

Návrat ke studiu v socialismu: sponzorovaná mobilita nebo druhá šance?¹

Martin Kreidl²

Katedra sociologie, Fakulta filozofická, Západočeská univerzita

School Re-entry Under Socialism: Sponsored Mobility or a Second Chance? This paper analyzes the participation of vocational school graduates in further education in five former socialist countries between 1948 and 1989. Students in the vocational secondary schools were not acquiring complete secondary education equivalent to that offered in academic and professional high schools. Previous analyses have shown that many apprentices re-entered the system of secondary education and had a chance to attain a secondary-school leaving examination. The principal question I posit in this text is: who were the apprentices who re-entered school after completing their vocational training? Using event history analysis of a large survey data file (N=6010) I show that school re-entry played a dual role in educational stratification during socialism. It was a vehicle to educate communist cadres and, at the same time, it served as a second chance for members of the politically persecuted families.

Sociológia 2007, Vol. 39 (No 2: 95-118)

Key words: *Social inequality; sponsored mobility; state socialism*

1. Úvod

Tento článek rozebírá zapojení absolventů odborných učilišť do systému vyššího vzdělávání v pěti bývalých socialistických zemích – Bulharsku, České republice, Maďarsku, Polsku a Slovensku – mezi lety 1948 až 1989. Studenti, kteří v tomto období navštěvovali střední odborná učiliště bez závěrečné maturitní zkoušky, neměli možnost pokračovat ve studiu na univerzitě. Předchozí analýzy však ukázaly, že přibližně každý šestý ze všech absolventů nematuritních učilišť pokračoval po dokončení studia v dalším vzdělávání na maturitní střední škole, měl možnost získat maturitní vysvědčení a případně pokračovat ve studiu na vysoké škole. Základní otázkou, jež si tento text klade, tedy je: kdo byli učni, kteří se vraceli ke studiu poté, co dokončili odborný výcvik? Jednalo se o osoby, jež byly vybírány především na základě politických kritérií a loajality ke komunistickému režimu s cílem vytvořit dělnické kádry, nebo šlo o potomky z politicky neloajálních rodin, kteří z politických důvodů nemohli absolvovat běžnou vzdělávací dráhu a po ukončení odborného výcviku pokračovali ve studiu

¹ Části tohoto příspěvku byly prezentovány na konferenci Výzkumného výboru pro sociální stratifikaci a mobilitu (RC28) Mezinárodní sociologické asociace (ISA) v New Yorku, 22. – 24. srpna 2003. Autor by chtěl poděkovat všem účastníkům konference a zejména diskutantovi Robertu Maremu a vedoucímu sekce Harrymu Ganzeboomovi za cenné připomínky. Článek byl napsán s podporou grantu Ministerstva mládeže, školství a tělovýchovy České republiky v rámci Programu začínajících pracovníků výzkumu (grant číslo 1K05010). Autor by také rád poděkoval Donaldu Treimanovi a Robertu Maremu za obsáhlou pomoc při přípravě tohoto výzkumu během stáže na Kalifornské univerzitě v Los Angeles (UCLA).

² Adresa: PhDr. Martin Kreidl, M.A., Ph.D., Filozofická fakulta, Katedra sociologie, Západočeská univerzita v Plzni, Sedláčkova 15, 306 14 Plzeň, Česká republika. Tel.: +420-37-7635656, fax: +420-37-7635652, e-mail: kreidlm@kss.zcu.cz

na těch školách, na něž jim byl znemožněn vstup bezprostředně po ukončení základního vzdělání?

2. Vzdělanostní tranzice, paralelní vzdělávací dráhy a návrat ke studiu

Ve své průkopnické knize měřili Blau a Duncan (1967) školní docházku podle let vzdělání, jež jedinec absolvoval. Jejich „kumulativní“ náhled na vzdělávání byl v rámci stratifikačních výzkumů dlouho považován za standardní. (Např. Featherman – Hauser 1978) Na rozdíl od Blaue a Duncana přišel Mare (1981) s návrhem, že vzdělání je třeba nahlížet jako řadu přechodů (tranzicí) od nižšího stupně vzdělávání (úrovně, třídy, typu školy) k vyšší. Za pomoci tohoto modelu studují sociologové relativní šance jedinců uspět v dané tranzici za použití binomiální logistické regrese a sledují, jak se mezi respondenty liší šance na úspěšné zvládnutí přechodu například v závislosti na socioekonomickém postavení rodiny původu. Mareův tranzitivní model se stal nejběžněji používaným nástrojem analýzy nerovností v oblasti vzdělávání v průběhu posledních dvaceti let (viz Shavit – Blossfeld 1993; Hauser – Andrew 2005) a výrazně nám pomohl lépe pochopit dynamiku a principy vzdělanostní stratifikace.

V nedávné době navrhli Breen a Jonsson (2000) zásadní rozšíření Mareova tranzitivního modelu. Poukázali na to, že zatímco Mareův model staví na předpokladu unilinearity vzdělávacích trajektorií, množství vzdělávacích systémů je stratifikováno i horizontálně a obsahuje paralelní alternativní cesty směřující z jedné úrovně do úrovně další. Tranzitivní model s dichotomickou závislou proměnnou neumožňuje adekvátně popsat volby, jež v horizontálně stratifikovaných vzdělávacích systémech studenti činí. Šance na umístění jedince do konkrétní vzdělávací větve může být v každé dráze řízena jinými principy. Každá dráha může také generovat odlišné výsledky v oblasti kognitivního vývoje, vědění, uplatnění na trhu práce a podobně. (Viz např. Ayalon – Shavit 2004; Breen – Jonsson 2000; Gamoran – Mare 1989; Heyns 1974; Kreidl 2004, 2006; Müller – Karle 1993; Shavit 1990; Shavit – Featherman 1988)

Vícekolejnost středoškolského systému byla klíčovým prvkem vzdělávacích systémů bývalých socialistických zemí. Žáci měli po dokončení základní školy ve věku čtrnácti či patnácti let na výběr několik odlišných možností. Mohli se buď rozhodnout *nenavštěvovat žádnou střední školu*, nebo mohli zvolit jednu z následujících institucí: Mohli začít navštěvovat *střední odborné učiliště ukončené výučním listem*, které trvalo dva až tři roky a neumožňovalo absolventům pokračovat ve studiu na univerzitě. Alternativně mohli žáci navštěvovat některou ze škály čtyřletých středních škol, včetně nejrůznějších typů učilišť, odborných škol a gymnázií, jež všechny poskytovaly *úplné středoškolské vzdělání s maturitou*. Tyto školy se lišily v tom, kolik prostoru věnovaly

odbornému výcviku a profesní přípravě na jedné straně, či v jaké míře poskytovaly výuku akademického typu orientovanou na pokračování ve studiu na vysoké škole na straně druhé. Všichni absolventi těchto škol se nicméně stali držiteli maturitního vysvědčení nezbytného k přijetí na vysokou školu.

Volba pokračovat po ukončení základního vzdělání na odborném učilišti bez maturity byla v rámci systému vzdělávání socialistických zemí dlouho považována za slepou uličku. Mělo se za to, že nevyhnutelně implikuje brzké ukončení vzdělávací kariéry dané osoby. (Srov. Heyns – Bialecki 1993; Matějů 1993; Nieuwbeerta – Rijken 1996; Róbert 1991; Szelényi – Aschaffenburg 1993; Wong 1998) Toto tvrzení zdůrazňují data dokládající nízkou mobilitu mezi jednotlivými vzdělávacími drahami během socialismu. (Viz např. Kreidl 2004) Avšak již dřívější detailní studie osobních vzdělávacích historií jedinců žijících v bývalém Československu odhalily, že i z této zdánlivě slepé uličky existuje východisko. Přibližně každý šestý absolvent odborného učiliště byl schopen ve svém pozdějším životě pokračovat ve své studijní kariéře na jiné střední škole, jež nabízela úplné středoškolské vzdělání a poskytovala studentům kvalifikaci ke studiu na univerzitě. (Kreidl 2003) Podobné případy návratu ke středoškolskému vzdělávání existovaly také – byť v různé míře – v jiných zemích sovětského bloku, včetně Ruska (Gerber 2003) a Maďarska. (Róbert 1991) Tyto případy ovšem dosud nebyly podrobeny bližšímu empirickému zkoumání.

Po návratu ke studiu většina studentů zvolenou školu úspěšně absolvovala a někteří z nich dokonce začali navštěvovat univerzitu. (Viz např. Kreidl 2005) Návrat ke studiu byl proto významným jevem v rámci vzdělávací stratifikace v bývalých socialistických zemích. Dřívější výzkumy však přesto ponechávaly jeho existenci z velké části bez povšimnutí a máme proto jen velmi málo informací o tom, jaké mechanismy ovládaly proces, jehož prostřednictvím byli lidé vybíráni pro tuto vzdělávací trajektorii, a jaké byly důsledky návratu ke studiu z hlediska vzdělávací stratifikace.

V následujících částech tohoto textu budou představena dvě soupeřící teoretická vysvětlení, jež se vztahují k otázce, kdo byli učni, kteří se vrátili ke studiu a usilovali o dosažení úplného středního vzdělání. Jedna hypotéza je založena na Turnerově teorii sponzorované a soutěživé mobility a předpokládá, že žáci, kteří se vrátili ke studiu, byli vybráni s přímou podporou komunistické strany (dále označované KS), aby vytvořili budoucí stranické kádry. Druhá hypotéza předpokládá, že návrat ke studiu byl strategií využívanou studenty z politicky perzekuovaných rodin, kterým nebylo umožněno absolvovat běžné vzdělávací trajektorie, tj. získat úplné středoškolské vzdělání a přihlásit se ke studiu na vysoké škole v sociálně normativním věku. V textu také nabízím několik hypotéz týkajících se vlivu členství jedince a jeho rodičů v komunistické straně na šance jedince na návrat ke studiu, sdruženého vlivu politického pronásledování rodiny a

politického kapitálu a měnící se hodnoty politického kapitálu v čase. Dále rozvíjím hypotézy týkající se možných vztahů mezi socioekonomickým statutem rodiny, z níž jedinec pochází, a politickým statutem.

3. Sponzorovaná vzdělanostní mobilita za socialismu

V moderních společnostech existuje zjevná tendence, aby děti z rodin s vyšším statutem měly lepší přístup ke vzdělání než jejich méně zvýhodnění vrstevníci. (Např. Blau – Duncan 1967; Featherman – Hauser 1978; Mare 1981; Shavit – Blossfeld 1993; Treiman – Yip 1989) Mnoho vědců se zamýšlelo nad tím, že toto konkrétní zjištění – mezigenerační vzdělávací reprodukce – může být v různých sociálních systémech zajištěno množstvím odlišných stratifikačních procesů. Turner (1960) například přišel s návrhem, že existují dva odlišné, ideálně-typické mobilitní režimy. V systému takzvané *soutěživé mobility* (*contest mobility*) mladí lidé usilují o vzestupnou mobilitu v otevřené soutěži. Podle Turnera je soutěživá mobilita typickým rysem amerického stratifikačního systému, v němž je zdrojem úspěchu pouze úsilí jednotlivce, jeho schopnosti a motivace. Turner staví do protikladu systém *sponzorované mobility* (*sponsored mobility*) charakteristický pro Anglii. V rámci tohoto systému jsou budoucí elity vybírány v rané fázi vzdělávací kariéry tím, že navštěvují soukromé školy. Podobně jako v případě britských soukromých klubů, do nichž může nová osoba získat přístup, pouze když se za ni zaručí stávající člen, musí být přihláška na elitní soukromou školu „sponzorována“ stávajícím příslušníkem elity (například rodiči) a přijetí nelze obdržet pouze na základě vlastních schopností daného jedince.

Li a Walder (2001) přijali a kreativně modifikovali Turnerův přístup a využili ho v analýze rekrutace administrativních elit v komunistické Číně. Ukázali, že budoucí elity jsou vybírány z řadových členů komunistické strany. Avšak stranická podpora je nabízena pouze těm, kdo do komunistické strany vstoupili ve velmi raném věku. Zvolení jedinci jsou poté podporováni v přijetí na školy a instituce vyššího vzdělávání a později ve vykonávání elitních zaměstnaneckých pozic. Politika čínské KS tak velice rafinovaně vyřešila dilema spočívající v tom, zda by měly být klíčové administrativní pozice obsazovány na základě politických či odborných profesionálních kritérií. (Viz také Walder – Li – Treiman 2000)

4. Pozitivní a negativní diskriminace ve vzdělávání

Šafář (1972) vztáhl Blauův a Duncanův (1967) americký model dosahování statusu na data z Československa a došel k závěru, že mezi těmito dvěma stratifikačními systémy neexistovaly významnější rozdíly. Podle Šafáře je celková kvalita modelu i přes menší rozdíly jednotlivých parametrů stejná. Boguszak, Gabal a Matějů (1990) však podrobili Blauův a Duncanův i Šafářův model re-

analýze a za pomoci odlišných statistických testů odmítli Šafářovy závěry. Navíc navrhli pro Československo alternativní model dosahování statusu, jenž se od Blauovy a Duncanovy specifikace liší ve dvou významných ohledech. Za prvé, respondentovo vzdělání přímo závisí na jeho stávajícím zaměstnaneckém statusu a za druhé, stávající zaměstnanecký status byl přímo ovlivněn vzděláním respondentova otce.

Návrat ke studiu hraje podle Boguszaka a kol. (1990) klíčovou roli při vysvětlení obou těchto „socialistických“ specifíků. První odchylka je důsledkem pozitivní politické diskriminace, díky níž jsou v procesu obsazování řídicích pozic zvýhodňováni nedostatečně kvalifikovaní, avšak politicky spolehliví zaměstnanci. Mnoho „dělnických ředitelů“, jež byli povýšeni na základě politických kritérií, postrádalo kvalifikaci formálně požadovanou pro obsazení příslušné pozice. Přestože tento rozpor nebyl v některých obdobích považován za příliš problémový, byly tyto kádři podporováni ve svém dalším vzdělávání buď na klasických, nebo večerních školách, či dokonce ve speciálních a pro tento účel ustavených vzdělávacích ústavech, jež často udělovaly tituly ve zkrácených kurzech obsahově i objemově nesrovnatelných se standardním studiem.

Boguszak a kol. mohli sponzorované vzdělávání komunistických kádrů ilustrovat za pomoci dat z výzkumu, jenž proběhl mezi československými odborníky v roce 1984. Zatímco mezi členy komunistické strany získalo své vzdělání ve večerních nebo „speciálních“ studijních programech 20% osob, obdrželo stejný typ vzdělání pouze 8% nestraníků. Podobně bylo mezi řídicími pracovníky a státními úředníky, kteří byli členy KS, 39% těch, kteří navštěvovali „speciální“ studijní programy, oproti pouhým 24% u řídicích pracovníků- nečlenů. (Boguszak a kol. 1990: 178)

Druhá socialistická „zvláštnost“ byla podle Boguszaka a kol. (1990) výsledkem snah politicky diskriminovaných rodin překonat důsledky vynucené sestupné vzdělávací mobility. Boguszak a kol. tvrdí, že bez ohledu na to, že děti z rodin s vyšším společenským statusem nemohly studovat v důsledku negativní diskriminace, což byl v některých historických obdobích poměrně častý případ (viz např. Hanley 2001; Kreidl 2004, 2006), zdědily kulturní kapitál a ambice dosáhnout stejného sociálního postavení jako rodiče. Tyto proměnné – neměřené v rámci standardního stratifikačního modelu – pak vedly k tomu, že zaměstnanecký status dětí přímo závisel na vzdělání otců, protože klasický mechanismus mezigenerační reprodukce statusu – totiž vzdělání – nebyl pro některé jedince dostupný. Druhotně tato situace vedla k tomu, že si respondenti v pronásledovaných rodinách své vzdělání zvyšovali během pozdějšího života, tj. po vstupu na pracovní trh. Nejčastěji se tak přitom dělo prostřednictvím večerních škol nebo dálkového studia. (Boguszak a kol. 1990: 180)

Literatura tak nabízí dvě velmi protikladná vysvětlení pro výběr jedinců absolvujících „netypickou“ vzdělávací trajektorii. Na jedné straně někteří autoři tvrdí, že návrat ke studiu byl nástrojem dosazování loajálních komunistů na mocenská místa a/nebo legitimizace jejich dřívějšího povýšení a je tedy příkladem politicky sponzorované mobility. Jiní autoři naopak tvrdí, že návrat ke studiu byl strategií využívanou politicky pronásledovanými rodinami, jež chtěly zmírnit následky politické diskriminace a zajistit svému potomkovi vytoužený titul. Tyto dvě ostře protikladné interpretace jsou empiricky ověřeny v představené analýze.

5. Data, metoda a proměnné

Data, jež využívám v této analýze, pocházejí z výzkumu *Sociální stratifikace ve východní Evropě po roce 1989*, jenž byl uskutečněn v roce 1993 v šesti postkomunistických zemích: Bulharsku, České republice, Maďarsku, Polsku, Rusku a na Slovensku. (Pro bližší informace viz Treiman – Szelenyi 1994) V důsledku malé, avšak zásadní odchylky v ruském dotazníku je srovnatelnost ruských dat sporná, a proto jsem se rozhodl tato data do analýzy nezařadit.

Oddíl uvedeného výzkumu vztahující se ke vzdělání obsahuje všechny informace potřebné pro tuto analýzu, včetně seznamu všech škol, jež kdy respondent během svého života navštěvoval, ve kterém roce jeho studium začalo a skončilo a zda bylo úspěšně zakončeno, tj. zda respondent obdržel odpovídající osvědčení o absolutoriu. Soubor obsahuje celkem 23 957 úplných rozhovorů s respondenty, z nichž ovšem pouze 17 942 dokončilo mezi lety 1948 až 1989 základní vzdělání a rozhodovalo se o volbě střední školy. Z tohoto celkového počtu 17 942 jedinců 6810 (38%) zahájilo studium na odborném učilišti bezprostředně po ukončení základního vzdělání a z nich pouze 6024 (93% z těch, kdo studium zahájili) úspěšně ukončilo studium před pádem komunistického režimu v roce 1989. O tuto skupinu studentů jde v této analýze především.

Někteří respondenti ze vzorku vypadli kvůli chybějícím datům. U 13 dotazovaných se lišily informace týkající se načasování jejich vzdělanostních tranzicí v jednotlivých po sobě následujících vzdělávacích epizodách a tyto respondenti nebyli do analýzy zařazeni. Podobně byl z analýzy následně vyloučen také respondent, u něž chyběl údaj o pohlaví. Tím vznikl celkový vzorek 6010 případů, jež byly využity v popsané empirické analýze. Z nich se 1120 (18,6%) vrátilo ke studiu na střední škole před rokem 1989. Návrat ke studiu byl ve sledovaném vzorku zaznamenán u 13% případů v Bulharsku, 13% v České republice, 22% v Maďarsku, 31% v Polsku a 16% na Slovensku. (Viz tabulku č. 1)

Tabulka č. 1: Procentní distribuce závislé proměnné v analýze – míra vstupu na maturitní střední školy mezi absolventy nematuritních učebních oborů – podle země a kohorty, bývalé socialistické země, 1948 – 1989. (Procentní základy jsou uvedeny v závorkách)

	Kohorta			Celkem
	1948 - 1959	1960 - 1974	1975 - 1989	
Bulharsko	12% (86)	18% (97)	3% (30)	13% (213)
Česká republika	13% (643)	15% (965)	10% (459)	13% (2067)
Maďarsko	24% (253)	25% (538)	17% (422)	22% (1213)
Polsko	28% (166)	34% (549)	29% (492)	31% (1207)
Slovensko	17% (338)	16% (755)	14% (512)	16% (1605)
Celkem	17% (1486)	21% (2904)	17% (1915)	19% (6305)

Poznámka: závislá proměnná měří podíl absolventů nematuritních učebních oborů, kteří se zapsali ke studiu na maturitních typech středních škol. Kohorty odkazují k roku ukončení základního vzdělání, tj. sedmé, osmé, nebo deváté třídy, v závislosti na zemi a roce.

Tabulka je založena na rozhovorech z roku 1993, tj. v nejmladší kohortě může být procento zkresleno směrem dolů, neboť někteří respondenti ještě své vzdělávací dráhy neukončili.

Tabulka č. 1 představuje celkovou míru návratu ke studiu, stejně jako míru specifickou podle jednotlivých zemí a kohort³. Tyto míry se u jednotlivých zemí a v různých historických obdobích do určité míry liší. Pohybují se od 10% v České republice u kohorty 1975 – 1989 až po 34% v Polsku v kohortě 1960 – 1974. Jedinou výraznou výjimkou je Bulharsko, v němž byla zaznamenána poměrně nízká míra návratu ke studiu, obzvláště v případě nejmladší kohorty, v níž pouze 3% všech absolventů odborných učilišť nastoupila po vyučení do některé z forem úplného středního vzdělání. (Tabulka č. 1) V Bulharsku se rozhodně návrat ke studiu jeví jako stratifikačně méně významný jev, neboť pouze malé procento z každé kohorty si zvolilo studium na nematuritní střední škole a ocitlo se tak před možností návratu ke studiu – z každé kohorty nastoupilo ke studiu na odborném učilišti méně než 10% absolventů základních škol. V žádné ze sledovaných zemí s výjimkou Bulharska, kde se návrat ke studiu stal výrazně méně obvyklou strategií na konci socialistické éry (viz tabulka č. 1), nelze vysledovat nějaký postřehnutelný trend v míře návratu ke studiu.

³ Kohortou myslím skupinu studentů, kteří dokončili nematuritní střední školu ve stejném období.

Ve své analýze jsem využil dichotomickou závislou proměnnou indikující nástup na maturitní typ střední školy (1 – ano, 0 – ne) a využil jsem techniky analýzy přežití v závislosti na diskretním čase k modelování šance na to, že se respondent vrátí ke studiu, jako funkce času v letech⁴, jež uplynula od vyučení, a dalších nezávislých proměnných. Tento model lze zapsat jako:

$$\ln \left(\frac{W}{1 - W} \right) = a + \sum_{i=0}^j b_i X_i$$

kde W je šance přihlášení ke studiu a X_i je vektor j nezávislých proměnných (včetně času) a jejich případných interakcí.

Původní datovou matici složenou ze 6010 řádek-respondentů jsem transformoval tak, abych získal analytické jednotky definované jako člověko-roky. Výsledkem transformace byl soubor 91 327 případů (člověko-roků) s možností návratu ke studiu. Respondenti buď v tranzici na druhou střední školu uspěli, nebo byli cenzorováni zprava v roce 1989. V důsledku toho, že relativní frekvence návratu ke studiu byla po dvaceti letech od vyučení velmi nízká (méně než pět případů za rok v každém jednotlivém roce), data vztahující se k těmto pozdějším tranzicím nebyla analyzována a všechny epizody byly cenzorovány nejpozději po uplynutí 20 let od vyučení. Tato úprava snížila celkový počet analyzovaných člověko-roků na 77 150.

S použitím transformovaného souboru dat odpovídá výše zmíněný model analýzy přežití standardnímu modelu logistické regrese, v němž jsou však sledovanými jednotkami nikoli jedinci, nýbrž jedinci v určitém konkrétním roce po ukončení první střední školy. Množství času, které uplynulo od ukončení studia, je jednou z vysvětlujících proměnných.

Dalšími vysvětlujícími proměnnými jsou vzdělání matky a otce (měřeno počtem let školní docházky) jako měřítka kulturního kapitálu rodiny a socioekonomický status rodiny původu, jenž jsem měřil pomocí „mezinárodního socio-ekonomického indexu zaměstnaneckého statusu“ (ISEI, viz Ganzeboom – De Graaf – Treiman 1992) povolání, jenž měla hlava rodiny v době, kdy bylo respondentovi 14 let. Pokud byl otec zaměstnán a jeho zaměstnání bylo známo, použil jsem zaměstnání otce, jinak jsem ho nahradil zaměstnáním matky. Velikost rodiny byla měřena počtem respondentových sourozenců; horní hranici škály tvořil počet čtyř sourozenců.⁵ Použil jsem dichotomickou proměnnou k rozlišení

⁴ Protože je studium organizováno ve školních rocích a zahájení studia je možné vždy jen v září daného roku, je volba analýzy přežití s diskretním časem i základní jednotky měření času (roku) přirozená a na rozdíl od řady jiných aplikací není aproximací kontinuálního času, ale reálně reflektuje modelované sociální procesy.

⁵ Všechny intervalové proměnné byly před vstupem do analýzy centrovány na průměrné hodnoty. Z hlediska snazší interpretace se však deskriptivní statistiky uvedené v tabulce č. 2 vztahují na škály před centrováním. Pro chybějící údaje všech intervalových vysvětlujících proměnných jsem využil nahrazení pomocí průměru. Tři sta devatenáct respondentů (5%) neudalo vzdělání otce a 153 (3%) vzdělání matky. Měřítka socio-ekonomického postavení hlavy domácnosti chybělo u 324 případů (5%). Devadesát sedm respondentů neudalo počet sourozenců.

mužů a žen (pouze 40% celého vzorku tvořily ženy). Členství rodičů v KS jsem využil jako měřítko politického statusu rodiny. Vzhledem k velkému počtu respondentů, u nichž nebyla zodpovězena otázka politického statusu rodičů, byli respondenti rozděleni do tří skupin: (1) respondenti, jejichž alespoň jeden rodič byl někdy členem komunistické strany, (2) respondenti, jejichž oba rodiči nikdy nebyli členy komunistické strany a (3) respondenti, kteří neuvedli politický status rodičů. K porovnání první a třetí skupiny s druhou jsem použil dvě kontrastní dichotomické proměnné. Dále jsem využil údaj o členství respondenta v KS jako v čase variující kovariátu (*time-varying covariate*)⁶. Byly rozlišeny tři možné politické statusy: (1) nikdy nebyl členem, (2) byl v daném roce členem, (3) byl kdysi členem (ale byl vyloučen nebo ze strany vystoupil).

Tabulka č. 2: Deskriptivní statistiky vysvětlujících proměnných v analýze – absolventi nematuritních středních škol ve střední a východní Evropě (1948 – 1989 N= 6010)

	Průměr	Směrodatná odchylka
Muž	0.60	--
Vzdělání otce	9.14	2.71
Vzdělání otce - chybí	0.05	--
Vzdělání matky	8.15	2.43
Vzdělání matky - chybí	0.03	--
Počet sourozenců	2.14	1.26
Počet sourozenců - chybí	0.02	--
Zaměstnanecký status hlavy rodiny	32.00	11.22
Zaměstnanecký status – chybí	0.05	--
Rodiče nebyli členy KS	0.20	--
Rodiče nebyli členy KS – údaj chybí	0.08	--
Respondent byl někdy členem KS ⁷	0.13	--
Respondent opustil KS ¹	0.02	--
Znárodnění rodinného majetku	0.33	--

Poznámka: podrobný popis a kódování jednotlivých proměnných je uvedeno v textu článku. Průměry pro vzdělání, zaměstnanecký status a počet sourozenců jsou uvedeny před centrováním. Směrodatné odchylky u dichotomických proměnných nejsou uvedeny, protože jsou pouhou funkcí průměru.

⁶ Výzkum obsahuje přesné informace o historii politických aktivit respondenta, tj. přesný rok jeho vstupu do KS. Podobně detailní informace není bohužel dostupná pro respondentovy rodiče.

⁷ Tato proměnná je v analýze použita jako v čase variující kovariátu (*time varying covariate*) a zde uvedená distribuce je tedy jen orientační.

U bývalých členů komunistické strany se dalo předpokládat, že budou mít ještě menší šance na vzdělání než jedinci, kteří nebyli nikdy členy. Sledoval jsem také míru politické přijatelnosti rodinného původu respondenta za pomoci dichotomické proměnné, která určovala, zda byl či nebyl po komunistickém převratu v roce 1948 zabaven rodinný majetek (pozemky, podnikatelská živnost atd. rodičů či prarodičů). Zhruba 33% osob z celkového vzorku mělo rodiče nebo prarodiče, jejichž majetek byl vyvlastněn komunistickými revolucionáři. (Viz tabulku č. 2) Deskriptivní statistiky všech nezávislých proměnných začleněných do analýzy jsou uvedeny v tabulce č. 2.

6. Modelování návratu ke studiu a testování doplňujících hypotéz

6.1 Modelování vlivu času na návrat ke studiu

Ve snaze najít vhodný model jsem uplatnil kritérium klasické inference a – jako druhotné kritérium – koeficient BIC navržený Adrianem Rafterym. (Raftery 1995)⁸ Analýza sestává ze čtyř kroků. Zaprvé je odhadnut vliv času na logaritmickou šanci na návrat ke studiu s cílem určit základní tvar funkce rizika. Poté do modelu vstupují nezávislé proměnné a model je ověřen z hlediska možných výsledných změn tvaru funkce rizika. Zatřetí jsou testovány nejruznější interakce mezi nezávislými proměnnými ve vztahu k ostatním hypotézám. A konečně jsou představeny odhadnuté parametry vybraných modelů.

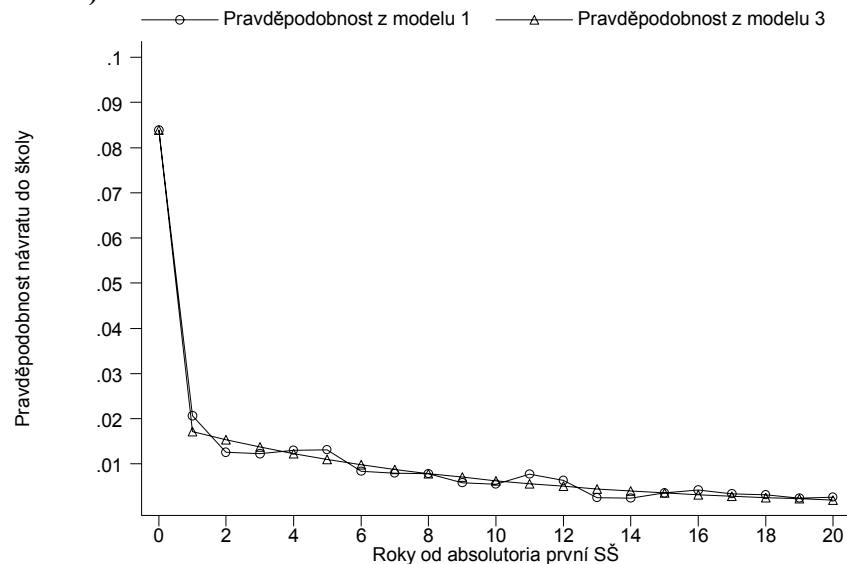
Tabulka č. 3 představuje statistiky kvality řady modelů navržených pro stanovení tvaru funkce pravděpodobnosti na návrat do školy v čase. Model 1 předpokládá diskrétní vliv času a je tedy plně saturovaným modelem vlivu času. Graf č. 1 zobrazuje šanci na návrat ke studiu, která je z Modelu 1 odhadnuta. Je zjevné, že šance na návrat ke studiu je největší v prvním roce po ukončení odborného výcviku a že je její průběh v čase zřetelně nelineární. Přibližně 8,4% absolventů odborných učilišť se ke studiu na jiné střední škole přihlásilo bezprostředně po ukončení svého odborného vzdělání. Poté šance na návrat ke studiu významně klesá na přibližně 2,1% ve druhém roce a na 1,3% ve třetím roce. Poté pokračuje pokles pravděpodobnosti, aby její hodnota klesla pod 1% v šestém roce a pod 0,5% ve třináctém roce. Poté již zůstává trvale pod touto hodnotou. (Viz graf č. 1)

Ve snaze nalézt úspěšnější model schopný zachytit nelineární povahu vztahu mezi časem a návratem ke studiu jsem navrhl Modely 2 a 3. Model 2 specifikuje pouze lineární vliv času a Model 3 přidává dichotomickou proměnnou pro přímý

⁸ K výpočtu BIC jsem využil následujícího vzorce: $BIC = -\chi^2 + p_k * \ln(N)$, kde χ^2 je chíkvadrátová statistika pro porovnání nulového a aktuálního modelu a p_k je počet stupňů volnosti spojených s tímto testem. V analýze přežití v diskrétním čase mohou být využita dvě alternativní N: první vztahující se k celkovému počtu jednotek v analýze (zde člověko-roky), druhá odkazující k počtu událostí (zde počty návratů ke studiu). Zdá se, že mezi statistiky neexistuje shoda, který postup je přijatelnější. (Srov. Raftery 1995; Xie 1994) Zvolil jsem z obou možností konzervativnější řešení a počítám zde s celkovým počtem člověko-roků.

přechod z učiliště na maturitní střední školu. Zatímco jednoduchý lineární model je v porovnání se saturovaným modelem statisticky méně uspokojivý (rozdíl v L^2 je 390 s 19 stupni volnosti, p-hodnota 0.000, rovněž BIC pro Model 2 je významně vyšší – viz tabulku č. 3), Model 3 poskytuje uspokojivé statistiky shody v porovnání s Modelem 1. Model 3 má významně nižší BIC (-1339.5 vs. 1159.3 u Modelu 1) a ukazuje se být také přijatelný ve srovnání se saturovaným modelem podle kritérií klasické inference ($L^2 = 22.3$ s 18 stupni volnosti, p-hodnota 0.218). Považuji proto Model 3 za přijatelné vyjádření funkce rizika. Pravděpodobnost návratu do školy odhadnutá na základě Modelu 3 je znázorněna rovněž v grafu č. 1 spolu s předpovědí odvozenou ze saturovaného modelu. Na první pohled je zřejmé, že hodnoty odhadnuté ze Modelu 3 s uspokojivou přesností kopírují hodnoty ze saturovaného modelu. Zdá se rovněž, že Model 3 také vystihuje naše intuitivní porozumění vzdělávacímu procesu – jakékoli přerušení významně snižuje šanci na pokračování vzdělávacího procesu a čím větší doba od opuštění školy uplyne, tím menší je šance na návrat.

Graf č. 1: Pravděpodobnost návratu do školy odhadnutá z Modelů 1 a 3. Absolventi nematuritních středních škol ve střední a východní Evropě (1948 – 1989)



Tabulka č. 3: Statistiky kvality vybraných modelů analýzy přežití návratu do školy, střední a východní Evropa (1948-1989). Počet člověko-roků = 77 150, počet jedinců = 6010, počet událostí = 1120

Model	L^2	d.f.	p-hodnota	BIC
Efekt času:				
M1: diskretní efekt času	1384.4	20	0.000	-1159.3
M2: lineární efekt času	994.4	1	0.000	-983.1
M3: M2+ indikátor pro čas 0	1362.1	2	0.000	-1339.5
Přidání dalších kovariát:				
M4: M3 + všechny kovariáty ⁹	1769.3	22	0.000	-1521.7
Interakce				
M5: M4+rodiče v KS*respondent v KS	1773.1	23	0.000	-1514.3
M6: M4+respondent v KS*lineární čas	1774.4	23	0.000	-1515.6
M7: M4+respondent v KS*politická perzekuce rodiny	1773.6	23	0.000	-1514.7
M8: M4+respondent v KS*kohorta	1773.4	24	0.000	-1503.3
M9: M4+rodiče v KS*kohorta	1774.6	24	0.000	-1504.5
M10: M4+ SES ¹⁰ * respondent v KS	1772.8	25	0.000	-1491.4
Kontrasty				
M1-M2	390.0	19	0.000	-176.2
M1-M3	22.3	18	0.218	180.2
M4-M3	775.4	18	0.000	977.8
M5-M4	3.8	1	0.051	7.4
M6-M4	5.1	1	0.024	6.1
M7-M4	4.3	1	0.039	7.0
M8-M4	4.1	2	0.123	18.4
M9-M4	5.3	2	0.070	17.2
M10-M4	3.4	3	0.328	51.5

6.2 Aditivní model se všemi nezávislými proměnnými

Model 4 vznikne z Modelu 3 po přidání dichotomických indikátorů pro země a přidání všech dalších vysvětlujících proměnných a tvoří základ pro testování dalších subtilnějších hypotéz¹¹. Jednotlivé efekty z Modelu 4 jsou v souladu

⁹ Kohorta 1948-1960, kohorta 1961- 1974, pohlaví, vzdělání otce, vzdělání matky, ISEI, počet sourozenců, rodičovské členství v KS, členství respondenta v KS, respondent vyloučen/vystoupil z KS, politické perzekuce rodičů/prarodičů a indikátory průměrem nahrazených chybějících hodnot.

¹⁰ Vzdělání otce, vzdělání matky, ISEI.

¹¹ Vliv času na logaritmus šance na návrat ke studiu zůstává nezměněn i když do modelu přidáme identifikační proměnné pro jednotlivé země. Podobně zůstává zachován tvar funkce rizika, když jsou do modelu přidány všechny další nezávislé proměnné.

s obecným očekáváním. (Viz tabulku č. 4) Vzdělání a socioekonomický status rodičů zvyšují logaritmus šance, že se respondent navrátí ke studiu, zatímco počet sourozenců šanci na návrat ke studiu snižuje. Členství samotného respondenta v komunistické straně výrazně zvyšuje šanci na návrat ke studiu. Negativní vliv ukončeného členství je velmi silný, přesto však není statisticky významný (Z-statistika = -1.17). To není překvapivé vzhledem k tomu, že pouze velmi málo jedinců z KS vystoupilo (v našem datovém souboru jde o pouhých 2% respondentů). Koeficient členství respondentových rodičů v KS je také pozitivní, ale opět není statisticky významný (Z-statistika = 0.78). Respondenti z rodin, které byly negativně zasaženy zabavením majetku, měli vyšší šanci na návrat ke studiu po ukončení odborného výcviku než jejich soukmenovci z rodin, které o žádný majetek nepřišly. (Viz tabulku č. 4)

6.3 Vliv členství v komunistické straně na návrat ke studiu

Rozšířením Modelu 4 o interakční efekty lze testovat další, konkrétnější hypotézy. Nejdříve chci prozkoumat vztah mezi členstvím respondenta v komunistické straně a politickým statusem jeho rodičů. Existují dvě soupeřící hypotézy. Podle první hypotézy *mohou být oba efekty aditivní (Hypotéza 1A)*. Wong (1998) tvrdí že členství v KS je identifikátorem dodatečného sociálního kapitálu, který mohou jedinci využít k tomu, aby zvýšili své vyhlídky na vzdělání. Lidé získají tento sociální kapitál na základě častějších styků s ostatními členy komunistické strany na stranických schůzích, sjezdech a během jiných stranicky organizovaných činností. Potom platí, že čím více členů strany je v jejich rodině, tím vyšší je celkový sociální kapitál rodiny a tím vyšší je tedy i šance na návrat ke studiu.

Podle druhé hypotézy se *vlivy členství respondenta a jeho rodičů v komunistické straně nesčítají, nýbrž interagují (Hypotéza 1B)*. Členství v KS bylo v sociologické literatuře tradičně považováno za znak loajality k režimu (viz např. Walder 1995), za kvalitu, jež byla nutná k dosažení určitých „uzavřených“ stratifikačních pozic. (Sørensen 1983) Postačovalo však, aby byl respondent členem loajální rodiny, tj. on sám tedy nemusel být nositelem atributů „loajality“. Větší počet straníků v rodině nezvyšoval důvěryhodnost této rodiny danou tím, že přinejmenším jeden člen rodiny se vyznačoval atributy loajality. To odpovídá statistickému modelu obsahujícímu interakční efekt členství rodičů a členství respondenta v KS.

Podrobné statistiky pro srovnání modelů před a po přidání těchto vysvětlujících proměnných zde z důvodu úspory místa neuvádím. Jsou však k dispozici v pracovní verzi tohoto textu (xxx – vynecháno z důvodu anonymizace). Případným zájemcům jsem schopen poskytnout všechny parametry těchto dodatečně odhadovaných modelů a statistiky nutné pro jejich srovnání.

Tabulka č. 4: **Odhadnuté efekty a standardní chyby vybraných modelů analýzy přežití návratu do vzdělávacího systému, střední a východní Evropa (1948-1989). Počet člověko-roků = 77 150, počet osob = 6010, počet událostí = 1120**

	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
Rok od absolutoria	-0.112 (0.009)	-0.112 (0.009)	-0.121 (0.010)	-0.112 (0.009)
Indikátor pro rok 0	1.535 (0.083)	1.534 (0.083)	1.500 (0.084)	1.536 (0.083)
Kohorta (1975 – 1989 je referenční kategorií)				
1948-1960	-0.045 (0.100)	-0.046 (0.100)	-0.041 (0.099)	-0.040 (0.100)
1961-1974	0.044 (0.081)	0.044 (0.081)	0.050 (0.081)	0.043 (0.081)
Muž	0.029 (0.065)	0.026 (0.065)	0.026 (0.065)	0.032 (0.065)
Vzdělání otce	0.026 (0.015)	0.026 (0.015)	0.026 (0.015)	0.026 (0.015)
Vzdělání matky	0.067 (0.016)	0.067 (0.016)	0.067 (0.016)	0.067 (0.016)
ISEI	0.019 (0.003)	0.019 (0.003)	0.019 (0.003)	0.019 (0.003)
Počet sourozenců	-0.046 (0.027)	-0.046 (0.027)	-0.045 (0.027)	-0.046 (0.027)
Rodiče členy KS	0.061 (0.078)	0.110 (0.081)	0.063 (0.078)	0.062 (0.078)
Respondent členem KS	0.970 (0.120)	1.133 (0.141)	0.614 (0.205)	0.772 (0.159)
Respondent bývalým členem KS	-1.179 (1.004)	-1.184 (1.004)	-1.124 (1.004)	-1.183 (1.004)
Konfiskace rodinného majetku	0.256 (0.071)	0.255 (0.071)	0.256 (0.071)	0.212 (0.074)
Interakce				
Respondent v KS * rodiče v KS		-0.473 (0.247)		
Respondent v KS * čas			0.049 (0.022)	
Respondent v KS * konfiskace				0.477 (0.230)
Konstanta	-4.289 (0.121)	-4.296 (0.121)	-4.247 (0.122)	-4.278 (0.121)

Poznámka: koeficienty spojené s dichotomickými identifikátory průměrem nahrazených chybějících hodnot stejně jako dichotomické proměnné identifikující zemi – celkem 9 efektů – nejsou prezentovány v žádném modelu v této ani v následujících tabulkách. Pro podrobnosti o zacházení s chybějícími hodnotami viz text.

Model 5 rozhoduje mezi těmito dvěma hypotézami tím, že rozšiřuje Model 4 o interakční efekt mezi členstvím respondenta v komunistické straně a členstvím rodičů v komunistické straně a testuje jeho statistickou významnost. Vypovídající schopnost modelu je touto úpravou marginálně zvýšena. Srovnání Modelu 4 a Modelu 5 ústí v $L^2 = 3.8$ s 1 stupněm volnosti, což je údaj na hranici běžné statistické významnosti (p -hodnota = 0.051). Ze srovnání konkrétních koeficientů v Modelu 4 a Modelu 5 však plynou poměrně smysluplné důkazy pro to, že uvedené vlivy jsou interaktivní spíše než aditivní. (Viz tabulku č. 4) Proto zavrhuji Hypotézu 1A; vztah mezi členstvím respondenta a jeho rodičů v komunistické straně je interakční. To naznačuje, že *členství v komunistické straně fungovalo jako znak loajality celé rodiny a tedy jako forma politického kapitálu* spíše než jako zdroj sociálního kapitálu. Odhadované koeficienty a standardní chyby Modelu 5 jsou uvedeny v tabulce č. 4.

6.4 Vliv členství v komunistické straně v průběhu životního cyklu

Li a Walder (2001) ukazují, že členství v komunistické straně bylo důležitou výchozí výhodou v procesu vzestupné zaměstnanecké mobility v období socialismu, avšak bylo jí pouze v raných etapách kariéry. V pozdějších fázích života jeho význam výrazně klesl, protože elity byly ochotny nabízet stranickou podporu vzdělávání a pracovního povýšení pouze mladým komunistům. Na základě čínské zkušenosti lze odvodit obecnou hypotézu, že členství v KS je důležité pouze na začátku životního cyklu daného jedince. Očekávám proto, že *se pozitivní vliv respondentova členství v komunistické straně na šanci na návrat ke studiu snižuje s věkem* (Hypotéza 2).

Hypotéza 2 je testována v Modelu 6, který vznikne rozšířením Modelu 4 o interakci mezi časem od absolutoria první školy a členstvím respondenta v KS. Test statistické významnosti této interakce je klíčovým testem hypotézy 2. Ukazuje se, že existuje významný interakční efekt mezi respondentovým členstvím v KS a časem. Hodnota L^2 pro statistické srovnání Modelu 4 a 6 je 5.1 s 1 stupněm volnosti, což implikuje p -hodnotu 0.024, tj. statisticky významný rozdíl (BIC ovšem hovoří ve prospěch úspornějšího modelu, tj. Modelu 4). Vzhledem ke kritériím klasické inference by měl být Model 6 upřednostněn před Modelem 4. Při prozkoumání konkrétní povahy zmíněné interakce ovšem navzdory očekáváním zjistíme, že je interakční efekt mezi časem a respondentovým členstvím v KS pozitivní ($b = 0.049$; viz tabulka č. 4), což znamená, že vliv členství v KS v čase neklesá, ale roste! Starší lidé tedy měli díky členství v KS silnější výhody než lidé mladší. Hypotéza 2 je proto Modelem 6 jednoznačně zamítnuta.

6.5 Pozitivní nebo negativní diskriminace?

Teorie nastíněná v úvodních sekcích tohoto textu naznačují, že návrat ke studiu může být jak mechanismem komunisty sponzorované mobility, tak prostředkem mobility pro děti z politicky pronásledovaných rodin. Zbývá podrobněji ukázat, jaký je vztah mezi těmito dvěma teoriemi. Jedna z možných interpretací by naznačovala, že pouze děti z *politicky „spolehlivých“ rodin mají šanci být vybráni pro podporu komunistickou stranou* (Hypotéza 3A), zatímco politická angažovanost studentů z pronásledovaných rodin nemůže sama o sobě jejich vzdělávací mobilitu nijak ovlivnit. Tato interpretace naznačuje existenci specifického vzorce *statistické interakce* mezi pronásledováním rodičů a členstvím respondenta v KS. Na druhou stranu *status rodičů a status respondenta mohou být na sobě vzájemně nezávislé a mohou formovat aditivní explanační model* (Hypotéza 3B).

Třetí alternativu představuje hypotéza, že zatímco každý absolvent odborného učiliště se mohl stát členem komunistické strany, osoby s politicky nežádoucím rodinným původem musely projevit výjimečné úsilí a oddanost oficiální ideologii, pokud se chtěly stát členy KS. Pokud jim však bylo umožněno vstoupit do strany, vyznačovali se pravděpodobně větší oddaností režimu než běžní členové KS a měli tedy větší šanci na politickou podporu než ostatní. To opět *naznačuje interakční vztah mezi členstvím respondenta v KS a politickým pronásledováním rodiny* (Hypotéza 3C). Podle této hypotézy je však povaha interakce odlišná od interakce zmíněné v hypotéze 3A.

Model 7 rozšiřuje Model 4 o interakční vztah mezi politickým pronásledováním rodiny a členstvím respondenta v KS. Tato úprava opět vede k hraničnímu vylepšení kvality modelu ($L^2 = 4.3$ s 1 stupněm volnosti; p -hodnota = 0.039; viz tabulku č. 3). Následně tedy mohu odmítnout Hypotézu 3B a přijmout buď Hypotézu 3A nebo 3C, protože interakce je statisticky významná. Posouzení jednotlivých koeficientů Modelu 7 (viz tabulka č. 4) odhaluje, že zatímco hlavní vliv respondentova členství v KS zůstává v Modelu 7 statisticky významný a pozitivní, je pozitivní a statisticky významná také přidaná interakce. Návrat ke studiu tedy představoval jak druhou šanci pro politicky pronásledované osoby, tak mechanismus vzdělávání komunistických kádrů. Je nicméně zajímavým zjištěním, že tyto dva principy výběru se slučovaly tak, že poskytovaly *výjimečně silnou výhodu pro děti z politicky pronásledovaných rodin, které byly ochotny „popřít“ své rodinné dědictví a aktivně se zapojit do činnosti komunistické strany*.

6.6 Vliv příslušnosti ke komunistické straně napříč kohortami

Pozorovali jsme, že se aktivní komunisté oproti ne-komunistům celkově těšili v procesu vzdělávací stratifikace některým výhodám. Lze nicméně oprávněně

namítnout, že se v jednotlivých obdobích měnila povaha komunistického režimu a že se tedy nutně měnila také relativní hodnota politického kapitálu. Zatímco se v raných fázích komunistického režimu politika soustředila na vyrovnávání přístupu ke vzdělání mezi jednotlivými společenskými třídami, pozdější fáze byly poznamenány vznikem komunistické nové třídy (Djilas 1957; Konrad – Szelenyi 1979; Kubat 1963), pro kterou byl třídní původ studentů méně podstatný. Členové nové třídy rozvinuli nové rekrutační mechanismy a kladli větší důraz na vyjádření politické loajality k režimu spíše než na dříve uplatňovaná kritéria společenského původu. Např. Alan (1999) podává biografický důkaz proměňující se hodnoty komunistické angažovanosti v Československu. Hanley (2001, 2003) ilustruje stejnou skutečnost s použitím kvantitativních dat i pro další země bývalého sovětského bloku. Podobně představovala 80. léta období nové ekonomické politiky ve většině bývalých socialistických zemích, především v Maďarsku a v menší míře také v Polsku či jinde. V tomto období bude pravděpodobně narůstat důraz na meritokratická kritéria a význam politických principů v mobilních procesech bude klesat. To vede k formulování následující hypotézy: *očekávám nejsilnější vliv angažovanosti v KS ve střední kohortě a slabší či snad dokonce nevýznamný vliv u nejstarší a nejmladší kohorty (Hypotéza 4).*

Tuto hypotézu mohu testovat rozšířením Modelu 4 o interakci mezi kohortou a respondentovým členstvím v KS (Model 8) a o vztah mezi členstvím rodičů v KS a kohortou (Model 9). Obě interakce jsou pouze marginálně statisticky významné. Srovnáním Modelu 8 a Modelu 4 získáme $L^2 = 4.1$ se dvěma stupni volnosti (p -hodnota = 0.123) a porovnáním Modelu 9 a Modelu 4 vykazuje $L^2 = 5.3$; opět se dvěma stupni volnosti (p -hodnota = 0.070; viz tabulku č. 4). Existuje proto pouze neprůkazná evidence, že se hodnota politického kapitálu proměňovala v čase. Analýza nepotvrzuje Hypotézu 4.

6.7 Třídní původ a politická loajalita

Někteří autoři tvrdí, že členství v komunistické straně bylo obzvlášť úspěšnou kariérní strategií pro studenty z nižších tříd, neboť se stali držiteli dvou oficiálních ideologií oceňovaných vlastností: nízkého třídního původu a politické loajality. Například Walder, Li a Treiman (2000) ukázali, že komunistický režim v Číně poskytoval dvě odlišné cesty růstu zaměstnanecké mobility: vzdělání nebo členství v komunistické straně. Členství v komunistické straně přitom bylo převládající kariérní strategií mezi méně vzdělanými lidmi. Nedávný příspěvek Hanleye a Treimana (2003) opakuje tuto analýzu, avšak využívá data pocházející ze šesti zemí střední a východní Evropy. Jejich zjištění jsou velmi podobná a potvrzují tak obecnou použitelnost modelu dvojí cesty ke kariéře. Analýza dále ukazuje, že i ve střední a východní Evropě byl pozitivní vliv členství

v komunistické straně větší mezi respondenty z nižší třídy než mezi jedinci ze střední a vyšší třídy.

Teorie předpokládá interakční efekt mezi socioekonomickým statusem rodiny původu a respondentovou současnou angažovaností v komunistické straně: *vliv socioekonomického statusu rodičů byl měl být nižší u členů KS, nebo vyjádřeno jinými slovy: pozitivní výhody plynoucí z členství v KS byly větší v případě studentů s nižším statusem (Hypotéza 5).* Model 10 slouží k testování Hypotézy 5 tím, že vede k rozšíření Modelu 4 o tři interakce: o interakci mezi vzděláním otce a respondentovým členstvím v KS, o interakci mezi vzděláním matky a respondentovým členstvím v KS a o interakci mezi zaměstnaneckým statusem povolání rodičů (ISEI) a respondentovou angažovaností v KS. Ve svém celku tyto tři interakce kvalitu modelu příliš nezvyšují ($L^2 = 3.4$ se 3 stupni volnosti – viz tabulku č. 4 – což není statisticky významné zlepšení).¹² Nenalezl jsem tedy žádný důkaz pro to, že by členství v komunistické straně mohlo představovat obzvlášť silnou výhodu pro děti s nižším socioekonomickým statusem.

7. Závěry a hodnocení

Klasické modely dosahování vzdělání jsou pro popis vzdělávacích tranzicí v bývalých socialistických zemích nevhodné. Dokonce ani multinominální tranzitivní model, jak ho formulovali Breen a Jonsson (2000), není zcela přesný, pokud nepřipouští možnost méně standardního postupu systémem – například možnost návratu ke studiu na střední škole po dokončení středního odborného učiliště, tedy de facto anulování následků původní volby sekundárního vzdělání. Tento text ukazuje, že volba odborného výcviku bez maturity, jež byla považována za slepou uličku v rámci mnoha vzdělávacích systémů, nemusela nutně vést k ukončení vzdělávacího procesu. Přibližně šestina všech absolventů odborných učilišť bez maturity – poměrně vysoký segment každé kohorty – se přihlásila ke studiu na druhé střední škole po dokončení odborného výcviku. Tito jedinci tedy byli schopni získat maturitní vysvědčení, které jim otevřelo nové cesty k zisku vyššího stupně vzdělání. Dřívější výzkumy navíc ukázaly, že mnoho lidí bylo schopno po obdržení svého maturitního vysvědčení tímto spíše „nestandardním“ způsobem pokračovat ve studiu na univerzitě. (Viz např. Kreidl 2005) Většina osob, které se vrátily ke studiu, tak učinila bezprostředně po ukončení odborného výcviku; mnoho z nich se však vrátilo na školu po několikaletém přerušení vzdělávacího procesu.

¹² Výsledky mohou být ovlivněny vysokou kolinearitou všech tří ukazatelů socioekonomického statusu. Vytvořil jsem proto tři další modely (podrobnosti zde z úsporných důvodů neprezentuji) tak, že jsem Model 4 rozšířil vždy pouze o jednu interakci. Avšak dokonce ani tyto modely neposkytly významnější statistický důkaz o existenci interakce.

Rozhodnutí učeně pokračovat v dalším vzdělávání bylo do značné míry volbou, která závisela na sociálním a ekonomickém postavení původní rodiny. Rozhodnutí o návratu ke studiu bylo, přinejmenším v tomto smyslu, podobné jiným vzdělávacím tranzicím. Některé aspekty návratu na střední školu byly ovšem specifické výlučně pro tuto konkrétní vzdělávací tranzici. Návrat ke studiu byl především nebývale častým mechanismem vzdělávání komunistických kádrů. Tato funkce nestandardních vzdělávacích drah nebyla doposud analyticky vzdělávacích procesů plně rozpoznána, popsána a analyzována. Absolventi odborného výcviku, kteří vstoupili do komunistické strany, značně zvýšili své šance na další vzdělávání a pravděpodobně také na své následné povýšení v zaměstnání. V průběhu životního cyklu jedince se výhody odvozené z členství v komunistické straně zvyšovaly, takže dokonce i dělníci středního věku měli stále šanci vstoupit do strany a urychlit tak svou kariéru.

Tento vliv členství ve straně na vzdělávací mobilitu nebyl dosud zdokumentován. Nabídl jsem tři vysvětlení toho, proč zůstal tento vliv dosud utajen. Za prvé sociologové se v minulosti zaměřovali pouze na nejvyšší úroveň dosaženého vzdělání a nestudovali detailně vzdělávací dráhu, což zneviditelnilo přechod popsaný v tomto příspěvku – přechod, v němž hrála podpora komunistické strany pravděpodobně nejvýznamnější roli. Za druhé žádný z dosavadních výzkumů v sobě nezahrnoval informace o tom, ve kterém roce respondent vstoupil do komunistické strany a tento faktor proto nebyl využit jako v čase se měnící vysvětlující proměnná. Badatelé následně opomíjeli taktéž dynamický vztah mezi členstvím v KS a přechodem mezi jednotlivými typy škol v socialistickém státním systému a nedokázali rozpoznat závažnost této korelace.

Konečně je tato studie první analýzou, která vyčlenila z analýzy skupinu respondentů, kteří své členství v KS ukončili. Tito respondenti čelili ve vzdělávacím procesu extrémním překážkám. Pokud v minulosti analytici rozlišovali pouze respondenty, kteří někdy byli členy KS, a respondenty, kteří členy KS nikdy nebyli, používali špatně specifikovaný model, protože v kategorii respondentů, kteří někdy byli členy KS, se směřovali minulí i současní členové, tj. dvě skupiny s radikálně odlišným politickým statutem.

Členství v komunistické straně představovalo politický, spíše než sociální kapitál. Bylo znakem loajality a nikoli dodatečnou sítí sociálních vztahů. Analýza v tomto příspěvku ukázala, že ačkoli měl politický status respondenta klíčový vliv na podobu jeho budoucího vzdělávání, hrál svou roli též politický status původní rodiny, ačkoli šlo o roli méně významnou. Politický status rodičů měl však pozitivní vliv na případné lepší vyhlídky na vzdělání pouze u těch absolventů učilišť, kteří sami nebyli politicky aktivní. V případě absolventů odborných učilišť, kteří byli členy komunistické strany, nepřinesl politický kapitál jejich rodičů žádná dodatečná zvýhodnění. Toto zjištění přidává další dílčí empirické

zjištění do probíhající debaty o povaze a správné interpretaci vzájemného vztahu mezi angažovaností respondenta a/nebo jeho rodičů v komunistické straně a vzdělávacími příležitostmi. Rovněž tato interakce zůstala v předchozích výzkumech skryta.

Pozoruhodné ovšem je, že návrat na střední školu sloužil zároveň i jako mobilitní kanál, který mohli využít studenti z politicky pronásledovaných rodin, aby dosáhli vzdělání, na něž aspirovali. Protože někteří studenti z vyšších vrstev nemohli po skončení základního vzdělání studovat na preferované maturitní střední škole (viz např. Kreidl 2004), je pravděpodobné, že následně hledali alternativní cesty k doplnění vzdělání. Jedna z těchto alternativ byla jakousi „zacházkou“, která je dovedla k maturitě – a případně až ke vstupu na univerzitu – skrze učební obor.

Existuje řada důvodů, proč by nestandardní vzdělávací strategie mohla být efektivní. Za prvé se přijímací procedury lišily nejen napříč různými druhy škol, ale i napříč vzdělávacími institucemi uvnitř jednotlivých segmentů středního vzdělání. Podobně se přijímací praktiky lišily v čase a refletovaly změny v oficiální ideologii. Přihlásit se na jinou střední školu, nebo počkat na příhodnější dobu mohly být efektivní strategie ke zvýšení šance na přijetí. Za druhé neúspěšní uchazeči o studium na maturitních typech středních škol se často z nouze – byť většinou dočasně – stávali manuálně pracujícími. To jim v následujícím roce mohlo pomoci v přijímacím procesu, neboť vlastní status manuálně pracujícího mohl při rozhodnutí o (ne)přijetí převážit nad nevhodným politickým statutem uchazečových rodičů.

Odhadnutý pozitivní efekt členství v komunistické straně byl obzvláště silný pro děti z politicky pronásledovaných rodin, u nichž byla výhoda pramenící z členství v KS téměř dvojnásobná ve srovnání s ostatními členy KS. Sociologická literatura nenabízí žádné intuitivní vysvětlení tohoto jevu. Je ale možné, že šlo o efekt samovýběru podle nějaké neměřené proměnné, například extrémní orientace na kariéru. Je totiž pravděpodobné, že se pouze velmi ambiciózní děti z perzekuovaných rodin vůbec kdy ucházely o členství v KS. Tyto stejné děti by pak přirozeně mohly mít neobvykle vysoké šance na úspěch ve vzdělávacím systému a to ani ne tak kvůli samotnému členství v KS, ale spíše kvůli osobnostním charakteristikám, které je ke členství dovedly.

V této analýze jsem našel velmi málo důkazů o existenci systému duálního vzdělanostní mobility. Na rozdíl o studií zaměstnanecké mobility v Číně (Walder – Li – Treiman 2000) nebo ve střední a východní Evropě (Hanley – Treiman 2003), které ukazují, že zaměstnanecký vzestup byl založen buď na politickém, nebo na lidském kapitálu, zde představená analýza o podobné dualitě ve vzdělávacím systému nenachází doklady. Nenašel jsem žádný důkaz o tom, že by se hodnota členství v KS lišila podle socioekonomického statusu rodiny původu.

Tato analýza ukazuje, že i cesta nestandardními vzdělávacími dráhami byla významně stratifikována podle socioekonomického původu. Nechává nicméně stranou některá další zásadní témata. Neukazuje, jaké jsou možné důsledky nestandardních vzdělávacích drah pro celkovou povahu a rozsah vzdělanostní stratifikace. Jsou nestandardní vzdělávací dráhy spíše nástrojem vyrovnávání vzdělávacích nerovností, nebo naopak tyto nerovnosti prohlubují? Breen a Jonsson (2000) ukazují, že ve Švédsku byl efekt sociální třídy rodiny původu na šanci na úspěch v nestandardních vzdělávacích dráhách *silnější* než v dráhách obvyklých. Breen a Jonsson jsou si nicméně vědomi toho, že je obtížné jejich závěr zobecňovat na jiné vzdělávací systémy a jiné sociokulturní kontexty. Proto je přirozeným pokračováním této analýzy rozbor dopadu nestandardních vzdělávacích drah na celkový rozsah nerovností ve společnosti.

Takový výzkum má nepochybnou rostoucí relevanci, neboť ve většině západních zemí dochází k rapidnímu nárůstu incidence přerušovaných vzdělávacích drah. (Viz např. Corman 1983; Entwisle – Alexander – Olson 2004; Jacob – Hillmert 2003; Kreidl 2005) Zároveň ve společnostech roste poptávka po těchto nestandardních vzdělávacích příležitostech (Jacob – Hillmert 2003) a probíhají vzdělávací reformy, které rozvíjení nestandardních vzdělávacích kariér přímo podporují. (Srov. např. Berggren 2005).

Existence nestandardních vzdělávacích příležitostí má hluboké implikace pro komparativní stratifikační výzkum, neboť jsou pravděpodobně ovládány odlišnými principy než standardní dráhy. To může být zdrojem významných zkreslení v komparativním výzkumu, neboť společnosti a/nebo historické etapy se liší výskytem nestandardních vzdělávacích drah. Pro sociologii je proto další výzkum nestandardních vzdělávacích příležitostí a jejich stratifikačních důsledků velkou a přetrvávající výzvou.

Martin Kreidl vystudoval postgraduálně sociologii na Kalifornské univerzitě v Los Angeles (M.A. 2001, Ph.D. 2005) a na Fakultě sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze (Ph.D. 2003). V současnosti je vedoucím Katedry sociologie na Fakultě filozofické Západočeské univerzity v Plzni. Zabývá se výzkumem sociálních nerovností a mobility, sociální demografií, sociologií zdraví a kvantitativními aplikacemi v sociálních vědách. Jeho nedávné publikace zahrnují „Trends in Educational Assortative Mating in Central Europe: the Czech Republic, Slovakia, Poland, and Hungary between 1988 and 2000” (*European Sociological Review* roč. 22, společně s T. Katrňákem a L. Fónadovou), “Politics and Secondary School Tracking in Socialist Czechoslovakia, 1948 – 1989.” (*European Sociological Review* roč. 20) a “Socialist Egalitarian Policies and Education Inequality in Central Europe after World War II.” (*Sociológia/Slovak Sociological Review* roč. 38).

LITERARURA

- ALAN, J., 1999: Rodinné vztahy a členství v KSČ. Pp. 155-170. In: *Otevřená minulost. Autobiografická sociologie státního socialismu*. Editoval Zdeněk Konopásek. Praha, Karolinum.
- AYALON, H. – Y. SHAVIT, 2004: Educational Reforms and Inequalities in Israel: The MMI Hypothesis Revisited. *Sociology of Education* 77, pp. 103-120.
- BERGGREN, C., 2005: Gender and Class Effects of Additional Entry Routes to Higher Education. Prezentováno na setkání RC28 ISA v Oslo, Norsko, 5. – 8. května 2005.
- BLAU, P. – DUNCAN, O. D., 1967: *The American Occupational Structure*. New York, Wiley.
- BOGUSZAK, M. – GABAL, I. – MATĚJŮ, P., 1990: Ke koncepcím vývoje sociální struktury ČSSR. Příspěvek k reflexi československé sociologie. *Sociologický časopis* 26, s. 168-186.
- BREEN, R. – JONSSON, J. O., 2000: Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model. *American Sociological Review* 65, pp. 754-772.
- CORMAN, H., 1983: „Postsecondary Education Enrollment Responses by Recent High School Graduates and Older Adults.” *The Journal of Human Resources* 18, pp. 247-267.
- DJILAS, M., 1957: *The New Class*. New York, Praeger.
- ENTWISLE, D. R. – ALEXANDER, K. L. – OLSON, L. S., 2004: Temporary as Compared to Permanent High School Dropout. *Social Forces* 82, pp. 1181-1205.
- FEATHERMAN, D. L. – HAUSER, R. M., 1978: *Opportunity and Change*. New York, Academic Press.
- GAMORAN, A. – MARE, R. D., 1989: Secondary School Tracking and Educational Inequality: Compensation, Reinforcement, or Neutrality? *American Journal of Sociology* 94, pp. 1146-1183.
- GANZEBOOM, H. B. G. – De GRAAF P. – TREIMAN, D. J., 1992: A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research* 21, pp. 1-56.
- GERBER, T. P., 2003: Post-Secondary Education in Russia since the Second World War: Growing Inequality Due to Institutional Change and Economic Crisis. Prezentováno na setkání RC28 ISA v New Yorku, USA, 22. – 24. srpna 2003.
- HANLEY, E., 2001: Centrally Administered Mobility Reconsidered: The Political Dimension of Educational Stratification in State-Socialist Czechoslovakia. *Sociology of Education* 74, pp. 25-43.
- HANLEY, E., 2003: A Party of Workers or a Party of Intellectuals? Recruitment into Eastern European Communist Parties, 1945 – 1988. *Social Forces* 81, pp. 1073-1105.
- HANLEY, E. – TREIMAN, D. J., 2003: Recruitment into the Eastern European Communist Elite: Dual Career Paths. California Center for Population Research Online Working Paper Series 08/03. Los Angeles: California Center for Population Research. (přístupné na http://www.ccpr.ucla.edu/ccprwpseries/ccpr_008_03.pdf)
- HAUSER, R. – ANDREW, M., 2005: Another Look at the Stratification of Educational Transitions. Prezentováno na setkání RC28 ISA v Oslo, Norsko, 5. – 8. května 2005.

HEYNS, B., 1974: Social Selection and Stratification within Schools. *American Journal of Sociology* 79, pp. 1434-1451.

HEYNS, B. – BIALECKI, I., 1993: Educational Inequality in Post-War Poland. Pp. 303-335. In: *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Editovali Y. SHAVIT a H. – P. BLOSSFELD. Boulder, Westview Press.

JACOB, M. – HILLMERT, S., 2003: Social Origin and 'Delayed' Educational Careers. Prezentováno na setkání RC28 ISA v Tokiu, Japonsko, 1. – 3. března 2003.

KONRAD, G. – SZELENYI, I., 1979: *Intellectuals on the Road to Class Power*. New York, Harcourt Brace Jovanovich.

KREIDL, M., 2003: Educating Communist Cadres: School Re-Entry and Sponsored Educational Mobility in State Socialism. Prezentováno na setkání RC28 ISA v New Yorku, USA, 22. – 24. srpna 2003.

KREIDL, M., 2004: Politics and Secondary School Tracking in Socialist Czechoslovakia, 1948 – 1989. *European Sociological Review* 20, pp. 123-139.

KREIDL, M., 2005: 'Non-Standard' Education Trajectories and Education Inequality: Do They Increase Equality? Evidence From Socialist Central and Eastern Europe. California Center for Population Research On-line Working Paper Series 62/05. Los Angeles, California Center for Population Research. (přístupné na http://www.ccpr.ucla.edu/ccprwpseries/ccpr_062_05.pdf).

KREIDL, M., 2006: Socialist Egalitarian Policies and Education Inequality in Central Europe after World War II. *Sociológia/Slovak Sociological Review* 38, pp. 199-220.

KUBAT, D., 1963: Social Mobility in Czechoslovakia. *American Sociological Review* 28, pp. 203-212.

LI, B. – WALDER, A. G., 2001: Career Advancement as Party Patronage: Sponsored Mobility into the Chinese Administrative Elite, 1949 – 1996. *American Journal of Sociology* 106, pp. 1371-1408.

MARE, R. D., 1981: Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review* 46, pp. 295-305.

MATĚJŮ, P., 1993: Who Won and Who Lost in a Socialist Redistribution in Czechoslovakia? Pp. 251-271. In: *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Editovali Y. SHAVIT a H. – P. BLOSSFELD. Boulder, Westview Press.

MULLER, W. – KARLE, W., 1993: Social Selection in Educational Systems in Europe. *European Sociological Review* 9, pp. 1-23.

NIEUWBEERTA, P. – RIJKEN, S., 1996: Educational Expansion and Educational Reproduction in Eastern Europe, 1940 – 1979. *Czech Sociological Review* 4, pp. 187-210.

RAFTERY, A. E., 1995: Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology* 25, pp. 111-163.

RÓBERT, P., 1991: Educational Transition in Hungary from the Post-war Period to the End of the 1980's. *European Sociological Review* 7, pp. 213-236.

ŠAFÁŘ, Z., 1972: Komplexní determinace sociálního postavení. Pp. 277-308. In: *Sociální a profesní mobilita pracujícího obyvatelstva ČSSR*. Editovali V. Rollová, J. Alan, B. Jungman a Z. Šafář. Bratislava, ČSVUP.

SHAVIT, Y., 1990: Segregation, Tracking, and the Educational Attainment of Minorities: Arabs and Oriental Jews in Israel. *American Sociological Review* 55, pp. 115-126.

SHAVIT, Y. – FEATHERMAN, D. L., 1988: Schooling, Tracking, and Teenage Intelligence. *Sociology of Education* 61, pp. 42-51.

SHAVIT, Y. – BLOSSFELD, H. P. (Eds.), 1993: *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Westview Press.

SØRENSEN, A. B., 1983: Processes of Allocation to Open and Closed Positions in Social Structure. *Zeitschrift für Soziologie* 12, pp. 203-224.

SZELENYI, S. – ASCHAFFENBURG, K., 1993: Inequalities in Educational Opportunity in Hungary. Pp. 273-302. In: *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Editovali Y. Shavit a H.-P. Blossfeld. Boulder, Westview Press.

TREIMAN, D. J. – SZELENYI, I., 1994: *Social Stratification in Eastern Europe after 1989. General Population Survey. Provisional Codebook*. Los Angeles, UCLA, Social Science Data Archive [distributor].

TREIMAN, D. J. – YIP, K. B., 1989: Educational and Occupational Attainment in 21 Countries. Pp. 373-394. In: *Cross-National Research in Sociology*. ASA Presidential Series. Editoval M. Kohn. Newbury Park, SAGE.

TURNER, R., 1960: Sponsored and Contest Mobility and the School System. *American Sociological Review* 25, pp. 855-867.

WALDER, A., 1995: Career Mobility and the Communist Political Order. *American Sociological Review* 60, pp. 309-328.

WALDER, A. – LI, B. – TREIMAN, D. J., 2000: Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into Urban Chinese Elite, 1949 – 1996. *American Sociological Review* 65, pp. 191-209.

WONG, R. S-K., 1998: Multidimensional Influences of Family Environment in Education: The Case of Socialist Czechoslovakia. *Sociology of Education* 71, pp. 1-22.

XIE, Y., 1994: Log-Multiplicative Models for Discrete-Time, Discrete-Covariate Event-History Data. Pp. 301-340. In: *Sociological Methodology*. Editoval P. V. Marsden. Oxford, Blackwell Publishers.