních aspirací během období transformace. Rozdíly hodnot těchto dvou koeficientů pro roky 1989 a 2003 ukazují, že v roce 2003 byly vzdělanostní aspirace silně determinovány charakteristikami samotných žáků (jejich naměřenými schopnostmi a vnímanou rolí vzdělání pro úspěch v životě) spíše než charakteristikami vypovídajícími o rodinném zázemí a hodnotách sdílených rodiči.

Souběžná analýza na více výběrech byla použita rovněž pro určení rozdílů v determinaci vzdělanostních aspirací mezi chlapci a dívkami. Koeficienty modelu (uvedené v tabulce 5) byly v obou sledovaných letech odhadnuty odděleně pro chlapce a dívky. Na první pohled jsou rozdíly relativně malé, zejména v roce 1989, kdy žádný z relevantních koeficientů neukazuje statisticky rozdílné odhady

výběru je stejná jako hodnota téhož koeficientu na druhém výběru, tj. v tomto případě $g_{111}=g_{112}$ a $r_{111}=r_{112}$.

Tabulka 6. Testy tzv. omezení shod (equality constraints) uvalených na vybrané koeficienty v modelech pro chlapce a dívky

Model	Efekt nastavený jako shodný	DF	1989		2003	
			Chisq	p	Chisq	p
MM+g ₁₁ +g ₃₁	famses → r_edu	1	0,015	0,901	12,835	0,000
MM+g ₁₁ +g ₄₁	famses → eduasp	1	1,602	0,206	3,826	0,050
MM+g ₁₁ +g ₂₁	famses → d_edu	1	0,094	0,759	2,652	0,103
MM+g ₁₁ +b ₂₁	abil → d_edu	1	0,104	0,747	1,379	0,240
MM+g ₁₁ +b ₃₁	abil → r_edu	1	1,292	0,256	3,454	0,063
MM+g ₁₁ +b ₄₁	abil → eduasp	1	1,938	0,164	5,884	0,015
MM+g ₁₁ +b ₂₃	r_edu → d_edu	1	0,005	0,943	7,449	0,006
MM+g ₁₁ +b ₄₂	d_edu → eduasp	1	2,961	0,085	2,041	0,153
MM+g ₁₁ +b ₄₃	r_edu → eduasp	1	2,144	0,143	0,038	0,846

Poznámka: MM – koeficienty modelu měření a korelace r_{12} jsou nastaveny jako shodné. Všechny parametry jsou založeny na předpokladu, že model MM+g₁₁ je správný.

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.

pro chlapce a dívky (testy shody jsou uvedeny v tabulce 6). Pro rok 2003 tři koeficienty ukazují statisticky rozdílné hodnoty pro chlapce a dívky, jedná se o b_{41} (abil → eduasp), b_{23} (r_edu → d_edu) a g_{31} (famses → r_edu). Významně vyšší hodnoty b_{41} pro chlapce a b_{23} pro dívky ukazují, že vzdělanostní aspirace chlapců se utvářejí více pod vlivem schopností a méně pod vlivem rodičovských hodnot, zatímco dívky se zdají být více než chlapci ovlivňovány hodnotami rodičů a slaběji svými schopnostmi.

Tato zjištění je možné interpretovat tak, že se podařilo ukázat, jak socialistický vzdělávací systém, alespoň v roce 1989, „socializoval“ žáky do takové míry, že rozdíly mezi pohlavími nehrály žádnou roli při utváření faktorů určujících vzdělanostní aspirace. Nicméně v roce 2003 významné rozdíly v odhadu koeficientu g_{31} (famses → r_edu) pro chlapce a pro dívky ukazují, že za předpokladu, kdy všechny ostatní vlivy ponecháme konstantní, vyšší sociální status rodiny vytváří silnější důraz rodičů na roli vzdělání pro životní úspěch v případě chlapců než v případě dívek. To znamená, že rodiče mají – pokud jde o význam vzdělání pro životní úspěch – různá očekávání od chlapců a dívek. Jinými slovy, pokud jde o dosažení vyššího vzdělání, chlapci v rodinách s vyšším sociálním statutem jsou vystaveni silnějšímu tlaku než dívky. Z genderového hlediska to poukazuje na to, že první fáze transformace zřejmě posílila tradiční a patriarchální normy ohledně očekávaného chování chlapců a dívek.

Závěry

Hlavním záměrem této stati bylo analyzovat historickou změnu v determinaci vzdělanostních aspirací během procesu politické, sociální a ekonomické transformace v České republice, konkrétně v období vymezeném roky 1989 a 2003, ve kterých byly provedeny podobné výzkumy zaměřené na žáky posledních ročníků základních škol. Náš předchozí výzkum vzdělanostních aspirací ukázal, že Česká republika patří k těm zemím OECD, ve kterých jsou vzdělanostní aspirace velmi silně determinovány socioekonomickým zázemím a měřenými schopnostmi. Je to dáno zejména vysokým stupněm stratifikace vzdělávacího systému na primární a sekundární úrovni, stejně jako dosud celkem elitní povahou terciárního vzdělávacího systému (poptávka vysoce převyšuje nabídku vzdělávacích příležitostí; stále ještě se jedná o relativně jednotný systém, který se jen pomalu přizpůsobuje duálním principům, atd.).

V článku jsme se věnovali testování hypotéz zaměřených na vývoj v determinaci vzdělanostních aspirací dospívajících a na nejdůležitější vztahy mezi socioekonomickým původem (SES rodičů), měřenými schopnostmi a vnímaným významem vzdělání pro životní úspěch z pohledu rodičů a jejich dětí. Naše analýza se řídila čtyřmi hlavními hypotézami. Za prvé jsme formulovali hypotézu vyjadřující, že přímý vliv sociálního původu na aspirace se v průběhu sledovaného období zmenšil, zatímco vliv schopností na aspirace vzrostl. Co se týká role vnímaného významu vzdělání, předpokládali jsme, že v důsledku výrazného nárůstu ekonomické návratnosti vzdělání (udávané všemi dostupnými studiemi zabývajícími se platovými a příjmovými rozdíly) došlo k celkovému nárůstu vnímaného významu vzdělání pro životní úspěch, a tím pádem i k obrovskému růstu vzdělanostních aspirací. Dále jsme očekávali, že v průběhu transformace došlo k oslabení vlivu socioekonomického statusu (SES) rodičů na vnímanou hodnotu vzdělání jak v případě rodičů, tak v případě dětí. Protože zatím nedošlo k hlubší změně vzdělávacího systému, který si tak uchoval svůj poměrně silný elitářský charakter (vysoký stupeň diferenciací a odborně zaměřených studijních programů, brzké dělení žáků do různých vzdělávacích větví, existence „slepých“ vzdělávacích větví, nízký podíl přijatých do terciárního vzdělání atd.), formulovali jsme hypotézu, že navzdory všem změnám se celkový vliv sociálního původu na vzdělanostní aspirace nezměnil a zůstal velmi silný.

Zmíněné hypotézy byly převedeny do kauzálního modelu, který byl testován. Statistiky vhodnosti modelu prokázaly, že strukturní model představoval adekvátní formální vyjádření naší hlavní hypotézy o kauzálních vztazích mezi proměnnými v obou sledovaných letech (1989, 2003). Na základě analýzy relevantních koeficientů strukturního modelu lze konstatovat, že naše hypotézy v datech našly silnou podporu.

Předně data ukázala, že vnímaný význam vysokoškolského vzdělání pro životní úspěch se mezi roky 1989 a 2003 výrazně zvýšil, a to ve větší míře mezi žáky než jejich rodiči. V důsledku toho vzdělanostní aspirace žáků rovněž vzrost-

ly. Zatímco pouze 17 % žáků deváté třídy v roce 1989 uvedlo, že by si určitě přáli dosáhnout vysokoškolského vzdělání, v roce 2003 to bylo téměř 50 %.

Výsledky ze strukturního modelu podporují předpoklad, že během socialismu nízká úroveň vzdělanostních aspirací spolu s velmi omezenou nabídkou vyššího vzdělání činily vzdělání poměrně „exkluzivním“ statkem, který se proto stal součástí mezigeneračního přenosu výhod, a to jak přímo, tak nepřímo prostřednictvím vnímané „hodnoty vzdělání“ přenášené od rodičů na jejich děti. Jinými slovy, za socialismu bylo vysokoškolské vzdělání žádané, ale z hlediska jeho relativně nízké ekonomické návratnosti představovalo strategii životního úspěchu především pro rodiny s nejvyšším kulturním statutem, který byl převážně určen vzděláním. Celkově lze hovořit o klíčové roli vysokoškolského vzdělání v reprodukci „kulturních elit“. Toto bylo v modelu na jedné straně patrné velmi silným přímým vlivem socioekonomického statusu rodiny (ve kterém příjem hrál velmi malou roli) na vzdělanostní aspirace dětí (dílní model M1), ale na druhé straně rovněž prostřednictvím skutečnosti, že většina nepřímého vlivu byla přenášena skrze význam přisuzovaný rodiči vzdělání jako nástroji životního úspěchu (M2). Tyto dvě složky modelu (M1 a M2) vysvětlují více než tři čtvrtiny celkového vlivu výchozí rodiny na vzdělanostní aspirace dítěte v roce 1989.

Výsledky za rok 2003 podporují předpoklad, že celková kauzální struktura se významně změnila. Nejdůležitější rozdíl mezi koeficienty modelu pro rok 1989 a modelu pro rok 2003 spočívá ve skutečnosti, že *přímý* vliv socioekonomického zázemí se znatelně snížil (o 56 %), zatímco jeho celkový vliv oslabil mnohem méně (pouze o 30 %). Ještě větší rozdíl byl zjištěn mezi dětmi a rodiči v případě významu vzdělání pro životní úspěch. Zatímco v případě žáků se role výrazně zvýšila, v případě rodičů se oslabil. Zároveň je třeba zdůraznit, že přestože změna koeficientů týkající se role schopností při formování aspirací musí být interpretována s opatrností (schopnosti nebyly měřeny pomocí stejného nástroje), výsledky souběžné analýzy na více výběrech, které částečně kontrolují potenciální vliv různých způsobů měření, prokázaly, že nárůst přímých a nepřímých vlivů schopností na aspirace je zjevný.

Přes všechny důležité změny ve struktuře kauzální determinace vzdělanostních aspirací mezi roky 1989 a 2003, které dokládají určitou „meritokratizaci“ obecného determinačního vzorce, zůstala celková úroveň determinace velmi silná. Co bývalo za socialismu přímým mezigeneračním přenosem vzdělání jako převážně kulturní výhody, se stalo primárně výsledkem nesnadné soutěže o vysoce hodnocené „ekonomické“ aktivum, v rámci něhož děti z nevyhodněných sociálních skupin do velké míry ztrácejí, protože za daných podmínek u nich nedochází k rozvíjení adekvátních vzdělanostních aspirací. Tento závěr je ve shodě s výsledky našeho předchozího srovnávacího výzkumu zaměřeného na formování vzdělanostních aspirací v zemích OECD.

PETR MATĚJŮ je profesor sociologie a vedoucí oddělení Sociologie vzdělání a stratifikace Sociologického ústavu AV ČR, v.v.i. Zabývá se zejména problematikou sociální stratifikace a mobility a vzdělávacími rovnostmi a nerovnostmi. Je autorem řady článků o sociální transformaci ve východní a střední Evropě a jako editor se podílel na třech publikacích: *Ten Years of Rebuilding Capitalism, Czech Society after 1989* (vyšla v roce 1999), *Nerovnost – Spravedlnost – Politika* (vyšla v roce 2000), a *(Ne)rovné šance na vzdělání* (vyšla v roce 2006).

MICHAEL L. SMITH pracuje jako vědecký pracovník v oddělení Sociologie vzdělání a stratifikace Sociologického ústavu AV ČR, v.v.i. Kromě vzdělanostních nerovností se jeho výzkumné zaměření orientuje na oblast politické sociologie a korupce.

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

Literatura

- Balcar, Karel. 1986. *Osobnostní dotazník pro mládež. Příručka*. Bratislava: Psychodiagnostické a didaktické testy.
- Buchmann, Claudia, Ben Dalton. 2002. „Interpersonal Influences and Educational Aspirations in 12 Countries: The Importance of Institutional Context.“ *Sociology of Education* 75: 99–122.
- Buchmann, Claudia, Hyunjoon Park. 2005. „The Institutional Embeddedness of Educational and Occupational Expectations: A Comparative Study of 12 Countries.“ Příspěvek přednesený na ISA Research Comitee 28 Summer Meeting. Los Angeles, 18.–21. srpna.
- Cattell, Raymond B. 1941. „Some Theoretical Issues in Adult Intelligence Testing.“ *Psychological Bulletin* 38: 592.
- Cattell, Raymond B. 1960. *High School Personality Questionnaire: HSPQ test*. Champaign, IL: Institute for Personality and Ability Testing.
- Herriott, Robert E. 1963. „Some Determinants of Educational Aspirations.“ *Harvard Educational Review* 33 (Spring): 157–177.
- Horn, John L., Raymond B. Cattell. 1966. „Refinement and test of the theory of fluid and crystallized general intelligences.“ *Journal of Educational Psychology* 57: 253–270.
- Hyman, H. H. 1953. „The Value Systems of Different Classes: A Social Psychological Contribution to the Analysis of Stratification.“ Pp. 426–442 in R. Bendix, S. M. Lipset (eds.). *Class, Status and Power: A Reader in Social Stratification*. Glencoe: Free Press.
- Kahl, Joseph A. 1953. „Educational and Occupational Aspirations of ‘Common Man’ Boys.“ *Harvard Educational Review* 23 (Summer): 186–203.
- Kerckhoff, Alan C. 1976. „The Status Attainment Process: Socialization or Allocation?“ *Social Forces* 55: 368–381.
- Kerckhoff, Alan C. 1977. „The Realism of Educational Ambitions in England and the United States.“ *American Sociological Review* 42 (4): 563–571.
- Kerckhoff, Alan C. 2001. „Education and Social Stratification Processes in Comparative Perspective.“ *Sociology of Education* 74 (Extra Issue): 3–18.

- Matějů, Petr. 1990. „Family Effect on Educational Attainment in Czechoslovakia, the Netherlands and Hungary.“ Pp. 187–210 in Jules L. Peschar (ed.). *Social Reproduction in Eastern and Western Europe*. Nijmegen: OOMO.
- Matějů, Petr. 1991. „Vzdělanostní stratifikace v Československu v komparativní perspektivě.“ *Sociologický časopis* 27 (3): 319–345.
- Matějů, Petr. 1993. „Who Won and Who Lost in a Socialist Redistribution in Czechoslovakia?“ Pp. 251–271 in Yossi Shavit, Hans-Peter Blossfeld (eds.). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Matějů, Petr, Martin Kreidl. 2001. „Rebuilding Status Consistency in a Post-Communist Society: The Czech Republic, 1991–1997.“ *Innovation* 14 (1): 17–34.
- Matějů, Petr, Natalie Simonová. 2003. „Czech Higher Education Still at the Crossroads.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 39 (3): 393–410.
- Matějů, Petr, Jana Straková. 2005. „The Role of the Family and the School in the Reproduction of Educational Inequalities in the Post-Communist Czech Republic.“ *British Journal of Sociology of Education* 26 (1): 17–40.
- Matějů, Petr, Michael Lee Smith, Petr Soukup, Josef Basl. 2007. „Determination of College Expectations in OECD countries: The Role of Individual and Structural Factors.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 43 (6): 1121–1148.
- Matějů, Petr, Blanka Řeháková, Natalie Simonová. 2007. „The Czech Republic: Structural Growth of Inequality in Access to Higher Education.“ Pp. 374–399 in Y. Shavit, G. Menahem, R. Arum, A. Gamoran (eds.). *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Matějů, Petr, Milan Tuček, Luboš Rezler. 1991. „Rodina '89. Zdroje vzdělanostních nerovností. Úvodní studie a hlavní výsledky z první vlny šetření. Textová část.“ [online] Prague: Institute of Sociology ČSAV [cit. 12. 5. 2008]. Dostupné z: <<http://www.stratif.cz/?operation=display&id=117>>.
- Müller, Walter, Yossi Shavit. 1998. „The Institutional Embeddedness of the Stratification Process: A Comparative Study of Qualifications and Occupations in Thirteen Countries.“ Pp. 1–48 in Shavit, Yossi, Walter Müller (eds.). *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*. Oxford: Oxford University Press.
- OECD. 2002. *Education at a Glance*. Paris: OECD.
- Reissman, Leonard. 1953. „Levels of Aspiration and Social Class.“ *American Sociological Review* 18 (3): 233–242.
- Sewell, William H. 1961. „Social Class and Childhood Personality.“ *Sociometry* 24: 340–356.
- Sewell, William H. 1963. „Some Recent Developments in Socialization Theory and Research.“ *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 349: 163–181.
- Sewell, William H., Robert M. Hauser. 1972. „Causes and Consequences of Higher Education: Models of the Status Attainment Process.“ *American Journal of Agricultural Economics* 54: 851–861.
- Sewell, William H., Vimal P. Shah. 1967. „Socioeconomic Status, Intelligence, and the Attainment of Higher Education.“ *Sociology of Education* 40: 1–23.
- Sewell, William H., Vimal P. Shah. 1968a. „Social Class, Parental Encouragement, and Educational Aspirations.“ *American Journal of Sociology* 73: 559–572.
- Sewell, William H., Vimal P. Shah. 1968b. „Parents' Education and Children's Educational Aspirations and Achievements.“ *American Sociological Review* 33: 191–209.
- Sewell, William H., Archibald O. Haller, Murray A. Straus. 1957. „Social Status and Educational and Occupational Aspirations.“ *American Sociological Review* 22 (1): 67–73.

- Straková, Jana. 2007. „The Impact of the Structure of the Education System on the Development of Educational Inequalities in the Czech Republic.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 43 (3): 589–609.
- Simonová, Natalie. 2007. „Educational Inequalities and Educational Mobility under Socialism in the Czech Republic.“ Unpublished manuscript. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- Večerník, Jiří. 2001. „Earnings Disparities in the Czech Republic: Evidence of the Past Decade and Cross-National Comparison.“ *William Davidson Institute Working Papers Series* 373. Ann Arbor, MI: William Davidson Institute, University of Michigan.
- Večerník, Jiří. 2005. „Earnings in the Czech Republic 1998–2002: Changing Disparities and their Structure.“ Draft paper of the GDN / CERGE-EI Research project RRC V-37 *How labor market and earnings affect family income? Disparities in market income and household disposable income in the Czech Republic between 1988 and 2002*. Praha: GDN / CERGE-EI.

Příloha – Znění položek z dotazníků a rozložení jejich četností

Tabulka A1. Položky zjišťující strategie životního úspěchu – 1989

a) Rodiče „Co by, podle Vašeho názoru, mělo Vaše dítě umět nebo mít, aby mělo v životě úspěch?“ (– – určitě ne, – spíše ne + spíše ano, ++ určitě ano)

Proměnná	Znění	– –	–	+	++
EDUC	Co nejvyšší vzdělání	5,5	16,3	38,5	39,6
LANG	Znalost cizích jazyků	5,8	15,2	42,9	36,0
ASSERT	Umět se prosadit	1,5	3,7	44,8	36,0
TIES	Vlivné známé	25,3	34,6	31,1	9,0
WORK	Být schopen hodně pracovat	1,4	4,9	44,1	49,6
POLIT	Politická angažovanost	10,5	30,9	46,4	12,3
MONEY	Umět vydělat peníze	4,0	12,9	54,3	28,8
CONFORM	Umět být nenápadný	27,5	40,2	23,7	8,7
SELSUF	Dokázat si všechno udělat a opravit	3,7	12,3	41,5	42,5
OPINION	Mít vlastní přesvědčení	1,0	2,0	15,3	81,7

b) Děti „Co by měl člověk podle Tebe dělat, aby byl v životě úspěšný?“

(– – zcela nedůležité, – nepříliš důležité, + docela důležité, ++ velmi důležité)

Proměnná	Znění	– –	–	+	++
EDUC	Dosáhnout co nejvyššího vzdělání	44,0	12,1	23,5	20,4
COMPET	Něco umět lépe než ostatní	62,0	11,8	12,5	13,7
CONFORM	S každým dobře vyjít	34,5	20,9	17,1	27,5
MONEY	Vědět, kde a jak získat dost peněz	95,5	2,7	1,2	0,6
TIES	Mít správné kamarády a známé	60,5	18,1	16,0	5,4
WORK	Hodně a dobře pracovat	18,5	24,1	26,6	30,7
POLIT	Být politicky angažovaný	85,5	10,2	2,8	1,5

Zdroj: datový soubor „Rodina 1989“.

Tabulka A2. Položky zjišťující strategie životního úspěchu – 2003

a) Rodiče „Co je podle Vašeho názoru důležité pro to, aby to dnes mladý člověk někam dotáhl, aby byl úspěšný?“ (– zcela nedůležité, – nepříliš důležité, + docela důležité, ++ velmi důležité)

Proměnná	Znění položky	--	-	+	++
EDUC	Dosáhnout co nejvyššího vzdělání	1,2	7,4	38,3	53,1
LANG	Umět co nejvíce cizích jazyků	0,5	6,2	37,4	55,9
ASSERT	Umět se v každé situaci prosadit	1,2	15,1	55,0	28,7
TIES	Mít co nejvíce vlivných známých	10,9	42,4	37,1	9,5
WORKE	Být ochoten obětovat práci více času než jiní lidé	1,5	17,2	59,5	21,8
POLIT	Být aktivní v politice	41,8	47,5	8,4	2,3
MONEY	Vědět, kde a jak se dá vydělat hodně peněz	2,8	24,6	53,3	19,2
CONFORM	Být nenápadný a moc neprovokovat	30,8	43,6	20,5	5,0
SELSUF	Dokázat si co nejvíce věcí udělat či opravit sám	4,4	38,3	42,1	25,3
OPINION	Mít vlastní názor a přesvědčení	0,3	2,1	25,8	71,7

b) Děti „Jak důležité jsou podle tvého názoru následující věci pro to, aby to mladý člověk jako ty v životě někam dotáhl?“ (– zcela nedůležité, – nepříliš důležité, + docela důležité, ++ velmi důležité)

Proměnná	Znění položky	--	-	+	++
EDUC	Dosáhnout co nejvyššího vzdělání	0,5	4,9	28,3	66,3
LANG	Umět co nejvíce cizích jazyků	1,1	8,0	36,1	54,7
ASSERT	Umět se v každé situaci prosadit	0,4	7,1	47,3	45,1
TIES	Mít co nejvíce vlivných známých	8,6	36,3	37,0	18,1
WORKE	Být ochoten obětovat práci více času než jiní lidé	1,2	17,1	54,9	26,8
POLIT	Být aktivní v politice	23,2	54,6	17,8	4,4
MONEY	Vědět, kde a jak se dá vydělat hodně peněz	1,1	16,1	51,2	31,6
CONFORM	Být nenápadný a moc neprovokovat	10,5	43,3	35,9	10,2
SELSUF	Umět si vždy poradit, dokázat si co nejvíce věcí udělat či opravit sám	0,8	12,5	45,6	41,1
OPINION	Mít vlastní názor a přesvědčení	0,3	2,9	32,2	64,7

Poznámka: rozložení odpovědí po převážení souboru podle složení souboru z výzkumu 1989.

Zdroj: datový soubor „PISA-L“.

Tabulka A3. Korelační matice pro roky 1989 a 2003

1989							
<i>N=2478</i>	<i>EDU_H</i>	<i>ISEI_H</i>	<i>FAMINC</i>	<i>ABIL</i>	<i>R_EDU</i>	<i>D_EDU</i>	<i>EDUASP</i>
<i>EDU_H</i>	1,000	0,741	0,103	0,325	0,229	0,114	0,506
<i>ISEI_H</i>	0,741	1,000	0,117	0,320	0,240	0,140	0,491
<i>FAMINC</i>	0,103	0,117	1,000	0,063	0,050	0,057	0,076
<i>ABIL</i>	0,325	0,320	0,063	1,000	0,206	0,130	0,480
<i>R_EDU</i>	0,229	0,240	0,050	0,206	1,000	0,124	0,325
<i>D-EDU</i>	0,114	0,140	0,057	0,130	0,124	1,000	0,230
<i>EDUASP</i>	0,506	0,491	0,076	0,480	0,325	0,230	1,000

2003							
<i>N=1820</i>	<i>EDU_H</i>	<i>ISEI_H</i>	<i>FAMINC</i>	<i>ABIL</i>	<i>R_EDU</i>	<i>D_EDU</i>	<i>EDUASP</i>
<i>EDU_H</i>	1,000	0,675	0,519	0,440	0,123	0,082	0,373
<i>ISEI_H</i>	0,675	1,000	0,497	0,366	0,076	0,043	0,314
<i>FAMINC</i>	0,519	0,497	1,000	0,318	0,125	0,019	0,291
<i>ABIL</i>	0,440	0,366	0,318	1,000	0,147	0,054	0,546
<i>R_EDU</i>	0,123	0,076	0,125	0,147	1,000	0,110	0,225
<i>D-EDU</i>	0,082	0,043	0,019	0,054	0,110	1,000	0,218
<i>EDUASP</i>	0,373	0,314	0,291	0,546	0,225	0,218	1,000

Zdroj: vlastní analýzy datových souborů „Rodina 1989“ a „PISA-L“.