

Model vývoje vzdělanostní struktury ČSSR pro období 1960—2010

MAREK BOGUSZAK

Ústav pro filozofii
a sociologii ČSAV, Praha

Stanovení dlouhodobých koncepcí výstavby rozvinuté socialistické společnosti v ČSSR, správné určování strategie a taktiky vývoje celé naší společnosti, ať již v prognózách, dlouhodobých výhledech nebo pětiletých plánech vyžaduje kromě jiného i dostatečně přesné podkladové informace pro plánování a řízení vývoje jednotlivých oblastí politické, hospodářské, sociální či kulturní sféry. Odhady, výhledy, projekce, prognózy nebo plány budoucího vývoje přitom musí být založeny na co nejhlubším a nejpřesnějším poznání současného stavu i zákonitostí dosavadního vývoje, určení faktorů, proměnných, které jej ovlivňují, resp. mohou ovlivňovat, jakož i vazeb mezi nimi. Jinými slovy, jde o odhalení základních vývojových tendencí a pokud možno i vymezení oblastí žádoucích cílových stavů a reálných prostředků umožňujících usměrňovat sledované procesy. Právě k tomuto úkolu by měli přispět i pracovníci společenskovedních disciplín: „Je nanejvýš žádoucí, abychom dosáhli takového rozvoje sociologického poznání, které přispěje a umožní koncipovat náročné, komplexní a reálné prognózy našeho společenského rozvoje“ [Zich 1985 : 616].

Mezi analýzou pohybu dílčích oblastí ekonomického či sociálního rozvoje a odhady, prognózami vývoje širších, komplexnějších sfér (na vyšší úrovni obecnosti), resp. celého sociálního či dokonce politického, ekonomického a sociálního vývoje naší společnosti je nutně vzájemný vztah. Adekvátnost, kvalita analýzy globálních vývojových tendencí a určování budoucího vývoje jsou mimo jiné podstatně podmíněny hodnotou a vypovídací schopností analýz, popřípadě projekcí, prognóz existujících zákonitostí jednotlivých ekonomických a sociálních procesů. Současně je bezesporné, že pouhé „poskládání“, prostá sumarizace dílčích poznání, byť sebevíce kvalitních, nemůže poskytnout komplexní, obecnou prognózu celého vývoje. Z druhé strany ovšem vědecká úroveň poznání z nižších rovin komplexnosti a obecnosti závisí — opět kromě jiného — na dosaženém stupni promyšlenosti, konkrétnosti a přesnosti obecnějších teorií, koncepcí a analýz vývoje společnosti. Jde zejména o podstatu, charakter vztahů (vzájemného působení) jednotlivých oblastí, vymezení žádoucích cílových stavů a spolu s tím i dostupných prostředků a forem ovlivňování dotčených procesů. Zde provedené oddělení práce na „vyšší“ a „nižší“ úrovni obecnosti má tedy převážně metodický charakter, ve vlastním poznávacím procesu by se obojí mělo neustále vzájemně doplňovat a prolínat. Uvedené rozdělení nicméně umožňuje přesněji vymezit místo dále popsaných výsledků i jejich mezí, resp. charakteru.

Vlastním závěrem této stati je vyložit jeden možný konkrétní model vývoje vzdělanostní struktury Československa dovolující sestrojení možných drah (trajektorií) jejího dalšího vývoje na 25 let, tj. do roku 2010.(1) Jde tudíž o příspěvek k analytickým a pro-

(1) O modelu hovoříme ze tří důvodů. Za prvé při určování dalšího vývoje vědomě vybíráme jen některé podstatné stránky zkoumaného procesu. Za druhé vytvořená forma výsledků provedené analýzy i stanovení dalšího možného vývoje — model — dává prostor jak pro následné rozšiřování a modifikace, tak i zpřesňování na základě nového poznání nebo nové poznávací potřeby. Za třetí tím chceme zdůraznit, že při zkoumání budoucího vývoje nevycházíme z heuristických postupů nebo kvalifikovaných expertních odhadů, ale z odhalení zákonitostí vývoje,

gnostickým pracím orientovaným na prohloubení poznání zákonitostí vývoje jednotlivých dílčích oblastí sociálního rozvoje, jejichž výsledky mohou být bezprostředně využity ve společenské praxi. Odtud pramení první a základní vymezení místa dosažených výsledků v obecnějších teoriích sociálního vývoje naší společnosti. K dané problematice již byla publikována celá řada prací, které k ní přistupovaly z rozmanitých zorných úhlů [Barák 1981, 1983; Průcha 1983; Průcha—Walterová 1983; Analýza 1985; Vybrané 1985].

Zde předkládaný model podstatně využívá *matematický aparát a prostředky výpočetní techniky*, tj. zachycuje především kvantitativní určení vývoje vzdělanostní struktury, a to ve dvojím smyslu. (2) V první řadě celé bohaté spektrum obsahu pojmu vzdělanostní struktura redukuje de facto na jednoduchou ordinální škálu stupňů vzdělání. Jinak řečeno, zachycujeme pouze formální, „vnější“ — kvantitativní — stránku vzdělání a abstrahujeme od celé řady obsahových, kvalitativních stránek vzdělání (připomeňme např. jenom, že ani zdaleka nemusí být „skutečné vzdělání“ dvou jedinců s týmž dosaženým nejvyšším stupněm vzdělání totožné). V druhé řadě je potom dané pojetí popisu vzdělanostní struktury a jejího vývoje omezeno na období, v němž se základní charakteristiky vzdělanostní struktury — jednotlivé formálně definované stupně vzdělání, jejich obsah a způsob jejich získávání jednotlivci — zásadně nemění. Tj. pracujeme s předpokladem, že z hlediska daného účelu jednoduchého zachycení vývoje vzdělanostní struktury je v jádře adekvátní zobrazit vzdělanostní strukturu pro celé sledované období jednou škálou stupňů vzdělání. Převážně kvantitativní charakter předkládaného modelu je druhým podstatným vymezením pro jeho začlenění do rámce prací analyzujících dosavadní, popřípadě budoucí tendence vývoje sociálních procesů.

Již první kroky při matematickém modelování nějakého sociálního jevu obvykle nutně vedou k jeho rozložení na podstatné složky a zvláště pak faktory, proměnné, *determinanty určující, resp. ovlivňující jeho vývoj*. Přitom je přirozeně třeba, aby bylo možné adekvátně je převést do matematického modelu, tj. „kvantifikovat“. V případě vzdělanostní struktury a jejího vývoje jsou takovými složkami a determinanty například základní demografické charakteristiky, distribuce populačních ročníků na jednotlivé typy středních škol, rozsah studia při zaměstnání atd. Pro modelování možného budoucího vývoje, přesněji určení hranic prostoru, v jehož rámci se může další vývoj pohybovat, se jako klíčové jeví zejména zjištění:

— *Míry proměnnosti jednotlivých determinant vývoje*, tj. míry, s níž se mění jejich hodnoty, resp. charakter v čase, popřípadě i míry, s níž lze v daném časovém období tyto determinanty plánovitě měnit či ovlivňovat. Zjednodušeně pak určité determinanty uvažujeme z hlediska řešení dané problematiky jako proměnné, jiné jako konstanty. U proměnných musíme na základě rozboru stanovit nebo alespoň odhadnout meze, jichž mohou jejich hodnoty nabývat. Variantnost určení dalšího vývoje je tudíž dána proměnnými determinanty, přesněji jejich mezemi. Právě zde se nejzřetelněji vyjevuje těsná vazba práce na dílčí problematice s širšími analýzami a teoriemi. Meze proměnných determinant jsou z velké části vázány na mnohé

v daném případě identifikace mechanismů vytvoření počáteční úrovně vzdělanostní struktury generace a jejich změn v čase. Podle našeho názoru je však současně předkládaný model ve vymezeném rámci zkoumání natolik adekvátní, že v dalším výkladu není nutné lpět na rozlišování toho, co je v „modelu“ a co „v realitě“.

V této stati se věnujeme výhradně výkladu modelu, tj. metodologickým a metodickým otázkám. Diskusi vlastních výsledků je věnována samostatná stat' připravovaná pro publikaci. Chtěl bych poděkovat M. Vilgočké, která měla na provedených analýzách a konstrukci modelu velký podíl.

(2) Jen pro zjednodušení výkladu zde klademe proti sobě kvantitativní a kvalitativní stránky vzdělanostní struktury a jejího vývoje. Nikterak tím nechceme pomíjet dialektickou vazbu mezi nimi, již jsme si plně vědomi, jejíž rozbor však již leží za rámcem tohoto textu.

další ekonomické a sociální procesy, resp. politické, hospodářské či sociální plánování, rozhodování a řízení.

— *Míry vlivu jednotlivých determinant na vývoj studovaného jevu*, tj. míry, s níž se změny té které determinanty promítají do změn daného procesu. Posouzení míry vlivu determinanty na sledovaný proces zároveň napomáhá při jejím zařazení „spíše“ mezi konstanty nebo „spíše“ mezi proměnné. Toto rozhodování je z hlediska funkčnosti konstruovaného modelu i věrohodnosti a užitečnosti výsledků s jeho pomocí získaných zcela zásadní. Na jedné straně jsou modely s příliš mnoha proměnnými determinantami (parametry volnosti), a tedy nadměrným rozptylem variant dalšího vývoje formálně technicky jen velmi obtížně zvládnutelné, a současně výsledky pomocí nich obdržené jsou pro svou mnohost, nepřehlednost a velkou neurčitost pro společenskou praxi téměř bezcenné („v budoucnu může nastat téměř cokoli“). Na druhé straně modely s příliš silnými předpoklady o konstantnosti determinant jsou spolu s výsledky, jež poskytují, s vysokou pravděpodobností značně nevěrohodné a pro společenskou praxi tedy opět téměř bezcenné („stejně to tak nebude“).

Soudíme, že dále vyložený model se může (kromě vlastního meritorního významu) stát i předlohou či alespoň inspirací pro obdobné modely dalších sociálních procesů, resp. určitým základem pro hlubší rozpracování dané problematiky.

Vlastní model

Jak již bylo uvedeno, *základní buňkou modelu je zobrazení vzdělanostní struktury ordinálním znakem*, jehož hodnoty tvoří jednotlivé formálně — de iure — deklarované stupně vzdělání. Konkrétní volba závisí jak na účelu, za nímž jsou výsledky získávány, tak na disponibilních datových zdrojích, a konečně i časovém ohraničení období, které podrobujeme analýze a pro něž sestavujeme možné dráhy dalšího vývoje. Výběr dat, parametrů i jejich hodnot vstupujících do modelu může být v závislosti na cíli jeho dalšího, jiného použití i značně odlišný od toho, který je popsán níže.

Analyzované období jsme vymezili roky 1960–2010, jako základní datové prameny jsme použili Sčítání lidu 1961, 1970, 1980, Historickou statistickou ročenku, Statistické ročenky ČSSR a Statistické ročenky školství. V souladu s mnohými sociologickými analýzami a s ohledem na datové zdroje jsme zvolili pětistupňovou škálu typů vzdělání: 1 — nedokončené základní nebo základní vzdělání, 2 — odborné vzdělání (vyučení), 3 — úplné střední všeobecné vzdělání (gymnázium), 4 — úplné střední odborné vzdělání (střední odborná škola, dále jen SOŠ), 5 — vysokoškolské vzdělání.⁽³⁾ Analýzy byly provedeny na žijícím, resp. ekonomicky aktivním obyvatelstvu ve věku od 15 let výše, možné dráhy dalšího vývoje vzdělanostní struktury byly — z níže uvedených důvodů — počítány pro obyvatelstvo

(3) V důsledku realizace nového zákona o soustavě základních a středních škol z r. 1984 nastupující mladé generace již nemohou získat pouze základní vzdělání, ale nejméně střední vzdělání (bez maturity) na jednom ze tří typů středních škol. Jde tedy o podstatnou změnu v získávaných stupních vzdělání. Nicméně vzhledem k vysoké pravděpodobnosti toho, že drtivá část žáků gymnázií a SOŠ v dalších dvou letech svého studia na střední škole získá úplné střední vzdělání a vzhledem k tomu, že vzdělání získávané absolventy nematuritních oborů středních odborných učilišť lze — zejména v zájmu kontinuity a srovnatelnosti — označit jako (střední) odborné vzdělání (dříve vyučení), jsme toho názoru, že zmíněný prvek formální diskontinuity lze takto překlenout. (Obtíž vyvstává u čtyřletých učebních oborů s maturitou. Vzhledem ke krátkosti existence této formy vzdělávání, a tedy nedostatku datových zdrojů za delší časové období, nepracujeme s tímto stupněm vzdělání odděleně. Lze předpokládat, že určitá část jedinců, která si dříve doplňovala své vzdělání maturitou na SOŠ, bude nyní raději volit rovnou učební obory s maturitou.) To byl také jeden z důvodů, proč jsme dříve získávané střední odborné vzdělání bez maturity — kromě jeho relativně malého a stále se snižujícího zastoupení v populaci — přiřadili ke stupni vzdělání označovanému zde jako odborné.

starší 20 let. Budeme-li tedy v dalším hovořit o vzdělanostní struktuře určitého souboru jedinců v daném časovém řezu, budeme mít vždy na mysli právě přiřazení jedné z hodnot jedna až pět každému jedinci daného souboru podle toho, jaké je v daném okamžiku jeho nejvyšší dokončené vzdělání.

Pro práci v předkládaném modelu je důležité rozlišit, zda vzdělanostní strukturu daného souboru vyjadřujeme v absolutních počtech jedinců, tj. v přirozených číslech, nebo v relativních počtech, tj. v podílu počtu jedinců s určitým stupněm vzdělání na celkovém počtu jedinců souboru. V prvním případě budeme mluvit o *absolutním vyjádření* vzdělanostní struktury, ve druhém o jejím *podílovém vyjádření*. Snadno nahlédneme, že je výhodnější pracovat s podílovým vyjádřením a teprve v samotném závěru (kdy chceme například přejít k absolutnímu vyjádření vzdělanostní struktury souboru skládajícího se ze dvou či více podsouborů, jejichž podílové vyjádření již známe) přejít k absolutnímu vyjádření vynásobením celkovým počtem jedinců.

Základní myšlenkou modelu je zachycení vývoje vzdělanostní struktury pětiletých věkových skupin obyvatelstva v čase. Celý soubor jsme rozdělili na devět věkových skupin: 20—24 let, 25—29 let, . . . , 60 a více let.(4) Jde tedy o určení:

1. vzdělanostních struktur dvou nejmladších věkových skupin — ty se totiž neodvíjejí od již utvořeného základu vzdělanostní struktury dané pětileté generace;
2. změn vzdělanostních struktur každé ze zbývajících sedmi věkových skupin během pěti let (tj. např. skupiny 35—39 let při přechodu na věk 40—44 let), které se uskutečňují na již konstituované vzdělanostní struktuře daných pětiletých generací. Jinak vyjádřeno, pro každou pětiletou generaci sledujeme počáteční vytvoření její vzdělanostní struktury a poté obecně vývoj vzdělanostní struktury pětileté generace v pětiletých časových intervalech.

Pro formování vzdělanostní struktury dvou nejmladších věkových skupin jsou rozhodující distribuce odpovídajících populačních ročníků na střední a vysoké školy, tj. počty, resp. podíly přijímaných. Dále zde hraje roli propustnost jednotlivých typů škol (míra úspěšnosti studia vyjádřená podílem počtu absolventů ku počtu přijatých) a zejména u věkové skupiny 25—29 let již i studium při zaměstnání. Změny vzdělanostní struktury pětileté generace v čase při průchodu dalšími věkovými pásmy jsou v podílovém vyjádření určovány rozsahem a strukturou (podíly absolventů jednotlivých typů škol) studia při zaměstnání. Do celkového vývoje vzdělanostní struktury se promítá vývoj demografické struktury obyvatelstva — přirozený a mechanický pohyb obyvatelstva, a to úmrtnost a migrace obyvatelstva přímo, plodnost pak nepřímo, neboť velikost populačního ročníku spoluurčuje hodnoty distribucí na střední a vysoké školy. Přirozený a mechanický pohyb obyvatelstva podstatně ovlivňuje absolutní vyjádření vývoje vzdělanostní struktury, v podstatně menší míře vyjádření podílové. Stanovení možných drah dalšího vývoje vzdělanostní struktury není možné bez demografické projekce počtů žijících v jednotlivých věkových skupinách.

Klíčové determinanty modelu tedy jsou:

- známá výchozí (již existující) vzdělanostní struktura,
- distribuce populačních ročníků na střední a vysoké školy,
- rozsah a struktura studia při zaměstnání,
- přirozený a mechanický pohyb obyvatelstva,

(4) Věkovou skupinu 15—19 let jsme do modelu nezařadili ze dvou důvodů. Především je v této věkové skupině podíl osob s již ukončeným řádným vzděláním malý — cca 20—30 %, tj. nejvýše asi 2,5 % z obyvatelstva staršího 15 let. Dále pak je určení její vzdělanostní struktury v možných drahách dalšího vývoje vzhledem k její nejsilnější závislosti na aktuálních proměných výchovně vzdělávací soustavy relativně nejméně přesné.

- počty žijících v jednotlivých věkových skupinách, jejich projekce,
- rozdělení souboru obyvatelstva na podsoubory relativně homogenní vzhledem k vlivu prvních čtyř zde uvedených determinant na vývoj vzdělanostní struktury
- muži ČSR, ženy ČSR, muži SSR, ženy SSR.

V dalším zdůvodníme výběr těchto determinant jako klíčových, na základě analýzy období 1960—1980 kvantitativně určíme míry jejich vlivu na změny vzdělanostní struktury, stanovíme, které determinanty budeme v modelu pojímat jako konstanty a které jako proměnné a tuto volbu doložíme.

Názornou ilustraci principu postižení změn vzdělanostní struktury starších věkových skupin dává obr. 1. Vzdělanostní struktura pětiletých věkových skupin v letech 1961, 1970 a 1980 byla zjištěna ze Sčítání lidu 1961, 1970, 1980. Šipky S_1 až S_5 , S'_1 až S'_5 , resp. P_1 až P_6 znázorňují změny vzdělanostní struktury jednotlivých pětiletých generací při přechodu na věkovou skupinu o deset, resp. pět let starší. Pro jejich výpočet je nutné rozdělit základní soubor obyvatelstva ČSSR na podsoubory alespoň relativně stejnorodé vzhledem k těmto determinantům. Rozbor vývoje od r. 1961 ukazuje (viz níže), že jako nutné a vzhledem k „požadované“ přesnosti, tj. přesnosti, s níž chceme určit možné dráhy dalšího vývoje, i jako postačující, se jeví rozdělení na čtyři soubory podle pohlaví a republikové příslušnosti: muži ČSR, ženy ČSR, muži SSR, ženy SSR.(5)

Označme $V_{i,j,k}^r$, resp. $PV_{i,j,k}^r$ počet, resp. podíl osob k -tého souboru s j -tým nejvyšším dosaženým stupněm vzdělání v i -té věkové skupině v roce r , kde $i = 0, \dots, 9$, 0 = celý soubor, $1 = 20-24$ let, $\dots$, $9 = 60$ a více let; $j = 0, \dots, 5$, 0 = součet přes všechny stupně vzdělání, 1 = nedokončené základní nebo základní vzdělání, $\dots$, 5 = vysokoškolské vzdělání; $k = 1, \dots, 4$, 1 = muži ČSR, $\dots$, 4 = ženy SSR. Každý z přechodů S_1 až S_5 , S'_1 až S'_5 určíme pro k -tý soubor pětici koeficientů přechodu $S_{i,j,k}^{r1,r2}$ pro jednotlivé stupně vzdělání ($j = 1, \dots, 5$), a to vztahem $S_{i,j,k}^{r1,r2} = PV_{i+3,j,k}^{r2} / PV_{i+1,j,k}^{r1}$ pro $i = 1, \dots, 5$, $k = 1, \dots, 4$.(6) První koeficienty přechodu počítáme až pro přechod od věkové skupiny 25—29 let, neboť to je první věková skupina s vzhledem k řádnému studiu prakticky „uzavřenou“ strukturou vzdělání. Koeficienty přechodu S tedy udávají *relativní změnu podílu* (tj. vztahenou k hodnotě „původního“ podílu) jedinců daného souboru s příslušným stupněm vzdělání při přechodu odpovídající pětileté věkové skupiny na věkovou skupinu o deset let starší. Například koeficient přechodu $S_{2,4,1}^{70,80}$ zachycuje změnu podílu českých mužů s úplným středním odborným vzděláním ve věkové skupině 30—34 let v r. 1970 při přechodu do věkové skupiny 40—44 let v r. 1980.

Nutnost rozdělení na čtyři soubory je jednak dána známými fakty o rozdílných

(5) Jemnější rozdělení, např. podle krajové či socioprofesionální příslušnosti, by kromě případného zpřesnění přineslo i zásadní komplikace vstupem nových determinant, jako jsou mezikrajová migrace, profesní mobilita apod., které by bylo nutné z hlediska míry jejich vlivu na vývoj vzdělanostní struktury takových jemnějších podsouborů uvažovat jako proměnné a u nichž je stanovení jejich možného dalšího vývoje často velmi obtížné. Navíc práce s větším počtem více provázaných podsouborů činí použitý model složitější a násobí technické problémy vlastních výpočtů.

(6) Druhou možností bylo počítat koeficienty přechodu nikoli „podílově“, ale „přírůstkově“, tj. jako rozdíl příslušných podílů. Pak by koeficient přechodu přímo udával procentuální přírůstek nebo úbytek osob dané pětileté generace s příslušným stupněm vzdělání. Je však zřejmé, že podíly některých skupin, zejména osob se základním vzděláním, se budou ve sledovaném období výrazně měnit. Proto je vhodnější zvolit podílové koeficienty, které jsou citlivé i na větší změny hodnot.

Vzhledem k neporovnatelnosti údajů o počtech žijících s nedokončeným základním nebo základním vzděláním ve Sčítání lidu 1961, 1970 a 1980 byly koeficienty přechodu pro $j = 1, 2$

$$\text{vypočteny takto: } S_{i,j,k}^{r1,r2} = \frac{\sum_{j=1}^2 PV_{i+3,j,k}^{r2}}{\sum_{j=1}^2 PV_{i+1,j,k}^{r1}}.$$

Rok	1961	1970	1980	1985	1990
Věková kohorta					
25–29 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
30–34 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
35–39 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
40–44 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
45–49 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
50–54 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
55–59 let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V
60 a více let	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V	Z O G S V

Legenda: Z - nedokončené základní nebo základní vzdělání, O - střední odborné vzdělání nebo vyučení, G - úplné střední vzdělání na gymnáziu, S - úplné střední odborné vzdělání na SOŠ, V - vysokoškolské vzdělání; $S'_1, \dots, S'_5$, $S_1, \dots, S_5$, $P_1, \dots, P_6$ - koeficienty změny vzdělanostní struktury, N, Z - váhy obměny nejstarší věkové skupiny.

úrovních i tempech růstu jejich vzdělanostních struktur [Matějů 1986], jednak ji dokumentujeme například hodnotami koeficientů přechodu $S_{1,5,k}^{61,70}$, resp. $S_{1,5,k}^{70,80}$ pro $k = 1, \dots, 4$: 1,42, 1,26, 1,50 a 1,35 pro přechod mezi roky 1961 a 1970, resp. 1,25, 1,08, 1,25 a 1,09 pro období 1970–80 (tedy např. podíl vysokoškolsky vzdělaných slovenských žen vzrostl mezi roky 1961 a 1970 při přechodu z věku 25–29 let na věk 35–39 let o 35 %).

Velikost těchto hodnot nás opravňuje uvažovat determinanty přirozeného a mechanického pohybu obyvatelstva jako *konstantu*. V první řadě vzhledem k výpočtu koeficientů přechodu z podílového vyjádření vzdělanostní struktury mají na jejich hodnoty vliv nikoli velikosti demografických ukazatelů, ale jejich *vzájemné poměry v členění podle vzdělání* — například rozdíly ve specifické úmrtnosti českých mužů se základním a vysokoškolským vzděláním v příslušné věkové skupině (o těchto rozdílech zatím bohužel víme jen velmi málo). Dále: např. hodnoty specifických úmrtností slovenských žen se v období 1960–80 pro věkové skupiny 25–29, 30–34 a 35–39 let pohybovaly okolo 0,6, 0,9 a 1,2, tj. celkovou změnu počtu žen při přechodu z věku 25–29 let na 35–39 let lze shora odhadnout na 1 %. Analogicky i hodnoty mezirepublikové migrace, které navíc od r. 1961 více než dvakrát klesly, jsou shora omezeny toutéž hodnotou. Vezmeme-li v úvahu, že odpovídající přírůstek podílu vysokoškolaček byl 35 %, pak je zřejmé, že i kdyby byly rozdíly ve specifických úmrtnostech či migraci podle vzdělání nepravděpodobně velké (např. poměry 3 : 1), přesto by i u starších věkových skupin zůstaly koeficienty přechodu primárně determinovány rozsahem studia při zaměstnání, i když jejich hodnoty jsou nižší a hodnoty specifických úmrtností vyšší. Konečně z tohoto hlediska i vývoj hodnot těchto demografických ukazatelů od r. 1960 (mezirepubliková migrace klesla, specifické úmrtnosti kolísají nejvýše o 30 %) je důvodem pro jejich začlenění do modelu jako konstant.

Naproti tomu jak míra vlivu studia při zaměstnání na vývoj vzdělanostní struktury, tak i nepravidelnost jeho vývoje — viz např. výše uvedené hodnoty koeficientů přechodu a dále obr. 2 — nás nutí uvažovat tuto determinantu jako proměnnou. Protože chceme vypočítat možné dráhy dalšího vývoje vzdělanostní struktury v pětiletých intervalech, musíme nejdříve přejít od „desetiletých“ koeficientů přechodu S k „pětiletým“ koeficientům P . Pro zjednodušení nejdříve předpokládejme, že rozsah a struktura studia při zaměstnání jsou konstantní. V tom případě *součin* $S_{1,j,k} S_{3,j,k} S_{5,j,k}$ *vyjadřuje celkovou relativní změnu* podílu jedinců k -tého souboru s j -tým stupněm vzdělání v průběhu celého jejich života, způsobenou především realizovaným studiem při zaměstnání. Totéž udává i součin $\prod_{i=1}^6 P_{1,i,k}$ a ze způsobu výpočtu koeficientů S jako podílu vyplývá, že tyto koeficienty jsou druhou mocninou koeficientů P , tj. symbolicky $P^2 = S$, neboli $P = \sqrt{S}$ (pro přípustné i musí platit:

$$PV_{1,j,k}^{80} = P_{1-2,j,k} PV_{1-1,j,k}^{75} = P_{1-2,j,k} (P_{1-3,j,k} P_{1-2,j,k}^{70}) = S_{1-3,j,k}^{70,80} PV_{1-2,j,k}^{70}$$

a odtud $P_{1-3,j,k} P_{1-2,j,k} = S_{1-3,j,k}$, tj. symbolicky $P^2 = S$)

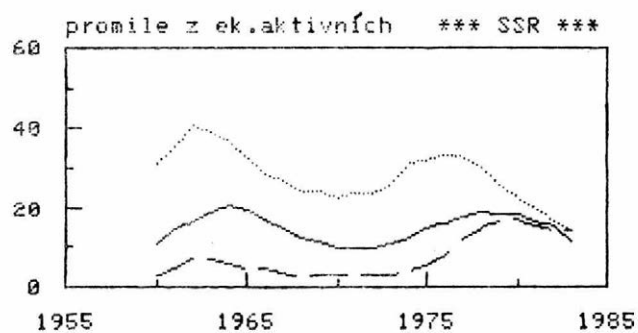
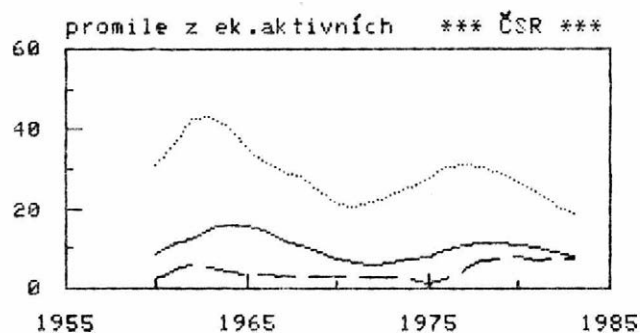
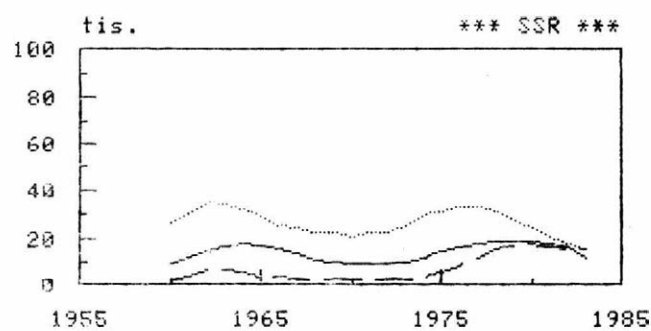
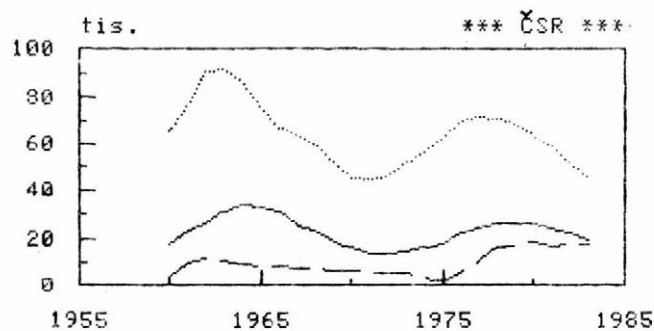
S ohledem na analýzu vývoje rozsahu a struktury studia při zaměstnání od r. 1960 viz též obr. 2, na změny jeho funkcí v jednotlivých etapách budování naší společnosti, na kapacitní možnosti výchovně vzdělávací soustavy (zvláště při průchodu silných populačních ročníků školskou soustavou na přelomu osmdesátých a devadesátých let) a s ohledem na současnou strategii rozvoje vzdělání jsme při konkrétních výpočtech přijali dvě varianty: první z nich počítá zhruba se zachováním rozsahu studia při zaměstnání předchozího dvacetiletí s třetinovou vahou pro období 1961–70 a dvoutřetinovou pro desetiletí 1970–80, druhá pak s jeho omezením na zhruba jednu polovinu:

LEGENDA:
=====

————
vys.škola

.....
SOŠ

gymnázium



$$P_{i,j,k}^1 = 0,33 \sqrt{S_{ii,j,k}^{60,70}} + 0,67 \sqrt{S_{ii,j,k}^{70,80}} \quad \text{pro } i = 1, \dots, 6, j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4,$$

$$ii = i \quad \text{pro } i = 1, \dots, 4, ii = i - 1 \quad \text{pro } i \dots 5, 6;$$

$$P_{i,j,k}^2 = (1 + P_{i,j,k}^1)/2.$$

Je zřejmé, že jinou volbou koeficientů P lze simulovat zvyšování nebo snižování rozsahu studia při zaměstnání, tj. uvažovat i modifikace jeho struktury změnami hodnot koeficientů pro jednotlivé typy vzdělání a tak generovat nové varianty možných drah dalšího vývoje vzdělanostní struktury.

Pro určení podílového vyjádření vývoje vzdělanostní struktury věkové skupiny 60 a více let stačí vzít v úvahu, že tato skupina se během pěti let mění tak, že část jejich příslušníků umírá a současně do ní přechází skupina 55–59 let, tj. její nová vzdělanostní struktura s určitou váhou Z zachovává původní vzdělanostní strukturu (šipka Z v obr. 1) a s jinou váhou N je průmětem vzdělanostní struktury skupiny 55–59 let (šipka N v obr. 1). Přitom přirozeně pracujeme s lineárním průmětem, protože v tomto věku je již rozsah studia při zaměstnání zcela zanedbatelný a o rozdílech ve specifické úmrtnosti podle vzdělání zatím nic nevíme. Poměr uvedených vah odpovídá poměru původních velikostí skupin 55–59 a 60 a více let. Pro konkrétní výpočty je postačující pracovat s následujícími hodnotami: $N = 0,29$, $Z = 0,71$ pro $k = 1, 3$, $N = 0,23$, $Z = 0,77$ pro $k = 2, 4$.

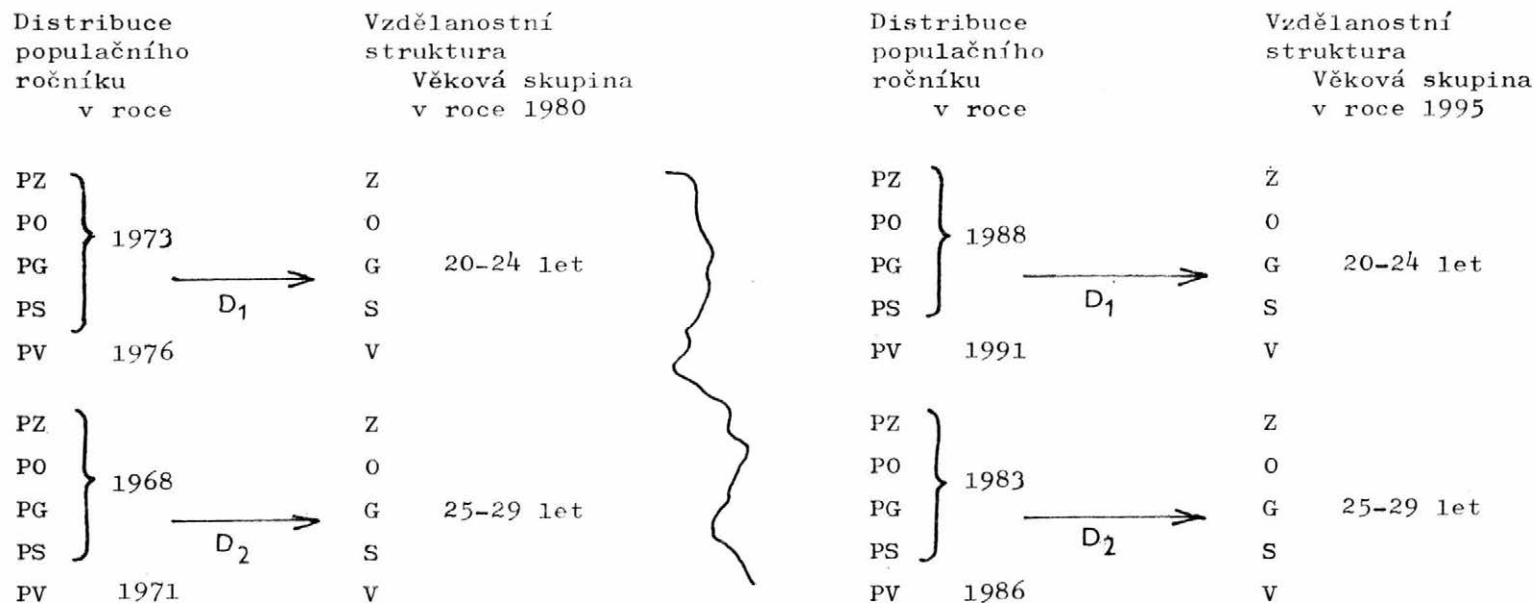
Uvedli jsme již, že *vzdělanostní struktura dvou nejmladších věkových skupin se odvíjí především od (dříve) uskutečněné distribuce populačních ročníků na střední a vysoké školy*. Jejich transformace na podíly absolventů prostřednictvím úspěšně ukončeného studia je na obr. 3 znázorněna šipkami D_1 , D_2 a kvantitativně ji — podobně jako v předchozím — vyjádříme jistými koeficienty přechodu, které nazýváme *distribuční*. Vzhledem k relativně malým a „spojitým“ změnám v distribucích není nezbytné uvažovat je v celém odpovídajícím pětiletém období, ale stačí počítat s jeho středem, tj. například věková skupina 20–24 let z r. 1980 opouštěla základní školu v letech 1971–75, na vysoké školy vstupovala v letech 1974–1978 a příslušné distribuce uvažujeme tedy v letech 1973 a 1976 (počítáme s „průměrem“ hodnot distribucí za pět let).

Přechody D_1 , D_2 v sobě integrují následující determinanty: v první řadě — byť nepřímo — hodnoty distribucí populačních ročníků na jednotlivé typy škol, dále pak míru propustnosti středních a vysokých škol, vzájemné poměry podílů těch absolventů středních škol s maturitou, kteří následně absolvují i vysokou školu, přirozený a mechanický pohyb obyvatelstva a zvláště u přechodu D_2 již do určité míry i rozsah a strukturu studia při zaměstnání. Podrobný rozbor prokázal, že zásadní vliv na výsledné vzdělanostní struktury zkoumaných věkových skupin mají hodnoty distribucí populačních ročníků.

Míry propustnosti jednotlivých typů škol se v posledním období asi deseti let ustálily na velmi vysokých hodnotách blízkých jedné a podle našeho názoru nelze očekávat jejich podstatné změny — shora je omezení dáno hodnotou jedna, zdola pak existujícím soustavným tlakem na udržení již dosažených kvalitativních charakteristik studia na středních a vysokých školách. Obdobně i vzájemné poměry absolventů středních škol s maturitou, kteří následně získávají i vysokoškolské vzdělání, jde zvláště o poměry gymnázia : SOŠ, muži : ženy, se víceméně stabilizovaly a pokud nebudou radikálně měněny podíly přijímaných na vysoké školy, nedojde pravděpodobně k výraznějším pohybům u těchto poměrů. (7) Ostatně i kdyby k nim

(7) Především gymnázia i nadále připravují pro vysokoškolské studium. Faktory, které by k případným změnám mohly vést, mohou být rozmanité — změna zájmu žen o vysokoškolské studium, změny v poměru přijímaných, a tedy i studujících univerzitních a technických směrů VŠ, podstatné změny v odměňování kvalifikované a méně kvalifikované práce — a jak ony samy, tak zvláště pak jejich vliv na zkoumané poměry jsou velmi obtížné predikovatelné a zapracovatelné do budovaného modelu.

Obr. 3. Závěrečná vzdělanostní struktura věkových skupin 20–24 a 25–29 let na distribuci populacních ročníků na jednotlivé typy škol



Legenda: PZ - podíl populačního ročníku odcházející po základní škole na pracovní místa, PO, PG, PS, PV - podíly přijímaných z populačního ročníku na učňovské školy (SOU), gymnázia, SOŠ a vysoké školy; Z, O, G, S, V - podíly jedinců se základním, ..., vysokoškolským vzděláním; D_1 , D_2 - distribuční koeficienty přechodu.

došlo, změnil se pouze poměr podílů žijících s gymnaziálním a úplným středním odborným vzděláním, resp. mužů a žen s maturitou, přičemž jejich součty ani celkové podíly vysokoškoláků se nezmění. To nás vede k tomu považovat tyto poměry za konstantní. Vzhledem k malé míře vlivu rozsahu a struktury studia při zaměstnání na hodnoty přechodů D_1, D_2 je také pokládáme za konstantu a rovněž tak i — z důvodů analogických jako u koeficientů přechodu — determinanty přirozeného a mechanického pohybu obyvatelstva. Shrňme-li tedy předchozí vývoody, vidíme, že distribuční koeficienty přechodu vstupují do modelu jako konstanta.

Pro jejich výpočet označme $D_{j,k}^r, j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4$ podíl jedinců k -tého souboru příslušného populačního ročníku, kteří byli přijati na j -tý typ školy v roce r (pro $j = 1$ bezprostředně nepokračovali ve studiu, tj. $\sum_{j=1}^4 D_{j,k}^r = 1$). Potom distribuční koeficienty přechodu jsou dány vztahem:

$$DP_{i,j,k} = PV_{i,j,k}^{80} / D_{j,k}^r, \quad \text{kde } i = 1, 2, j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, \\ r = 1976 \quad \text{pro } i = 1, j = 5, r = 1973 \quad \text{pro } i = 1, j = 1, \dots, 4, \\ r = 1971 \quad \text{pro } i = 2, j = 5, r = 1968 \quad \text{pro } i = 2, j = 1, \dots, 4.$$

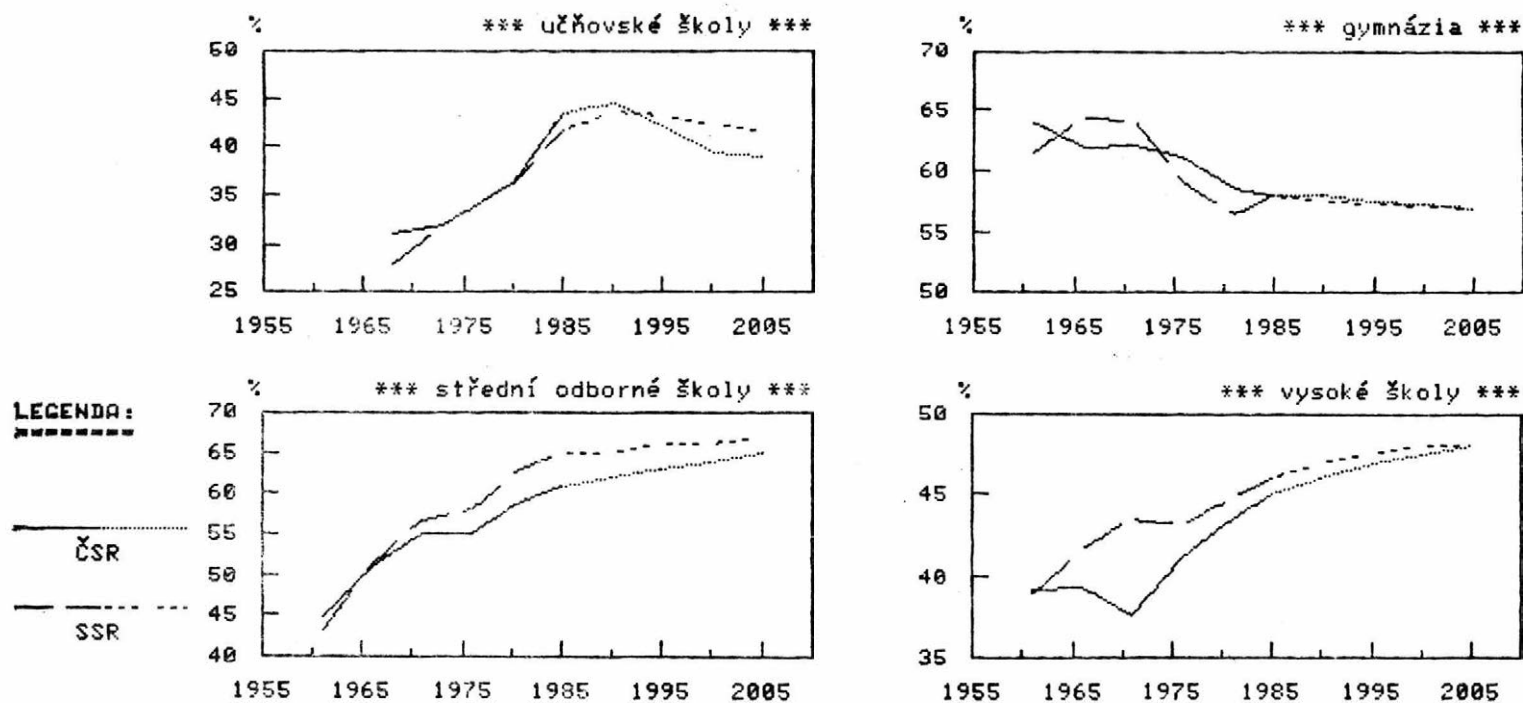
Jestliže při určování vývoje vzdělanostní struktury starších věkových skupin byla variantnost výpočtu zakotvena přímo v koeficientech přechodu, pak pro nejmladší věkové skupiny jsou distribuční koeficienty přechodu konstantní a *proměnnou determinantou se stávají distribuce populačních ročníků* $D_{j,k}^r$, kde $r = 1, \dots, 7, r = 1$ odpovídá roku 1975, $r = 2$ roku 1980, ..., $r = 7$ roku 2005.(8) Chceme zdůraznit, že obě proměnné determinanty modelu — volba rozsahu a struktury studia při zaměstnání a hodnot distribucí populačních ročníků na jednotlivé typy škol — jsou bezprostředně a značnou měrou ovlivnitelné rozhodnutím příslušných orgánů a institucí a na ně navazujícími správními akty.(9) *Model tak de facto poskytuje možnost simulace řízení budoucího vývoje*, neboť i v současnosti představují tyto dva „opěrné body“ hlavní nástroje regulace vývoje vzdělanostní struktury.

Při výběru jednotlivých variant distribucí jsme se snažili pokrýt možný prostor budoucího vývoje tak, aby byly zachyceny jak jeho hranice, tj. dráhy dalšího vývoje s nejnižší a nejvyšší dynamikou růstu vzdělanostní struktury, tak i některé z drah mezi nimi. Současně byla konstrukce variant podřízena hledisku jejich zřetelné a názorné interpretovatelnosti. Vlastní sestavování „přípustných“ distribucí $D_{j,k}^{r,v}$, kde $v = 1, \dots, 4$ je index určující jednotlivé varianty, s sebou nese ještě jeden problém. Směrná čísla pro rozmísťování 14 (15)letého dorostu, jakož i pro přijímání na vysoké školy jsou určována zvláště pro ČSR a SSR, nikoli však pro muže a ženy, byť i tento poměr bývá interními pokyny regulován. Je to ostatně dáno mj. tím, že zájem žen o studium, a tedy i vývoj podílu žen studujících na jednotlivých typech škol jsou spoluurčovány celou řadou obtížně identifikovatelných a kvantifikovatelných faktorů, v nejobecnější rovině lze říci, že jsou spojeny se změnami v postavení ženy v ekonomické, sociální a rodinné sféře. Názorně je minulý vývoj podílů studujících žen na jednotlivých typech škol i odhad vývoje budoucího ilustrován grafy na obr. 4. Vzhledem k nezbytnosti pracovat v modelu i v rámci republik pro obě pohlaví odděleně, je třeba ve variantách budoucích distribucí stanovit podíly přijímaných žen na jednotlivé typy škol. S přihlédnutím k některým

(8) Se záměrem zvýšit jednoduchost a přehlednost variant datových vstupů do modelu jsme hodnoty distribucí $D_{j,k}^{r,v}$ situovali do „celých roků“. Lze snadno ukázat, že chyba, které se dopustíme posunutím příslušného roku o dva roky dopředu pro $j = 1, \dots, 4$ a o jeden rok dozadu pro $j = 5$, je při existující dynamice změn distribucí malá.

(9) Přirozené nikoli libovolné volitelné. Omezení jsou dána např. mj. disponibilními finančními zdroji, kapacitními limity škol, aktuálními, perspektivními potřebami kvalifikovaných pracovních sil, cílem poskytnout co nejvyšší vzdělání co největšímu počtu jedinců atd.

Obr. 4. Vývoj podílu studujících žen na středních a vysokých školách v letech 1960–2005 (1985–2005 odhad) – v %

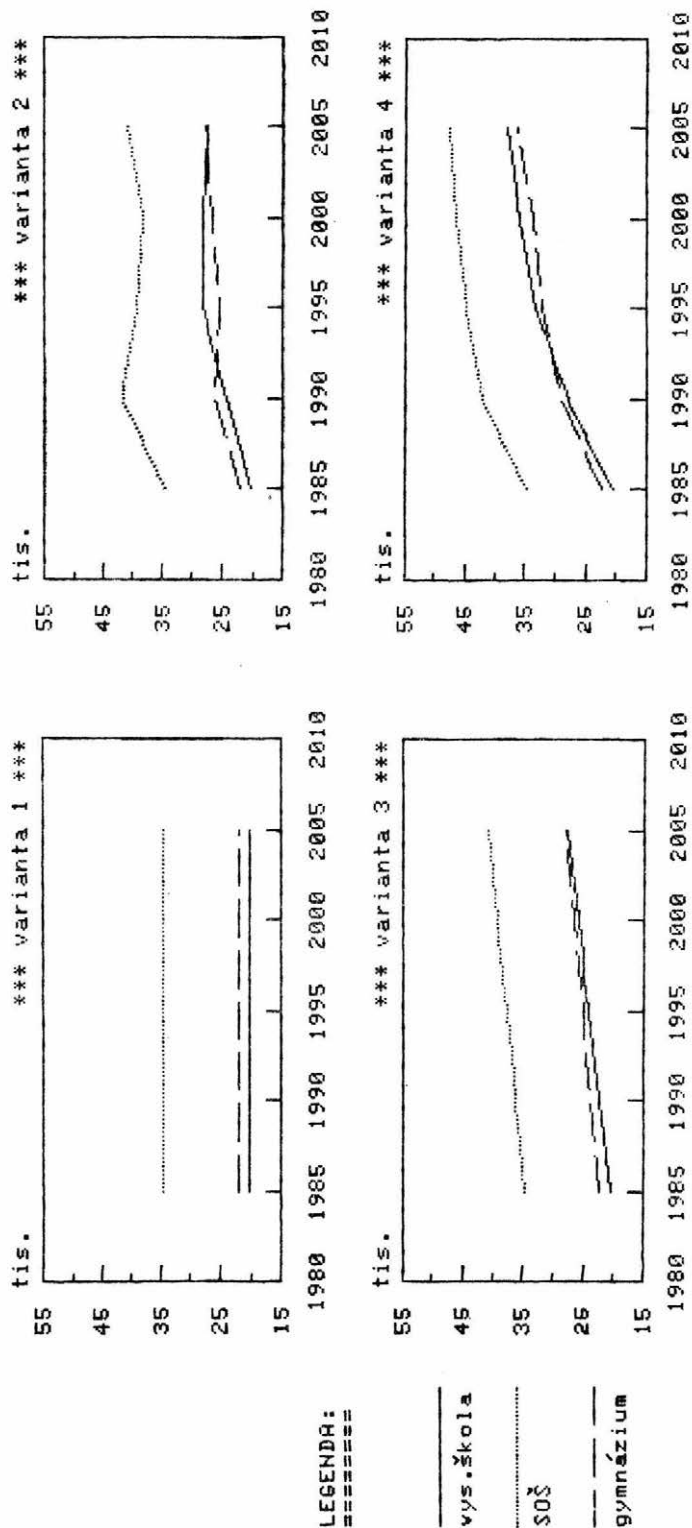


Tabulka 1a. Varianty distribucí populačních ročníků na střední a vysoké školy pro období 1985–2005 (v tisících osob)

Republika Rok				ČSR					SSR				
				1985	1990	1995	2000	2005	1985	1990	1995	2000	2005
Typ školy	Varianta												
střední odborné učiliště	1	93,7	126,4	84,0	66,5	68,6	49,2	65,5	60,1	54,0	50,6		
	2	93,7	115,0	75,9	58,6	56,6	49,2	59,4	52,1	43,8	37,3		
	3	93,7	123,4	78,0	57,5	56,6	49,2	62,2	53,4	44,0	37,3		
	4	93,7	112,1	63,8	43,1	41,6	49,2	55,9	44,6	32,5	27,0		
gymnázium	1	22,1	22,1	22,1	22,1	22,1	11,3	11,3	11,3	11,3	11,3		
	2	22,1	26,2	25,5	26,4	27,9	11,3	13,8	14,7	16,1	17,9		
	3	22,1	23,6	25,0	26,5	27,9	11,3	12,9	14,6	16,3	17,9		
	4	22,1	29,0	32,2	33,6	36,1	11,3	15,6	18,9	21,7	23,5		
střední odborná škola	1	34,6	34,6	34,6	34,6	34,6	19,5	19,5	19,5	19,5	19,5		
	2	34,6	42,0	39,4	38,2	40,7	19,5	23,1	24,0	24,9	26,1		
	3	34,6	36,2	37,7	39,2	40,7	19,5	21,2	22,8	24,5	26,1		
	4	34,6	42,2	44,7	46,4	47,6	19,5	24,8	27,4	30,6	31,0		
vysoká škola	1	20,3	20,3	20,3	20,3	20,3	11,2	11,2	11,2	11,2	11,2		
	2	20,3	24,2	28,4	28,1	27,6	11,2	13,0	15,7	17,3	18,9		
	3	20,3	22,2	24,0	25,8	27,6	11,2	13,1	15,1	17,0	18,9		
	4	20,3	27,8	33,2	35,9	38,0	11,2	16,7	20,7	23,3	26,0		

Tabulka 1b. Varianty distribucí populačních ročníků na střední a vysoké školy pro období 1985–2005 (v %)

Republika Rok		1985	1990	ČSR			1985	1990	SSR		
				1995	2000	2005			1995	2000	2005
Typ školy	Varianta										
střední odborné učiliště	1	62,1	68,9	59,4	53,7	54,4	61,2	67,8	65,9	63,4	61,9
	2	62,1	62,6	53,6	47,3	44,9	61,2	61,5	57,1	51,4	45,5
	3	62,1	67,2	55,2	46,4	44,9	61,2	64,4	58,6	51,7	45,5
	4	62,1	61,0	45,0	34,6	32,8	61,2	57,7	48,8	38,0	32,8
gymnázium	1	14,8	12,1	15,8	18,0	17,7	14,2	11,8	12,5	13,4	13,9
	2	14,8	14,4	18,2	21,5	22,4	14,2	14,4	16,3	19,1	22,1
	3	14,8	12,9	17,9	21,6	22,4	14,2	13,5	16,1	19,2	22,1
	4	14,8	15,9	23,0	27,4	28,9	14,2	16,3	20,9	25,7	28,9
střední odborná škola	1	23,1	19,0	24,8	28,3	27,8	24,6	20,4	21,7	23,2	24,2
	2	23,1	23,0	28,2	31,2	32,8	24,6	24,2	26,6	29,5	32,4
	3	23,1	19,9	27,0	32,0	32,8	24,6	22,2	25,3	29,1	32,4
	4	23,1	23,1	32,0	38,0	38,3	24,6	26,0	30,3	36,3	38,3
vysoká škola	1	15,2	12,7	11,4	15,2	16,6	15,2	13,3	11,7	12,7	13,4
	2	15,2	15,2	16,0	21,1	22,5	15,2	15,4	16,3	19,5	22,5
	3	15,2	13,9	13,5	19,3	22,5	15,2	15,6	15,7	19,2	22,5
	4	15,2	17,4	18,7	26,9	31,0	15,2	19,8	21,5	26,3	31,0



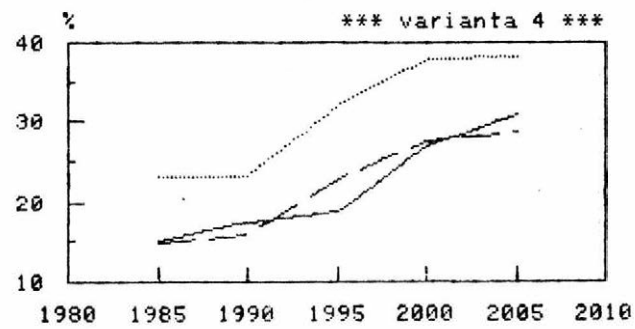
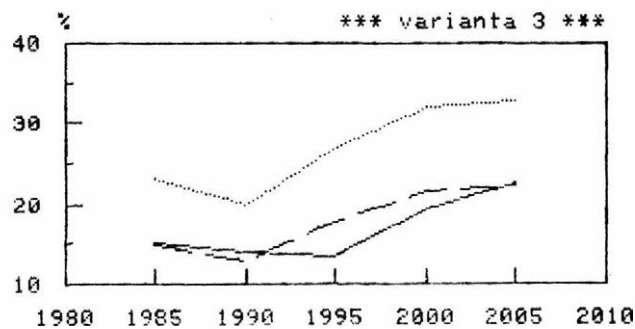
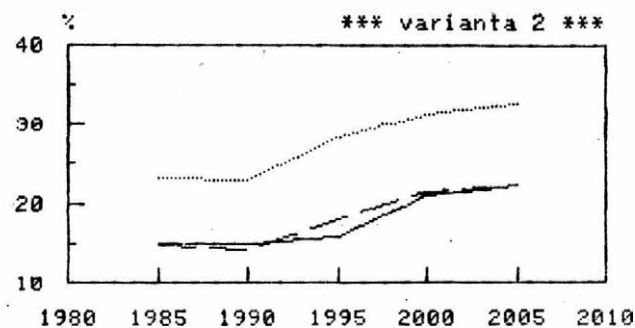
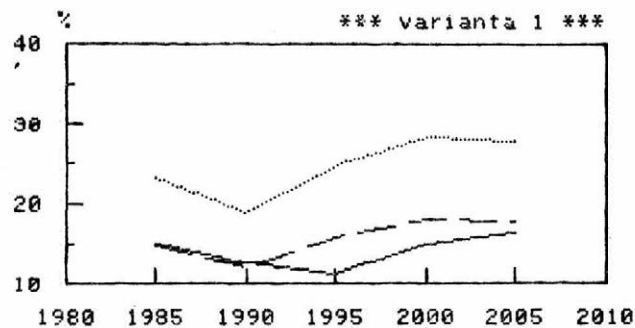
Obr. 5a. Varianty distribucí populačních ročníků ČR na střední a vysoké období 1985–2005 – v tisících osob

LEGENDA:
=====

— vys. škola

..... SOŠ

— gymnázium



existujícím limitům či změněným podmínkám — např. dosažení horní hranice zaměstnanosti žen, zavedení povinné desetileté školní docházky s posledními dvěma roky na jednom ze tří typů středních škol, nový polytechnický charakter výuky na gymnáziu atd. — jsme hledané podíly určili extrapolací dosavadního vývoje — viz obr. 4.

Přesné hodnoty distribucí $D_{j,k}^{r,v}$ jsou uvedeny v tabulkách 1a, 1b, pro ČSR, pro niž jsou díky výraznější populační vlně narozených začátkem sedmdesátých let patrnější jejich odlišnosti, jsou znázorněny na obr. 5a, 5b.

Dolní hranici prostoru možného vývoje vzdělanostní struktury jsme vymezili *variantou 1 zachovávající* pro všech pět časových řezů 1985–2005 *absolutní počty přijímaných* na výběrové školy (gymnázia, SOŠ, vysoké školy), tj. proměnnou složkou jsou počty studujících na středních odborných učilištích. Kolísající velikosti populačních ročníků je dáno, že u této varianty *podíly přijatých* na výběrové školy nejdříve silně klesají a teprve po roce 1995 se vracejí k původním hodnotám, které v ČSR v závěru sledovaného období překročí, v SSR však nikoli. Shora jsme prostor možného budoucího vývoje ohraničili *variantou 4*, v níž hodnoty distribucí v r. 2005 dosahují *podílů*, které pro vysoké a zčásti i střední odborné školy *představují úroveň plného uspokojení zájmu* populace o dané vzdělání a které jsou srovnatelné se současnou úrovní ve vyspělých zemích. Vývoj hodnot distribucí je v této variantě stanoven tak, aby absolutní počty jedinců přijímaných na výběrové školy rostly v období 1985–2005 v podstatě lineárně. Střední *varianty 2 a 3* dosahují v r. 2005 totožné hodnoty distribucí, které *leží zhruba v polovině mezi hodnotami variant 1 a 4* a přibližně představují průběžná maxima uvažovaná ve výhledech plánovacích a řídicích orgánů a institucí (Státní plánovací komise, ministerstva školství). Rozdíl mezi variantami 2 a 3 je dán rozdílnými tempy změn hodnot přijímaných na výběrové školy. Zatímco varianta 2 představuje v zásadě neklesající podíly přijímaných od r. 1985, a tedy velmi prudký nárůst jejich absolutních počtů mezi roky 1985 a 1990 pro gymnázia a SOŠ (jen o málo nižší než u varianty 4), pak varianta 3 zachovává stejné pětileté přírůstky absolutních počtů přijímaných na výběrové školy, tj. jejich podíly zpočátku klesají, byť ne tak výrazně jako ve variantě 1.

Nyní je tedy vše připraveno pro zachycení souhrnného algoritmu výpočtu osmi možných drah dalšího vývoje vzdělanostní struktury — každá ze čtyř variant distribucí se následně ještě dělí na dvě podle volby varianty rozsahu studia při zaměstnání, tj. koeficientů přechodu P . Výpočet se odvíjí iterativně od hodnot distribucí a známé vzdělanostní struktury z roku 1980, tj. nejdříve se vypočítá vzdělanostní struktura v roce 1985, na základě ní v roce 1990 atd. Indexem w označme jednotlivé varianty, $w = 1, \dots, 8$, indexem r , $r = 1, \dots, 8$, roky, $r = 1$ odpovídá roku 1975, ..., $r = 8$ roku 2010, jako $Z_{i,j}^r$ označme počet žijících v i -té věkové skupině k -tého souboru v roce r . (10) Algoritmus je popsán posloupností vztahů:

$$\begin{aligned} PV_{i,j,k}^{r,w} &= DP_{i,j,k} D_{j,k}^{r-1,v} \quad \text{pro } i = 1, 2, j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, \\ &\quad r = 3, \dots, 8, v = 1, \dots, 4, w = 1, 2 \quad \text{pro } v = 1, \dots, w = 7, 8 \quad \text{pro } v = 4; \\ PV_{i,j,k}^{r,w} &= P_{i-2,j,k}^u PV_{i-1,j,k}^{r-1,w} \quad \text{pro } i = 3, \dots, 8, j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, r = 3, \dots, 8, \\ &\quad w = 1, \dots, 8, u = 1 \quad \text{pro } w = 1, 3, 5, 7, u = 2 \quad \text{pro } w = 2, 4, 6, 8, \\ &\quad PV_{i,j,k}^{2,w} = PV_{i,j,k}^{80} \quad \text{pro všechna } w; \\ PV_{9,j,k}^{r,w} &= N_k PV_{8,j,k}^{r-1,w} + Z_k PV_{9,j,k}^{r-1,w} \quad \text{pro } j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, r = 3, \dots, 8, \\ &\quad w = 1, \dots, 8; \\ V_{i,j,k}^{r,w} &= Z_{i,k}^r PV_{i,j,k}^{r,w} \quad \text{pro } i = 1, \dots, 9, j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, r = 3, \dots, 8, \\ &\quad w = 1, \dots, 8; \end{aligned}$$

(10) Pro prognózu demografického vývoje jsme použili *Projekci obyvatelstva do r. 2000*, FSÚ, do r. 2010 jsme ji doplnili vlastními výpočty (přirozené jen pro příslušné věkové skupiny).

$$V_{0,j,k}^{r,w} = \sum_{i=1}^9 V_{i,j,k}^{r,w} \text{ pro } j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, r = 3, \dots, 8, w = 1, \dots, 8;$$

$$V_{1,0,k}^{r,w} = \sum_{j=1}^5 V_{i,j,k}^{r,w} \text{ pro } i = 0, \dots, 9, k = 1, \dots, 4, r = 3, \dots, 8, w = 1, \dots, 8$$

$$PV_{0,j,k}^{r,w} = V_{0,j,k}^{r,w} / V_{0,0,k}^{r,w} \text{ pro } j = 1, \dots, 5, k = 1, \dots, 4, r = 3, \dots, 8, w = 1, \dots, 8. (11)$$

V okamžiku, kdy známe postup pro určení možných drah dalšího vývoje vzdělanostní struktury *žijícího* obyvatelstva, je již poměrně snadné přejít k určení drah vývoje vzdělanostní struktury *ekonomicky aktivního* obyvatelstva. Základem pro řešení této úlohy je určení podílů ekonomicky aktivních z žijících pro jednotlivé stupně vzdělání a pětileté věkové skupiny ve čtyřech daných základních souborech. Označme analogicky jako v předchozím $E_{i,j,k}^r$ počet ekonomicky aktivních jedinců k -tého souboru s j -tým stupněm vzdělání v i -té věkové skupině v roce r , hledaný koeficient ekonomické aktivity jako $KE_{i,j,k}^r$; ten je určen vztahem $KE_{i,j,k}^r = E_{i,j,k}^r / V_{i,j,k}^r$. Rozbor těchto koeficientů ekonomické aktivity z let 1961, 1970 a 1980 ukázal, že z hlediska konstruovaného modelu lze — zvláště pro určení podílového vyjádření vzdělanostní struktury — použít koeficienty ekonomické aktivity z roku 1980, viz též [Vybrané 1985 : 18 an.](12)(13) Je zřejmé, že i u koeficientů ekonomické aktivity lze velmi snadno přistoupit k stanovení variantnosti dalšího vývoje, neměli jsme však k dispozici solidní a věrohodné podklady, které by umožnily podložené úvahy například o snižování důchodového věku, změnách v zaměstnanosti pracujících důchodců, resp. dalších věkových skupin, to vše přirozeně v členění podle dosaženého stupně vzdělání.(14) Možné dráhy dalšího vývoje vzdělanostní struktury ekonomicky aktivních získáme vynásobením hodnot absolutního vyjádření vzdělanostní struktury žijících koeficienty ekonomické aktivity (od tohoto absolutního vyjádření vzdělanostní struktury ekonomicky aktivních přejdeme snadno k podílovému vyjádření vydělením příslušnými součty).

Shrnutí

Nejdříve chceme poukázat na jednu závažnou skutečnost, která vyplývá z konstrukce modelu, přesněji z analýz a úvah, na jejichž základě byl vytvořen. Obecně je poměrně rozšířená představa o bezprostřední propojenosti ekonomické sféry,

$$(11) \text{ Vzhledem ke změnám hodnot } D_{j,k}^{r,w} \text{ a } PV_{i,j,k}^{r,w} \text{ nemusí při výpočtu vyjít } \sum_{j=1}^5 PV_{i,j,k}^{r,w} = 1.$$

Jedinci, kteří dříve získávali pouze základní vzdělání a nyní budou získávat nejméně odborné vzdělání, budou pravděpodobně relativně nejméně usilovat o dosažení vyššího vzdělání, a tedy úpravy hodnot $PV_{i,j,k}^{r,w}$ jsme provedli „na jejich úkor“, tj. zejména jsme zachovali vypočítané hodnoty pro $j = 3, 4, 5$ a zbývající jsme upravili tak, aby součet byl roven jedné.

(12) Zatímco v absolutním vyjádření vzdělanostní struktury ekonomicky aktivních se změna jediného z koeficientů ekonomické aktivity např. o 0,5 % může projevit již v řádu tisíců, popřípadě i deseti tisíců, pak podílové vyjádření je dáno vzájemnými poměry těchto koeficientů, tj. zmíněná změna se nemusí projevit prakticky vůbec.

(13) Výjimkou je soubor žen SSR, u něhož vývoj zaměstnanosti do značné míry kopíruje vývoj zaměstnanosti žen ČSR (podobně jako u mužů, ale s větším odstupem). Proto jsme pro ženy SSR upravili koeficienty ekonomické aktivity tak, že se v r. 1985 „přiblíží“ o polovinu k hodnotám žen ČSR a v r. 1990 se s nimi zcela vyrovnají.

(14) Celkově jsou právě koeficienty ekonomické aktivity, zvláště pro soubory žen, relativně nejslabším místem výpočtu pro ekonomicky aktivní. Předpoklad jejich konstantnosti může být zpochybněn celou řadou možných změn, mezi něž patří např. změny v demografickém vývoji (plodnosti), v životním způsobu, ve výrobě a službách atd. Jako nepřilíš věrohodný se jeví zejména předpoklad o konstantnosti těchto koeficientů u věkových skupin 60 a více let, resp. i 55–59 let pro ženy. I zde by se změny projevil především v absolutním vyjádření, v podílovém zřejmě jen okrajově.

potřeb a požadavků národního hospodářství, strukturálních a vývojových změn v něm realizovaných, resp. plánovaných na straně jedné a vývoje, zvyšování vzdělanostní struktury pracujících na straně druhé. Případné rozpory, které se v této oblasti projevují, se převážně připisují na vrub problémům ve využívání vzdělání, nepřesnosti plánování a nedokonalosti mechanismů jeho realizace apod. Provedené analýzy prokázaly, že tento vztah není bezprostřední, ale zprostředkovaný dvěma hlavními determinantami: distribucemi přijímaných do řádného studia na střední a vysoké školy a rozsahem a strukturou studia při zaměstnání. Právě to jsou hlavní nástroje řízení, resp. plánování růstu vzdělanostní struktury.⁽¹⁵⁾ Lze ukázat, že změny vzdělanostní struktury se vzhledem k zásahům provedeným prostřednictvím těchto dvou determinant projevují s časovým odstupem a tlumeně, jinak řečeno, vzdělanostní struktura má velký „moment setrvačnosti“ (toto tvrzení podrobněji rozvedeme v připravované stati).

Při posuzování přesnosti výsledků získaných s pomocí modelu musíme především rozlišit podílové a absolutní vyjádření vzdělanostní struktury. Výsledky udané v podílovém vyjádření jsou přesnější, protože jsou citlivé více na změny poměrů hodnot do výpočtů vstupujících, zatímco chyba absolutního vyjádření je většinou v podstatě přímo úměrná chybě těchto hodnot. Jinak řečeno, například změna jediného z koeficientů ekonomické aktivity o 1 % se v absolutním vyjádření může projevit citelnou změnou — až řádu tisíců jedinců, zatímco v podílovém vyjádření se nemusí projevit prakticky vůbec.

Základní parametry přesnosti modelu tvoří koeficienty přechodu, distribuční koeficienty přechodu spolu s distribucemi, koeficienty ekonomické aktivity a demografická projekce obyvatelstva. Jako konstantní jsme zvolili přirozený a mechanický pohyb obyvatelstva (rozbor viz výše); ani jeho nepravděpodobně velké změny by zřetelněji neovlivnily podílové vyjádření, pro absolutní by pak případné změny byly relativně malé. Naproti tomu rozsah studia při zaměstnání podstatným způsobem intervenuje jak do podílového, tak i absolutního vyjádření vzdělanostní struktury. Proto jsme zde přistoupili k volbě variant, které lze přijmout jako rozmezí dalšího vývoje.

Distribuční koeficienty přechodu jsme v zásadě vymezili jako konstantní, případné změny by se ve výsledcích odrazily tlumeně (opět jde o změny poměrů hodnot). Určující vliv mají hodnoty distribucí populačních ročníků do řádného studia na středních a vysokých školách, které do výpočtů vstupují variantně tak, aby pokud možno pokryly prostor možného budoucího vývoje a které také díky iterativnímu principu výpočtů jsou základem podílového i absolutního vyjádření vzdělanostní struktury stále vyšších věkových skupin. Přesnost absolutního vyjádření vzdělanostní struktury je zásadně podmíněna přesností použité demografické projekce, přesnost podílového vyjádření na ní závisí jen pokud jde o vzájemné poměry počtů žijících v jednotlivých pětiletých věkových skupinách.

Relativně nejslabším místem při stanovení možných drah dalšího vývoje vzdělanostní struktury ekonomicky aktivní populace je předpoklad konstantnosti koeficientů ekonomické aktivity, a to zvláště u nejstarších věkových skupin, u nichž je pravděpodobnost změn současných hodnot největší. Změny ve stupni ekonomické aktivity by se promítly do absolutního vyjádření přímo úměrně a do podílového pouze úměrně změně jejich vzájemných poměrů.

(15) Zde se mimo jiné zřetelně vyjevuje zásadní odlišnost socialistického systému vzdělání od systémů ve vyspělých západních zemích, kde je vývoj vzdělanostní struktury podmíněn celou řadou měnících se a mnohdy i nahodilých faktorů — celková ekonomická a sociální situace společnosti, její sociální třídní složení, poptávka a nabídka na trhu pracovních sil (nezaměstnanost, zvláště vysoká u mládeže), zájem populace o vzdělání (módní vlny) a možnosti jeho uplatnění, ale i zájmy kapitálu atd. Je zřejmé, že konstrukce obdobného modelu by zde byla podstatně obtížnější, neboť by kromě jiného vyžadovala hluboké analýzy celé řady dalších oblastí.

Veškeré analýzy i výpočty byly provedeny na inteligentním terminálu HP 2647A v lokálním režimu, bylo zpracováno asi 3500 vstupních dat a přes 100 tisíc výsledných hodnot. Soudíme, že osobní počítače budou hrát při řešení nestandardních úloh obdobného typu, jako je tato, stále větší roli.

Literatura

- Analýza sociální struktury čs. mládeže a prognóza jejího vývoje do r. 2010.* Praha, ÚFS ČSAV 1985.
- Barák, L. a kol.: *Aktuální problémy kvalifikace a vzdělání v čs. národním hospodářství (vývoj, využití, prognóza, efektivnost).* Praha, EÚ ČSAV 1981.
- Barák, L. a kol.: *Prognóza školství do r. 2000 a předpoklady jejího ekonomického zabezpečení.* Praha, ÚRVŠ 1983.
- Historická statistická ročenka ČSSR.* Praha, SNTL 1985.
- Matějů, P.: *Demokratizace vzdělání a reprodukce vzdělanostní struktury v ČSSR ve světle mobilitních dat.* Sociologický časopis 1986, č. 2.
- Projekce obyvatelstva do roku 2000.* Praha, FSÚ 1980.
- Průcha, J.: *Perspektivy vzdělání.* Praha, SPN 1983.
- Průcha, J. — Walterová, E.: *Rok 2000 — Budeme celý život žáky?* Praha, Mladá fronta 1983.
- Sčítání lidu, domů a bytů k 1. 3. 1961.* Praha, FSÚ 1963.
- Sčítání lidu, domů a bytů k 1. 12. 1970.* Praha, FSÚ 1973.
- Sčítání lidu, domů a bytů k 1. 1. 1980.* Praha, FSÚ 1982.
- Statistické ročenky ČSSR.* Praha, SNTL 1961—1985.
- Statistiky školství ČSR, SSR.* Praha—Bratislava, ÚŠI 1970—1984.
- Vybrané otázky zdrojů a struktury pracovních sil a využívání kvalifikace v podmínkách intenzifikace.* Praha, ÚÚNV 1985.
- Zich, F.: *Poznámky k procesu formování předmětu marxisticko-leninské sociologie.* Sociologický časopis 1985, č. 6.

Резюме

М. Богушак: Модель развития структуры образования в ЧССР в период 1960—2010 гг.

Работа над обоснованными и высококачественными суммарными прогнозами социального развития в Чехословакии находится на переднем плане интереса общественно-научных работников. Предпосылкой их разработки является, помимо прочего, существование как можно более точных анализов закономерностей развития отдельных частных социальных процессов и их проекций, прогнозов. Одним из этих процессов является также создание и развитие структуры образования живущего, или же экономически активного населения. В статье подробно излагается одна конкретная модель, отражающая данный процесс и позволяющая разработку вариантов будущего развития структуры образования в ЧССР на следующие 25 лет. Модель в существенной мере использует математический аппарат и средства вычислительной техники, т. е. отражает, в первую очередь, количественную сторону развития структуры образования.

Основная идея модели — отражение механизмов изменений структуры образования пятилетних возрастных групп и поколений во времени. Мы прослеживаем конструирование структуры образования всякого пятилетнего поколения в возрасте от 20 до 29 лет и общее развитие поколений при прохождении более высокими возрастными поясами в пятилетних интервалах времени. Анализ показал, что ключевые детерминанты, определяющие изучаемый процесс, следующие: существующая уже исходная структура образования, распределение групп населения одного года рождения по средним и высшим учебным заведениям, объем и структура заочного образования, естественное и механическое движение населения, проекция числа людей, живущих в отдельных возрастных группах, степень экономической активности и распределение совокупности населения на совокупности мужчин ЧСР, женщин ЧСР, мужчин ССР, женщин ССР, являющиеся, ввиду вышеуказанных детерминантов, относительно однородными.

Возможные пути развития структуры образования отражены в модели вариантным образом. Вариантность определена выбором объема заочного образования и распределением групп населения одного года рождения по средним и высшим учебным заведениям; для развития структуры образования экономически активных людей она может еще определяться выбором степени экономической активности по отдельным ступеням образования и возрастным группам. Основой приема является шаг итерации, при котором из известной структуры образования и значений распределения с помощью

т. наз. коэффициентов перехода и дистрибутивных коэффициентов перехода, или же еще коэффициентов экономической активности, исчисляются новые структуры образования пятью годами позже.

Мы выбрали два варианта объема заочного образования и четыре варианта распределения групп населения одного года рождения по средним и высшим учебным заведениям, так что конечный алгоритм исчисления включает в общем восемь вариантов, отражающих пространство возможных путей дальнейшего развития структуры образования в Чехословакии до 2010 г.

Summary

M. Boguszak: Model of the Development of Czechoslovakia's Educational Structure for the Period 1960—2010

Work on well-founded and thoroughly elaborated general prognoses of social development in Czechoslovakia is in the focus of attention of social researchers. One of the preconditions of their elaboration is the availability of maximally exact analyses of laws governing the development of individual partial social processes and their projections, prognoses. These processes also include the formation and development of the educational structure of the living or, let us say, of the economically active population. The paper presents a detailed explanation of one concrete model rendering the given process and facilitating the elaboration of variants of the future development of Czechoslovakia's educational structure for 25 years to come. The model makes substantial use of the mathematical apparatus and of the means of computation technique, that is, it comprehends primarily the quantitative aspect of the development of the educational structure.

The underlying principle of the model is the depiction of mechanisms of changes taking place in the educational structure of five-year age groups and generations in time. The constitution of the educational structure of each five-year generation at the age of 20—29 years, and subsequently the general development of generations in passing through higher age stages in time intervals of five years are subjected to examination. The analysis revealed the following key determinants characterizing the process involved: the already existing basic educational structure, distribution of the annual quota of students admitted to secondary schools and universities, scope and structure of studies pursued by economically active people, natural and mechanical population mobility, projection of numbers of people living in separate age groups, level of economic activity, and division of the population sample into groups of men in the CzSR, women in the CzSR, men in the SSR, women in the SSR; these are relatively homogeneous in relation to the above-mentioned determinants.

The possible ways of development of the educational structure are comprehended in terms of variance. The variance is given by the choice of the scope of studies pursued by economically active persons and by the distribution of the quota of students admitted every year to secondary schools and universities; moreover, in the case of the development of the educational structure of economically active persons, it may be given by the choice of the degree of economic activity according to individual education levels and age groups. The basis of the process is an iterant step in which new educational structures which are to appear five years later are calculated from the familiar educational structure and distribution values with the help of so-called transition coefficients and distribution coefficients of transition, maybe also of coefficients of economic activity.

We have chosen two variants of the scope of studies pursued by economically active persons, and four variants of the distributions of yearly quotas of students admitted to secondary schools and universities. The resulting algorithm of calculation therefore includes eight variants on the whole, covering the space of possible ways of further development of Czechoslovakia's educational structure until 2010.