

## Segmenty zaměstnaných a nezaměstnaných v České republice v letech 1998 až 2004\*

TOMÁŠ KATRŇÁK, PETR MAREŠ\*\*

Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Brno

### The Employed and the Unemployed in the Czech Labour Market between 1998 and 2004

**Abstract:** The article focuses on the development of the labour market in the Czech Republic from the perspective of employment and unemployment between 1998 and 2004. Using data from the Czech Statistical Office, and within a reference framework of EU countries, the authors discuss and analyse the factors that determine unemployment and employment in Czech society. The authors use latent logistic regression to verify the assumption that the odds of unemployment are not evenly distributed across the entire Czech population and to identify three segments of the labour market in the Czech Republic. In each of these three segments the employment and unemployment odds differ, and the factors that determine these odds function differently in each segment.

**Keywords:** employment, unemployment, job market, latent analysis, latent classes, Czech Republic.

*Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2007, Vol. 43, No. 2: 281–303*

Ve společnosti, v níž je sociální status většiny lidí odvozen od jejich postavení na trhu práce, představuje ztráta zaměstnání pro jedince a jeho domácnost tíživou materiální, sociální a psychickou situaci. Zvláště nejde-li pouze o krátkou, přechodnou životní epizodu, ale o déletrvající nebo periodicky se opakující životní zkušenost.

S nezaměstnaností je ve všech zemích EU spojena chudoba. Na tom mnoho nemění finanční podpora, které se dostává ze strany sociálního státu těm, kteří ztratili zaměstnání. V případě České republiky je spojení mezi chudobou a nezaměstnaností zvláště významné, neboť výskyt příjmové chudoby mezi lidmi v domácnostech nezaměstnaných je zde výrazně vyšší než v jiných členských zemích EU [OECD 2005]. Především dlouhodobá nebo periodicky opakovaná nezaměstnanost, které se ve většině případů překrývají v určitých typech

---

\* Tato studie vznikla v rámci výzkumného záměru MSM0021622408 „Reprodukce a integrace společnosti“.

\*\* Veškerou korespondenci pošlejte na adresu: PhDr. Tomáš Katrňák, Ph.D., nebo prof. PhDr. Petr Mareš, CSc., Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: katrnak@fss.muni.cz nebo pmares@fss.muni.cz.

domácností, jsou doprovázeny chudobou [Sirovátka, Mareš 2005]. Každou zvláště a především jejich souběh podmiňují stejné sociálně-demografické charakteristiky nebo strukturální faktory. Dlouhodobou nezaměstnanost ovlivňuje zejména nízké vzdělání, či úplně chybějící kvalifikace, nedostatečné pracovní zkušenosti, zdravotní stav limitující aktivní účast na trhu práce, nízký věk nebo etnický původ (velmi často jde o kombinaci těchto faktorů). Periodicky opakující se nezaměstnanost poznamenává především povaha lokálních trhů práce, které nenabízejí dostatek pracovních příležitostí, přičemž osoby postižené nezaměstnaností jsou na tyto trhy práce ve většině případů vázány.

Přes přetrvávající vztah mezi nezaměstnaností a chudobou se dnes přesunuje pozornost od materiální deprivace nezaměstnaných (a domácností, v nichž nezaměstnaní žijí) k deprivaci sociální. Nezaměstnanost je stále více vnímána nejen jako faktor ovlivňující životní úroveň, ale také jako faktor narušující identitu a sociální vztahy, způsobující ztrátu sebeúcty, vyvolávající pocit závislosti a omezující potenciál a možnosti participace na nejrůznějších sociálních aktivitách [Jahoda 1979, 1982, 1987; Galie, Marsh 1994; Gershuny 1994; Sen 1997; Gallie, Paugam, Jacobs 2003]. Z tohoto důvodu je (dlouhodobá i opakující se) nezaměstnanost spojována s konceptem sociální exkluze a zaměstnanost se pak jeví jako jeden z mechanismů sociální inkluze [Rodgers, Gore, Figueiredo 1995], který posiluje sociální kohezi společnosti [Gallie, Paugham, Jacobs 2003].

Naším cílem v této stati je představit český trh práce z hlediska nezaměstnanosti a zaměstnanosti mezi lety 1998 až 2004. Na datech z Českého statistického úřadu analyzujeme faktory podmiňující nezaměstnanost v české společnosti. K potvrzení předpokladu, že šance na nezaměstnanost nejsou rozloženy napříč celou českou populací ve stejné míře, jsme použili latentní logistickou regresi [Vermunt, Magidson 2005], pomocí níž identifikujeme tři segmenty nezaměstnaných a zaměstnaných v české společnosti. V každém z těchto segmentů existují nejen odlišné šance na nezaměstnanost,<sup>1</sup> ale také faktory podmiňující tyto šance působí v těchto segmentech v odlišné míře.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Přijímáme zde jazyk statistické procedury, i když vzhledem ke konotaci slova nezaměstnanost by bylo případnější mluvit spíše o jejím riziku než o šanci na ní.

<sup>2</sup> Nezaměstnanost je sociální konstrukt, a její definice je proto důležitým aspektem analýzy. Mezinárodní organizace práce (ILO) považuje za nezaměstnané osoby (v metodice Eurostatu ve věku 15–74 let), které (a) v referenčním období neměly zaměstnání, (b) neodpracovaly ani jednu hodinu za mzdu či odměnu a (c) aktivně hledaly práci, (d) do níž by byly schopny nastoupit nejpozději do dvou týdnů ode dne zjišťování. Tato definice je základem pro *obecnou míru nezaměstnanosti*, jakožto podíl nezaměstnaných ze sumy zaměstnaných a nezaměstnaných (pracovní síla). Český statistický úřad ji zjišťuje čtvrtletně (Výběrové šetření pracovních sil) a míra nezaměstnanosti za jednotlivé roky se počítá jako aritmetický průměr z jednotlivých čtvrtletí. Ministerstvo práce a sociálních věcí pak zveřejňuje *registrovanou míru nezaměstnanosti a zaměstnanosti*, počítanou jako podíl zaregistrovaných nezaměstnaných na úřadech práce oproti celkové pracovní síle (zaregistrovaní nezaměstnaní a zaměstnaní podle Výběrového šetření pracovních sil).

## Jak je to s nezaměstnaností v EU a v ČR?

Průměrná míra nezaměstnanosti v zemích EU v roce 2006 byla necelých 8 %.<sup>3</sup> Nejnižší míru nezaměstnanosti jsme mohli najít v Dánsku (3,2 %) a Nizozemí (3,6 %), Irsku (4,4 %), Lucembursku (4,6 %), Rakousku (4,4 %) a Estonsku (4,3 %). Nejvyšší míra nezaměstnanosti byla v Polsku (14 %), na Slovensku (12 %) a v Řecku (9,0 %). Dlouhodobě je přitom průměrná (a sezónně adjustovaná) míra nezaměstnanosti v zemích EU asi o 4 % vyšší ve srovnání s USA či Japonskem [OECD 2005]. O příčinách tohoto stavu existuje rozsáhlá diskuse zaměřená na různou míru rigidity pracovních trhů a různou míru nemzdových nákladů práce (danou zejména odlišným pojetím sociálního státu) v USA a zemích EU.

Podle Nickella [Nickell 1997] lze rozdíl mezi Evropou na jedné straně a USA s Japonskem na straně druhé vysvětlit: (a) povahou trhů práce (mírou jejich rigidity, rozsahem regulací a restrikcí, velikostí zdanění a výší nemzdových nákladů na práci); (b) typem sociálního státu (rozsahem a typem podpor a délkou oprávnění k nim, výdaji na aktivní politiku zaměstnanosti); (c) rolí a vlivem odborů, a to jak ve vztahu k nezaměstnanosti, tak při mzdovém vyjednávání a (d) rolí a vlivem zaměstnavatelů v pracovním procesu. Podobně lze vnímat rozdíly v nezaměstnanosti mezi jednotlivými zeměmi EU, které nejsou dány odlišnými definicemi nezaměstnanosti, ale především rozdílnými pracovními trhy (odlišnostmi v míře jejich rigidity), různou legislativou a rozdílnou povahou pracovní síly [Saint-Paul 2004].

V České republice obecná míra nezaměstnanosti<sup>4</sup> nejprve vzrostla z virtuální nulové úrovně v roce 1990 na 5% v roce 1996 a v letech 1999 a 2000 dosáhla zatím nejvyšších hodnot (8,7 % a 8,8 %). Od té doby se pohybuje na úrovni současného průměru zemí EU, tedy okolo 8 %. Podle výsledků Výběrového šetření pracovních sil byl v prvním čtvrtletí 2006 průměrný počet nezaměstnaných 414 100 osob, což odpovídá míře nezaměstnanosti 8,0 % (z toho bylo 221 700 neboli 54 % žen). Míra registrované nezaměstnanosti byla v tomto období 9 %. I když je tato míra vyšší, tendence vývoje obou měř je obdobná.

Z hlediska struktury nezaměstnaných převažují osoby se základním vzděláním (70,3 %). To ovšem nevypovídá o míře rizika nezaměstnanosti v této vzdělanostní skupině, ale o váze těchto osob v celkovém počtu nezaměstnaných.

<sup>3</sup> Všechny údaje, které se týkají nezaměstnanosti v EU, jsou získány z informací Eurostatu [Eurostat 2007], který používá pro srovnání míry nezaměstnanosti v jednotlivých zemích EU tzv. harmonizovanou míru nezaměstnanosti. Národní data jsou používána ve stejném tvaru podle definice doporučené Mezinárodní organizací práce a míra nezaměstnanosti se počítá z výsledků Labour Forces Survey z jednotlivých členských zemí, vztažených k měsíčním údajům o registrované nezaměstnanosti. Cílem harmonizace je umožnit srovnání dat zemí EU, které se v definicích nezaměstnanosti v detailech liší. Více k této metodice srov. [http://europa.eu.int/estatref/info/sdds/en/employ/unemployh\\_sm.htm](http://europa.eu.int/estatref/info/sdds/en/employ/unemployh_sm.htm).

<sup>4</sup> Všechny údaje o obecné míře nezaměstnanosti i specifických měřích nezaměstnanosti v České republice jsou přebrány z údajů Českého statistického úřadu založených na Výběrových šetřeních zaměstnanosti [ČSÚ 2007].

Problémem České republiky je dlouhodobá nezaměstnanost. Celkový počet osob nezaměstnaných jeden rok a déle přesáhl ve čtvrtém čtvrtletí roku 2006 polovinu celkového počtu nezaměstnaných osob, přitom je mezi nezaměstnanými 17,2 % osob bez placené práce déle než 4 roky – tedy dnes prakticky nezaměstnatelných.<sup>5</sup>

### Co podmiňuje rozdíly v riziku nezaměstnanosti?

Obecně známá sociální diferenciací rizik nezaměstnanosti bývá spojována s dualizací pracovních trhů na trhy primární (chráněné a méně flexibilizované) a sekundární (nechráněné a plně flexibilizované – charakterizované především nízkou mzdou a vysokou nejistotou pracovního poměru) [Berger, Piore 1980]. Přejechu mezi oběma trhy brání řada sociálních bariér, které jsou důsledkem diskriminace jedinců nebo celých sociálních skupin, vymezených nejčastěji na základě pohlaví, věku nebo etnického původu. Přes skepsi k této segmentaci trhu práce Gallie [1997] konstatuje, že osoby pohybující se na sekundárním trhu práce jsou značně heterogenní z hlediska kvalifikačních požadavků. Práce, kterou vykonávají, obvykle nevyžaduje vysokou kvalifikaci (a nepředpokládá se ani její růst). O to větší je ovšem nejistota jejich pracovních míst [Gallie, Marsh 1994]<sup>6</sup> a míra rizika jejich nezaměstnanosti. Typologii těchto rizik nabídl Esping-Andersen [1999]: za první je to *třídní riziko*, které je charakteristické pro určité sociální vrstvy; za druhé je to *riziko životní dráhy*, objevující se při určitých životních událostech nebo v určitých životních obdobích a za třetí je to *mezigenerační riziko* spojené s etnickým původem nebo pohlavím.

Stejně tak jako se země EU liší obecnou mírou nezaměstnanosti, liší se i strukturou nezaměstnaných a specifickými mírami nezaměstnanosti pro jednotlivé sociální kategorie. Gallie [1997] v tomto ohledu zmiňuje zejména odlišnou strukturu nezaměstnaných podle pohlaví, věku a podle typu ekonomické aktivity před ztrátou zaměstnání. Vyšší míru nezaměstnanosti ve většině zemích EU (nikoliv však ve všech) najdeme u žen a osob mladšího či naopak staršího věku, u osob vystavených diskriminaci (velmi často jde o diskriminaci na etnickém základě) a u osob se zdravotními problémy. Vyšší riziko nezaměstnanosti je také spojeno s nízkou úrovní lidského kapitálu. Giddens [2001] v této souvislosti konstatuje, že pravděpodobnost ztráty zaměstnání osob bez kvalifikace je

<sup>5</sup> Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (z celkového počtu nezaměstnaných) vzrostl z původních 15 % na 30 % v roce 1996 a téměř 50 % dosáhl v letech 2000 až 2006. Mimořádně vysoký podíl dlouhodobě nezaměstnaných je ve skupině nezaměstnaných se základním vzděláním (70,3 %). Ve skupině nezaměstnaných vyučených je jich více než polovina (53,8 %) a ve skupině nezaměstnaných s maturitou nebo s vysokoškolským vzděláním jich je 37,0 %.

<sup>6</sup> Nejhorší na tom jsou v tomto ohledu osoby pracující na zkrácený úvazek či s pracovní smlouvou na dobu určitou. Pro tyto osoby je typická nejen práce vyžadující nízkou kvalifikaci, ale i malá kvalifikační mobilita v pracovní anamnéze.

ve Velké Británii pětkrát vyšší než u osob se vzděláním (nízký lidský kapitál je pak důvodem toho, že po ztrátě zaměstnání tito lidé nacházejí zase hůře placená a nejistá zaměstnání, což je předurčuje k periodicky se opakující nezaměstnanosti). V neposlední řadě nezaměstnanost variuje regionálně. To je dáno historickými odlišnostmi ve vývoji lokálních trhů práce, které poznamenává odvětvová struktura ekonomiky daného území, povaha a kvalita jeho infrastruktury, jeho dopravní dostupnost a kvalita pracovní síly, která se na něm pohybuje.

V České republice jsou vystaveny riziku nezaměstnanosti více ženy než muži. Míra nezaměstnanosti osob mladších 25 let je u nás mírně pod průměrem EU, i tak ovšem představuje více než dvojnásobnou hodnotu specifické míry nezaměstnanosti osob mladších 25 let. Nižší specifickou míru nezaměstnanosti mají v České republice trvale vysokoškoláci a osoby s maturitou. Vysoká míra nezaměstnanosti naopak přetrvává ve skupině osob se základním vzděláním. Dosažené vzdělání nejenže významně ovlivňuje šance na trhu práce, ale nerovnost v šancích na práci podle vzdělání se od roku 1990 stále zvyšuje [Vyhlídal, Mareš 2006]. Zapomenout bychom neměli na diferenační vliv etnického původu, i když v České republice můžeme silný vztah mezi příslušností k romskému etniku a nezaměstnaností pouze předpokládat. Úřady práce etnickou příslušnost registrovaných nezaměstnaných nevidují. Regiony nezaměstnanost u nás také podmiňují, výraznější rozdíly než na úrovni krajů ovšem najdeme na úrovni okresů.

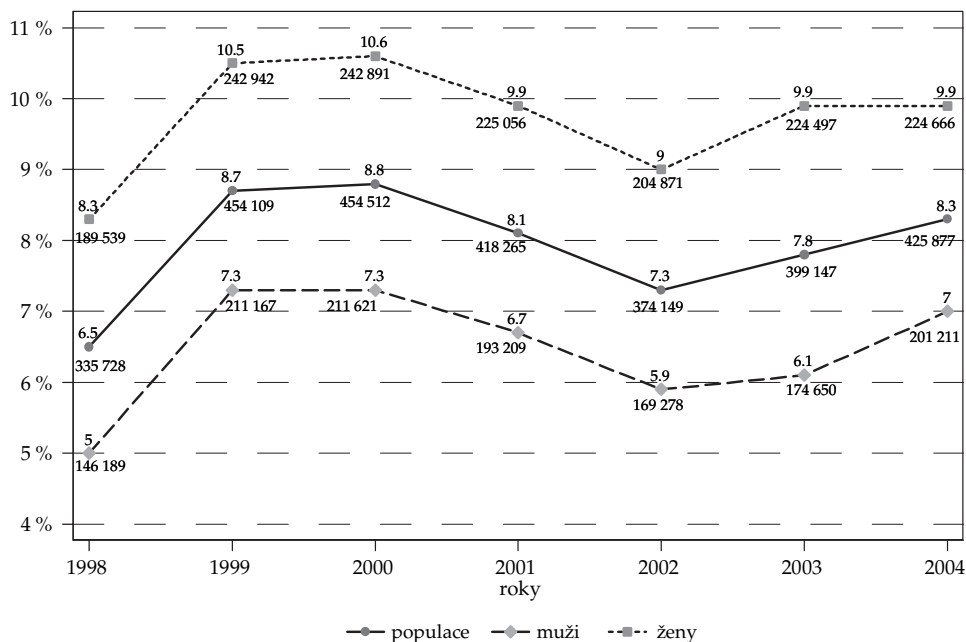
Cílem následující analýzy je identifikovat determinanty vytváření segmentů zaměstnaných a nezaměstnaných na českém trhu práce mezi lety 1998 až 2004. Naše základní výzkumné otázky jsou: Jaké jsou v české společnosti přelomu dvacátého a jednadvacátého století šance na nezaměstnanost a zaměstnanost s ohledem na pohlaví, věk, vzdělání a místo bydliště? Jak se tyto jejich šance vyvíjejí? A lze tyto šance identifikovat pro celou českou populaci, nebo jsou odlišné podle typu jednotlivých zaměstnaných a nezaměstnaných? Je tedy česká společnost v šancích na nezaměstnanost a zaměstnanost homogenní nebo heterogenní — čili diferencuje se do sociálních skupin či segmentů?

## Deskripce dat

Data, která budeme analyzovat, pocházejí z Výběrového šetření pracovních sil z let 1998 až 2004.<sup>7</sup> Jedná se o reprezentativní vzorek domácností převážně na populaci České republiky starší 15 let. V agregované podobě měla data podobu šestirozměrné tabulky. Základní proměnnou byla *participace na trhu práce* (zaměstnaný, nezaměstnaný), která byla řazená podle *pohlaví* (muž, žena), *vzdělání* (nedokončené a základní, vyučen/a, středoškolské, vysokoškolské), *věku* (do

<sup>7</sup> Jednalo o *obecnou míru zaměstnanosti a nezaměstnanosti*, kterou Český statistický úřad zjišťuje každé čtvrtletí. Za zpracování a poskytnutí dat děkujeme Mgr. Martinu Kopeckému z *Českého statistického úřadu*.

Graf 1. Lidé bez práce v ČR v letech 1998–2004



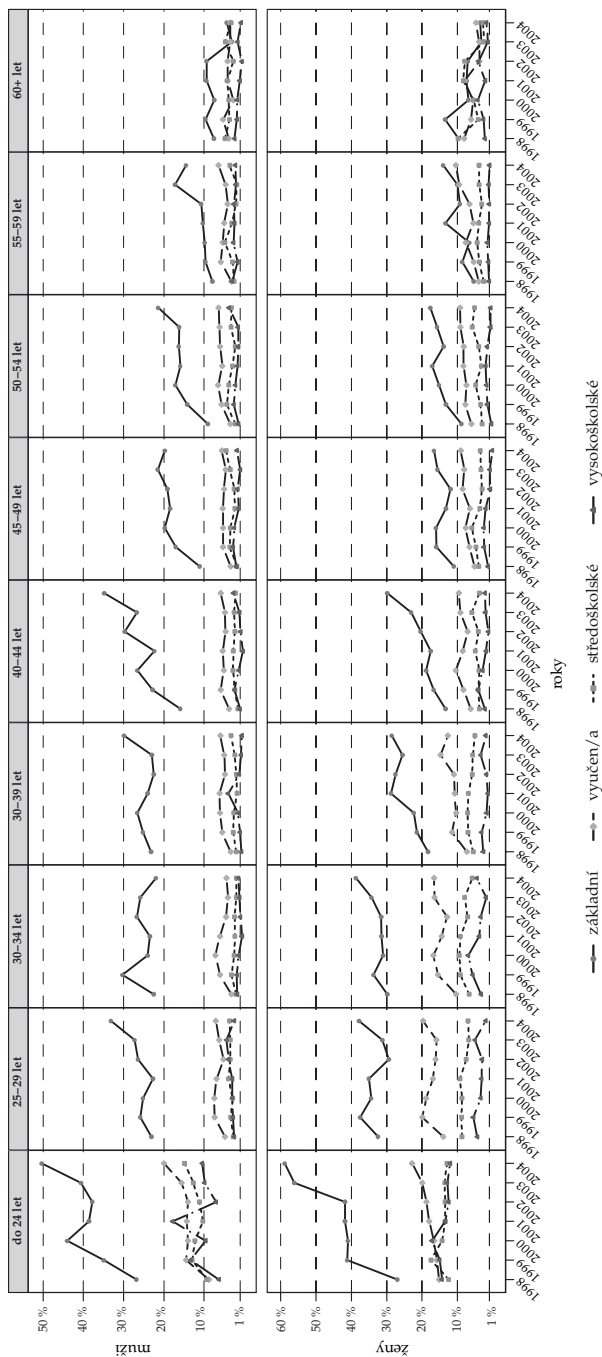
Zdroj: Výběrové šetření pracovních sil 1998–2004. Český statistický úřad, Praha 2005.

24 let, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54, 55–59, 60+ let), krajů (14 krajů v ČR) a roku (1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003 a 2004).

Absolutní počet lidí bez práce v české společnosti v jednotlivých letech ukazuje graf 1. V roce 1998 bylo v české populaci 335 728 nezaměstnaných (6,5 %), z toho bylo 189 539 žen (8,3 %) a 146 189 mužů (5 %). Mezi lety 1998 a 2000 nezaměstnanost v české společnosti vzrostla (v roce 2000 nepracovalo 10,6 % žen a 7,3 % mužů), v letech 2000 a 2002 poklesla (v roce 2002 nepracovalo 9 % žen a 5,9 % mužů) a od roku 2002 do roku 2004 se opět zvyšuje (v roce 2004 nepracovalo 9,9 % žen a 7 % mužů, podíl nezaměstnaných byl 8,3 %, čemuž odpovídalo 425 877 lidí bez práce).

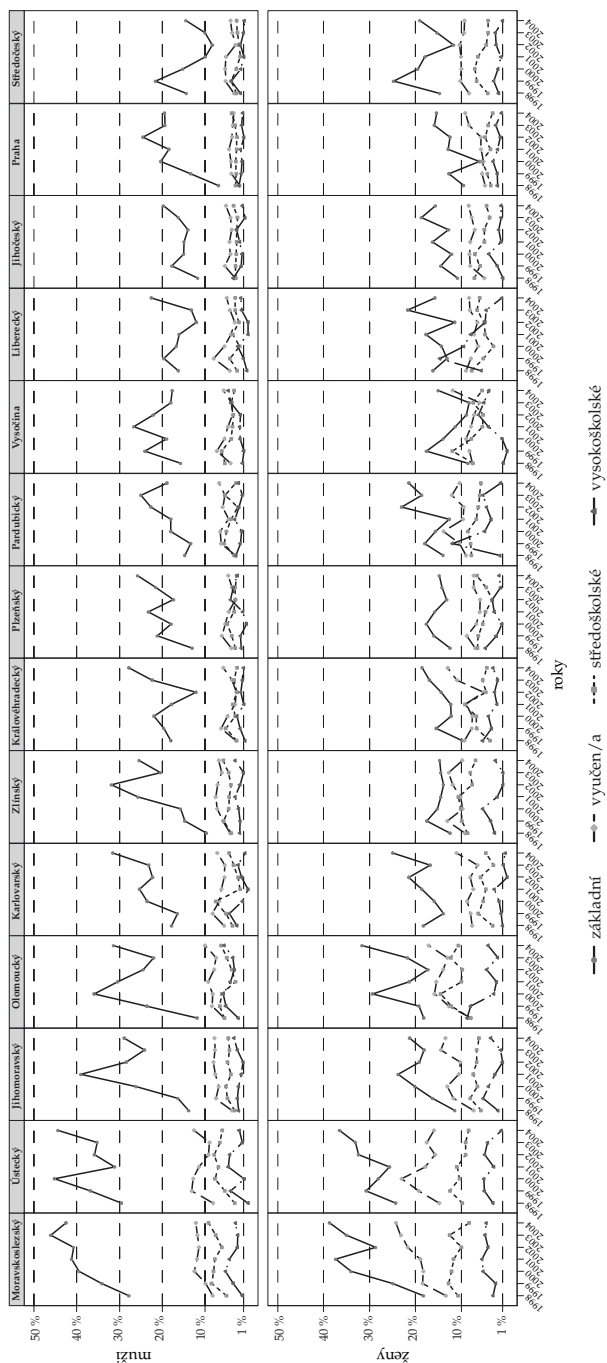
Graf 2 ukazuje podíl lidí bez práce v české společnosti v letech 1998 až 2004 podle pohlaví, vzdělání a věku. Z hlediska vzdělání a věku je největší podíl nezaměstnaných mezi mladými ženami a muži (do 24 let) se základním vzděláním. Podíl nezaměstnaných žen do 24 let je přitom oproti podílu mužů ve stejné věkové kategorii vyšší (v průměru asi o 5 %). Ve věkových kategoriích od 25 do 44 let je podíl nezaměstnaných s mezigeneračními výkyvy v jednotlivých vzdělávacích kategoriích podobný (výjimku tvoří vyučené ženy, jejichž nezaměstnanost mezi 25 a 44 rokem života výrazněji klesá). Mezi ženami se základním

Graf 2. Lidé bez práce v ČR podle pohlaví, vzdělání a věku v letech 1998–2004



Zdroj: Výběrové šetření pracovních sil 1998–2004. Český statistický úřad, Praha 2005.

Graf 3. Lidé bez práce v ČR podle pohlaví, vzdělání a krajů v letech 1998–2004



Zdroj: Výběrové šetření pracovních sil 1998–2004. Český statistický úřad, Praha 2005.



vzděláním a vyučenými oproti mužům se základním vzděláním a vyučeným je v těchto věkových kategoriích podíl nezaměstnaných vyšší (v průměru asi o 2 % až 3 %). Počínaje věkovou kategorií 45 let, podíl nezaměstnaných se základním vzděláním oproti předchozím věkovým kategoriím jak u mužů, tak žen klesá, u ostatních vzdělanostních kategorií se ovšem výrazněji nemění.

V Grafu 3 vidíme podíl lidí bez práce podle pohlaví a vzdělání v jednotlivých krajích České republiky v letech 1998 až 2004. S meziročními výkyvy najdeme největší podíl nezaměstnaných mezi muži a ženami se základním vzděláním v Moravskoslezském a Ústeckém kraji. Naopak nejmenší podíl nezaměstnaných je v Jihočeském kraji, v Praze a ve Středočeském kraji. S ohledem na vzdělání ve všech krajích platí podobný vzorec: vyšší vzdělání znamená nižší procento nezaměstnaných. Rozdíly v podílech nezaměstnaných podle vzdělanostních stupňů jsou ovšem pro muže a ženy odlišné. Když srovnáme základní vzdělání a vyučené, najdeme u mužů ve všech krajích poměrně značný rozdíl v podílu nezaměstnaných oproti rozdílu v podílu nezaměstnaných mezi vyučenými, středoškolsky vzdělanými a vysokoškoly. U žen tomu tak ovšem není. Rozdíly v podílu nezaměstnaných jsou u nich v případě srovnání jednotlivých vzdělanostních stupňů podobné. Tento závěr naznačuje, že vzdělanostní stupně nehrají stejnou roli v případě nezaměstnanosti podle pohlaví.

### **Typ analýzy determinant nezaměstnanosti**

Až dosud prezentované míry nezaměstnanosti byly počítány jako podíl nezaměstnaných z celkové pracovní síly (nezaměstnaní a zaměstnaní dohromady). V případě, že jsme pracovali s tříděním podle dalších proměnných, počítali jsme vždy podíl nezaměstnaných z celkové pracovní síly v určitých sociálních skupinách. Dostali jsme tak specifickou míru nezaměstnanosti, jejíž význam byl dán srovnáním se stejnou mírou v čase (v jiných případech v prostoru nebo napříč kohortami). Problémem takové míry je, že absolutní počet nezaměstnaných může zůstat konstantní, nicméně podíl nezaměstnaných může růst (v případě, že klesá pracovní síla), anebo klesat (v případě, že roste pracovní síla). Nebo se počet nezaměstnaných může zvyšovat, podíl nezaměstnaných ovšem může zůstat konstantní (v případě, že se zvyšuje přímo úměrně pracovní síla), nebo může klesat (v případě, že se pracovní síla zvyšuje rychleji než počet nezaměstnaných). Anebo se počet nezaměstnaných může snižovat a podíl nezaměstnaných může zůstat konstantní (v případě, že přímo úměrně klesá pracovní síla), anebo může růst (v případě, že se pracovní síla snižuje rychleji než počet nezaměstnaných).

V grafu 1 jsme například viděli, že mezi lety 1999 až 2000 vzrostla nezaměstnanost u žen z 10,5 % na 10,6 %, absolutní počet nezaměstnaných žen mezi těmito roky ovšem poklesl z 242 942 na 242 891. V grafu 2 jsme zase viděli, že mezi lety 2002 a 2003 vzrostla nezaměstnanost u mužů se základním vzděláním do

24 let z 37,7 % na 40,6 %, absolutní počet nezaměstnaných v této skupině ovšem poklesl mezi roky 2002 až 2003 z 11 762 na 10 915. Nebo graf 3 ukázal, že podíl nezaměstnaných mužů se základním vzděláním v Moravskoslezském kraji mezi lety 2002 a 2003 vzrostl ze 40,8 % na 46,1 %, počet mužů se základním vzděláním bez práce se ovšem v tomto kraji ve stejném období snížil z 9 577 na 8 839 nezaměstnaných. Míra nezaměstnanosti je tudíž ovlivněna (strukturálními) posuny v populaci na trhu práce. Jedná se o ukazatel, v němž se odrážejí jak proměny české populace z hlediska vzdělání, věku nebo pohlaví na trhu práce, tak změny v počtech nezaměstnaných.

Na rozdíl od obecně používaných specifických měr nezaměstnanosti a zaměstnanosti proto považujeme za vhodnější indikátor šance na nezaměstnanost oproti zaměstnanosti. Takový ukazatel, definovaný ve vztahu k šanci jiné (vysvětlující) proměnné, vyjádřený jako poměr dvou šancí (*odds ratio*), ukazuje velikost nezaměstnanosti a zaměstnanosti, která není ovlivněna (strukturálními) změnami v populaci na trhu práce [Powers, Xie 2000]. Přesněji řečeno: indikuje šance na to být nezaměstnaný, a to v našem případě s ohledem na pohlaví, věk, vzdělání, rok a region. Takto vyjádřená nezaměstnanost odkazuje k rozdílům nebo podobnostem v nerovnostech příležitostí participovat na trhu práce. Odkazuje ke kompetitivním výhodám a nevýhodám, které jsou spojené se sociálními charakteristikami lidí.

V naší analýze má vysvětlovaná proměnná dvě varianty: zaměstnaný a nezaměstnaný. K podchycení (struktury) vztahů mezi ní a sadou vysvětlujících proměnných použijeme logistickou regresi. Budeme odhadovat model, který lze jako zobecněný lineární model [McCullagh, Nelder 1999] zapsat následovně:

$$g(p_i) = \alpha + \sum_{j=1}^I \beta_j x_{ij},$$

kde  $g(p_i) = \ln\{p_i/(1-p_i)\}$ , jedná se o přirozený logaritmus podílu pravděpodobnosti být nezaměstnaný a pravděpodobnosti být zaměstnaný (šance na nezaměstnanost),  $i$  označuje jednotlivá pozorování ( $i = 1, \dots, n$ ),  $j$  označuje hodnotu parametrů a  $\alpha$  a  $\beta$  jsou (neznámé) parametry, prostřednictvím nichž jednotlivé vysvětlující proměnné –  $x_{ij}$  je hodnota  $j$ -té vysvětlující proměnné pro  $i$ -té pozorování – působí na vysvětlovanou proměnnou.<sup>8</sup> Takový model, označovaný jako model zlatého standardu (*gold standard model*) [Kleinbaum, Klein 2002], jednak ukazuje „čisté“ (kontrolované) efekty vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou a jednak je oproti parametrizaci pozorovaných (tabulkových) četností do poměrů

<sup>8</sup> Pro identifikaci logitového modelu je nezbytné parametry „omezit“, protože existuje více řešení logitové rovnice. Z rozšířených způsobů „omezení“, jimiž jsou „effect coding“ (parametry jsou omezeny tak, aby jejich součet odpovídal číslu 0) a „dummy coding“ (hodnota jednoho z parametrů je fixována na číslo 1) volíme (z interpretačních důvodů) druhé řešení. Modelové parametry jsou v tomto případě přirozené logaritmy poměrů šancí.

šancí úspornější. Přesnost, s níž reprodukuje pozorovaná data, ovšem nemusí být nejlepší. V datech mohou existovat interakce (vztahy) mezi vysvětlujícími proměnnými, které ovšem takto navržený model nepostihuje. Protože nemáme adekvátní teorii pro interakce v případě nezaměstnanosti, budeme srovnávat reprodukci dat u logitového modelu zlatého standardu s reprodukcí dat u logitových modelů latentních tříd, které (pravděpodobnostní) klasifikací případů do populačních segmentů vyčerpávají interakce mezi vysvětlujícími proměnnými [Magidson, Vermunt 2004; Vermunt, Magidson 2005].<sup>9</sup>

V obecné rovině regresní analýza latentních tříd znamená, že odhadnuté modelové parametry se liší podle tříd, segmentů či skupin, které jsou v datech nepozorovatelné.<sup>10</sup> Klasický přístup předpokládá homogenost populace – modely jsou odhadovány pro celou populaci. V přístupu latentních tříd jsou respondenti nejdříve na základě pravděpodobnosti přináležet do určitého segmentu diferencováni a regresní koeficienty jsou pak odhadovány pro každý segment zvlášť. Respondenti v daném segmentu jsou s ohledem na parametry modelu homogenní. Kolik segmentů charakterizuje tu kterou populaci, je předmětem statistických kritérií, testujících, jak dobře modely s různými počty segmentů reprodukuje pozorovaná data. Na rozdíl od faktorové analýzy, v níž je faktorové skóre spojitém znakem, analýza latentních tříd předpokládá diskrétní heterogenitu modelových parametrů (segmenty jsou kategorie). Oproti vícerozměrné analýze analýza latentních tříd zase předpokládá, že počet tříd je diskrétní a v datech přímo nepozorovatelný.

V našem případě budeme odhadovat logistickou regresi, přičemž budeme předpokládat, že jednotliví nezaměstnaní ve srovnání se zaměstnanými a s ohledem na vysvětlující proměnné tvoří homogenní populaci. Odlišují se velikostí efektů jednotlivých determinantů nezaměstnanosti, a proto přináleží do různých segmentů. Logitový model, který budeme odhadovat, má rovnici:

$$g(p_i | x_i = t) = \alpha_i + \sum_{j=1}^I \beta_j x_{ij},$$

<sup>9</sup> Přesněji řečeno: vypuštění interakcí mezi vysvětlujícími proměnnými je v našich datech nezbytné k tomu, abychom identifikovali logitový model latentních tříd, protože data neobsahují opakovaná měření (máme pouze jedno měření pro jeden případ). Za toto upozornění děkujeme Jeroenovi Vermuntovi.

<sup>10</sup> Do sociálních věd uvedl analýzu latentních tříd v padesátých letech minulého století Paul Lazarsfeld [srov. Lazarsfeld, Henry 1968]. Během sedmdesátých a osmdesátých let 20. století byla tato analýza formalizována a zobecněna především díky pracím Leo Goodmana [Goodman 1974] a Clifforda Clogga [Clogg 1981]. V devadesátých letech se postupně stává běžnou součástí sociologických analýz [srov. např. Hagenaars 1993; Clogg 1995; Vermunt 1997; Hagenaars, McCutcheon 2002; Vermunt, Magidson 2005], a to především proto, že modely odhadnuté na jejím základě obvykle lépe reprodukuje pozorovaná data než modely předpokládající homogenost populace.

kde  $g(p_i | x_i = t) = (\ln\{p_i/(1 - p_i)\} | x_i = t)$ , jedná se o přirozený logaritmus podílu pravděpodobnosti být nezaměstnaný a pravděpodobnosti být zaměstnaný v (latentní) třídě  $t$  (šance na zaměstnanost podmíněná segmentací populace),  $i$  označuje jednotlivá pozorování ( $i = 1 \dots, n$ ),  $j$  označuje parametry a  $\alpha$  a  $\beta$  jsou (hledané) parametry, jejichž prostřednictvím vysvětlující proměnné ( $x_{ij}$  je hodnota  $j$ -té vysvětlující proměnné pro  $i$ -té pozorování) působí na vysvětlovanou proměnnou. Při komparaci tohoto modelu s modelem zlatého standardu budeme usilovat o nalezení takového řešení, jež bude obsahovat nejen nezbytně nutný počet parametrů (poměrů šancí), ale bude také uspokojivě reprodukovat pozorovaná data. Budeme tedy hledat model, který je dostatečně přesný, dostatečně úsporný a zároveň interpretačně přesvědčivý.

### Analýza determinant zaměstnanosti a nezaměstnanosti

Statistická kritéria „padnutí“ jednotlivých modelů na data ukazuje tabulka 1.<sup>11</sup> Model 1 je logitový model zlatého standardu [Kleinbaum, Klein 2002], který předpokládá, že odhadnuté parametry nevariují napříč populací. Model 2 předpokládá v populaci existenci dvou latentních tříd zaměstnaných a nezaměstnaných. Každý další model (model 3 až 5) přidává k modelu 2 o jeden segment zaměstnaných a nezaměstnaných navíc. Model 3 předpokládá existenci třech segmentů, model 4 výskyt čtyř segmentů a model 5 existenci pěti segmentů zaměstnaných a nezaměstnaných v české společnosti.<sup>12</sup>

Přidáváním segmentů do modelů zvyšujeme jejich přesnost. Vrchol věrohodnostní funkce (*log-likelihood*) se (v záporných hodnotách) přibližuje 0, stejně jako (v kladných hodnotách) poměr maximální věrohodnosti ( $L^2$ ). Zvyšuje se podíl vysvětlené „variability“ ( $R^2$ ), zároveň ovšem také roste klasifikační chyba (podíl případů, který je na základě modelu neadekvátně zařazen). Rovnováhu mezi klasifikační chybou a vysvětlenou „variabilitou“ indikuje statistika *BIC*, jež zohledňuje jak počet případů v modelu ( $N$ ), tak počet stupňů volnosti v modelu (složitost modelu) a jeho reprodukci dat ( $L^2$ ).<sup>13</sup> Na základě této statistiky budeme naše data interpretovat s pomocí modelu 3, který předpokládá, že v české spo-

<sup>11</sup> Před odhadem jednotlivých modelů jsme celkový počet respondentů ( $N$ ) v datech snížili na setinu, a to s ohledem na jejich rozložení podle jednotlivých nezávisle proměnných (kraj, vzdělání, věk, rok a pohlaví). To znamená, že jsme každou frekvenci v šestiřozměrné kontingenční tabulce vydělili číslem 100. Pro snížení  $N$  jsme se rozhodli proto, že maximálně věrohodnostní odhad je poznamenán velikostí  $N$ . Při hledání (přirozeného logaritmu) vrcholu věrohodnostní funkce (a tedy odpovídajícího parametru) se snížením  $N$  s větší pravděpodobností vyhneme lokálním maximům věrohodnostní funkce, a tedy neadekvátním odhadům parametrů [více k tomu srov. Vermut, Magidson 2005].

<sup>12</sup> Všechny modely jsou odhadnuté v programu LatentGOLD 4.0. Více k tomuto programu a analýze latentních tříd obecně srov. <http://www.statisticalinnovations.com/>.

<sup>13</sup> *BIC* je zkratkou pro Bayesovské informační kritérium, které je konstruováno tak, aby indikovalo model, jehož informační hodnota o zkoumané realitě je nejvyšší. Obecně platí,

**Tabulka 1. Odhadnuté logitové modely pro latentní třídy/segmenty nezaměstnaných a zaměstnaných v ČR**

Model	Popis modelu	Log-likelihood	L <sup>2</sup>	df	BIC	Klas. chyba	R <sup>2</sup>
Model 1	1 segment v populaci	-90033	9462	7018	-80354	0	0,07
Model 2	2 segmenty v populaci	-89534	8464	6985	-80930	0,30	0,21
Model 3	3 segmenty v populaci	-89234	7865	6952	-81107	0,34	0,57
Model 4	4 segmenty v populaci	-89048	7492	6919	-81057	0,43	0,58
Model 5	5 segmentů v populaci	-88957	7312	6886	-80816	0,61	0,60

Zdroj: vlastní výpočty.

lečnosti existují tři segmenty zaměstnaných a nezaměstnaných na trhu práce (za referenční rámec k tomuto modelu budeme považovat model 1 – model zlatého standardu).<sup>14</sup>

Tabulka 2 ukazuje na základě modelu 3 jednak velikost jednotlivých segmentů v české populaci a jednak podíl nezaměstnaných a zaměstnaných v těchto segmentech. Do *segmentu 1* přináležejí více jak tři pětiny lidí (63 %). Nezaměstnanost je v tomto segmentu nejnižší a podíl pracujících naopak nejvyšší (v tomto segmentu najdeme 4 % nezaměstnaných a 96 % zaměstnaných). *Segment 2* tvoří o něco málo více jak jednu třetinu populace (31 %). Nezaměstnaných je v tomto segmentu 7 %, na trhu práce naopak participuje 93 %. *Segment 3* je nejmenší – tvoří jej pouze 6 % populace, nepracuje v něm ovšem 56 % lidí oproti 46 % pracujících. I když se tento segment podílí na celkovém počtu nezaměstnaných pouze z malé části, pravděpodobnost nezaměstnanosti je v něm 14krát větší než v prvním segmentu a 8krát větší než ve druhém segmentu.

Tabulka 3 ukazuje efekty jednotlivých nezávisle proměnných na vysvětlovanou (závisle) proměnnou. Začneme modelem zlatého standardu (model 1). Jeho koeficienty ukazují,<sup>15</sup> že efekt pohlaví je při kontrole ostatních proměnných na nezaměstnanost oproti zaměstnanosti pro ženy silnější než pro muže. Ženy

že čím nižší záporné číslo statistika BIC indikuje, tím adekvátnější informaci o realitě nám model poskytuje.

<sup>14</sup> K posouzení vhodnosti modelu jsme použili Bootstrap L<sup>2</sup> jako alternativu k BIC statistice (v tomto případě odhadnut z 500 náhodně generovaných statistických vzorků z dat). Významně statistickou shodu mezi modelem a daty se nám ovšem nepodařilo identifikovat (patrně z důvody stále vysokého N v souboru). Pro identifikaci statistické významnosti modelu 3 od modelu 2 jsme proto použili podmíněný Bootstrap -2LL, který indikuje velikost zlepšení odhadu modelu se třemi segmenty ve srovnání s odhadem modelu se dvěma segmenty. V tomto případě byla odlišnost statisticky významná. Model 3 statisticky významně zlepšuje explanaci struktury dat ve srovnání s modelem 2.

<sup>15</sup> Hladinu významnosti zde neuvádíme. Efekty všech koeficientů jak u modelu 1, tak u modelu 3 byly statisticky významné na hladině významnosti 0,01.

**Tabulka 2. Velikost latentních tříd/segmentů nezaměstnaných a zaměstnaných v ČR**

	Segment 1	Segment 2	Segment 3
Velikost segmentu	63 %	31 %	6 %
pracuje	96 %	93 %	44 %
nepracuje	4 %	7 %	56 %

Zdroj: vlastní výpočty.

mají ve srovnání s muži 1,61krát větší šanci (o 61 %) být nezaměstnané.<sup>16</sup> Ve všech letech jsou šance na nezaměstnanost ve srovnání s rokem 1998 vyšší (např. v roce 1999 o 46 %, v roce 2001 o 40 %, v roce 2002 o 29 %, v roce 2004 o 56 %), přičemž od roku 2002 do roku 2004 šance na nezaměstnanost rostou, i když v tomto případě zatím nelze konstatovat, zdali se jedná o trend nebo pouze o časový výkyv. Efekty věku a vzdělání na nezaměstnanost při kontrole ostatních proměnných jsou podobné: čím vyšší věk, stejně jako čím vyšší vzdělání, tím nižší šance na nezaměstnanost. Konkrétně: lidé ve věkové skupině 25 až 29 let mají 0,51krát menší šanci být nezaměstnaní (o 49 %) oproti lidem do 24 let, lidé ve věkové skupině 40 až 44 let mají 0,31krát menší šanci (o 69 %) na nezaměstnanost ve srovnání s lidmi do 24 let a lidé nad 60 let mají 0,24krát menší šanci (o 76 %) být nezaměstnaní ve srovnání s lidmi do 24 let. Z hlediska vzdělání platí, že lidé vyučení mají 0,33krát (o 67 %), lidé středoškolsky vzdělaní 0,20krát (o 80 %) a lidé vysokoškolsky vzdělaní 0,11krát (o 89 %) menší šanci na nezaměstnanost ve srovnání s lidmi se základním vzděláním. Z hlediska krajů jsou nejnižší šance na nezaměstnanost v Praze. Ve všech ostatních krajích jsou šance na nezaměstnanost vyšší, přičemž nejvyšší šance najdeme v Moravskoslezském kraji (o 198 % vyšší než Praha), v Ústeckém kraji (o 177 % vyšší než Praha) a v Olomouckém kraji (o 117 % vyšší než Praha). Nejmenší šance na nezaměstnanost jsou po Praze v Jihočeském (o 8 % vyšší než v Praze), ve Středočeském a Plzeňském kraji (v obou krajích o 14 % vyšší než v Praze).

Uspokojivější reprodukci vztahů v datech než model 1 poskytuje model 3, předpokládající tři segmenty nezaměstnaných a zaměstnaných. V prvním a druhém segmentu jsou oproti třetímu segmentu šance na nezaměstnanost v jednotlivých krajích, při jejich srovnání s referenční Prahou, vyšší. Zvláště výrazné je to v Moravskoslezském a Ústeckém kraji, částečně pak i v Olomouckém kraji (například v Moravskoslezském kraji je šance na nezaměstnanost v prvním segmentu o 625 % vyšší než v Praze, ve druhém segmentu je tato šance o 685 % vyšší než v Praze, ovšem v případě třetího segmentu je šance na nezaměstnanost v Moravskoslezském kraji vyšší než v Praze jen o 53 %). Při kontrole ostatních proměnných

<sup>16</sup> Kontrastní šanci vypočítáme u každého koeficientu jako 1/uváděná šance. Tedy: šance mužů oproti ženám na nezaměstnanost oproti zaměstnanosti jsou  $1/1,61 = 0,62$ . V tomto případě jsou 0,62krát menší, tedy o 48 %.

Tabulka 3. Efekty vysvětlujících proměnných na nezaměstnanost oproti zaměstnanosti v ČR

		Model 1		Segment 1		Model 3		Segment 3	
		b	e <sup>b</sup>	b	e <sup>b</sup>	b	e <sup>b</sup>	b	e <sup>b</sup>
Kraj	<i>Praha</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	Středočeský	0,13	1,14	-0,42	0,66	0,99	2,69	0,02	1,02
	Jihočeský	0,08	1,08	0,09	1,09	0,59	1,81	-0,11	0,89
	Plzeňský	0,13	1,14	0,20	1,22	0,46	1,59	0,13	1,14
	Karlovarský	0,32	1,37	0,82	2,26	0,29	1,33	0,15	1,16
	Ústecký	1,02	2,77	1,87	6,47	1,86	6,40	0,44	1,55
	Liberecký	0,16	1,18	0,33	1,40	0,67	1,95	-0,22	0,80
	Královéhradecký	0,19	1,21	0,32	1,38	0,95	2,60	-0,38	0,69
	Pardubický	0,39	1,48	0,57	1,76	1,18	3,26	0,16	1,17
	Vysočina	0,27	1,31	0,62	1,86	0,83	2,30	-0,14	0,87
	Jihomoravský	0,50	1,65	1,08	2,95	1,04	2,83	0,19	1,21
	Olomoucký	0,77	2,17	1,37	3,94	1,62	5,03	0,33	1,39
	Zlínský	0,47	1,61	0,65	1,92	1,07	2,91	0,75	2,12
	Moravskoslezský	1,09	2,98	1,98	7,25	2,06	7,85	0,42	1,53
Vzdělání	<i>základní</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	vyučení	-1,12	0,33	-2,26	0,10	-0,71	0,49	-6,60	0,00
	středoškolské	-1,62	0,20	-2,90	0,06	-1,58	0,21	-7,50	0,00
	vysokoškolské	-2,21	0,11	-3,15	0,04	-2,75	0,06	-8,28	0,00
Věk	<i>do 24 let</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	25–29 let	-0,67	0,51	-1,18	0,31	0,06	1,07	-7,22	0,00
	30–34 let	-0,82	0,44	-1,52	0,22	-0,02	0,98	-7,63	0,00
	35–39 let	-1,00	0,37	-1,51	0,22	-0,66	0,51	-7,59	0,00
	40–44 let	-1,19	0,31	-1,50	0,22	-1,38	0,25	-7,59	0,00
	45–49 let	-1,33	0,27	-1,84	0,16	-1,91	0,15	-7,24	0,00
	50–54 let	-1,26	0,28	-1,89	0,15	-1,82	0,16	-6,97	0,00
	55–59 let	-1,35	0,26	-2,41	0,09	-2,16	0,12	-6,82	0,00
60+ let	-1,43	0,24	-5,20	0,01	-2,87	0,06	-6,28	0,00	
Rok	1998	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	1999	0,38	1,46	0,79	2,21	0,42	1,52	0,47	1,61
	2000	0,40	1,49	0,95	2,59	0,41	1,51	0,40	1,50
	2001	0,33	1,40	0,93	2,53	0,37	1,44	0,10	1,11
	2002	0,25	1,29	0,88	2,41	0,26	1,30	-0,17	0,84
	2003	0,35	1,42	0,97	2,64	0,51	1,67	-0,07	0,93
	2004	0,45	1,56	1,35	3,84	0,44	1,54	-0,15	0,86
Pohlaví	<i>muž</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	žena	0,48	1,61	-1,22	0,30	7,57	1942,3	0,53	1,70

Zdroj: vlastní výpočty.

v modelu tato čísla naznačují, že pro první a druhý segment je charakteristická především strukturální nezaměstnanost, daná nedostatečnými příležitostmi na pracovním trhu (jednotlivé lokální trhy práce poskytují lidem s charakteristikami, které je řadí do prvního či druhého segmentu, různé šance).<sup>17</sup> V tomto ohledu je zajímavé, že existuje pouze jeden kraj – Středočeský –, v němž v rámci prvního segmentu najdeme menší šance (o 44 %) na nezaměstnanost než v Praze. Tento fakt podle nás neznamená, že by v tomto kraji bylo více pracovních příležitostí než v Praze, ale odkazuje ke skutečnosti pravidelného dojíždění za prací ze Středočeského kraje do Prahy.

Z hlediska vzdělání a věku pozorujeme v prvním a druhém segmentu podobné trendy, které se ovšem liší ve své struktuře. V obou segmentech se snižují šance na nezaměstnanost s rostoucím vzděláním. Zatímco v prvním segmentu je tento pokles patrný především mezi kategoriemi základní vzdělání a vyučení (oproti základnímu vzdělání mají vyučení o 90 %, středoškolsky vzdělaní o 94 % a vysokoškoláci o 96 % menší šance být nezaměstnaní), ve druhém segmentu je tento pokles pozvolnější (ve srovnání se základním vzděláním mají vyučení o 51 %, středoškolsky vzdělaní o 79 % a vysokoškoláci o 94 % menší šance na nezaměstnanost). V obou segmentech se také snižují šance na nezaměstnanost s rostoucím věkem. Zatímco v prvním segmentu je tento pokles nepřímě úměrný rostoucímu věku (nejvyšší šance na nezaměstnanost najdeme u lidí do 24 let a každá další věková kohorta je charakterizována menšími šancemi být nezaměstnaný), ve druhém segmentu k tomuto poklesu dochází výrazněji až ve věkové kohortě 35 až 39 let. Do 35 roku života zůstávají šance na nezaměstnanost ve druhém segmentu prakticky stejné. Tyto rozdíly ve struktuře efektu vzdělání a věku na nezaměstnanost mezi prvním a druhým segmentem objasňuje efekt pohlaví, který první a druhý segment diferencuje.

Šance na nezaměstnanost jsou v prvním segmentu vyšší pro muže (o 70 %), ve druhém segmentu jsou výrazně vyšší pro ženy. Pro první segment jsou typičtí především muži, u nichž efekt věku na nezaměstnanost s přibývajícím věkem klesá. Vzdělanostní stupeň, který výrazně snižuje jejich šance na nezaměstnanost, je pak výuční list. Druhý segment tvoří v drtivé většině ženy. Efekt věku na nezaměstnanost pro ně zůstává do 35 roku konstantní a teprve po této věkové hranici se u nich začínají šance na nezaměstnanost snižovat. Ve srovnání s prvním segmentem jsou za tímto efektem patrně skryty opatření zaměstnavatelů, kteří spíše než ženy do 35 let preferují muže do 35 let (tzv. genderová diskriminace na trhu práce). I když pro ženy platí, že každý vyšší vzdělanostní stupeň snižuje jejich šance na nezaměstnanost, rozdíl mezi základním vzděláním a výučním listem v oslabení efektu vzdělání na nezaměstnanost není tak výrazný, jako v případě prvního segmentu. Výuční list ve druhém segmentu ve srovnání se základním vzděláním znamená vyšší šance na nezaměstnanost než v případě prvního segmentu (podobně je tomu i u středoškolského vzdělání ve srovnání se základním

<sup>17</sup> Nesmíme zapomenout, že kraje jako administrativní jednotky jsou statistickými artefakty a počty nezaměstnanosti se neřídí jejich hranicemi.



vzděláním). V krajních případech efektu věku a vzdělání na nezaměstnanost (lidé staří, vysokoškoláci) jsou pak již oba segmenty prakticky stejné.

Vývoj nezaměstnanosti v prvním a druhém segmentu není jednoznačný. Pro oba segmenty shodně platí, že v jednotlivých letech jsou šance na nezaměstnanost oproti roku 1998 vyšší. V případě prvního segmentu se zdá, že šance na nezaměstnanost se od roku 2002 do roku 2004 zvyšují (v roce 2002 byly o 141 % vyšší, v roce 2004 byly o 284 % vyšší ve srovnání s rokem 1998). Ve druhém segmentu není výraznější pravidelnost ve vývoji pozorovatelná.

Třetí segment je početně nejmenší, z hlediska uvažování o nezaměstnanosti ovšem nejzajímavější. Jde o osoby marginalizované na trhu práce a vyloučené z trhu práce (více jak polovina z nich nepracuje). Z hlediska vzdělání tvoří tento segment nezaměstnaných v drtivé většině lidé se základním vzděláním a mírně zde převažují ženy nad muži. Dohromady tyto údaje naznačují, že pro třetí segment je spíše než nedostatek pracovních příležitostí na trhu práce (strukturální faktor) charakteristický nedostatečný lidský, vzdělanostní a „sociálně-kompetenční“ kapitál osob, které tento segment tvoří (nasvědčuje tomu i fakt, že oproti předchozím dvěma segmentům je zde efekt krajů na nezaměstnanost výrazně menší). Osoby v tomto segmentu mají větší šanci být nezaměstnané bez ohledu na povahu lokálního trhu práce, což s ostatními skutečnostmi napovídá, že v tomto segmentu se jedná o problém tzv. zaměstnatelnosti nositelů pracovní síly [Green, Turok 2000; Moss, Tilly 2001] neboli o problém jejího lidského kapitálu. Řešení v tomto segmentu nepředstavuje ani tak zvyšování pracovních příležitostí jako spíše zvyšování kvalifikace a sociální kompetence reprezentantů tohoto segmentu [Hillage, Pollard 1998]. Působí zde i diskriminační tendence ze strany zaměstnavatelů.<sup>18</sup> S největší pravděpodobností zde sledujeme osoby pohybující se na sekundárním trhu práce. Ve srovnání s Prahou jsou největší šance na nezaměstnanost v tomto segmentu ve Zlínském a v Ústeckém kraji. Pozitivní je, že šance na nezaměstnanost v letech 2002 až 2004 oproti roku 1998 v tomto segmentu poněkud poklesla.

Tabulka 4 ukazuje predikci závisle proměnné.<sup>19</sup> Jedná se o vyjádření pravděpodobnosti nezaměstnanosti u vybraných typů respondentů v jednotlivých segmentech. Odhady jsou udělány pouze pro rok 2004 (z úsporných důvodů), pro kraj Moravskoslezský a Prahu (z důvodů výrazných strukturálních odlišnos-

<sup>18</sup> Naše data bohužel neobsahovala údaje o etnicitě zkoumaných osob. Lze však předpokládat, že zde bude většina ekonomicky aktivní populace počítaných nebo počítajících se mezi Romy. Data také nevypovídají o struktuře domácností nebo o finanční situaci zkoumaných, abychom mohli identifikovat, zdali se jedná o segment, který v české společnosti tvoří třídu v sociálně stratifikačním smyslu, nebo jde spíše o nahodilou skupinu nezaměstnaných (a zaměstnaných).

<sup>19</sup> LatenGold má implementovány tři typy výpočtu predikovaných hodnot u závisle proměnné: posteriorní predikce průměru, hierarchicko-bayesovská predikce průměru a predikce průměru marginálií. V případě posteriorní predikce, kterou jsme použili, jsou predikované hodnoty generovány jako průměry odhadů pro jednotlivé segmenty násobené pravděpodobností přináležet do určitého segmentu u každé zkoumané jednotky.

**Tabulka 4. Pravděpodobnost nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji a v Praze u vybraných typů osob podle jednotlivých segmentů v roce 2004 (v procentech)**

Kraj	Vzdělání	Věk	Pohlaví	Segment 1	Segment 2	Segment 3
Moravskoslezský	základní	25–29	muž	67,5	0,17	99,89
Moravskoslezský	vyučen	25–29	muž	17,77	0,08	54,52
Moravskoslezský	středoškolské	25–29	muž	10,26	0,03	32,79
Moravskoslezský	vysokoškolské	25–29	muž	8,14	0,01	18,22
Moravskoslezský	základní	25–29	žena	38,11	76,48	99,93
Moravskoslezský	vyučena	25–29	žena	6,02	61,64	67,1
Moravskoslezský	středoškolské	25–29	žena	3,28	40,02	45,36
Moravskoslezský	vysokoškolské	25–29	žena	2,56	17,25	27,49
Moravskoslezský	základní	35–39	muž	59,91	0,08	99,84
Moravskoslezský	vyučen	35–39	muž	13,45	0,04	45,23
Moravskoslezský	středoškolské	35–39	muž	7,6	0,02	25,15
Moravskoslezský	vysokoškolské	35–39	muž	6	0,01	13,3
Moravskoslezský	základní	35–39	žena	30,7	61,06	99,9
Moravskoslezský	vyučena	35–39	žena	4,41	43,65	58,42
Moravskoslezský	středoškolské	35–39	žena	2,38	24,34	36,38
Moravskoslezský	vysokoškolské	35–39	žena	1,86	9,13	20,71
Moravskoslezský	základní	45–49	muž	51,92	0,02	99,88
Moravskoslezský	vyučen	45–49	muž	10,1	0,01	54,02
Moravskoslezský	středoškolské	45–49	muž	5,61	0	32,35
Moravskoslezský	vysokoškolské	45–49	muž	4,41	0	17,92
Moravskoslezský	základní	45–49	žena	24,25	31,13	99,93
Moravskoslezský	vyučena	45–49	žena	3,22	18,25	66,66
Moravskoslezský	středoškolské	45–49	žena	1,73	8,49	44,86
Moravskoslezský	vysokoškolské	45–49	žena	1,35	2,82	27,09
Praha	základní	25–29	muž	22,27	0,02	99,83
Praha	vyučen	25–29	muž	2,89	0,01	43,96
Praha	středoškolské	25–29	muž	1,55	0	24,2
Praha	vysokoškolské	25–29	muž	1,21	0	12,72
Praha	základní	25–29	žena	7,83	29,3	99,9
Praha	vyučena	25–29	žena	0,88	17	57,17
Praha	středoškolské	25–29	žena	0,47	7,84	35,2
Praha	vysokoškolské	25–29	žena	0,36	2,59	19,87
Praha	základní	35–39	muž	17,09	0,01	99,75
Praha	vyučen	35–39	muž	2,1	0,01	35,08
Praha	středoškolské	35–39	muž	1,12	0	18,03
Praha	vysokoškolské	35–39	muž	0,87	0	9,13
Praha	základní	35–39	žena	5,76	16,65	99,85
Praha	vyučena	35–39	žena	0,63	8,98	47,9
Praha	středoškolské	35–39	žena	0,34	3,94	27,23
Praha	vysokoškolské	35–39	žena	0,26	1,26	14,59
Praha	základní	45–49	muž	12,97	0	99,82
Praha	vyučen	45–49	muž	1,53	0	43,46
Praha	středoškolské	45–49	muž	0,81	0	23,83
Praha	vysokoškolské	45–49	muž	0,63	0	12,5
Praha	základní	45–49	žena	4,23	5,45	99,9
Praha	vyučena	45–49	žena	0,46	2,77	56,68
Praha	středoškolské	45–49	žena	0,24	1,17	34,74
Praha	vysokoškolské	45–49	žena	0,19	0,37	19,56

Zdroj: vlastní výpočty.

tí těchto krajů) a pro kohorty 25–29, 35–39 a 45–49 let (z důvodů interpretačních). Pravděpodobnost zaměstnanosti je v každém segmentu a u každého typu respondenta vždy dopočtem do 100 %.

Významnou roli krajů (a tedy strukturální povahu nezaměstnanosti) v prvním a druhém segmentu ukazuje srovnání krajů. Zatímco v Moravskoslezském kraji najdeme na základě našeho modelu v kategorii 25–29 let 67,5 % nezaměstnaných mužů se základním vzděláním v prvním segmentu, Praha snižuje podíl nezaměstnaných mužů v tomtéž segmentu na 22,3 % (u vyučených ve stejné věkové kategorii je toto snížení z 17,8 % na 2,9 %). Podobný rozdíl vidíme také u druhého segmentu u žen. Vertikální komparace v rámci krajů ukazuje, že podíl nezaměstnaných mužů v prvním segmentu a podíl nezaměstnaných žen ve druhém segmentu klesá s rostoucím věkem a rostoucím vzděláním. Ve třetím segmentu region vysokou nezaměstnanost u mužů a žen v kategorii základního vzdělání nepoznamenává. U vyučených již rozdíly mezi regiony existují (v Praze je menší podíl nezaměstnaných než v Moravskoslezském kraji), nicméně rozdíly v tomto případě nejsou tak výrazné jako u mužů prvního segmentu a žen druhého segmentu. Samotné vzdělání u tohoto segmentu podíl nezaměstnaných snižuje, nikoliv ovšem na hodnoty prvních dvou segmentů. Z hlediska věku je ve třetím segmentu o něco vyšší podíl nezaměstnaných jak u mužů, tak žen v kategorii 25–29 let a 45–49 let ve srovnání se střední kategorií.

## Závěr

Cílem tohoto textu bylo představit trh práce z hlediska zaměstnanosti a nezaměstnanosti mezi lety 1998 až 2004 v České republice a ukázat, jaké faktory ovlivňují nezaměstnanost. Na základě latentní logistické regrese lze v české populaci identifikovat tři segmenty osob pohybujících se na trhu práce. Do prvního a druhého segmentu spadá 94 % české populace. Zaměstnanost je v těchto segmentech vysoká, nezaměstnanost poměrně nízká, variuje přitom v závislosti na území a pohlaví. Třetí segment tvoří zbylých 6 % populace. Zaměstnanost je zde ve srovnání s předchozími dvěma segmenty nízká, nezaměstnanost naopak velmi vysoká (v tomto segmentu nemělo v době dotazování zaměstnání 56 % osob).

První a druhý segment ohrožuje především strukturálně podmíněná nezaměstnanost a pravděpodobně lze na ni úspěšně působit růstem pracovních příležitostí. V prvním segmentu, jenž zahrnuje 63 % populace, najdeme 4 % nezaměstnaných. Tito nezaměstnaní jsou spíše mladí muži (s věkem se šance na jejich nezaměstnanost snižují) se základním vzděláním, žijící v Moravskoslezském, Ústeckém a Olomouckém kraji. Šance na nezaměstnanost se u nich výrazně snižují zvýšením kvalifikace (výučným listem nebo středoškolským vzděláním). V čase (mezi lety 1998 až 2004) se ovšem šance na nezaměstnanost tohoto segmentu zvyšují.

Ve druhém segmentu, který zahrnuje 31 % populace, najdeme 7 % nezaměstnaných. Jedná se převážně o ženy se základním vzděláním, žijící v Morav-

skoslezském, Ústeckém nebo Olomouckém kraji, jejichž šance na nezaměstnanost začínají výrazněji klesat po 35 roce života (domníváme se, že v tomto případě není jejich nezaměstnanost způsobena ani tak nedostatečnými příležitostmi na trhu práce, jako spíše opatřeními zaměstnavatelů). Přitom zvýšení kvalifikace (vyučení a středoškolské vzdělání) u nich nepřináší tak výrazné snížení šancí na nezaměstnanost, jako v případě prvního segmentu. Šance na nezaměstnanost se v rámci tohoto segmentu v čase (1998 až 2004) nijak výrazněji nemění.

Třetí segment tvoří osoby výrazně vylučované nebo marginalizované na trhu práce, charakterizované sníženou zaměstnatelností (ať již z důvodu nízkého lidského kapitálu nebo v důsledku diskriminace na trhu práce). Dokládá to i regionální invariabilita v tomto segmentu, neboť příslušnost k regionu tento segment výrazněji nediferencuje.<sup>20</sup> Od roku 1998 do roku 2004 se šance na nezaměstnanost v tomto segmentu snižují. Jde především o mladé lidi se základním vzděláním. Každý vyšší stupeň vzdělání šance na nezaměstnanost v tomto segmentu snižuje. Šance na nezaměstnanost jsou zde pro ženy o něco vyšší než pro muže.

Naše analýza ukázala, že údaje o vyšší nezaměstnanosti žen (především ve druhém segmentu), vlivu vyššího vzdělání a věku na růst šancí na zaměstnanost (především první dva segmenty) platí v České republice i po očištění od případných pohybů absolutních počtů nezaměstnaných a celku ekonomicky aktivní pracovní síly. Jako významná se jeví identifikace třetího segmentu, zahrnujícího osoby vysoce ohrožené sociálním vyloučením či marginalizací na trhu práce, a zjištění, že jde v drtivé většině o osoby se základním vzděláním. Nízká úroveň jejich lidského kapitálu je příčinou vysoké míry nezaměstnanosti mezi nimi a to, jak naznačuje regionální invariabilita, bez ohledu na to, na kterém lokálním trhu práce se pohybují (ať již jde o kraje s vysokou či nízkou průměrnou mírou nezaměstnanosti). V této skutečnosti se patrně cítá dvojitý efekt: tyto osoby jsou častěji zastoupeny mezi dlouhodobě nezaměstnanými a také častěji mění své zaměstnání, což obojí zvyšuje pravděpodobnost, že v průběhu dotazování budou mimo zaměstnání (ať již půjde o dlouhodobou nezaměstnanost nebo opakovanou nezaměstnanost frickní).

Shrneme-li naše zjištění, můžeme konstatovat, že český trh práce je významně genderově, věkově, vzdělanostně a regionálně strukturován. Pracovní síla nemá pro zaměstnavatele z hlediska těchto charakteristik stejnou váhu. Ženy mají na trhu práce jiný význam než muži, mladí lidé jsou jinak vnímáni než lidé středního věku nebo lidé starší, vzdělání má výrazně odlišnou váhu pro šance na trhu práce a regiony ovlivňují podobu trhu práce. Na základě tohoto závěru se domníváme, že opatření sociální politiky směřovaná od státu k nezaměstnaným by měla být přinejmenším podobně diferencovaná, jako je diferencovaná skupina nezaměstnaných a zaměstnaných v české společnosti. Zatímco pro osoby v prvním a druhém segmentu – tedy pro většinu ekonomicky aktivní popula-

<sup>20</sup> Vysvětlením ovšem může být to, že regiony zachycené ve Výběrovém šetření pracovních sil jsou příliš velké a navíc i umělé (vymezené na základě administrativních hranic).

ce – jsou rozhodující opatření aktivní zaměstnanecké politiky směřující zejména k podpoře růstu pracovních příležitostí a eliminace přímé i nepřímé genderové diskriminace na trhu práce, pro osoby zahrnuté ve třetím segmentu jsou klíčová opatření směřující k zvyšování jejich zaměstnatelnosti (zvyšování jejich kvalifikace, ale i sociálních dovedností a sociální kompetence) a pomáhající jim překlenout potíže při vstupu na trh práce (v tomto případě se zdá být pozitivní, že šance na nezaměstnanost mezi lety 1998 až 2004 ve třetím segmentu poklesly). Zejména tyto osoby lze totiž považovat za osoby, které jejich zvýšené šance na nezaměstnanost sociálně vylučují z české společnosti.

TOMÁŠ KATRŇÁK je odborným asistentem na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se sociální stratifikací, třídní analýzou, sociální a vzdělanostní mobilitou, sociální statistikou a metodami zpracování sociologických dat (především analýzou kategorizovaných dat). Je autorem monografie *Odsouzení k manuální práci: Vzdělanostní reprodukce v dělnické rodině* (Praha: Slon 2004) a studie *Třídní analýza a sociální mobilita* (Brno: CDK 2005). Publikoval v *Sociologickém časopise*, *Sociologii*, *Demografii*, *East Central Europe* a *European Sociological Review*. V současnosti připravuje monografii *Kdo si bere (a nebere) koho, kdo se rozvádí (a nerozvádí) s kým v České republice* (Praha: Slon 2008).

PETR MAREŠ je profesorem na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se sociálními problémy, nerovnostmi, chudobou, nezaměstnaností. Publikuje především v *Sociologickém časopise*. V roce 1994 vydal monografii *Nezaměstnanost jako sociální problém* (Praha: Slon, reedice 1998, 2002), v roce 1995 *Status for the Poor* (*Occasional papers – University of Essex*) a v roce 1999 monografii *Sociologie nerovnosti a chudoby* (Praha: Slon). Spolu s prof. Tomášem Sirovátkou publikoval v roce 2006 stať: „*Poverty, Social Exclusion and Social Policy in the Czech Republic*“ v časopise *Social Policy and Administration* a stať „*Chudoba, deprivace, sociální vyloučení: nezaměstnaní a pracující chudí*“ v *Sociologickém časopise*.

## Literatura

- Berger, S., M. J. Piore. 1980. *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Clogg, C. C. 1981. „New Developments in Latent Structure Analysis.“ Pp. 215–246 in D. J. Jackson, E. F. Borgatta (eds.). *Factor Analysis and Measurement in Sociological Research*. Beverly Hills: Sage.
- Clogg, C. C. 1995. „Latent class models.“ Pp. 311–359 in G. Arminger, C. C. Clogg, M. E. Sobel (eds.). *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*. New York: Plenum.
- ČSÚ. 2007. *Zaměstnanost a nezaměstnanost v ČR podle výsledků VŠPS – 4. čtvrtletí 2006*. Praha: Český statistický úřad (rychlé informace).

- Esping-Andersen, G. 1999. *Social Foundation of Postindustrial Economies*. Oxford: Oxford University Press.
- Eurostat. 2007. *Euro-indicators, New Release, 31 January 2007*. Eurostat: Luxembourg.
- Gallie, D. 1997. *Employment, Unemployment and the Quality of Life. The Employment in European Survey 1996*. Brussels: Eurobarometr 44.3.
- Gallie, D., C. Marsh. 1994. „The Experience of Unemployment.“ Pp. 1–31 in Duncan Gallie, Catherine Marsh, Carolyn Vogler (eds.). *Social Change and the Experience of Unemployment*. Oxford: Oxford University Press.
- Gallie, D., S. Paugam, S. Jacobs. 2003. „Unemployment, Poverty and Social Isolation.“ *European Societies* 5 (1): 1–32.
- Gershuny, J. 1994. „Psychological Consequences of Unemployment. An Assessment of the Jahoda Thesis.“ Pp. 213–230 in D. Gallie, C. Marsh, C. Vogler (eds.). *Social Change and the Experience of Unemployment*. Oxford: Oxford University Press.
- Giddens, A. 2001. *Třetí cesta. Obnova sociální demokracie*. Praha: Mladá fronta.
- Goodman, L. A. 1974. „Exploratory Latent Structure Analysis Using Both Identifiable and Unidentifiable Models.“ *Biometrika* 61: 215–231.
- Green, A. E. and I. Turok. 2000. „Employability, adaptability and flexibility: changing labour market prospects.“ *Regional Studies* 34: 599–600.
- Hagenaars, J. A. 1993. *Loglinear models with latent variables*. London: Sage.
- Hagenaars, J. A., A. McCutcheon (eds.). 2002. *Applied Latent Class Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hillage, J., E. Pollard. 1998. „Employability: developing a framework for policy analysis.“ *Research Report Department for Education and Employment 85*. London: Department for Education and Employment.
- Jahoda, M. 1979. „The Impact of Unemployment in the 1930s and 1970s.“ *Bulletin of British Psychological Society* 32: 309–314.
- Jahoda, M. 1982. *Employment and Unemployment: A social psychological analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jahoda, M. 1987. „Unemployed Men at Work.“ Pp. 18–48 in D. Freyer, P. Ullah (eds.). *Unemployed People, Social and Psychological Perspectives*. Philadelphia: Milton Keynes.
- Kleinbaum, D. G., M. Klein. 2002. *Logistic Regression: A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- LaZarsfeld, P. F., N. W. Henry. 1968. *Latent Structure Analysis*. Boston: Houghton Mifflin.
- Magidson, J., J. K. Vermunt. 2004. *Latent Class Models*. Pp. 175–198 in D. Kaplan (ed.). *The Sage Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences*. Thousand Oaks: Sage.
- McCullagh, P., J. A. Nelder. 1999. *Generalized Linear Models*. London: Chapman & Hall/CRC.
- Moss, P., Ch. Tilly. 2001. *Stories Employers Tell: Race, Skill, and Hiring in America*. New York: Russel Sage Foundation.
- Nickell, S. 1997. „Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America.“ *The Journal of Economic Perspectives* 11 (3): 55–74.
- OECD. 2005. *Economic Outlook 77*, May 2005.
- Powers, D. A., Y. Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. New York: Academic Press.
- Rodgers, G., Ch. Gore, J. B. Figueiredo (eds.). 1995. *Social Exclusion: Rhetoric, Reality, Responses*. Geneva: Internal Labour Organisation – International Institute for Labour Studies.
- Saint-Paul, G. 2004. „Why Are European Countries Diverging in their Unemployment Experience?“ *Journal of Economic Perspectives* 18 (4): 49–68.

- Sen A. 1997. „Inequality, Unemployment and Contemporary Europe.“ *International Labour Review* 136 (2): 155–171.
- Sirovátka, T., P. Mareš. 2005. „Poverty in the Czech Republic and the Policies to Combat It.“ Pp. 252–277 in S. Golinowska, E. Tarkowska, I. Topińska (eds.). *Ubóstwo i wykluczenie społeczne: badania, metody, wyniki*. Warszawa: IPISS.
- Vermunt, J. K. 1997. *Log-linear models for event histories*. Thousand Oakes: Sage.
- Vermunt, J. K., J. Magidson. 2005. *Latent GOLD 4.0: Users Guide*. Belmont: Statistical Innovations.
- Vyhlídal, J., P. Mareš. 2006. *Měňící se rizika a šance na trhu práce. Analýza postavení a šancí vybraných rizikových skupin na trhu práce*. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí.