

Intergenerační vzdělanostní fluidita a její vývoj v České republice v letech 1990 až 2009*

TOMÁŠ KATRŇÁK**

Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Brno

NATALIE SIMONOVÁ**

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

Intergenerational Educational Fluidity and Its Trends in the Czech Republic between 1990 and 2009

Abstract: The aim of the article is to identify the trend in educational fluidity in the Czech Republic between 1990 and 2009 and offer an explanation for it. The authors use a series of 28 annual surveys conducted between 1990 and 2009 in the Czech Republic and ascertaining information about the level of education of the respondent and the respondent's father. The authors analyse trends in educational fluidity from a period and birth cohort perspective. The findings show that educational fluidity did not increase in Czech society between 1990 and 2003. From 2004 to 2009 this trend changed and a slight increase in educational fluidity became evident. These changes in educational fluidity are driven by period (by institutional changes) rather than cohort effects (by cohort replacement). Period effect signifies both changes in the effect of class origin on educational attainment (class inequalities in education) and changes in the expansion of the Czech educational system. Both these period effects are presented as a part of the theory of maximally maintained inequality (MMI), which helps explain the changes in educational fluidity in the Czech Republic during the observed period.

Keywords: educational mobility, cohort analysis, educational inequality, educational research, measures of inequality.

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2011, Vol. 47, No. 2: 207–242

* Práce na této stati byla umožněna díky grantové podpoře projektu „Třídní struktura a sociální mobilita“ (GAČR 403/08/0542) a projektu „Od destratifikace ke stratifikaci? Vývoj sociálně stratifikačního systému v České republice 1991–2009“ (GAČR 403/08/0109).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: doc. PhDr. Tomáš Katrňák, Ph.D., Fakulta sociálních studií MU, Brno, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: katrnak@fss.muni.cz, nebo PhDr. Natalie Simonová, Ph.D., Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: natalie.simonova@soc.cas.cz.

Mezigenerační vzdělanostní fluidita – relativní změna dosaženého vzdělání potomků oproti jejich rodičům¹ – není v sociálně stratifikačním výzkumu zatím příliš rozšířené výzkumné téma. Ve srovnání s intergenerační sociální fluiditou se dokonce jedná o téma poněkud opomíjené.² Dosažené vzdělání sociálně stratifikační badatelé totiž chápou více jako předpoklad zaměstnanecké pozice nebo jako důsledek socioekonomického postavení rodiny než ve vztahu ke vzdělání rodičů. V prvním případě využívají vzdělání jako proměnnou, pro níž kontrolují vztah mezi zaměstnaneckým postavením rodičů a jejich potomků (analýza sociální fluidity), a ukazují, jak moc vzdělání tento vztah zprostředkovává – zda-li jej oslabuje, či nikoliv. Pokud k tomu dochází, mají k dispozici proměnnou, která determinuje a zároveň objasňuje postavení na trhu práce [srov. např. Blau, Duncan 1967; Erikson, Goldthorpe 1992; Breen 2004]. Ve druhém případě analyzují dosažené vzdělání s ohledem na sociální původ. Vypovídají o nerovných šancích na vzdělání podle sociálního původu a odkazují na otevřenost či uzavřenost vzdělávacích systémů národních států [srov. např. Hauser, Tsai, Sewell 1983; Mare 1980, 1981; Raftery, Hout 1993; Breen, Jonsson 2000; Lucas 2001].³

Uzavřenost či otevřenost vzdělávacích systémů však indikuje také intergenerační vzdělanostní fluidita. Analýzou jejího vývoje můžeme odpovědět na otázky po míře vzdělanostní reprodukce – na to, zda a do jaké míry se přenáší vzdělanostní status z rodičů na jejich potomky a jakým způsobem vzdělání rodičů poznamenává vzdělání dětí. Tyto otázky jsou pro Českou republiku po roce 1989 obzvláště palčivé, protože česká společnost prochází významnými politickými, ekonomickými a sociálními změnami. Význam vzdělání v každodenním životě se mění, roste jeho důležitost pro obsazení pozice na trhu práce [Večerník 1998; Matějů, Kreidl 1999] a také jeho ekonomická návratnost [Kreidl 2000]. Co se v této době děje se vzdělanostní fluiditou? Jak se tedy vyvíjejí šance na vzdělání podle vzdělanostního statusu rodičů v letech 1989 až 2009? A jaké faktory ovlivňují tento vývoj? To jsou otázky, na něž se pokoušíme odpovědět v této stati.

Nejdříve se zabýváme vzděláním v české společnosti po roce 1989 a ukazujeme, že se stává jedním z nejexponovanějších kritérií novodobého trhu práce. Poté shrnujeme zjištění týkající se empirických analýz na toto téma v minulých

¹ Vzdělanostní fluidita a relativní vzdělanostní mobilita jsou synonyma. Odkazují ke vzdělanostním šancím potomků daným vzděláním jejich rodičů bez ohledu na změny ve vzdělanostní struktuře. Pokud analyzujeme pouze posun mezi vzděláním rodičů a jejich potomků, výsledkem je absolutní vzdělanostní mobilita. V tomto případě jsou změny ve vzdělanostní struktuře a změny ve vzdělanostních šancích potomků podle vzdělání rodičů smíchané [více k tomu srov. Goldthorpe 2007].

² Intergenerační sociální fluidita znamená relativní posun mezi sociální třídou rodičů a sociální třídou jejich potomků. Sociální třída odkazuje k trhu práce, a proto je obvykle v empirických měřeních indikována zaměstnaneckým postavením. To, že ji označujeme jako relativní, je ze stejného důvodu jako v případě relativní vzdělanostní mobility: je kontrolována pro posuny v zaměstnanecké struktuře mezi rodiči a jejich potomky.

³ K přehledu těchto přístupů a jejich konceptuálních a metodologických inovací v měření vzdělanostních nerovností podle sociálního původu srov. více Simonová, KATRŇÁK [2011].

dvaceti letech u nás a formulujeme předpoklady o vývoji vzdělanostní fluidity po roce 1989. V analytické části inovujeme přístup k tomuto tématu. Jednak pracujeme se všemi veřejně dostupnými datovými zdroji, v nichž je vzdělanostní fluidita identifikovatelná mezi lety 1990 až 2009 v české společnosti, a jednak analyzujeme vývoj vzdělanostní fluidity z hlediska narozených kohort a období. Protože dospíváme k závěru, že kohortní rozdíly ve vývoji vzdělanostní fluidity nehrají takovou roli jako rozdíly v analyzovaných letech 1990 až 2009 – institucionální změny české společnosti po roce 1989 jsou tedy natolik významné, že poznamenávají změny ve vzdělanostní fluiditě – zabýváme se vývojem vzdělanostní fluidity z hlediska dvou „vnějších“ příčin: nerovných šancí na vzdělání podle sociálního původu a diferenciacního efektu. První příčina znamená růst vlivu třídní pozice otce na vzdělání potomka, druhá odkazuje k nedostatečné expanzi vzdělávacího systému. Nakonec naše zjištění zasazujeme do kontextu institucionálních proměn české společnosti po roce 1989 a nabízíme jejich interpretaci z hlediska teorie maximálně udržované nerovnosti [Raftery, Hout 1993].

Předpoklady vývoje vzdělanostní fluidity v české společnosti po roce 1989

Vývoj českého vzdělávacího systému před rokem 1989 kopíroval vývoj v ostatních socialistických zemích. Podíl osob dosahujících úplného středního vzdělání (maturity) a vysokoškolského diplomu rostl relativně pomalu – například maturity získalo v roce 1980 17% obyvatel (mužů stejně jako žen) a vysokoškolský diplom 7% mužů a 3% žen [ČSÚ 1980]. Vzhledem k orientaci hospodářství na těžký průmysl před rokem 1989 nefungovaly přirozené incentivy ke vzdělávání – vyšší platy se totiž soustředily právě do průmyslu a získávání vyššího vzdělání nevedlo k vyšší mzdě a životní úrovni. To pak mělo za následek stabilitu či mírné zvyšování vlivu sociálního původu na přístup na střední a vysoké školy, protože studovat chodili převážně lidé, pro něž vzdělání představovalo hodnotu samu o sobě – bez vazby na jeho finanční výnosnost (což byli většinou potomci vzdělaných rodičů) [Matějů 1986; Boguszak, Matějů, Peschar 1990; Matějů 1993; Hanley, McKeever 1997; Simonová 2003].

Institucionální proměny trhu práce po roce 1989 znamenají proměnu role vzdělání v české společnosti. Za prvé lidé s vyšším vzděláním začínají mít nižší šanci na ztrátu zaměstnání oproti lidem s nižším vzděláním. Za druhé ekonomická návratnost vyšších vzdělanostních stupňů roste. Za třetí lidé s vyšším vzděláním jsou méně ohroženi příjmovým propadem než lidé s nižším vzděláním. A za čtvrté vysokoškolské vzdělání se stalo významným prostředkem vzestupné kariéřní mobility na trhu práce.

Na diferenciaci nezaměstnanosti a příjmových propadů v minulých dvaceti letech podle vzdělání ukázala řada studií [viz Mareš 1999; Sirovátko 1996, 1997; Katrňák, Mareš 2007; Večerník 1998, 2009]. I když nezaměstnanost nebyla v první polovině devadesátých let nijak vysoká (bylo to dáno jednak paralelním pro-

pouštěním a nabíráním pracovníků a jednak odchodem značné části pracujících důchodců z trhu práce), přesto se velmi brzo začala diferencovat podle vzdělání. Vysokoškoláci byli (a dodnes jsou) rizikem nezaměstnanosti ohroženi nejméně. Jejich šance uplatnění se na trhu práce jsou oproti jiným vzdělanostním skupinám nejvyšší.

S tím jde ruku v ruce ohrožení příjmovou nestabilitou. Jakmile se začalo zhodnocovat dosažené vzdělání na nově ustaveném trhu práce [Večerník 1998; Kreidl 2000],⁴ rostla nejen příjmová diferenciace podle vzdělanostních stupňů, ale také příjmová stabilita. Lidé s vysokoškolským vzděláním ztráceli finančně změnou pracovního místa daleko méně než lidé s nižším vzděláním [Večerník 2009]. Chudobou začali být ohroženi nejméně a dodnes tomu tak je [srov. Katrňák, Mareš 2007; Večerník 2009], jak z hlediska objektivního (zákonná hranice chudoby), tak z hlediska subjektivního (přiměřenost příjmů ke spotřebě) vymezení chudoby [Večerník 1998; Mareš 1999].

Po roce 1989 rostou také vzestupné kariérní šance vysokoškoláků oproti jiným vzdělanostním skupinám. Když Matějů [2000] shrnuje vnímání intragenerační mobility zaměstnanců mezi lety 1988 až 1993, píše: „Obecně není nejmenších pochyb o tom, že jednotlivci s vysokoškolským vzděláním pociťují silný vzestup svého sociálně-ekonomického statusu a že se v tomto ohledu výrazně odlišují od ostatních vzdělanostních skupin. Jedinci se středním vzděláním rovněž pociťují sociálně-ekonomický vzestup, avšak nikoliv tak výrazně, jako je tomu u osob s vysokoškolským vzděláním... typickými ‚poraženými‘ v procesu transformace nejsou osoby s nejnižším stupněm vzdělání (základní), ale ve skutečnosti ti, kteří dosáhli vyučení, typického vzdělání u kvalifikovaných dělníků“ [Matějů 2000: 61–62].

Vzdělání se tedy stalo klíčovým faktorem kariérních sestupů a vzestupů, prostředkem vyhnutí se nezaměstnanosti, ekonomického blahobytu a vyvarování se příjmovým poklesům. Z tohoto důvodu by poptávka po vyšším vzdělání měla po roce 1989 růst, což znamená, že bychom měli očekávat i růst vzdělanostní mobility. Adrian Raftery a Michael Hout [Raftery, Hout 1993] však na příkladu irské společnosti ukázali, že to tak nemusí být. Pokud zvýšenou poptávku po vzdělání nedoprovází odpovídající expanze vzdělávacího systému a pokud jsou místa ve vzdělávacím systému obsazována podle sociálního a vzdělanostního původu, tedy s ohledem na socioekonomické postavení rodičů, vzdělanostní fluidita (relativní šance na vzdělání podle vzdělanostního původu) neroste.⁵ Jed-

⁴ Zatímco na konci socialismu představoval jeden rok vzdělání 4% nárůst mzdy u mužů a 5% u žen, již v roce 1996 to byl dvojnásobek a tento stav trvá dosud – 8,4% u mužů a 10,2% u žen [Večerník 2001, 2011], jinými slovy, na rozdíl od socialismu, kdy se studovat ekonomicky „nevypálcelo“, se dnes studium „vyplácí“ minimálně dvojnásobně.

⁵ Ke vzdělanostním šancím podle třídního (a nikoliv vzdělanostního) původu odkazuje koncept třídních nerovností ve vzdělání. Jedná se o ekvivalent nerovných šancí na vzdělání vzhledem k sociální třídě, v níž člověk vyrůstá [více k tomu srov. Matějů, Straková, Veselý 2010]. Již od padesátých let 20. století empirická zjištění ukazují, že ne všichni

ná se o teorii maximálně udržované nerovnosti (*Maximally Maintained Inequality – MMI*), kdy poptávka po vzdělání jde sice napříč vzdělanostním původem, nicméně její uspokojování nikoliv. Potomci nejvzdělanějších rodičů obsazují nejvyšší místa vzdělávacího systému a potomci méně vzdělaných rodičů pak končí v jeho v nižších patrech.⁶ Pokud k tomu dochází i v české společnosti minulých dvaceti let, není oprávněné očekávat v době zvýšené poptávky po vzdělání také růst vzdělanostní fluidity, ale naopak její oslabování.

Ambivalentnost očekávaného vývoje vzdělanostní mobility a fluidity po roce 1989 indikují také studie na toto téma: Simonová [2003] hovoří o stabilitě nerovných šancí na vzdělání po roce 1989, Matějů, Řeháková, Simonová [2007] o jejich růstu a Simonová, Soukup [2009] o jejich poklesu, a to s ohledem na vysokoškolské vzdělání.

Z jakého důvodu tematicky stejně zaměřené analýzy, vypovídající navíc o stejném období, přinášejí rozdílné výsledky? Domníváme se, že to může být způsobeno několika příčinami. Za prvé byly tyto analýzy provedeny na souborech dat sebraných v odlišných letech po roce 1989. Otázkou je, v jakých datech sebraných po roce 1989 je již efekt společenské, politické a ekonomické proměny na třídní nerovnosti ve vzdělání přítomný, aby mohl být identifikován. Je možné, že v datech sebraných v prvním desetiletí po roce 1989 není ještě jeho přítomnost natolik zřejmá, aby stejně zaměřené analýzy podávaly konzistentní výsledky.

Za druhé – všechny dosud provedené analýzy zkoumaly vývoj vzdělanostních nerovností mezikohortně. Rozdíly mezi roky indikovaly pomocí rozdílů mezi kohortami narozenými v odlišných letech. To může zkreslovat výsledky, protože kohortní efekt (vliv času, kdy skupina mladých lidí prochází vzdělávacím systémem) a efekt roků (vliv doby, v níž sbíráme data) mohou být v třídních nerovnostech na vzdělání odlišné.

A v neposlední řadě každá z těchto analýz pracovala s odlišně vymezeným intervalem roků pro kohortu, což při neexistenci kontroly pro efekt doby (institucionální změna po roce 1989) může rovněž zkreslovat výsledky.

V této stati se pokoušíme problematikou místům předchozích analýz vyvarovat. Vycházíme z předpokladu, že po roce 1989 sice roste poptávka po vyšším vzdělání, protože roste jeho význam pro sociální a ekonomický život, jelikož je tato poptávka nicméně uspokojována především „shora“ – od vyšších vzdělanostních stupňů směrem k nižším, jak předpokládá teorie maximálně udržované

potomci mají stejné šance na dosažení stejného vzdělání. V žádné zemi nebyl zatím etablován takový vzdělávací systém, aby v jeho rámci měli potomci rodičů z různých sociálních tříd stejné šance na stejné vzdělání. V některých vzdělávacích soustavách jsou tyto šance vyšší, v jiných nižší, nicméně ve všech zemích nerovné šance na vzdělání stále existují [více k tomu srov. Shavit, Blossfeld 1993; Bowles, Gintis, Groves 2005; Shavit, Arum, Gamoran 2007].

⁶ Vzdělanostní fluidita začne růst až teprve tehdy, když téměř všichni potomci rodičů z vyšším vzděláním studují a vysoké a střední školy stále nabízejí volná místa [více k tomu srov. Raftery, Hout 1993; k širší platnosti této teorie srov. Shavit, Blossfeld 1993].

Tabulka 1. Výběrová šetření realizovaná mezi lety 1990 až 2009 v České republice obsahující relevantní proměnné pro analýzu vzdělanostní mobility – první část

n	Rok	Název výzkumu	Velikost souboru	Analyz. případy	Analyz. případy %	Váhy
1	1990	Czechoslovakian 1990 Pre-Election Survey	1761	1515	86,0%	ne
2	1990	Czechoslovakian 1990 Post-Election Survey	1705	1410	82,7%	ne
3	1991	Sociální spravedlnost 1991	810	624	77,0%	ne
4	1991	Transformace sociální struktury – TSS 1991	1872	1451	77,5%	ne
5	1992	Sociální nerovnost II – ISSP 1992	678	578	85,3%	ne
6	1993	Životní prostředí a postoje k lokální politice – ISSP 1993	1005	761	75,7%	ne
7	1993	Názory na společenské změny	4737	4144	87,5%	ano
8	1993	Social Stratification in Eastern Europe After 1989	1902	1459	76,7%	ano
9	1994	Rodina – ISSP 1994	1157	839	72,5%	ne
10	1995	Sociální spravedlnost	1246	976	78,3%	ne
11	1995	Národní identita – ISSP 1995	1111	824	74,2%	ano
12	1996	Role vlády III – ISSP 1996	1100	825	75,0%	ne
13	1997	Pracovní orientace – ISSP 1997	1080	837	77,5%	ne
14	1998	Secondary International Adult Literacy Survey (SIALS)	3132	2489	79,5%	ano
15	1999	Deset let společenské transformace – 1999	4744	3759	79,2%	ano

Tabulka 1. Výběrová šetření realizovaná mezi lety 1990 až 2009 v České republice obsahující relevantní proměnné pro analýzu vzdělanostní mobility – dokončení

n	Rok	Název výzkumu	Velikost souboru	Analyz. případy	Analyz. případy %	Váhy
16	1999	Sociální nerovnosti a spravedlnost – ISSP 1999	1834	1385	75,5%	ne
17	2001	Sociální síť II – ISSP 2001	1200	906	75,5%	ano
18	2002	ESS 1 – European social survey 1	1360	967	71,1%	ano
19	2003	Národní identita – ISSP 2003	1276	884	69,3%	ano
20	2004	ESS 2 – European social survey 2	3026	2121	70,1%	ano
21	2005	Pracovní orientace – ISSP 2005	1226	949	77,4%	ano
22	2005	Sociální koheze	3468	2599	74,9%	ano
23	2006	Role vlády IV – ISSP 2006	1201	876	72,9%	ano
24	2007	Volný čas a sport I – ISSP 2007	1222	857	70,1%	ano
25	2008	EVS – European Values Survey 2008	1821	1266	69,5%	ano
26	2008	ESS 4 – European social survey 4	2018	1554	77,0%	ano
27	2009	Sociální nerovnosti – ISSP 2009	1205	871	72,3%	ano
28	2009	Třídní struktura a sociální mobilita	3006	1852	61,6%	ano
Celkem			51903	39578	76,3%	

Poznámka: Sloupec „analyz. případy“ ukazuje počet respondentů ve věku 25–70 let, u nichž jsou v datech přítomné proměnné relevantní pro analýzu vývoje vzdělanostní mobility. Sloupec „analyz. případy %“ ukazuje to samé v procentech.

Tabulka 2. Věkové skupiny, období (roky) a kohorty narozených v analyzovaných datech – první část

věkové skupiny	období (roky)									
	1990–1991	1992–1993	1994–1995	1996–1997	1998–1999	1990–1991	1992–1993	1994–1995	1996–1997	1998–1999
25–26	23	24	25	26	27	23	24	25	26	27
27–28	22	23	24	25	26	22	23	24	25	26
29–30	21	22	23	24	25	21	22	23	24	25
31–32	20	21	22	23	24	20	21	22	23	24
33–34	19	20	21	22	23	19	20	21	22	23
35–36	18	19	20	21	22	18	19	20	21	22
37–38	17	18	19	20	21	17	18	19	20	21
39–40	16	17	18	19	20	16	17	18	19	20
41–42	15	16	17	18	19	15	16	17	18	19
43–44	14	15	16	17	18	14	15	16	17	18
45–46	13	14	15	16	17	13	14	15	16	17
47–48	12	13	14	15	16	12	13	14	15	16
49–50	11	12	13	14	15	11	12	13	14	15
51–52	10	11	12	13	14	10	11	12	13	14
53–54	9	10	11	12	13	9	10	11	12	13
55–56	8	9	10	11	12	8	9	10	11	12
57–58	7	8	9	10	11	7	8	9	10	11
59–60	6	7	8	9	10	6	7	8	9	10
61–62	5	6	7	8	9	5	6	7	8	9
63–64	4	5	6	7	8	4	5	6	7	8
65–66	3	4	5	6	7	3	4	5	6	7
67–68	2	3	4	5	6	2	3	4	5	6
69–70	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5

Poznámka: Zvýrazněné číslo v každém poli označuje narozenou kohortu v datech, čísla kurzívou označují interval narození kohort pro dané období.

Tabulka 2. Věkové skupiny, období (roky) a kohorty narozených v analyzovaných datech – dokončení

věkové skupiny	období (roky)									
	2000–2001		2002–2003		2004–2005		2006–2007		2008–2009	
25–26	28	1974/1975	29	1976/1977	30	1978/1979	31	1980/1981	32	1982/1983
27–28	27	1972/1973	28	1974/1975	29	1976/1977	30	1978/1979	31	1980/1981
29–30	26	1970/1971	27	1972/1973	28	1974/1975	29	1976/1977	30	1978/1979
31–32	25	1968/1969	26	1970/1971	27	1972/1973	28	1974/1975	29	1976/1977
33–34	24	1966/1967	25	1968/1969	26	1970/1971	27	1972/1973	28	1974/1975
35–36	23	1964/1965	24	1966/1967	25	1968/1969	26	1970/1971	27	1972/1973
37–38	22	1962/1963	23	1964/1965	24	1966/1967	25	1968/1969	26	1970/1971
39–40	21	1960/1961	22	1962/1963	23	1964/1965	24	1966/1967	25	1968/1969
41–42	20	1958/1959	21	1960/1961	22	1962/1963	23	1964/1965	24	1966/1967
43–44	19	1956/1957	20	1958/1959	21	1960/1961	22	1962/1963	23	1964/1965
45–46	18	1954/1955	19	1956/1957	20	1958/1959	21	1960/1961	22	1962/1963
47–48	17	1952/1953	18	1954/1955	19	1956/1957	20	1958/1959	21	1960/1961
49–50	16	1950/1951	17	1952/1953	18	1954/1955	19	1956/1957	20	1958/1959
51–52	15	1948/1949	16	1950/1951	17	1952/1953	18	1954/1955	19	1956/1957
53–54	14	1946/1947	15	1948/1949	16	1950/1951	17	1952/1953	18	1954/1955
55–56	13	1944/1945	14	1946/1947	15	1948/1949	16	1950/1951	17	1952/1953
57–58	12	1942/1943	13	1944/1945	14	1946/1947	15	1948/1949	16	1950/1951
59–60	11	1940/1941	12	1942/1943	13	1944/1945	14	1946/1947	15	1948/1949
61–62	10	1938/1939	11	1940/1941	12	1942/1943	13	1944/1945	14	1946/1947
63–64	9	1936/1937	10	1938/1939	11	1940/1941	12	1942/1943	13	1944/1945
65–66	8	1934/1935	9	1936/1937	10	1938/1939	11	1940/1941	12	1942/1943
67–68	7	1932/1933	8	1934/1935	9	1936/1937	10	1938/1939	11	1940/1941
69–70	6	1930/1931	7	1932/1933	8	1934/1935	9	1936/1937	10	1938/1939

Poznámka: Zvýrazněné číslo v každém poli označuje narozenou kohortu v datech, čísla kurzívou označují interval narození kohort pro dané období.

nerovnosti [Raftery, Hout 1993] –, neroste také vzdělanostní fluidita v minulých dvaceti letech v české společnosti. Tento předpoklad testujeme jako vývoj vztahu mezi vzděláním otce a potomka, přitom odlišujeme efekt období (roky 1990 až 2009) a narozených kohort na tento vztah. Jsme přesvědčeni, že pro seriózní odpověď na otázku po vývoji nerovných šancí na vzdělání podle vzdělanostního původu je separace kohortního efektu od efektu doby nezbytná.

Analyzovaná data a proměnné

Data, která analyzujeme, tvoří všechna dostupná výběrová šetření, realizovaná mezi lety 1990 až 2009 v České republice, obsahující informace o vzdělání otce a potomka (respondenta). Celkem se jedná o 28 šetření (viz tabulku 1). Ve většině případů se jedná o náhodné (vícestupňové, stratifikované) výběry, reprezentativní pro českou společnost v době sběru dat. Ve třech případech se jedná o kvótní (kvazireprezentativní) výběry (1990 Czechoslovakian Pre-Election Survey; 1990 Czechoslovakian Post-Election Survey 1990; 2009 Třídní struktura a sociální mobilita). Tabulka 1 ukazuje velikost vzorku a počet validních případů, které analyzujeme (absolutně a procentuálně z původní velikosti vzorku). Naši analýzu jsme z hlediska věku omezili na 25–70 let. Celková velikost analyzovaných dat je 39 578 respondentů (pokud byly v datech dostupné váhy, použili jsme je).

Proměnné, s nimiž pracujeme, jsou vzdělání otce a respondenta. Vzdělání otce indikuje vzdělanostní původ respondenta. Rozdíl mezi dosaženým vzděláním otce a respondenta odkazuje ke vzdělanostní reprodukci (pokud otec i potomek mají stejné vzdělání), k zestupné vzdělanostní mobilitě (pokud má potomek vyšší vzdělání než otec) nebo k sestupné vzdělanostní mobilitě (pokud potomek dosáhl nižšího vzdělání než otec). V obou případech pracujeme se čtyřmi stupni nejvyššího dosaženého vzdělání (základní, vyučen, středoškolské a vysokoškolské).

Z hlediska roků jsme data rozdělili do deseti období po dvou letech (1990–1991, 1992–1993, ... 2008–2009). V každém období jsme rozlišili 23 věkových skupin vymezených dvěma roky (25–26, 27–28, ... 69–70 let). Odečtením věkových skupin od každého období jsme získali 32 kohort narozených mezi lety 1920 až 1983. Nejstarší kohorta se narodila v letech 1920–1921, další v letech 1922–1923, nejmladší kohorta pak v letech 1982–1983 (tabulka 2).

Protože jsou naše data omezena věkem respondentů 25–70 let, nevyskytují se všechny kohorty ve všech obdobích. Například kohorta 1 (narozena v letech 1920–1921) je v datech zastoupena pouze v období 1990–1991, zatímco kohorta 14 (narozena v letech 1946–1947) je v datech přítomna ve všech analyzovaných obdobích. To znamená, že při analýze vztahu mezi vzděláním otce a respondenta a při separaci kohortního efektu od efektu doby sběru dat nemají naše data čtver-

covou podobu.⁷ Základní kontingenční tabulka, kterou analyzujeme, má rozměry 4 x 4 (vzdělání otce X vzdělání respondenta). Pokud analyzujeme vztah v této tabulce podle 10 období a 32 kohort zároveň, počet analyzovaných tabulkových polí je 5120, z toho však připadá 1440 polí na strukturální nuly.⁸

Dvě perspektivy v jedněch datech

Reprezentanti kohort narozených v jiných letech mají jinou historickou zkušenost. Jsou nositeli odlišných sociálních fenoménů, protože vyrůstali v jiné historické době [Glenn 2005]. Jedna kohorta v čase nahrazuje druhou. Dříve narozené kohorty odcházejí. Jejich místo zaujímají kohorty narozené později. V sociologické terminologii se tento jev označuje jako kohortní výměna (*cohort replacement*). Kohortní výměna je podstatou společenské změny (působí na proměnu zkoumaného fenoménu). V případě, že v analýze kohortní efekt neodlišíme od efektu doby (roků) a navíc ještě od efektu věku (biologického stárnutí), efekty všech tří proměnných jsou propojené a není jasné, zdali roky sběru dat, kohortní výměna či biologické stárnutí lidí ovlivňují změny ve vzdělanostní fluiditě.

Perspektivy věku, období a narozených kohort jsou tři odlišné způsoby, jak analyzovat jedna a ta samá data. Věk znamená nejen biologické stárnutí, ale indikuje také životní fázi člověka. Jedná se o individuální proměnnou, typickou pro jednoho konkrétního člověka.

Doba působí na všechny společenské skupiny. Pokud společnost prochází ekonomickými, sociálními, politickými nebo kulturními změnami (války, ekonomické krize, změna politického režimu, revoluce, pandemie), nejsou tyto změny zaměřené na určité věkové, sociální nebo ekonomické segmenty společnosti, ale proměňují společnost jako celek. Tyto změny probíhají v poměrně krátkém časovém úseku (obvykle v průběhu několik let) a mění životní podmínky lidí. Efekt doby v analýze vzdělanostní fluidity tedy znamená, že v dané společnosti probíhají natolik významné sociální procesy, že jsou schopné ovlivnit většinu narozených kohort, nikoli pouze ty, které v daném období dovršují své vzdělání. Může jím být například mohutná expanze vzdělání, vyvolaná ekonomickými a politickými incentivy a prostupující celou společnost.

⁷ Tabulka, v níž je věk v řádcích, roky ve sloupcích a kohorty na diagonálách (viz tabulku 2), se nazývá standardní kohortní tabulka. V této tabulce nemohou být nikdy všechny narozené kohorty prezentovány v celé své šíři. Nejstarší a nejmladší kohorty jsou zachyceny pouze v omezeném počtu časových okamžiků, zbylé kohorty jsou zachyceny ve více časových okamžicích. Výsledkem je trojúhelníková datová matice narozených kohort. Transformace kohortní tabulky, kdy kohorty jsou v řádcích nebo sloupcích tabulky podle roků nebo věku, tento problém bohužel neřeší [více k tomu srov. Katrňák 2009].

⁸ Strukturální nula znamená, že se v dané kombinaci variant proměnných nevyskytuje žádný případ. V analýze dat tuto skutečnost zohledňujeme tak, že dané tabulkové pole z analýzy vyřazujeme.

Tabulka 3. Počet respondentů v obdobích podle kohort narozených – první část

kohorty	období (roky)													celkem
	1990– 1991	1992– 1993	1994– 1995	1996– 1997	1998– 1999	2000– 2001	2002– 2003	2004– 2005	2006– 2007	2008– 2009				
1	125	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	125
2	146	243	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	389
3	153	294	83	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	530
4	145	242	88	60	0	0	0	0	0	0	0	0	0	535
5	178	242	76	75	146	0	0	0	0	0	0	0	0	717
6	176	256	94	77	185	18	0	0	0	0	0	0	0	806
7	254	238	70	58	230	23	68	0	0	0	0	0	0	941
8	286	207	81	60	289	27	50	204	0	0	0	0	0	1204
9	151	252	77	75	240	17	74	186	68	0	0	0	0	1140
10	150	242	83	56	296	44	61	261	83	193	0	0	0	1469
11	179	303	111	67	310	36	80	259	83	183	0	0	0	1611
12	213	341	124	84	355	35	95	257	77	214	0	0	0	1795
13	238	340	146	85	372	50	95	260	76	243	0	0	0	1905
14	270	429	146	83	443	37	95	296	114	250	0	0	0	2163
15	277	368	144	87	432	38	84	288	98	285	0	0	0	2101
16	309	384	136	94	412	53	112	286	88	237	0	0	0	2111
17	312	361	138	66	417	37	97	302	75	239	0	0	0	2044
18	285	389	131	76	380	46	85	245	75	241	0	0	0	1953

Tabulka 3. Počet respondentů v obdobích podle kohort narozených – dokončení

kohorty	období (roky)												celkem
	1990– 1991	1992– 1993	1994– 1995	1996– 1997	1998– 1999	2000– 2001	2002– 2003	2004– 2005	2006– 2007	2008– 2009	2008– 2009	celkem	
19 1956 / 1957	276	337	156	86	375	34	81	253	92	216	216	1906	
20 1958 / 1959	215	310	128	77	339	51	66	235	63	259	259	1743	
21 1960 / 1961	211	311	116	63	314	39	80	246	85	221	221	1686	
22 1962 / 1963	225	312	132	66	367	45	94	226	88	247	247	1802	
23 1964 / 1965	226	289	128	77	353	48	80	273	72	240	240	1786	
24 1966 / 1967	0	252	110	68	310	35	87	222	60	255	255	1399	
25 1968 / 1969	0	0	141	59	340	42	79	243	60	316	316	1280	
26 1970 / 1971	0	0	0	63	361	43	78	213	68	272	272	1098	
27 1972 / 1973	0	0	0	0	367	58	75	258	73	229	229	1060	
28 1974 / 1975	0	0	0	0	0	50	64	241	68	237	237	660	
29 1976 / 1977	0	0	0	0	0	0	71	236	66	253	253	626	
30 1978 / 1979	0	0	0	0	0	0	0	179	57	278	278	514	
31 1980 / 1981	0	0	0	0	0	0	0	0	44	216	216	260	
32 1982 / 1983	0	0	0	0	0	0	0	0	0	219	219	219	
celkem	5000	6942	2639	1662	7633	906	1851	5669	1733	5543	5543	39578	

Podstatou kohortního efektu je kohortní výměna. Mnoho sociologů ji považuje za příčinu sociální změny ve stabilních demokraciích. Náhradou dříve narozených kohort později narozenými se západní demokratické společnosti permanentně mění. Podle Rydera [Ryder 1965] musíme takovou změnu chápat jako strukturní – kompoziční. Nejedná se o (náhlou) změnu v jednání jedince, ale o změnu v rovině společenské (populační), kdy se v agregátu jedinců proměňují typy jednání. Kohorty se od sebe liší obsahem školního vzdělání, socializací v rámci vrstevnické skupiny a historickou zkušeností. Reprezentanti později narozených kohort si s sebou přinášejí specifické (a v mnoha případech inovativní) pojetí kulturního a sociálního dědictví, čímž se odlišují od reprezentantů dříve narozených kohort. Není-li příčinou sociální a kulturní proměny náhlý (revoluční) zvrat, kohortní (kompoziční) výměnu je nezbytné při explanaci vývoje většiny sociálních fenoménů zohlednit, konstatuje Ryder [1965].⁹

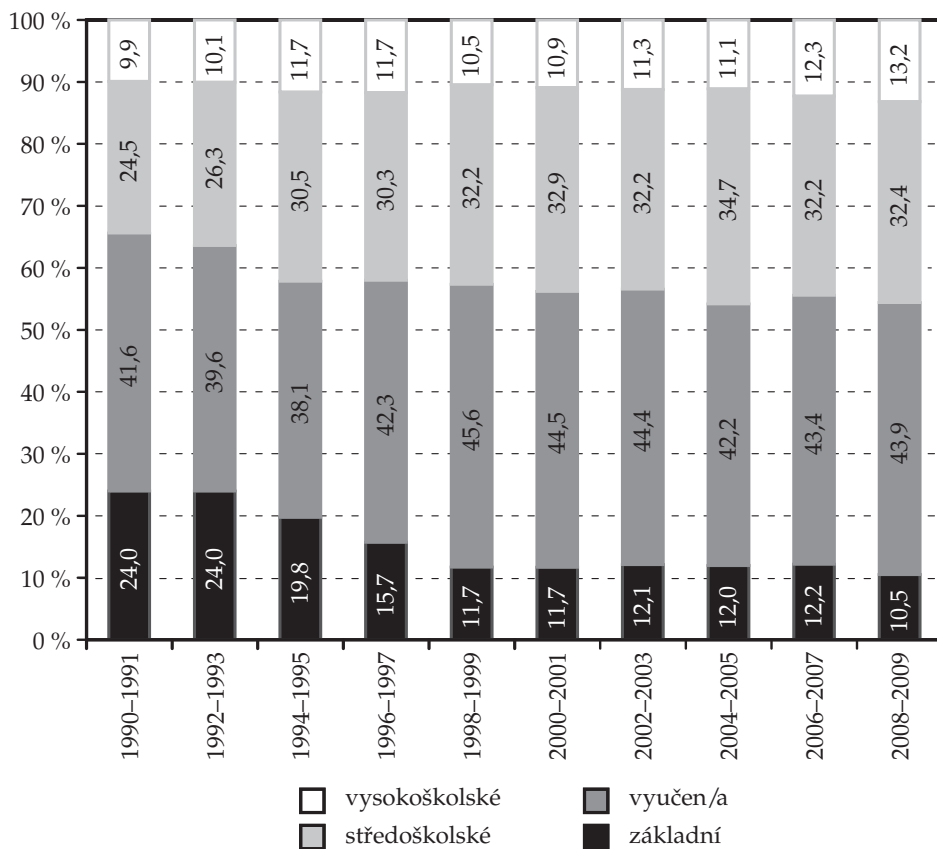
V našich datech máme k dispozici 32 kohort a 10 období. Tabulka 3 ukazuje počty respondentů podle těchto kohort a období. Jejich rozlišení v týchž datech umožňuje zodpovědět otázku nejen jak, ale především proč se proměňuje vzdělanostní fluidita mezi lety 1990 až 2009. Zajímá nás, zdali vývoj vzdělanostní fluidity poznamenávají rozdíly mezi kohortami nebo obdobími. Když je efekt kohort silnější než efekt roků, znamená to, že každá později narozená kohorta se vzdělanostní fluiditou odlišuje od dříve narozené kohorty. Kohortní výměna – střídání dříve narozených kohort později narozenými – je pak příčinou proměny vzdělanostní fluidity v čase. V nedávno provedeném výzkumu například Breen a Jonsson [Breen, Jonsson 2007] ukázali, že u každé později narozené kohorty ve švédské společnosti existuje také vyšší rovnost vzdělanostních šancí. V letech 1976 až 1999 pozorujeme růst sociální fluidity (relativní sociální mobility) ve Švédsku nikoliv proto, že se mění společnost, ale proto, že se mění kohorty v ní (později narozené kohorty s vyššími vzdělanostními šancemi nahrazují dříve narozené kohorty, u nichž byly vzdělanostní šance nižší). Pokud by v naší analýze efekt roků působil na vzdělanostní fluiditu silněji než efekt kohort, znamenalo by to, že námi zkoumané období 1990 až 2009 bylo natolik „turbulentní“ dobou, že se nedotýkalo pouze „nejpozději“ narozených kohort ve vzdělávacím systému, ale ovlivňovalo vzdělanostní šance mnohem většího segmentu společnosti.

Vzdělanostní struktura a absolutní vzdělanostní mobilita v letech 1990 až 2009

Po roce 1989 se vzdělanostní struktura české populace proměňuje. Zmenšuje se podíl lidí dosahujících nejnižších vzdělanostních stupňů (základního a neúplného středního vzdělání) a roste podíl lidí se středoškolským a vysokoškolským vzděláním (srov. graf 1 ukazující vývoj vzdělanostní struktury v letech 1990 až

⁹ Pokud dohromady s efekty doby a kohort analyzujeme i efekt věku na zkoumanou problematiku, jedná se o kohortní analýzu či analýzu věku, období a kohort (*Age-Period-Cohort Analysis*, zkráceně *APC analysis* nebo také *APC models*) [více k tomu srov. Katrňák 2009].

Graf 1. Vývoj vzdělanostní struktury v období 1990 až 2009 (v procentech)



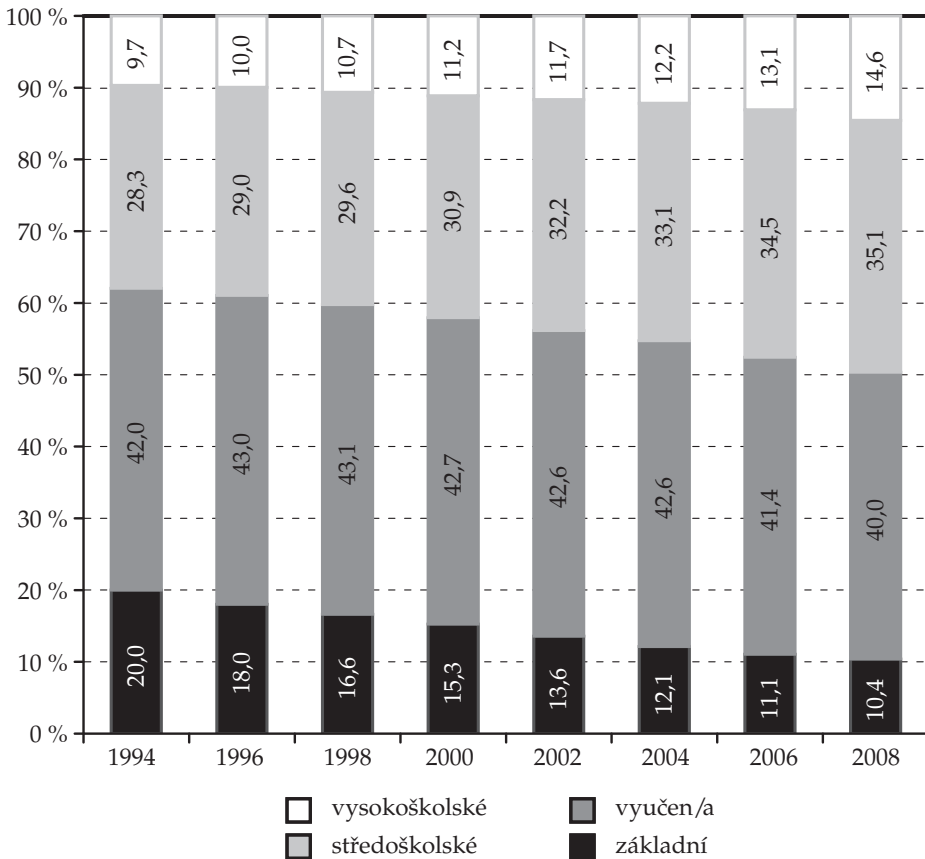
Zdroj: Není-li výslovně uvedeno jinak, data následujících grafů a tabulek jsou vlastní výpočty autorů na základě analyzovaných dat.

Poznámka: Věkové omezení 25–70 let.

2009 v našich datech). Tento trend je známý z většiny evropských zemí, kde čím dál větší podíl lidí dosahuje vyšších vzdělanostních stupňů. V důsledku expanze vzdělávacích systémů – růstu nových studijních míst na středních a vysokých školách – roste také průměrná vzdělanostní úroveň evropských populací [Education at a Glance 2009]. K ověření tohoto trendu v české společnosti po roce 1989 jsme zkonstruovali stejný graf, nicméně z dat VŠPS (Výběrové šetření pracovních sil)¹⁰ (viz graf 2).

¹⁰ Toto šetření, zaměřené na trh práce, provádí Český statistický úřad od roku 1992 až do současnosti s pravidelnou čtvrtletní periodicitou.

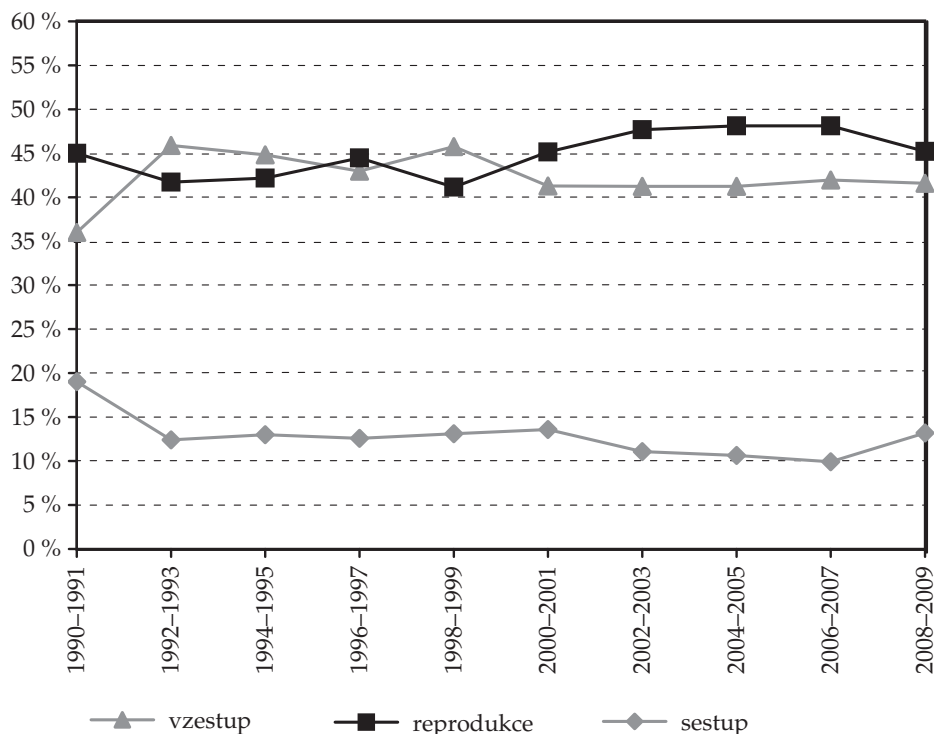
Graf 2. Vývoj vzdělanostní struktury v období 1994 až 2008 (v procentech)



Poznámka: Data pocházejí ze čtvrtého čtvrtletí Výběrového šetření pracovních sil z let 1994 až 2008, věkové omezení 25–70 let, data jsou vážena.

Z jakých rodinných prostředí se lidé rekrutují do vyšších vzdělanostních stupňů? Neboli jaký je jejich podíl podle vzdělání jejich rodičů? Odpovídají tedy data o vývoji vzdělanostní struktury v České republice vývoji vzdělanostní mobility? Graf 3 ukazuje, že nikoliv. Ve sledovaném období sice roste podíl lidí ve vyšších vzdělanostních stupních, nicméně podíl vzestupně vzdělanostně mobilních se prakticky nemění. Vyšší vzdělání než otec mají v našem souboru více jak dvě pětiny respondentů – s výjimkou let 1990 až 1993 zůstává tento podíl do roku 2009 prakticky beze změny. O něco více než dvě pětiny respondentů dosahuje stejného vzdělání jako jejich otec; v letech 1990 až 2009 se tento podíl (s mírnými ročními výkyvy) však rovněž nemění. Zbýlý podíl (více jak jedna desetina sou-

Graf 3. Vývoj absolutní vzdělanostní mobility podle období (v procentech)

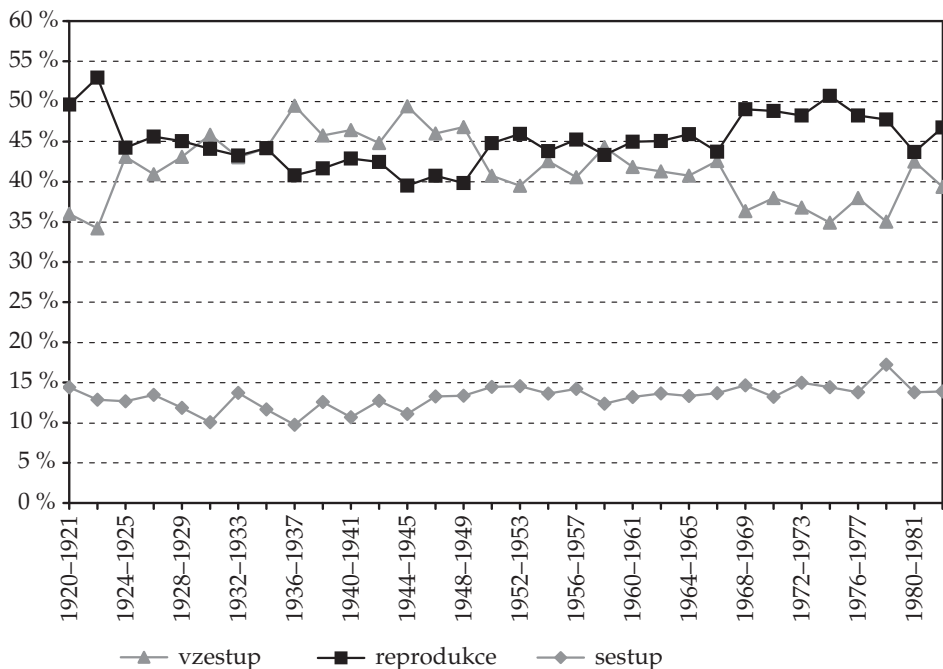


boru) připadá na sestupnou vzdělanostní mobilitu, u níž ve sledovaném období s výjimkou prvních roků rovněž nepozorujeme výraznější změnu.

Graf 4 nabízí pohled na shodná data, nyní ovšem z hlediska vymezených kohort, utvářejících ve sledovaném období 1990 až 2009 vzdělanostní strukturu. U všech kohort dominuje vzdělanostní reprodukce a vzestupná vzdělanostní mobilita nad vzdělanostním sestupem. Od nejstarších kohort ke kohortám narozeným do začátku padesátých let 20. století klesá podíl respondentů, kteří mají stejné vzdělání jako jejich otec. Zvětšuje se naopak podíl těch, kteří mají vyšší vzdělání než jejich otec. Pro kohorty narozené v padesátých letech až v první polovině sedmdesátých let minulého století je tento trend obrácen: čím později narozená kohorta, tím větší podíl respondentů se stejným vzděláním jako jejich otec a menší podíl vzestupně mobilních. Tento trend se láme teprve u nejmladších kohort. U nich pozorujeme oslabení vzdělanostní reprodukce, které doprovází nárůst podílu vzestupně vzdělanostně mobilních respondentů.

Závěry z kohortního pohledu na data v absolutní rovině jdou ruku v ruce s dřívějšími poznatky o vývoji vzdělanostních šancí v předsocialistickém a so-

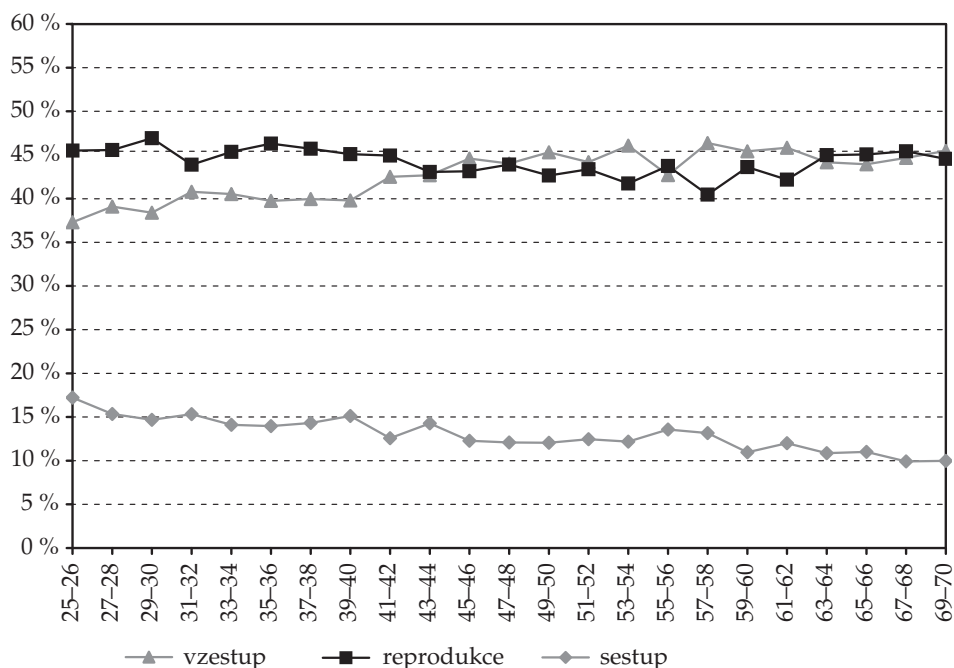
Graf 4. Vývoj absolutní vzdělanostní mobility podle kohort (v procentech)



cialistickém Československu. U kohort procházejících vzdělanostním systémem v prvních dvou desetiletích socialistického Československa (v letech 1950 až 1970, kohorty narozené v letech 1937 až 1949) je očekávatelná nižší vzdělanostní reprodukce než u kohort narozených později, u nichž nerovnosti v přístupu ke vzdělání podle sociálního původu posílily [srov. Matějů 1986; Boguszak, Matějů, Peschar 1990; Matějů 1993; Hanley, McKeever 1997; Simonová 2003].

Graf 5 ukazuje vývoj absolutní vzdělanostní mobility podle věku. Vzdělanostní reprodukce se v tomto případě prakticky nemění. V pozdějším věku (oproti mladšímu věku) je o něco menší podíl vzdělanostně sestupných a naopak o něco větší podíl vzdělanostně vzestupných. To je dáno podstatou vzdělání. S rostoucím věkem nelze o dosažené vzdělání přijít, lze jej pouze zvýšit, a tedy rozšířit podíl mezigeneračně vzdělanostně vzestupných. V další analýze na věk nebudeme brát zřetel. A to proto, že pokud dojde ke zvýšení vzdělání v pozdějším věku, není to kvůli samotnému věku, ale především kvůli zaměstnání, rodině, přátelům či době – tedy institucionálním změnám, které umožňují a motivují vzdělávat se v pozdějším věku. I když naše data tedy budeme nejdříve analyzovat z hlediska narozených kohort a období pro celou populaci, později naši analýzu omezíme na věk 25 až 40 let, čímž budeme změny v dosaženém vzdělání související s věkem eliminovat.

Graf 5. Vývoj absolutní vzdělanostní mobility podle věku (v procentech)



Vývoj vzdělanostní fluidity v letech 1990 až 2009 a jeho příčiny

Analýzu vzdělanostní fluidity jsme rozdělili na dvě části. V první části nejdříve mapujeme vývoj vzdělanostní fluidity podle kohort respondentů narozených v odlišných letech (1920/1921 až 1982/1983). Poté analyzujeme vývoj vzdělanostní fluidity v letech, z nichž pocházejí naše data (roky 1990 až 2009). A nakonec se v první části analýzy zabýváme tím, zda kohorní efekt spojený s kohorní výměnou nebo efekt roků (institucionální změny po roce 1989) poznamenávají proměnu vzdělanostní fluidity mezi roky 1990 až 2009 v české společnosti.

Zjištění první části analýzy ukazují, že vzdělanostní fluidita v české společnosti neroste. Od roku 1990 do roku 2003 jsme svědky poklesu vzdělanostních šancí podle vzdělanostního původu respondentů. Později, v období 2004 až 2009, pozorujeme postupné oslabování tohoto trendu. Tento vývoj vzdělanostní fluidity není způsoben kohorní výměnou, ale efektem doby (sociální, ekonomickou a kulturní transformací české společnosti).

Ve druhé části analýzy se zaměřujeme na příčiny vývoje vzdělanostní fluidity. Analyzujeme dva efekty. Prvním jsou nerovné šance na vzdělání podle socioekonomického původu, druhým je diferenciací efekt. Předpokládáme, že pokud se snižuje vzdělanostní fluidita v analyzovaných letech, je příčinou růst nerov-

ných šancí na vzdělání podle třídního postavení rodičů. Testujeme tedy, zdali ve stejných letech, v nichž oslabuje vzdělanostní fluidita, roste také efekt socioekonomického původu otce na dosažené vzdělání potomka/respondenta. Tento test provádíme pouze u respondentů do 40 let věku a naše odpověď je kladná. Efekt socioekonomického původu na vzdělanostní šance v letech 1990 až 2003 roste a v období 2004 až 2009 pozorujeme jeho postupné oslabování.

Diferenční efekt znamená růst sociální homogenity vzdělanostních skupin. Potomci dosahují stejných vzdělanostních stupňů jako jejich rodiče, protože expanze vzdělávacího systému není natolik dostatečná, aby tomu mohlo být jinak. To znamená, že testujeme, zda posiluje vzdělanostní reprodukce s ohledem na socioekonomický původ ve sledovaném období. Tento test provádíme rovněž pouze pro respondenty do 40 let a naše odpověď je pozitivní. V české společnosti v letech 1990 až 2003 roste sociální homogenita vzdělanostních skupin, nicméně nikoliv od „shora“, ale „zdola“. Čím nižší vzdělanostní stupeň, tím více je tento stupeň sociálně homogennější, přičemž homogenita vysokoškolsky vzdělaných v letech 1990 až 2003 neroste tolik jako homogenita vyučených.

Vývoj vzdělanostní fluidity – kohortní efekt, nebo efekt období?

Tabulka 4 ukazuje odhadnuté loglineární modely pro trojrozměrnou tabulku, složenou z proměnných vzdělání otce, vzdělání respondenta a kohorta narozených ($F \times R \times C$; rozměry tabulky $4 \times 4 \times 32$). Model 1 předpokládá, že vztah mezi vzděláním otce a respondenta při kontrole pro kohorty narozených neexistuje. Model 2 je modelem konstantní vzdělanostní fluidity pro všechny narozené kohorty. Model 3 předpokládá, že se vzdělanostní fluidita mění log-multiplikativně podle kohort narozených.¹¹

Podle BIC kritéria bychom data měli interpretovat na základě modelu 2, podle klasických statistických kritérií na základě modelu 3. Graf 6 ukazuje odhadnuté phi-parametry modelu 3. Pro každou kohortu je odhadnut jeden phi-parametr, který se interpretuje s ohledem na první parametr fixovaný na hodnotu 1 (kohorta narozená v letech 1920 až 1921). Čím vyšší je hodnota phi-parametru, tím nižší vzdělanostní fluidita a naopak. Z hlediska vývoje model 2 predikuje neexistenci výraznějších rozdílů mezi kohortami, model 3 tyto rozdíly předpokládá. Křivka v grafu 6 ukazuje, že vzdělanostní fluidita od nejstarších kohort po kohorty narozené po druhé světové válce se i přes výkyvy výrazněji nemění. U později narozených kohort mírně stoupá (vzdělanostní šance se snižují) a počínaje kohortami narozenými v letech 1974 až 1975 a později začíná oslabovat (vzdělanostní šance se snižují). Tyto změny však nejsou podle BIC statistiky natolik významné, abychom je interpretačně zohledňovali. Přijímáme tedy předpoklad modelu 2 a konstatujeme, že v letech z let 1990 až 2009 se vzdělanostní fluidita meziko-

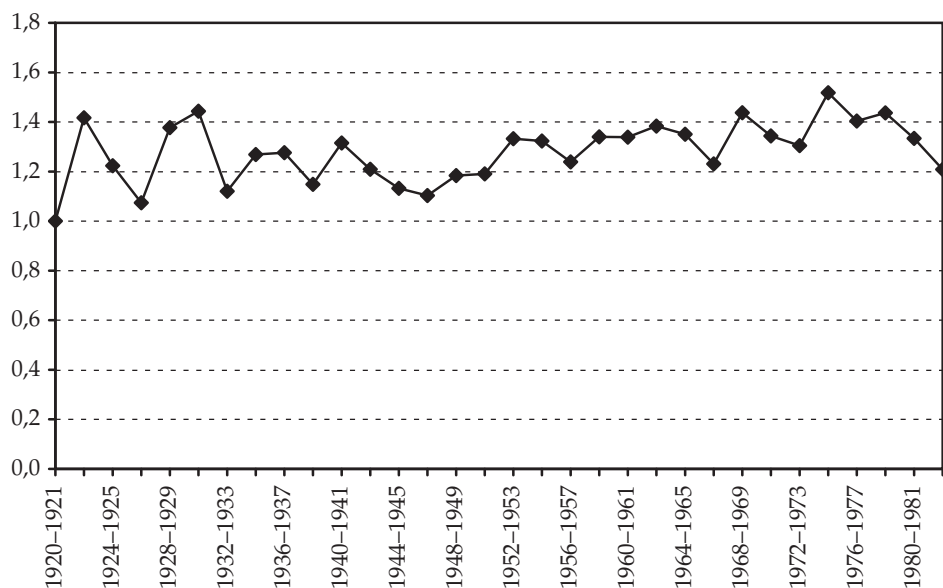
¹¹ K logmultiplikativnímu modelu a změně velikosti asociace mezi dvěma proměnnými podle třetí proměnné, srov. Xie [1992] nebo Powers a Xie [Powers, Xie 2009].

Tabulka 4. Odhadnuté loglineární modely pro vývoj vzdělanostní fluidity podle kohort narozených (věkové omezení 25–70 let)

Modely	Popis modelů	L ²	Δ	d.f.	p	BIC
1) CF CR	model nezávislosti mezi F a R	7761,01	16,12%	288	0,003	4712
2) model 1 + FR	model konstantní asociace FR	348,06	2,71%	279	0,003	-2605
3) model 1 + FR*φ ^C	logmultiplikativní vývoj asociace FR podle C	288,51	2,44%	248	0,043	-2327

Poznámka: C – kohorta, F – vzdělání otce, R – vzdělání respondenta, BIC je Bayesovské informační kritérium ($BIC = L2 - (df) \ln(N)$), kde N je celkový počet případů; Δ je index odlišnosti, který ukazuje podíl nesprávně klasifikovaných případů v odhadnutém modelu

Graf 6. Vývoj vzdělanostní fluidity podle kohort narozených (věkové omezení 25–70 let)



hortně výrazněji nemění. Jsme však přesvědčeni, že u kohort narozených v letech 1974 a později se jedná již o změnu tohoto trendu – tedy systematické posilování vzdělanostní fluidity.

V dalším kroku jsme odhadli stejné loglineární modely, nicméně namísto kohortního pohledu jsme v datech zvolili perspektivu období. Tabulka 5 ukazuje

Tabulka 5. Odhadnuté loglineární modely pro vývoj vzdělanostní fluidity podle období (věkové omezení 25–70 let)

Modely	Popis modelů	L ²	Δ	d.f.	p	BIC
1) PSF PSR	model nezávislosti mezi F a R	8928,74	17,51%	90	0,000	7976
2) model 1 + FR	model konstantní asociace FR	245,98	2,48%	81	0,000	-611
3) model 1 + FR*φ ^P	logmultiplikativní vývoj asociace FR podle P	117,98	1,51%	72	0,001	-644

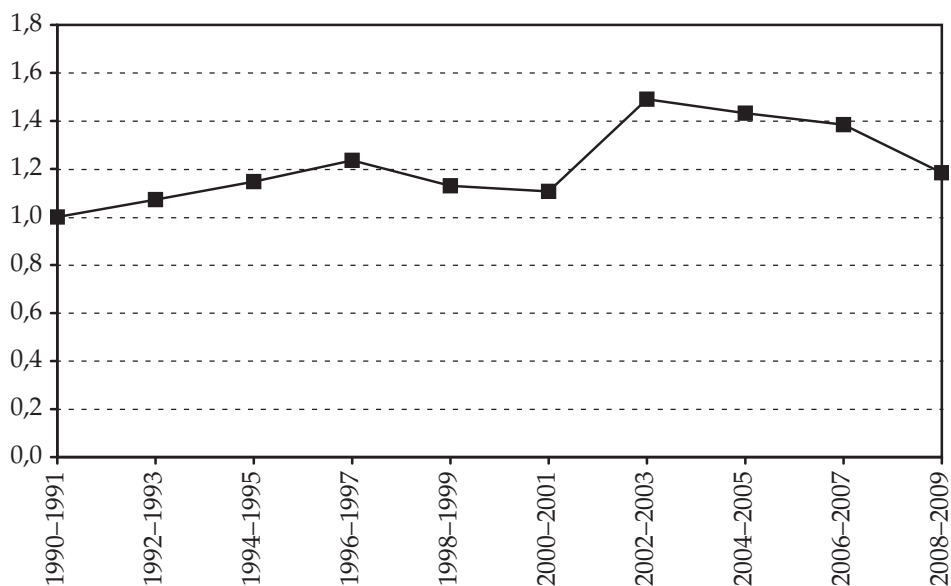
Poznámka: P – období, F – vzdělání otce, R – vzdělání respondenta, BIC je Bayesovské informační kritérium ($BIC = L^2 - (df) \ln(N)$), kde N je celkový počet případů; Δ je index odlišnosti, který ukazuje podíl nesprávně klasifikovaných případů v odhadnutém modelu.

odhadnuté loglineární modely pro trojrozměrnou tabulku, která obsahuje proměnné vzdělání otce, vzdělání respondenta a období ($F \times R \times P$; rozměry tabulky $4 \times 4 \times 10$). V tomto případě bychom podle BIC statistiky měli pro interpretaci dat preferovat model 3, který předpokládá změnu vzdělanostní fluidity podle období.

Graf 7 zachycuje vývoj vzdělanostní fluidity v čase na základě modelu 3. Podobně jako v kohortním přístupu i zde je pro každé období odhadnut jeden phi-parametr, který se interpretuje s ohledem na první parametr fixovaný na čísle 1 (období 1990 až 1991). I zde platí, že vyšší hodnota phi-parametru znamená snižování vzdělanostní fluidity. Na základě těchto dat konstatujeme, že mezi roky 1990 až 2003 vzdělanostní fluidita v České republice klesala a až poté dochází k jejímu nárůstu (nejdříve mírně a v letech 2007 až 2009 je již je tento trend patrnější). Období po roce 1989 tedy není dobou růstu vzdělanostních šancí podle vzdělanostního původu. Vzdělání respondentů v našich datech nepřestává být provázáno se vzděláním jejich otců. V posledních obdobích, pro něž máme data, jsme však svědky změny tohoto trendu. Ve spojení s posilováním vzdělanostní fluidity u kohort narozených v letech 1974 a později se nerovné šance na vzdělání začínají snižovat.

Poslední otázka, kterou jsme si v první části analýzy položili, byla, zda je efekt kohort na vzdělanostní fluiditu zanedbatelný při kontrole pro efekt období, nebo nikoliv. Jinými slovy řečeno, který z těchto efektů poznamenává vzdělanostní fluiditu výrazněji? Je to kohortní výměna nebo institucionální změny, jimiž prochází česká společnost po roce 1989? Týká se tedy proměna vzdělanostní fluidity pouze každé nové kohorty ve vzdělávacím systému, nebo zasahuje daleko širší segment české společnosti a poznamenává vzdělanostní fluiditu u více kohort najednou? K tomu, abychom mohli na tuto otázku odpovědět, bylo nutné kontrolovat vývoj vzdělanostní fluidity pro kohorty a období zároveň. V tomto

Graf 7. Vývoj vzdělanostní fluidity podle období (věkové omezení 25–70 let)



případě jsme analyzovali čtyřrozměrnou tabulku, složenou z proměnných vzdělání otce, vzdělání respondenta, období a kohorty ($F \times R \times P \times C$; rozměry tabulky $4 \times 4 \times 10 \times 32$).¹² Tabulka 6 ukazuje odhadnuté modely pro tato data.

Model 1 předpokládá, že asociace mezi vzděláním otce a respondenta při kontrole jak pro narozené kohorty, tak pro období zmizí. Model 2 předpokládá, že tato asociace je konstantní napříč všemi narozenými kohortami a obdobími. Podle modelu 3 se asociace mezi vzděláním otce a respondenta mění pouze podle období, nikoliv podle kohort. Podle modelu 4 se tato asociace mění pouze podle kohort, nikoliv podle období. A konečně podle modelu 5 se asociace mezi vzděláním otce a respondenta mění jak podle období, tak podle kohort. Na základě BIC kritéria bychom měli preferovat změnu pouze podle období (model 3). Chí-kvadrát test komparace modelů ukazuje to samé: mezi modely 3 a 5 není statisticky významný rozdíl, zatímco mezi modely 4 a 5 ano.¹³ Proměnné kohorty a období dohromady tedy statisticky významně nepřispívají k explanaci struktury dat ve srovnání s pouze proměnnou období. Z tohoto důvodu pro interpretaci našich

¹² Protože ne všechny kohorty se vyskytují ve všech obdobích, modely obsahují strukturální nuly. Strukturální nula znamená, že se v dané kombinaci variant proměnných nevyskytuje žádný případ. V analýze dat tuto skutečnost zohledňujeme tak, že dané tabulkové pole z analýzy vyřazujeme.

¹³ Model 3 versus model 5 (L^2 difference = 281 při 310 d.f., $p = 0,880$), model 4 versus model 5 (L^2 difference = 353 při 288 d.f., $p = 0,0053$).

Tabulka 6. Odhadnuté loglineární modely pro vývoj vzdělanostní fluidity podle kohort narozených a období (věkové omezení 25–70 let)

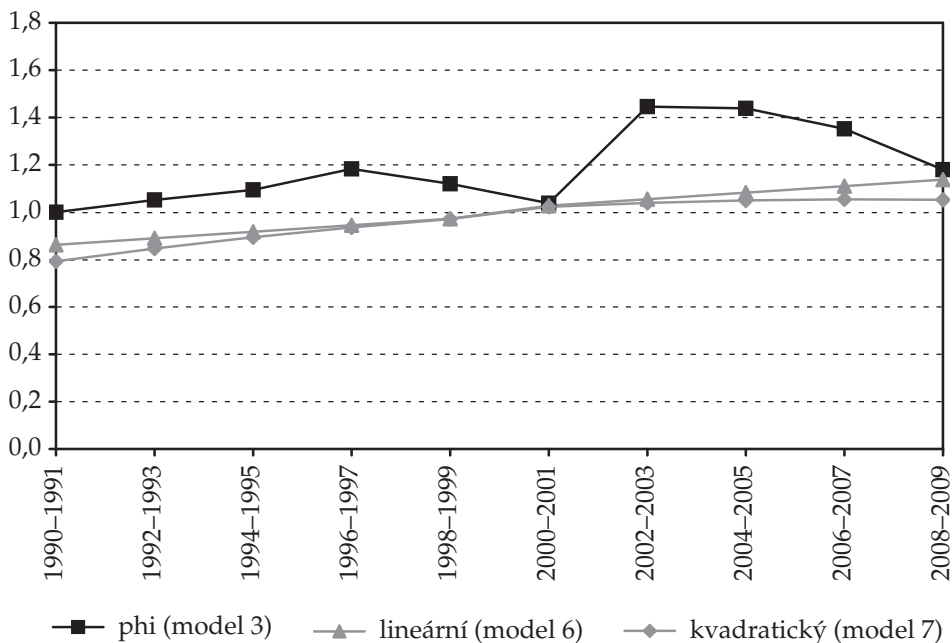
Modely	Popis modelů	L ²	Δ	d.f.	p	BIC
1) PCF PCR	model nezávislosti mezi F a R	9407,36	16,93%	2880	0,000	-21089
2) model 1 + FR	model konstantní asociace FR	2220,77	7,22%	2871	0,000	-28180
3) model 1 + FR*φ ^P	logmultiplikativní vývoj asociace FR podle P	2105,89	6,95%	2862	0,001	-28200
4) model 1 + FR*φ ^C	logmultiplikativní vývoj asociace FR podle C	2178,03	7,15%	2840	0,001	-27895
5) model 1 + FR*φ ^{PC}	logmultiplikativní vývoj asociace FR podle P a C	1825,30	6,32%	2552	0,000	-25198
6) model 3 + FR*φ ^{P(lineárně)}	lineární vývoj asociace FR podle P	2160,24	7,06%	2870	0,000	-28230
7) model 3 + FR*φ ^{P(kvadraticky)}	kvadratický vývoj asociace FR podle P	2154,58	7,05%	2869	0,001	-28225

Poznámka: P – období, C – kohorta, F – vzdělání otce, R – vzdělání respondentů, BIC je Bayesovské informační kritérium ($BIC = L^2 - (df) \ln(N)$), kde N je celkový počet případů; Δ je index odlišnosti, který ukazuje podíl nesprávně klasifikovaných případů v odhadnutém modelu.

dat preferujeme model 3 ve srovnání s modelem 4 a 5. Podle něj kohortní rozdíly nejsou pro vývoj vzdělanostní fluidity tak významné, jako rozdíly v čase. Efekt doby, týkající se institucionálních změn po roce 1989, poznamenává vzdělanostní fluiditu silněji než efekt narozených kohort, odkazující ke kohortní výměně. Tento závěr je konsistentní s předpokladem kohortní výměny: kohortní efekt se totiž projevuje pouze ve stabilních demokratických společnostech, neprocházejících výraznými sociálními, ekonomickými nebo politickými změnami [srov. Ryder 1965; Glenn 2005; Breen, Johnsson 2007]. A to případ české společnosti v letech 1990 až 2009 nebyl.

Pro vývoj vzdělanostní fluidity podle období a nikoliv podle kohort, jsme odhadli ještě dva další modely. Jednak jsme předpokládali, že vývoj vzdělanostní fluidity v čase je lineární (model 6) a jednak jsme předpokládali, že je kvadratický (model 7). Oba tyto modely vycházejí z modelu 3, jsou však úspornější než tento model a jejich BIC kritérium má nižší hodnotu než BIC kritérium modelů 4 a 5.

Graf 8. Vývoj vzdělanostní fluidity podle období (věkové omezení 25–70 let)



Odhadnutou velikost phi-parametrů z modelů 3, 6 a 7 ukazuje graf 8. Pro model 3 je pro každé období odhadnut jeden phi-parametr, který se interpretuje s ohledem na první parametr fixovaný na čísle 1 (období 1990 až 1991). Pro model 6 jsou odhadnuté pouze dva parametry (a , b) nezbytné do rovnice popisující lineární trend ($Y = a + bX$, v níž za X reprezentuje roky a jednotlivá Y demonstrují lineární trend). Pro model 4 jsou odhadnuté tři parametry (a , b , c) pro rovnici popisující kvadratický trend ($Y = a + bX + cX^2$, za X jsou dosazené roky a hodnoty Y pak ukazují průběh kvadratického trendu). U všech těchto modelů platí, že vyšší hodnota phi-parametrů znamená nižší vzdělanostní fluiditu.

Všechny tři křivky naznačují oslabování vzdělanostní fluidity po roce 1989, přičemž křivky z modelu 3 (pro každý rok jeden phi-parametr) a modelu 7 (vývoj modelován kvadraticky pomocí třech parametrů) naznačují změnu tohoto trendu ve druhé polovině prvního desetiletí 21. století. Můžeme tedy uzavřít, že i když v datech zohledníme kohorty narozených, vývoj vzdělanostní fluidity zůstává prakticky stejný, jako když na kohorty nebereme zřetel. Jejich efekt na proměnu vzdělanostní fluidity v čase je proti efektu období zanedbatelný. Jsou to tedy především institucionální změny kondenzované do poměrně krátkého časového úseku několika let, které poznamenávají vývoj vzdělanostní fluidity po roce 1989 v české společnosti.

Příčiny oslabování vzdělanostní fluidity – nerovné šance a diferenční efekt

Druhou část analýzy zaměřujeme na příčiny oslabování vzdělanostní fluidity mezi lety 1990 až 2003 a změnu tohoto trendu v období 2004 až 2009. Nejdříve se soustředíme na vzdělanostní šance. Pokud vzdělanostní fluidita klesá, tedy posiluje efekt vzdělání otce na vzdělání jeho potomka, jednou z příčin tohoto jevu by měl být růst nerovných vzdělanostních šancí podle třídního původu [Vallet 2004; Matějů, Řeháková, Simonová 2007]. Předpokládáme, že by měl posilovat efekt socioekonomického prostředí, v němž potomek vyrostl, na jeho vzdělání. Socioekonomické prostředí původu respondenta indikujeme pomocí mezinárodního socioekonomického indexu ISEI otce, který jsme kategorizovali do kvintilů.¹⁴ Analyzovali jsme tedy trojrozměrnou tabulku obsahující proměnné: kategorie ISEI otce, vzdělání respondenta a období ($O \times R \times P$; rozměry tabulky $5 \times 4 \times 10$). Tuto analýzu jsme omezili pouze pro respondenty ve věku 25 až 40 let. U starších ročníků (dříve narozených kohort) není pravděpodobné, že by se jejich rodinný původ ještě promítal do jejich vzdělání ve sledovaném období (letech 1990 až 2009).¹⁵

Tabulka 7 ukazuje odhadnuté loglineární modely pro vývoj vzdělanostních šancí podle socioekonomického původu. Podle prvního modelu asociace mezi socioekonomickým postavením otce a vzděláním respondenta, kontrolovaná pro jednotlivá období, neexistuje. Podle druhého modelu je tato asociace ve všech obdobích konstantní a ve třetím modelu je odhadnuta pomocí jednoho parametru pro každé období (modelována jako multiplikatívni pomocí phi-parametrů). Čtvrtý a pátý model vycházejí z modelu 3, nicméně asociaci mezi socioekonomickým postavením otce a vzděláním potomka modelují v jednotlivých obdobích jednak lineárně (model 4) a jednak kvadraticky (model 5). Oba tyto modely jsou úspornější než model 3. Obsahují méně parametrů pro popis vývoje vztahu mezi socioekonomickým postavením otce a vzděláním potomka. Model 4 popisuje tento vztah pomocí dvou parametrů (rovnice pro lineární vztah je $Y = a + bX$, kde X jsou roky a parametry a a b jsou odhadnuté z dat). Model 5 popisuje tento

¹⁴ ISEI je spojitá škála 16 až 90 bodů, u níž platí, že čím vyšší hodnota, tím také vyšší socioekonomické postavení. Koncept ISEI vychází z předpokladu, že zaměstnání je aktivita, která zprostředkovává vztah mezi vzděláním a příjmem – přesněji řečeno, která konvertuje vzdělání na příjem [Ganzeboom, De Graff, Treiman, 1992; Ganzeboom, Treiman 1996]. SPSS syntax pro převod ISCO88 na ISEI je dostupný na internetových stránkách Harryho Ganzebooma: <http://home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom/index.htm>. Abychom mohli s touto spojitou proměnnou vstoupit do log-lineární analýzy, museli jsme ji kategorizovat. Touto úpravou však ztrácíme jen minimum informace, kterou proměnná nese (Spearmanův koeficient pořadové korelace mezi původní proměnnou a její kategorizovanou verzí je 0,981).

¹⁵ Před touto analýzou jsme pro stejné věkové omezení (25–40 let) zopakovali první analýzu. Výsledky pro věkové omezení 25–40 let byly prakticky totožné s výsledky pro věkové omezení 25–70 let (počet analyzovaných kohort byl však pochopitelně menší). Tyto výsledky poskytneme na požádání.

Tabulka 7. Odhadnuté loglineární modely pro vývoj nerovných šancí na vzdělání podle socioekonomického původu (kvintily ISEI otce) a období (věkové omezení 25–40 let)

	Modely	Popis modelů	L ²	Δ	d.f.	p	BIC
1)	PO PR	model nezávislosti mezi O a R	2097,41	15,57%	120	0,000	961
2)	model 1 + OR	model konstantní asociace OR	153,74	3,55%	108	0,003	-869
3)	model 1 + OR*φP	logmultiplikativní vývoj asociace OR podle P	120,65	3,18%	99	0,074	-810
4)	model 3 + OR*φ ^P (lineárně)	lineární vývoj asociace OR podle P	151,15	3,55%	107	0,003	-862
5)	model 3 + OR*φ ^P (kvadraticky)	kvadratický vývoj asociace OR podle P	143,39	3,50%	106	0,009	-860

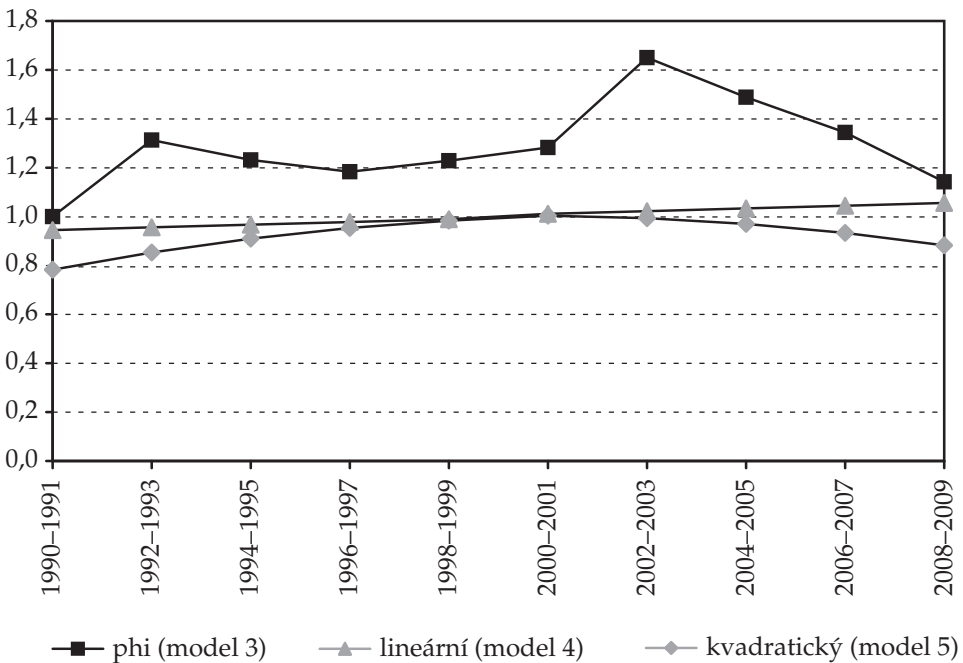
Poznámka: P – období, O – sociální třída otce, R – vzdělání respondenta, BIC je Bayesovské informační kritérium ($BIC = L2 - (df) \ln(N)$), kde N je celkový počet případů; Δ je index odlišnosti, který ukazuje podíl nesprávně klasifikovaných případů v odhadnutém modelu.

vztah pomocí tří parametrů (rovnice pro kvadratický vztah je $Y = a + bX + cX^2$, kde X jsou roky a parametry a , b a c jsou opět odhadnuté z dat).

Graf 9 ukazuje odhadnuté phi-parametry modelu 3 a lineární a kvadratický vývoj vztahu mezi kvintily ISEI otce a vzděláním respondenta na základě modelů 4 a 5. Všechny křivky mají velmi podobný průběh jako křivky ilustrující vývoj vzdělanostní fluidity. V letech 1990 až 2003 posiluje vliv socioekonomického postavení otce na vzdělání respondenta, poté jsme svědky oslabení tohoto trendu. Nerovné šance na vzdělání se tedy zvyšují ve stejné době, kdy oslabuje vzdělanostní fluidita v české společnosti (srov. grafy 7 a 8). Posilující efekt socioekonomického původu „zprostředkovává“ vztah mezi vzděláním otce a jeho potomka a považujeme jej za jednu z příčin oslabování vzdělanostní fluidity v české společnosti v letech 1990 až 2003. V období 2004 až 2009 pak asociace mezi socioekonomickým postavením otce a jeho potomka oslabuje – podobně jako u vývoje vzdělanostní fluidity. V tomto období nerovné šance na vzdělání podle socioekonomického původu v české společnosti již nerostou – vzdělanostní fluidita posiluje.

Druhý důvod, který testujeme jako příčinu klesající vzdělanostní fluidity v letech 1990 až 2003 a pak jejího opětovného růstu, je diferenciací efekt. Předpokládáme, že i když český vzdělávací systém v minulých dvaceti letech patrně nabídl dostatečný počet míst pro studium, byla tato místa obsazována směrem od nejvyšších sociálních tříd k nižším. Vycházíme zde z teorie maximálně udržo-

Graf 9. Vývoj nerovných šancí na vzdělání podle období (věkové omezení 25–40 let)



vané nerovnosti (MMI), podle níž omezený počet míst na vyšších stupních vzdělávacího systému je na základě sociálního původu obsazován „shora“ [Raftery, Hout 1993]. Při omezené expanzi vzdělávacího systému jsou všechna místa vyšších vzdělanostních stupňů zabírána potomky vyšších sociálních tříd a potomci rodičů nižších sociálních tříd končí s nízkým vzděláním. Rozdíly mezi vzděláním potomků pak kopírují rozdíly v socioekonomickém původu a sociální homogenita vzdělanostních skupin roste.

Diferenční efekt testujeme jako vývoj sociální fluidity v čase v jednotlivých kategoriích socioekonomického původu. Zajímá nás, v jakých sociálních třídách (kvintilech ISEI otce) sociální fluidita v letech 1990 až 2003 oslabuje, případně v letech 2004 až 2009 posiluje. Analyzujeme tedy čtyřrozměrnou tabulku, která je složena z proměnných ISEI otce, vzdělání otce, vzdělání respondenta a období ($O \times F \times R \times P$; rozměry tabulky $5 \times 4 \times 4 \times 10$). Analýzu provádíme opět pouze pro respondenty ve věku 25 až 40 let.

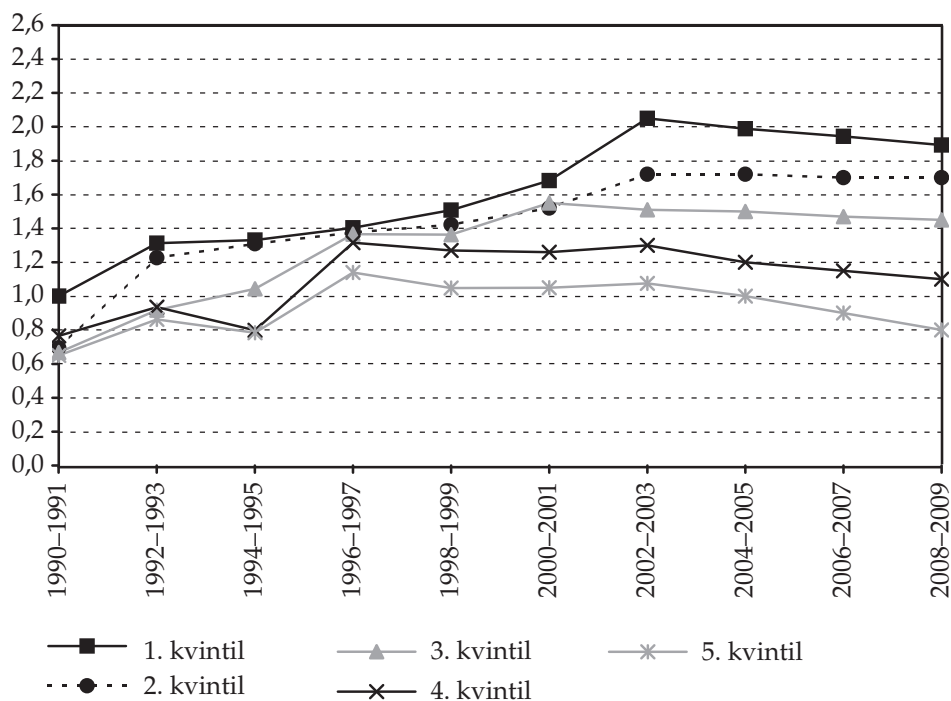
Tabulka 8 ukazuje odhadnuté loglineární modely pro vývoj vzdělanostní fluidity podle socioekonomického původu v letech 1990 až 2009. První model předpokládá, že zavedením proměnné socioekonomický původ (kvintily ISEI otce) vztah mezi vzděláním otce a respondenta v čase zmizí. Podle druhého modelu je tento vztah konstantní ve všech kvintilech ISEI otce a obdobích. Podle

Tabulka 8. Odhadnuté loglineární modely pro vývoj vzdělanostní fluidity podle socioekonomického původu (kvintily ISEI otce) a období (věkové omezení 25–40 let)

Modely	Popis modelů	L^2	Δ	d.f.	p	BIC
1) POF POR	model nezávislosti mezi F a R	1393,68	10,41 %	450	0,000	-2854
2) model 1 + FR	model konstantní asociace FR	498,19	5,47 %	441	0,031	-3665
3) model 1 + $FR^*_{\phi^{PO}}$	logmultiplikační vývoj asociace FR podle PO	381,95	4,48 %	392	0,632	-3318

Poznámka: P – období, O – sociální třída otce, F – vzdělání otce, R – vzdělání respondenta, BIC je Bayesovské informační kritérium ($BIC = L2 - (df) \ln(N)$), kde N je celkový počet případů; Δ je index odlišnosti, který ukazuje podíl nesprávně klasifikovaných případů v odhadnutém modelu.

Graf 10. Vývoj vzdělanostní fluidity podle socioekonomického původu (kvintily ISEI otce) a období (věkové omezení 25–40 let)



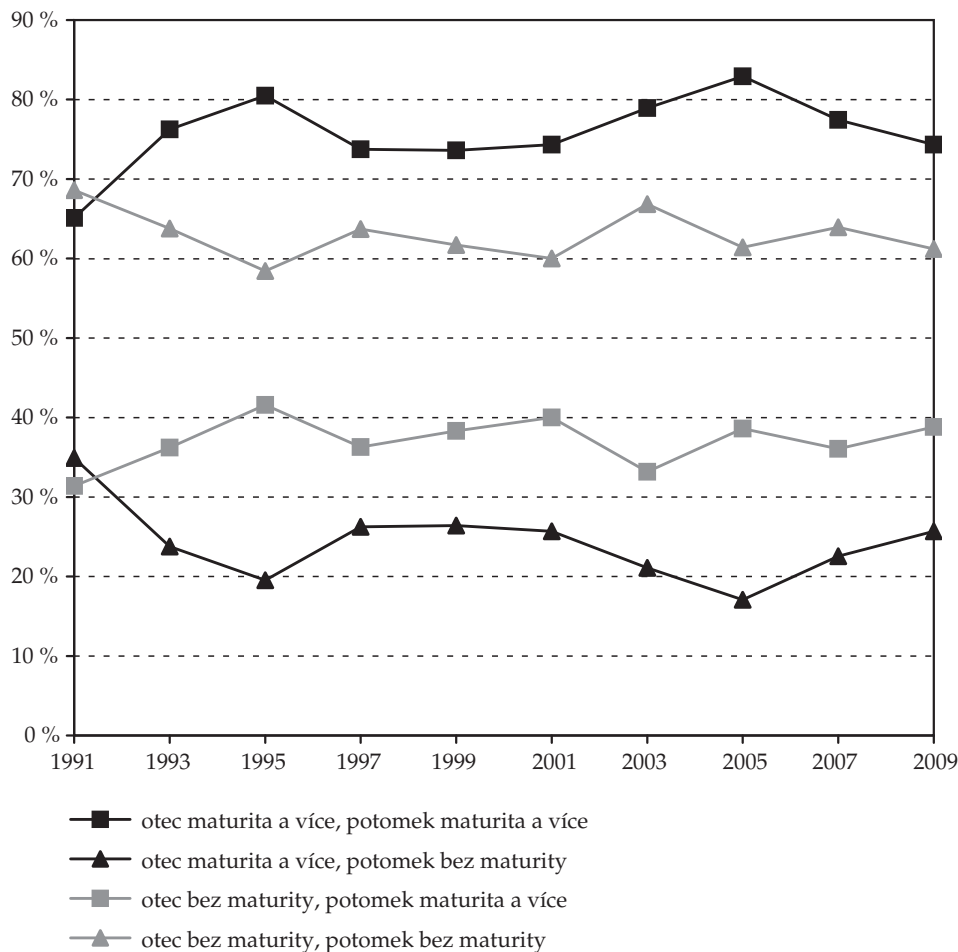
třetího modelu se vztah v kvintilech ISEI otce a obdobích liší – u každého kvintilu a v každém období jej vyjadřuje odhadnutý parametr ϕ [Xie 1992]. Data interpretujeme na základě třetího modelu (BIC kritérium sice v tomto případě nemá nejnižší hodnotu, ale modelová data se statisticky významně neodlišují od pozorovaných dat).

Graf 10 ukazuje vývoj vzdělanostní fluidity podle socioekonomického původu v letech 1990 až 2009 na základě ϕ -parametrů modelu 3. Nižší kvintil ISEI otce znamená také nižší vzdělanostní fluiditu. Platí to pro celé sledované období 1990 až 2009. Potomci z nejnižších socioekonomických tříd mají tudíž nejvyšší šanci, že dosáhnou stejného stupně vzdělání jako jejich otec. Mezi lety 1990 až 2003 vzdělanostní fluidita nejvíce oslabuje v prvním kvintilu ISEI otce. Ve vyšších sociálních třídách otce není toto oslabení tak výrazné a v nejvyšších dvou kvintilech ISEI otce je nejmenší. K oslabování vzdělanostní fluidity mezi lety 1990 až 2003 tedy dochází především „zdola“. Jsou to potomci rodičů nejnižších sociálních tříd, kteří v drtivé většině končí se stejným nízkým vzděláním jako jejich rodiče. Jejich sociální homogenita je oproti ostatním vzdělanostním stupňům nejvyšší.

Oslabování vzdělanostní fluidity jako výraz maximálně udržované nerovnosti

Naše analýza ukázala, že mezi roky 1990 až 2003 oslabuje vzdělanostní fluidita, protože roste efekt socioekonomického původu na dosažené vzdělání (rostou tedy třídní nerovnosti ve vzdělání) a protože expanze vzdělávacího systému nebyla dostatečná, aby tuto situaci dokázala zvrátit. Tuto situaci ilustruje teorie maximálně udržované nerovnosti [Raftery, Hout 1993], podle níž rostoucí vzdělávací příležitosti v rámci expanze vzdělávacího systému využívají hlavně potomci z lépe situovaných sociálních tříd a potomci z nižších sociálních tříd v soutěži o tato místa selhávají. Graf 11 ukazuje, jak se vyvíjí v našich datech podíl lidí (ve věku 25 až 40 let) s vyšším vzděláním (maturita a vysokoškolské vzdělání dohromady) a s nižším vzděláním (bez maturity a základní vzdělání dohromady) podle vyššího a nižšího vzdělání otců (opět s a bez maturity) mezi lety 1990 až 2009. Vertikální vzdálenost mezi křivkou „otec maturita a více a potomek maturita a více“ a křivkou „otec bez maturity a potomek maturita a více“ indikuje nerovnost šancí podle vzdělanostního původu. V případě, že by se tyto křivky v čase (v letech) k sobě přibližovaly, znamenalo by to snižování nerovných šancí na vzdělání [Raftery, Hout 1993]. Rostl by podíl potomků, kteří vyrůstají v prostředí, kde otec nemá maturitu, a končí s maturitou nebo dokonce s vyšším vzděláním, a snižoval by se podíl potomků, kde otec má maturitu nebo vyšší vzdělání, kteří končí bez maturity. Mezi lety 1990 až 2003 k tomu však nedochází. Šance na vzdělání podle vzdělanostního původu se nemění. Místa v českém vzdělávacím systému jsou obsazována především podle vzdělanostního původu.

Graf 11. Podíl lidí s maturitou a vyšším vzděláním a maturitou a nižším vzděláním podle vzdělání otce (věkové omezení 25–40 let)

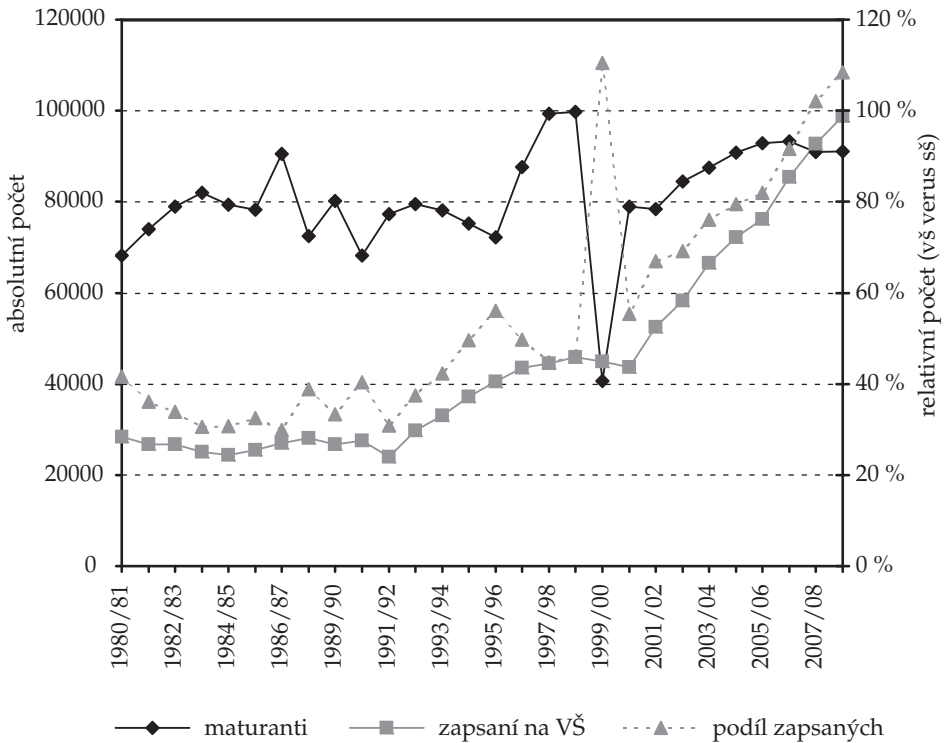


Poznámka: Podíly počítány pro věkové rozmezí 25–40 let.

Potomci rodičů s vyšším vzděláním získávají také vyšší vzdělání a potomci rodičů s nižším vzděláním končí v nižších vzdělanostních stupních. Teprve počátek druhé poloviny prvního desetiletí 21. století naznačuje změnu v tomto trendu – snižování nerovných šancí na vzdělání (srov. graf 11).

Porevoluční expanze vzdělanostních příležitostí nebyla v české společnosti do roku 2003 tedy natolik výrazná, aby dokázala snížit vliv vzdělanostního

Graf 12. Vývoj počtu maturantů a studentů zapsaných na vysoké školy mezi lety 1980 až 2009 v České republice



Zdroj: Vývojová ročenka školství v České republice 1989/90–2002/03, Vývojová ročenka školství v České republice 2003/04–2008/09. Praha: ÚIV; Statistiky školství z let 1962 až 1989. Praha: Ústav školských informací; Historická ročenka školství v České republice 1953/54–1997/98. Praha: ÚIV.

a socioekonomického původu na dosažené vzdělání (srov. graf 12).¹⁶ Před rokem 1989 centrálně kontrolovaný vzdělávací systém potomky vzdělaných rodičů často „nutil“ končit s výučním listem, zatímco potomkům vyučených rodičů, loajálních k předlistopadovému režimu, umožňoval získat vysokoškolský diplom. Byla tak udržována stabilní hladina nerovných šancí na vzdělání podle sociál-

¹⁶ Graf 12 ukazuje, že s nástupem devadesátých let 20. století se sice začal zvyšovat podíl maturantů zapsaných na vysoké školy, akceleruje však zejména v posledních deseti letech, kdy nezanedbatelnou roli sehrává expanze soukromých vysokých škol v České republice. V současné době podíl počtu zapsaných ku počtu maturantů dokonce přesahuje 100% (pravá osa grafu), což znamená, že počet míst na vysokých školách zaplňují i maturanti z předchozích let.

ního původu. Vzdělanostní fluidita se výrazněji neměnila, jak ukázala kohortní perspektiva. Po roce 1989 se hladina vzdělanostních nerovností musela logicky zvýšit – vzdělanostní fluidita musela oslabit. Potomky vzdělaných rodičů již nikdo neomezoval a potomkům vyučených rodičů český vzdělávací systém nijak zvlášť nepomáhal, aby vyšší vzdělání, než mají jejich rodiče, získali. S výučním listem proto končí především potomci dělníků a na vysokých školách získávají tituly potomci vzdělaných rodičů a samozřejmě také všichni ti, kteří doposud nedosáhli vysokoškolského vzdělání, ať už z jakýchkoliv důvodů (obvykle v nej-různějších formách distančního studia).

Teprve po tomto období 1990 až 2003 dochází ke zvýšení vzdělanostní fluidity. V letech 2004 až 2009 zvýšená nabídka vzdělání (růst počtu středních a vysokých škol) a snížená poptávka po něm (menší zájem o vyšší vzdělání, ať už z důvodu již nasycené poptávky u dříve narozených kohort, nebo z důvodu nízkého počtu mladých lidí v kohortách narozených po roce 1989) proměňuje vývoj vzdělanostní fluidity. Vzdělanostní expanze v období 2004 až 2009 oslabuje sociální homogenitu vzdělanostních skupin (z hlediska socioekonomického původu začínají být vzdělanostní stupně rozmanitější). A snížení počtu lidí v nejmladších kohortách také znamená, že socioekonomický původ hraje v dosahování vyšších vzdělanostních stupňů stále menší roli.

Závěr

V tomto textu jsme si kladli za cíl identifikovat vývoj vzdělanostní fluidity v České republice po roce 1989 a nabídnout jeho vysvětlení. Ukázali jsme, že mezi lety 1990 až 2003 se vzdělanostní šance respondentů podle jejich vzdělanostního původu snižovaly (sociální fluidita oslabovala). V následujícím období 2004 až 2009 jsme pozorovali převrácení tohoto trendu – zvyšování šancí na dosažení jiných stupňů vzdělání, než jakých dosáhli otcové respondentů (posilování vzdělanostní fluidity).

Při pátrání po příčině zjištěných trendů jsme došli k závěru, že vzdělanostní fluiditu po roce 1989 poznamenává nikoli kohortní výměna, ale institucionální změny, jimiž prochází česká společnost po roce 1989. Identifikovali jsme dva efekty, které korespondují s vývojem vzdělanostní fluidity ve sledovaném období. Nejdříve jsme testovali vliv socioekonomického původu na dosažené vzdělání respondenta. Ukázali jsme, že tento vliv do roku 2003 roste a v období 2004 až 2009 oslabuje. Jedná se o efekt nerovných šancí na vzdělání podle sociální třídy otce. Stejný trend jsme identifikovali i z hlediska sociální homogenity vzdělanostních skupin (diferenční efekt). Mezi lety 1990 až 2003 sociální homogenita vzdělanostních skupin roste – jednotlivé sociální vrstvy dosahují stále stejných vzdělanostních stupňů. V období 2004 až 2009 sociální homogenita vzdělanostních skupin oslabuje – z hlediska socioekonomického původu jsou dosažené vzdělanostní stupně rozmanitější. Homogenita vzdělanostních skupin přitom

roste nikoliv „shora“, ale „zdola“, což jde ruku v ruce s teorií maximálně udržované nerovnosti – MMI [Raftery, Hout 1993]. V letech 2004 až 2009 zvýšená nabídka vzdělání a snížená poptávka po něm však již proměňuje vývoj vzdělanostní fluidity – vzdělanostní fluidita začíná růst.

V kontextu této změny by měl efekt doby na vzdělanostní fluiditu být postupně nahrazen kohortním efektem. Sociální, politické a ekonomické změny v letech 1990 až 2003 byly natolik revoluční, že kohortní efekt se ukázal v naší analýze jako zanedbatelný. Domníváme se, že v současnosti je sociální struktura české společnosti již natolik konsolidovaná, že expanze vzdělávacího systému se bude dotýkat již pouze každé nově narozené kohorty. Pokud bude tato expanze pokračovat, měli bychom u každé nové kohorty pozorovat vyšší vzdělanostní fluiditu. Socioekonomický původ by měl hrát při dosahování vzdělání u mladých lidí stále menší roli. Věříme, že tomu tak bude a vzdělanostní fluidita v České republice poroste právě v důsledku kohortní výměny. Na potvrzení nebo vyvrácení tohoto závěru si však budeme muset ještě několik let počkat.

TOMÁŠ KATRŇÁK je docentem na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se sociální stratifikací, sociální statistikou a metodami zpracování sociologických dat. Je autorem monografie Odsouzení k manuální práci: vzdělanostní reprodukce v dělnické rodině (Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2004) a knih Třídní analýza a sociální mobilita (Brno: CDK, 2005), Spříznění volbou? Homogamie a heterogamie manželských párů v České republice (Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2008) a Návrat k sociálnímu původu: vývoj sociální stratifikace české společnosti v letech 1989 až 2009 (spoluautor Petr Fučík, Brno: CDK, 2010). Publikoval v Sociologickém časopise, Sociologii, Demografii, East Central Europe a European Sociological Review.

NATALIE SIMONOVÁ je vědeckou pracovnící v oddělení Ekonomické sociologie 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 statí v British Journal of Sociology of Education, Sociologickém časopise / Czech Sociological Review, Sociologii, Sociological Review, nejnověji pak v Sociological Theory and Methods či Higher Education a rovněž kapitoly v několika domácích a zahraničních monografiích. Je dále editorkou knihy České vysoké školství na křižovatce (Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2005).

Literatura

- Blau, P. M., O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York, London, Sydney: John Wiley & Sons.
- Boguszak, M., P. Matějů, J. L. Peschar. 1990. „Family Effect on Educational Attainment in Czechoslovakia, the Netherlands and Hungary.“ Pp. 211–262 in J. L. Peschar (ed.).

- Social Reproduction in Eastern and Western Europe: Comparative Analyses on Czechoslovakia, Hungary, the Netherlands and Poland.* Nijmegen: OOMO.
- Bowles, S., H. Gintis, M. O. Groves (eds.). 2005. *Unequal Chances: Family Background and Economic Success.* Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Breen, R. (ed.). 2004. *Social Mobility in Europe.* Oxford: Oxford University Press.
- Breen, R., J. O. Jonsson. 2000. „Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model.“ *American Sociological Review* 65 (5): 754–772.
- Breen, R., J. O. Jonsson. 2007. „Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden.“ *American Journal of Sociology* 112 (6): 1775–1810.
- ČSÚ. 1980. *Sčítání lidu, domů a bytů.* Praha: Český statistický úřad.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies.* Oxford: Clarendon Press.
- Ganzeboom, H. B., P. M. De Graaf, D. J. Treiman. 1992. „A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status.“ *Social Science Research* 21 (1): 1–56.
- Ganzeboom, H. B. G., D. J. Treiman. 1996. „Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations.“ *Social Science Research* 25 (3): 201–239.
- Glenn, N. D. 2005. *Cohort Analysis.* London: Sage.
- Goldthorpe, J. H. 2007. „Outline of a Theory of Social Mobility.“ Pp. 154–185 in J. H. Goldthorpe. *On Sociology.* Stanford: Stanford University Press.
- 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.
- Hauser, R. M., S. L. Tsai, W. H. Sewell. 1983. „A Model of Stratification with Response Error in Social and Psychological Variables.“ *Sociology of Education* 56 (1): 20–46.
- Katrňák, T. 2009. „Kohortní analýza jako alternativa panelového výzkumu.“ *Data a výzkum* 3 (1): 53–74.
- Katrňák, T., P. Mareš. 2007. „Segmenty zaměstnaných a nezaměstnaných v České republice v letech 1998 až 2004.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 43 (2): 281–303.
- Kreidl, M. 2000. „Změny v percepci životního úspěchu, bohatství a chudoby.“ Pp. 191–224 in P. Matějů, K. Vlachová (eds.). *Nerovnosti, spravedlnost a politika. Česká republika 1991–1998.* Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- 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. D. 1980. „Social Background and School Continuation Decisions.“ *Journal of the American Statistical Association* 75 (370): 295–305.
- Mare, R. D. 1981. „Change and Stability in Educational Stratification.“ *American Sociological Review* 46 (1): 72–87.
- Matějů, P. 1986. „Demokratizace vzdělání a reprodukce vzdělanostní struktury v ČSSR ve světle mobilních dat.“ *Sociologický časopis* 17 (2): 131–152.
- 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, Oxford: Westview Press.
- Mareš, P. 1999. *Sociologie nerovnosti a chudoby.* Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Matějů, P. 2000. „Subjektivní mobilita – rekonstrukce souvislostí mezi objektivním a subjektivním sociálním statutem.“ Pp. 37–71 in P. Matějů, K. Vlachová (eds.).

- Nerovnosti, spravedlnost a politika. Česká republika 1991–1998. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Matějů, P., M. Kreidl. 1999. „Vývoj statusové konzistence v České republice 1991–1999.“ *Sociologický časopis* 35 (3): 269–292.
- 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.
- Matějů, P., J. Straková, A. Veselý (eds.). 2010. *Nerovnosti ve vzdělávání: Od měření k řešení*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- OECD. 2009. „Education at a Glance 2009: OECD Indicators.“ [online]. Paris: OECD. Dostupné z: <http://www.oecd.org/document/24/0,3746,en_2649_39263238_43586328_1_1_1_1,00.html>.
- Powers, D. A., Y. Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. London: Academic Press.
- 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.
- Ryder, N. 1965. „The Cohort As a Concept in the Study of Social Change.“ *American Sociological Review* 30 (6): 843–861.
- Shavit, Y., R. Arum, A. Gamoran. 2007. *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Shavit, Y., H. P. Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, San Francisco, Oxford: Westview 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., T. Katrňák. 2011. „Conceptual and Methodological Innovations in the Research of Educational Inequalities.“ *The Sociological Theory and Methods* (26) 1 (v tisku).
- Simonová, N., P. Soukup. 2009. „Reprodukce vzdělanostních nerovností v České republice po sametové revoluci v evropském kontextu.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 45 (5): 935–965.
- Sirovátka, T. 1996. „K formování dlouhodobé a opakované nezaměstnanosti v České republice.“ *Sociologický časopis* 32 (1): 39–50.
- Sirovátka, T. 1997. „Sociální a ekonomické faktory marginalizace na pracovním trhu.“ *Sociologický časopis* 33 (2): 169–188.
- Vallet, L. A. 2004. „Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the CASMIN Approach.“ Pp. 115–147 in R. Breen (ed.). *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Večerník, J. 1998. *Občan a tržní ekonomika: Příjmy, nerovnost a politické postoje v české společnosti*. Praha: Nakladatelství Lidové noviny.
- Večerník, J. 2001. „Earnings Disparities in the Czech Republic: Evidence of the Past Decade and Cross-national Comparison.“ *Prague Economic Papers* 10 (3): 201–222.
- Večerník, J. 2009. *Czech Society in the 2000s: A Report on Socio-Economic Policy and Structures*. Praha: Academia, Pratur.
- Večerník, J. 2011. „Income Inequality in the Czech Republic 1988–2008: Evolution or Revolution?“ (nepublikovaný rukopis).
- Xie, Y. 1992. „The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables.“ *American Sociological Review* 57 (3): 380–395.