

Nezaměstnanost v České republice na počátku devadesátých let v regionálním pohledu*

PETR MAREŠ**

LADISLAV RABUŠIC**

Škola sociálních studií Filozofické fakulty Masarykovy univerzity, Brno

Czech Unemployment from a Regional Perspective

Abstract: The aim of this article is to analyse Czech unemployment during the 1991-1993 period from a regional perspective. First, it is maintained that the current low levels of unemployment in the Czech Republic (which could be characterised rather as „the natural rate of unemployment“ or „full employment“ than real unemployment) should be seen as a temporary phenomenon. This period is called „the first wave of unemployment“. The main trends of regional unemployment are then presented. Although there were regional differences in unemployment during the period, all regions have more or less maintained their 1990 unemployment rate position. The intrinsic, characteristic feature of Czech regional unemployment is that it is fundamentally based on the economic and social attributes of the respective regions. Since these qualities were formed decades ago, the self-reproductive trend of regional employment is relatively stable.

Sociologický časopis, 1994, Vol. 30 (No. 4: 475-498)

Jedním ze staronových jevů, s nimiž se musí v dnešní době česká společnost po více než padesáti letech znovu vyrovnávat, je i nezaměstnanost. Tento sociální fenomén se tak opět stává součástí životní zkušenosti české populace, byť zatím spíše jako latentní hrozba než faktický prožitek. Z řady ekonomických a politických důvodů není totiž na počátku 90. let průměrná míra nezaměstnanosti v České republice nijak vysoká. Její přibližně 3,3 % v polovině roku 1994 představují úroveň, která je ekonomy tradičně chápána jako stav plné zaměstnanosti. Je to v určitém protikladu nejen k vysoké míře nezaměstnanosti v ostatních postkomunistických zemích, kde se většinou míra nezaměstnanosti pohybuje nad 10 % i nad 15 %, ale může to být překvapující i ve srovnání se situací se státy EU, jejichž míry nezaměstnanosti se většinou blíží 10 % (a často tuto úroveň přesahují). Celkově byl vývoj nezaměstnanosti v ČR od roku 1991¹ do poloviny roku 1994 stabilizovaný jen s mírným vrcholem v lednu roku 1992.²

*) Podklady pro tuto stať byly shromážděny díky grantu č. 859/91 Research Support Scheme of the Central European University v Praze. Za technickou pomoc při vytváření grafů pro tuto stať děkujeme ing. Liboru Cahovi.

**) Veškerou korespondenci pošlejte na adresu: doc. PhDr. Petr Mareš, CSc., resp. doc. PhDr. Ladislav Rabušic, CSc., Škola sociálních studií Filozofické fakulty Masarykovy univerzity, Arne Nováka 1, 660 88 Brno, tel. (05) 41 32 12 58, fax (05) 41 12 21 41, e-mail: sclg@phil.muni.cz

¹) Ačkoliv se nezaměstnanost u nás sleduje od podzimu roku 1990, z našich analýz rok 1990 vylučujeme.

²) Oficiálně uváděná nízká míra nezaměstnanosti je ve skutečnosti asi o 1 % vyšší, jak ukazují první výběrová šetření. Jejich výsledky jsou zajímavé, ale pro analýzu regionální nezaměstnanosti

Vysvětlení pro dosavadní překvapivě relativně nízký stav nezaměstnanosti v ČR³ mohou být ekonomická i mimoekonomická. Mezi ekonomická patří prozatím dostatečná absorpční schopnost rostoucího privátního sektoru a rozvoj terciární sféry (v letech 1991-92 odešlo ze státních podniků kolem 1,5 milionu osob a prakticky všechny pohltil vznikající soukromý sektor – zejména v terciéru) či naopak nedostatečný stav privatizace velkých státních podniků. Mimoekonomickým faktorem může být snaha o co nejdelší udržení „celospolečenského“ sociálního smíru⁴ („v zájmu“ udržení tempa ekonomické reformy). Těžko říci, zda jde o uvědomělou snahu. Zejména z okolních postkomunistických zemí se ovšem ozývají hlasy [např. Michnik 1993], že Klausova vláda používá sice liberální rétoriku, ale současně sociálně demokratickou praktickou politiku. Otázkou je, zda noční můra porušení sociálního smíru a jeho politických konsekvencí (kterou nová elita možná zdědila po staré) je či není reálnou hrozbou.

O politických konsekvencích nezaměstnanosti se vedou spory. Podle jednoho názoru ve stabilizované společnosti nezaměstnanost sama o sobě neovlivňuje politické poměry, neboť ztráta zaměstnání je chápána spíše jako selhání jedince než sociálního systému. Podle jiného názoru vede masová nezaměstnanost k masové podpoře extrémistických politických stran, nabízejících jednoduchá řešení. Již Jahodová, Lazarsfeld a Zeisel [1933] ve své studii o nezaměstnanosti v rakouském Marienthalu ve třicátých letech konstatovali, že krize a nezaměstnanost nezměnily tradiční rozložení hlasů odevzdaných jednotlivým stranám.⁵ Sama Jahodová ovšem v reminiscenci na výzkum v Marienthalu [Jahoda 1982] konstatuje, že když v roce 1938 Hitler vtrhl do Rakouska, vítala ho větší část obyvatelstva právě proto, že přicházel s příslibem plné zaměstnanosti. Ještě padesát let po těchto událostech se lidé v Marienthalu vyjadřovali, že by podpořovali kohokoli, kdo by jim dal zaměstnání. I když nezaměstnaní nemusejí vytvářet koherentní politickou sílu, mohou být snadno přístupni argumentům levých i pravých extrémistů.

Výsledky regionálních analýz [viz Gregor, Caha 1993 nebo Rabušic, Mareš 1994] naznačují vztah mezi mírou nezaměstnanosti a počtem hlasů, které dosáhly v parlamentních volbách roku 1992 jednotlivé politické strany. I když je nutné brát je s rezervou, přesto ukazují, že čím nižší byla míra nezaměstnanosti v daném okrese, tím

na úrovni okresů jsou nepoužitelné z důvodu nízkého počtu respondentů, kteří v tomto výběrovém republikovém souboru jednotlivé okresy zastupují.

³) Mimochodem, na počátku reformy byla Česká republika zemí s nejvyšší zaměstnaností i nejdelší délkou pracovní doby [Horálek et al. 1993].

⁴) Jiným faktorem mohou být paternalistické postoje části nových vlastníků podniků vůči svým zaměstnancům. Jako jeden ze způsobů, jimiž se snaží legitimizovat svá nová vlastnická práva (a udržet „vnitropodnikový“ sociální smír), je garance pracovních míst pro zaměstnance [Možný 1993]. Nebo jsou takovým faktorem i strategie managementů velkých podniků, které nemohly transformovat svůj sociální kapitál v ekonomický koupí „svých“ podniků (pro jejich příliš vysokou cenu) a které proto prosadily jejich zařazení do kuponové privatizace. Nyní potřebují se zaměstnanci uzavírat sociální koalice proti velkým privatizačním fondům jakožto rozhodujícím akcionářům [Mareš 1993a; Mareš, Musil 1994].

⁵) K podobnému závěru dospívají o padesát let později také Urwin a Peterson [1990]. Konstatují, že s výjimkou Francie nepřinesl návrat masové nezaměstnanosti v Evropě žádnou podstatnou politickou změnu.

vyšší podíl hlasů zde získaly pravicové strany. Naopak, čím byla v okresech tato míra vyšší, tím více v nich bodovaly Hnutí za samosprávnou demokracii⁶ a Levý blok.

Jelikož má česká nezaměstnanost výrazně regionální charakter, je její rozbor z regionálního pohledu i předmětem této statě. Snažíme se v ní prostřednictvím analýzy existující statistické evidence regionální nezaměstnanosti v období leden 1991-prosinec 1993 nalézt některé relevantní faktory její diferenciacce.

Regionální nezaměstnanost

Relativně nízká míra nezaměstnanosti v České republice komplikuje analýzu spojitosti mezi mírou nezaměstnanosti a charakteristikami jednotlivých regionů.⁷ Přesto je však evidentní, že regionální aspekt je pro nezaměstnanost v České republice stejně významný jako odvětvová struktura její ekonomiky či charakter populace (všechny tyto aspekty jsou ostatně vzájemně spojeny právě prostřednictvím regionů, odlišujících se specifikou těchto charakteristik). Notoricky známý a banální fakt, že existují okresy s nízkou a naopak okresy s vysokou mírou nezaměstnanosti, obrací pozornost k regionální nezaměstnanosti.⁸ Zatímco dnešní přibližně 3 % průměrná míra nezaměstnanosti v České republice napovídá o existenci stavu „tzv. plné zaměstnanosti“, mají některé mikroregiony již zkušenost s její 20 % i 30 % výší. Tedy s „masovou nezaměstnaností“. Rozdíly v míře nezaměstnanosti nacházíme zejména mezi přirozenými regiony, existujícími uvnitř okresů, ale i přesahujícími jejich hranice. Jelikož však data jsou k dispozici jen za okresy⁹ jakožto administrativní a statistické jednotky, jsou okresy i našimi analytickými jednotkami.

Vývoj regionálních měr nezaměstnanosti v období 1991-1993 je zachycen v tabulce 1.

⁶) Není to jen tím, že se tito voliči koncentrují na více nezaměstnaností postižené Moravě, ale i jejich státně paternalistickou orientací [Mareš, Musil, Rabušic 1991]. V případě Sládkova Sdružení pro republiku se zdá, že preference jeho voličů jsou motivovány jinými frustracemi – zejména etnickými konflikty. V místech, kde existují, došlo k markantnímu zvýšení hlasů odevzdaných pro tuto stranu.

⁷) Zatímco v datech okresů, které mají míru nezaměstnanosti vyšší než 4-5 % lze najít některé souvislosti mezi úrovní této míry a sociálními a ekonomickými charakteristikami okresů, v datech okresů s nižší mírou nezaměstnanosti tyto souvislosti zatím nalézt nelze. Proto také trendy, které se potvrzují v moravských okresech, nenalézáme v okresech českých.

⁸) Ve vztahu k průmyslově vyspělým zemím EU je českou anomálií nízká nezaměstnanost ve velkých městech. Průměrná míra nezaměstnanosti za období 1991-1994 byla v Praze 0,7 %, v Brně 1,76 %, v Ústí nad Labem 2,51 %, v Plzni 2,53 %, v Hradci Králové 2,13 % a v Ostravě 3,65 %. Specifikou ČR je i nízká nezaměstnanost v okresech hraničících s Bavorskem (pendlerství a stěhování se drobného kapitálu ze SRN za levnější pracovní sílu).

⁹) Jsme si vědomi metodologických omezení spojených s využíváním oficiálních statistik o nezaměstnanosti: nepodchycení všech případů, počet v okrese pracujících (nikoliv bydlících) osob jako základ pro výpočet míry nezaměstnanosti, fixní základ ekonomicky aktivních osob z roku 1991 pro všechna následující léta atd. O těchto omezeních hovoří podrobněji např. naše výzkumná zpráva pro CEU nebo i studie Institutu pro studia Východ-Západ [Greenberg, Heintz 1994].

Tabulka 1. Průměrné míry nezaměstnanosti okresů 1991-1993

okres	1991	1992	1993	průměr 1991-1993	faktorový skór	pořadí
Praha	1,36	0,40	0,30	0,69	-1,84939	1.
Benešov	2,26	2,04	2,00	2,10	-0,87077	15.
Beroun	2,53	2,31	2,39	2,41	-0,65751	22.
Kladno	3,48	4,69	5,12	4,43	0,78760	60.
Kolín	2,69	3,33	4,11	3,38	0,02261	44.
Kutná Hora	3,04	3,06	3,26	3,12	-0,11385	40.
Mělník	2,38	2,23	2,68	2,43	-0,63007	23.
Mladá Boleslav	1,42	1,20	1,35	1,32	-1,45245	4.
Nymburk	3,73	4,19	4,01	3,98	0,47309	54.
Praha-východ	1,88	1,03	0,93	1,28	-1,43816	5.
Praha-západ	3,30	2,19	1,14	2,21	-0,75193	18.
Příbram	6,71	5,58	4,61	5,63	1,72080	71.
Rakovník	3,02	2,68	2,56	2,75	-0,41376	29.
České Budějovice	2,51	1,52	1,58	1,87	-1,00135	12.
Český Krumlov	3,87	3,18	3,08	3,37	0,04933	45.
Jindřichův Hradec	3,74	3,11	2,49	3,11	-0,17680	38.
Pelhřimov	2,91	2,82	2,35	2,69	-0,46820	27.
Písek	3,51	2,97	2,79	3,09	-0,16838	39.
Prachatice	3,18	2,88	2,93	3,00	-0,20573	36.
Strakonice	3,68	3,24	2,83	3,25	-0,03473	41.
Tábor	3,38	3,02	1,98	2,79	-0,36707	32.
Domažlice	2,06	1,37	1,51	1,65	-1,18393	9.
Cheb	1,89	0,77	0,46	1,04	-1,59365	3.
Karlovy Vary	0,81	0,67	0,80	0,76	-1,82837	2.
Klatovy	3,12	3,39	3,49	3,33	0,00089	42.
Plzeň-město	2,28	2,50	2,82	2,53	-0,55109	26.
Plzeň-jih	1,90	1,22	1,25	1,45	-1,31479	8.
Plzeň-sever	2,10	2,43	2,86	2,46	-0,61645	24.
Rokycany	3,17	3,63	3,97	3,59	0,17834	47.
Sokolov	2,10	2,14	2,23	2,16	-0,84510	16.
Tachov	5,68	4,12	5,52	5,11	1,32677	67.
Česká Lípa	2,96	2,52	2,67	2,72	-0,42437	28.
Děčín	3,10	3,70	4,56	3,79	0,30276	51.
Chomutov	3,64	4,40	4,82	4,29	0,70159	57.
Jablonec nad Nisou	3,16	1,75	1,15	2,02	-0,88163	14.
Liberec	2,99	2,73	2,51	2,75	-0,40133	30.
Litoměřice	3,37	3,52	3,15	3,35	0,01818	43.
Louny	4,87	5,26	6,88	5,67	1,70883	70.
Most	2,51	2,83	3,37	2,90	-0,27183	35.
Teplice	3,12	3,50	4,25	3,62	0,19881	49.
Ústí nad Labem	2,56	2,37	2,61	2,51	-0,56654	25.
Havlíčkův Brod	2,59	2,89	2,96	2,81	-0,38456	31.
Hradec Králové	2,72	1,82	1,85	2,13	-0,81396	17.
Chrudim	2,90	2,65	3,20	2,92	-0,30978	33.
Jičín	3,33	3,11	2,40	2,95	-0,29411	34.
Náchod	2,93	2,21	2,14	2,42	-0,65794	21.

Tabulka 1. Průměrné míry nezaměstnanosti okresů 1991-1993 (pokračování)

okres	průměr				faktorový	
	1991	1992	1993	1991-1993	skór	pořadí
Pardubice	2,35	1,75	1,80	1,96	-0,96197	13.
Rychnov n. Kněžnou	3,02	2,11	1,90	2,34	-0,72473	19.
Semily	1,57	1,50	1,16	1,41	-1,38716	6.
Svitavy	3,61	5,52	4,78	4,64	0,89125	61.
Trutnov	2,24	2,42	2,57	2,41	-0,67078	20.
Ústí nad Orlicí	4,32	4,21	2,84	3,79	0,31114	52.
Blansko	2,92	3,90	4,05	3,62	0,19197	48.
Brno-město	2,21	1,65	1,42	1,76	-1,09895	10.
Brno-venkov	3,75	3,41	3,16	3,44	0,08679	46.
Břeclav	5,79	5,06	5,30	5,38	1,50550	68.
Hodonín	3,64	4,69	4,50	4,28	0,64203	56.
Jihlava	4,80	5,22	4,62	4,88	1,10502	62.
Kroměříž	4,38	3,99	3,75	4,04	0,50006	55.
Prostějov	4,06	3,73	3,89	3,89	0,39641	53.
Třebíč	6,16	6,06	5,70	5,97	1,87953	74.
Uherské Hradiště	2,29	1,78	1,71	1,93	-1,02278	11.
Vyškov	5,10	5,62	4,78	5,17	1,32191	66.
Zlín	1,52	1,33	1,56	1,47	-1,33614	7.
Znojmo	5,93	4,93	6,54	5,80	1,79521	72.
Žďár nad Sázavou	4,17	4,28	4,57	4,34	0,70227	58.
Bruntál	5,57	6,03	7,06	6,22	2,05080	76.
Frýdek-Místek	4,39	3,97	4,82	4,39	0,72898	59.
Karviná	5,45	4,86	6,15	5,49	1,55427	69.
Nový Jičín	4,16	4,81	6,54	5,17	1,27389	64.
Olomouc	3,35	2,84	2,96	3,05	-0,17877	37.
Opava	5,48	4,58	4,92	4,99	1,22560	63.
Ostrava-město	3,38	3,21	4,36	3,65	0,23936	50.
Přerov	4,39	5,86	5,49	5,25	1,30769	65.
Šumperk	5,44	6,43	5,81	5,89	1,80529	73.
Vsetín	5,16	6,20	6,77	6,04	1,91630	75.

Tabulka 1 též zachycuje hodnoty faktorových skórů¹⁰ a pořadí okresů podle velikosti faktorového skóru. Postiženými okresy jsou zejména okresy moravské, a to jak z jižní, tak severní Moravy. Jde zejména o:

- Bruntál, Vsetín, Šumperk, Karvinou, Přerov, Nový Jičín (s průměrnou nezaměstnaností v letech 1991-93 převyšující 5 %), Frýdek-Místek a Opavu (s průměrnou nezaměstnaností 1991-93 převyšující 4 %) na severní Moravě;
- Třebíč, Znojmo, Břeclav a Vyškov (s průměrnou mírou nezaměstnanosti v období 1991-93 převyšující 5 %), Kroměříž, Hodonín, Žďár nad Sázavou a Jihlavu (s průměrnou nezaměstnaností převyšující v celém období 4 %) na jižní Moravě.

¹⁰) Byly získány faktorovou analýzou, do které vstoupily jako proměnné všechny údaje o míře nezaměstnanosti za jednotlivá čtvrtletí od ledna 1993 do ledna 1994. Ukázalo se, že vývoj byl ve všech okresech natolik analogický, že se tato čtvrtletí seskupila v jediném faktoru a jeho faktorový skór určil pořadí okresů. Výhodou tohoto postupu je odlišení okresů podle jejich vztahu k průměrné míře nezaměstnanosti za celou ČR.

– Louny a Tachov (s průměrnou nezaměstnaností v letech 1991-93 převyšující 5 %), Svitavy, Kladno, Chomutov a Nymburk (s průměrnou nezaměstnaností převyšující 4 %) mezi českými okresy.

Analýza vývoje míry české nezaměstnanosti období 1991- 1993 naznačuje určité společné determinanty nezaměstnanosti, které nás vedou k tomu, abychom ji označili jako **první vlnu české nezaměstnanosti**. O první vlně nezaměstnanost hovoříme proto, že nezaměstnanost má – přes některé difference – ve sledovaném období zhruba stejné rozhodující determinanty, tendence jejího vývoje je ve sledovaném období setrvalá a v jednotlivých čtvrtletích či letech se pouze mění váha determinant: některé nabývají na významu, jiné ustupují do pozadí. První vlna nezaměstnanosti byla v naší společnosti odstartována v roce 1991 a dosud neodezněla.

Celková míra nezaměstnanosti se vyvíjela s největší pravděpodobností v závislosti na jednotlivých etapách restrukturalizace české ekonomiky. Rok 1991 byl poznamenán zejména rozpadem různých byrokratických struktur (aparátu KSČ, aparátu tzv. společenských organizací a státního aparátu) a redukcí pracovních míst, spojených s centrálním plánovitým řízením ekonomiky, jak na úrovni různých státních orgánů, tak i v podnicích. Podniky se též v tomto období zbavovaly nespolehlivé pracovní síly (absentérů, nevykonných osob, ale i žen s malými dětmi) a současně rapidně klesal počet zahraničních pracovníků. Některé podniky řešily potřebu redukce počtu svých pracovníků zejména propouštěním cizích státních příslušníků, ale i pracujících důchodců a často i žen.¹¹

V roce 1992 pokročila transformace zemědělství, což vedlo k snížení počtu pracovních míst v tomto odvětví, zejména zánikem státních statků. V průběhu celého období docházelo nejen k propouštění „nadbytečných“ pracovníků, ale i k odchodu celé řady osob z vlastní iniciativy. Z velké části se jednalo o neaktivnější složku populace, která odcházela ze státních podniků do sice méně jistého, ale dynamičtějšího a lepší podmínky nabízejícího soukromého sektoru. Dělo se tak formou přechodu do nového zaměstnaneckého poměru v tomto sektoru nebo založením živnosti či firmy. Část těchto osob procházela krátkým obdobím registrace na úřadech práce, část jich přecházela do nového pracovního poměru přímo a nebyla úřady práce registrována.

Vývoj nezaměstnanosti v ČR měl od prvopočátku zřetelně rozdílnou regionální úroveň a – což je podstatné – tato úroveň¹² se **neustále reprodukovala a dosud reprodukuje**.¹³

Na dostupná data o regionální nezaměstnanosti se můžeme podívat i z hlediska jejich dynamiky za dvanáct čtvrtletí období 1991-1993. Tato časová řada již v sobě skrývá variabilitu a její průběh nám umožnil vytvořit základní typologii okresů ČR, která je

11) Z několika případových studií podniků [Mareš, Musil 1994] na druhé straně víme o tendenci držet pracovníky i ve fázi podnikové odbytové recese v naději v brzkou konjunkturu (často se jedná o kvalifikované pracovníky, jejichž kvalifikace roste s délkou stáže v podniku).

12) Svědčí o tom i rozdílná celková průměrná míra nezaměstnanosti v Čechách a na Moravě ve sledovaném období: 2,8 % (Čechy) a 4,4 % (Morava).

13) Je na místě znovu připomenout, že teprve vyšší míra nezaměstnanosti je sociálním fenoménem a teprve u ní má smysl hledat její determinanty. Evidentní je to např. ve vztahu mezi vzdělanostní strukturou populace regionů (okresů či krajů) a mírou nezaměstnanosti. Regresní analýza ukázala, že ve středních a západních Čechách nebyla nezaměstnanost vzděláním téměř vůbec ovlivňována, zatímco na severní Moravě byl vliv vzdělanostní úrovně podstatný.

založena na vývoji nezaměstnanosti v těchto okresech za dané období a na odchylkách od průměru nezaměstnanosti v České republice. Celkem jsme identifikovali šest následujících typů:

Typ A – míra nezaměstnanosti trvale nižší než průměr ČR

Praha, Karlovy Vary, Cheb, Praha-východ, Plzeň-jih, Zlín, Mladá Boleslav, Semily, Domažlice, Brno-město, Pardubice, České Budějovice, Uherské Hradiště, Jablonec nad Nisou, Praha-západ, Sokolov, Benešov, Hradec Králové, Beroun, Náchod, Trutnov, Rychnov nad Kněžnou, Ústí nad Labem, Mělník, Plzeň-město, Plzeň-sever;

Typ B1 – míra nezaměstnanosti mírně pod průměrem ČR

Chrudim, Česká Lípa, Havlíčkův Brod, Liberec, Rakovník, Pelhřimov, Prachatice;

Typ B2 – míra nezaměstnanosti kopíruje průměr ČR

Brno-venkov, Klatovy, Písek, Litoměřice, Strakonice, Olomouc, Kutná Hora;

Typ B3 – míra nezaměstnanosti kopíruje průměr ČR s malými odchylkami

Jindřichův Hradec, Jičín, Kolín, Teplice, Rokycany, Blansko, Český Krumlov, Most, Děčín, Ústí nad Orlicí, Ostrava-město, Tábor;

Typ B4 – míra nezaměstnanosti mírně nad průměrem ČR

Nymburk, Žďár nad Sázavou, Kroměříž, Prostějov, Hodonín, Chomutov, Kladno;

Typ C – míra nezaměstnanosti trvale vyšší než průměr ČR

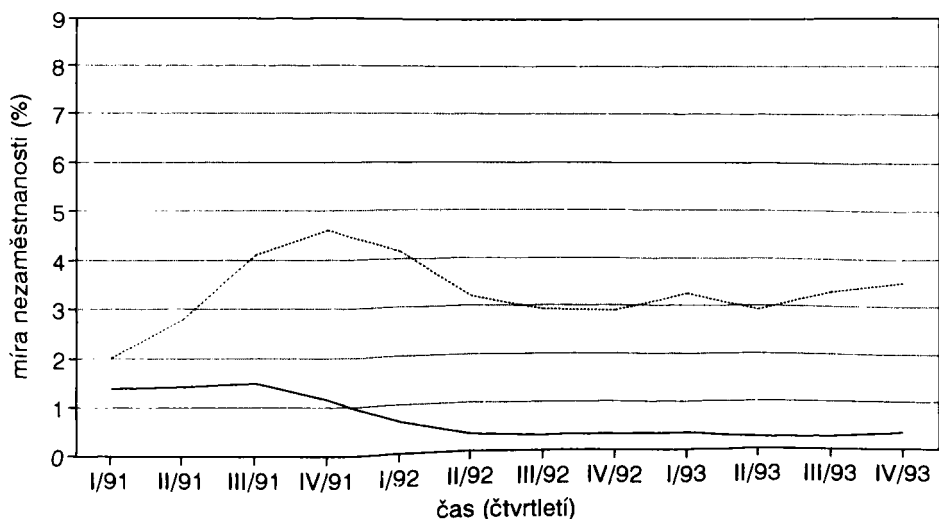
Bruntál, Znojmo, Vsetín, Louny, Karviná, Nový Jičín, Šumperk, Třebíč, Přerov, Tachov, Břeclav, Opava, Frýdek -Místek, Vyškov, Svitavy, Jihlava, Píbram.

Obrázek 1. Ilustrace jednotlivých typů průběhu nezaměstnanosti

MÍRA NEZAMĚŠTNANOSTI

Praha 1991-1993

Typ A

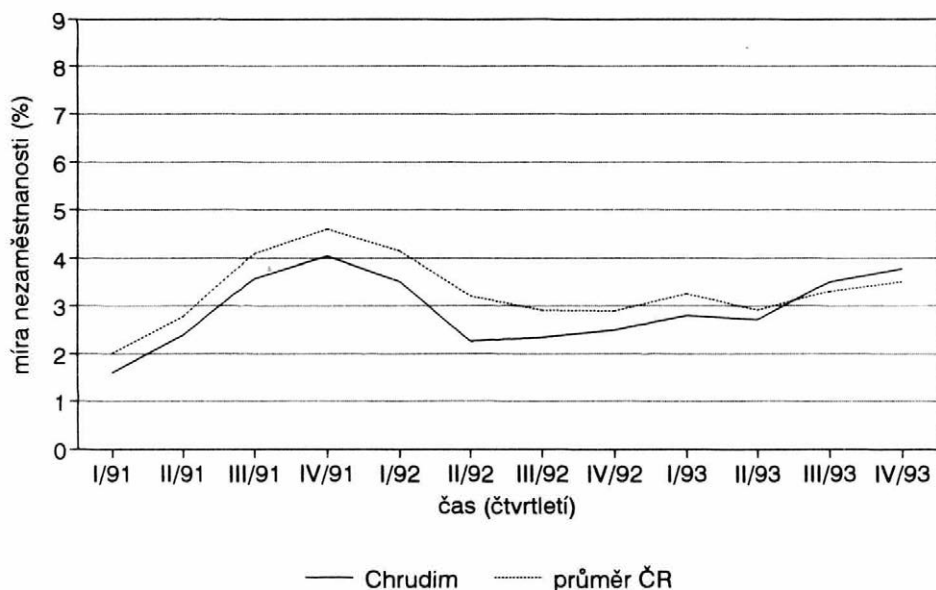


— Praha průměr ČR

MÍRA NEZAMĚŠTNANOSTI

Typ B1

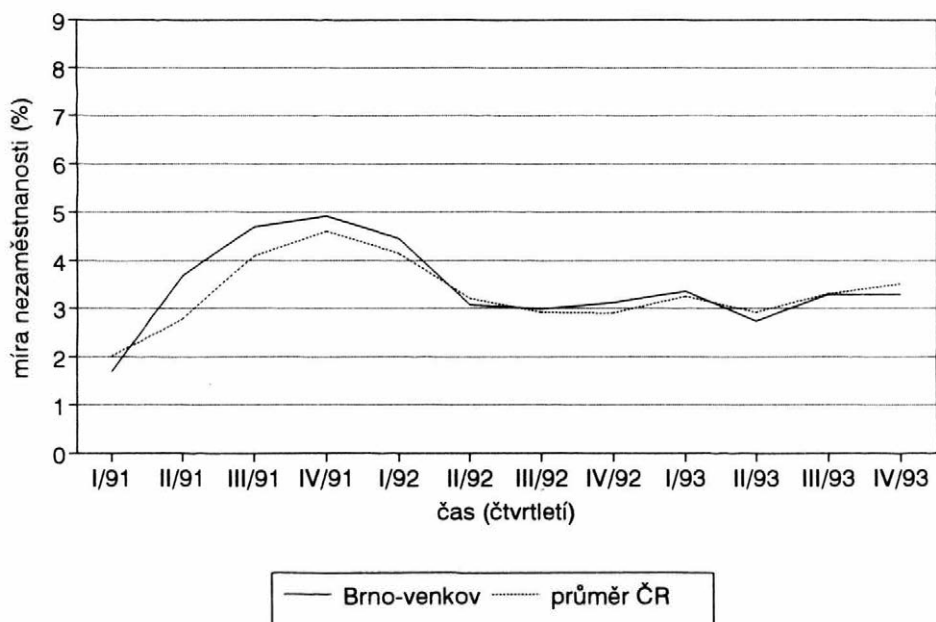
Chrudim 1991-1993



MÍRA NEZAMĚŠTNANOSTI

Typ B2

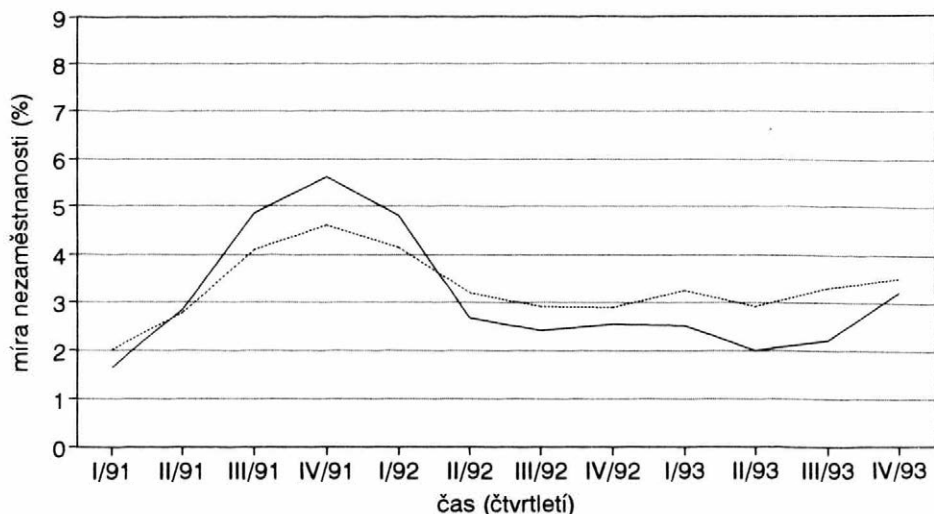
Brno-venkov 1991-1993



MÍRA NEZAMĚŠTNANOSTI

Typ B3

Jindřichův Hradec 1991-1993

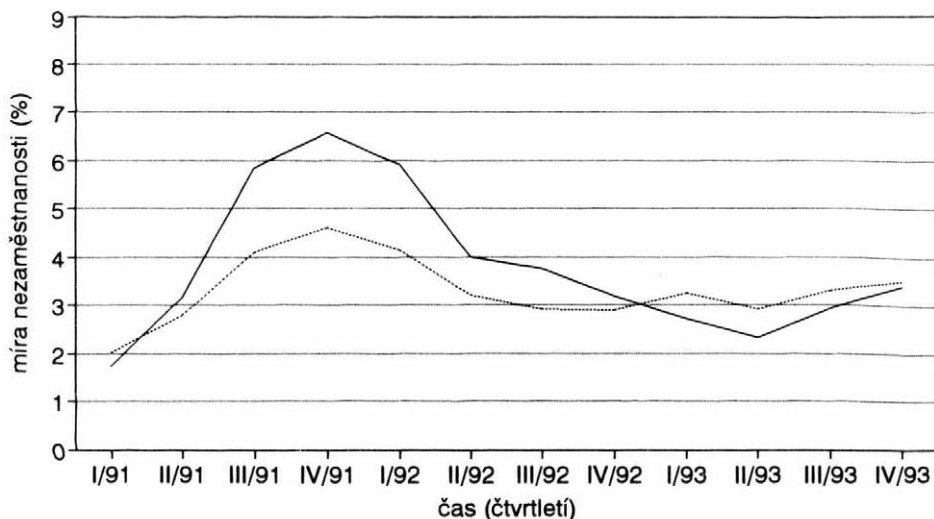


— J. Hradec průměr ČR

MÍRA NEZAMĚŠTNANOSTI

Typ B4

Ústí n.O. 1991-1993

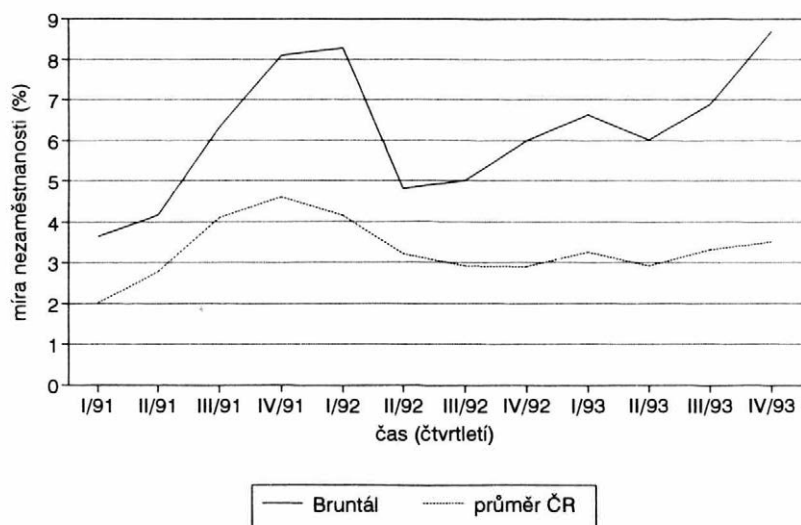


— Ústí n.O. průměr ČR

MÍRA NEZAMĚSTNANOSTI

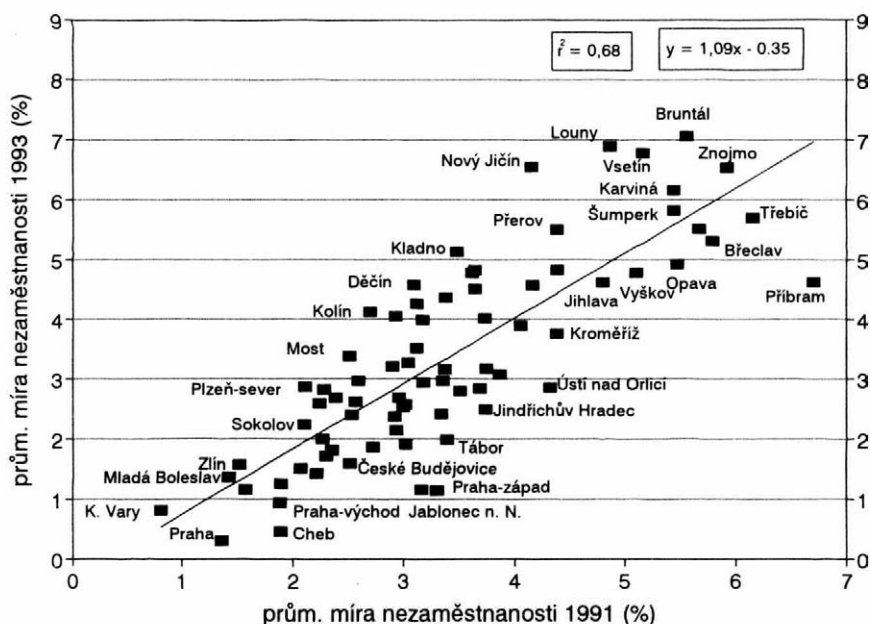
Typ C

Bruntál 1991-1993



Jak ukázala jednoduchá regrese, v ČR existuje vysoká korelace mezi mírou nezaměstnanosti okresů v roce 1991 a mírou nezaměstnanosti v roce 1993 (ať již vezmeme v úvahu průměrnou míru pro tyto roky či její okamžité stavy na počátcích či na koncích těchto let). Ukazuje se, že **současná diferenciací okresů podle míry nezaměstnanosti byla v naprosté většině případů založena již na samém počátku první vlny nezaměstnanosti v roce 1991** (viz obrázek 2).

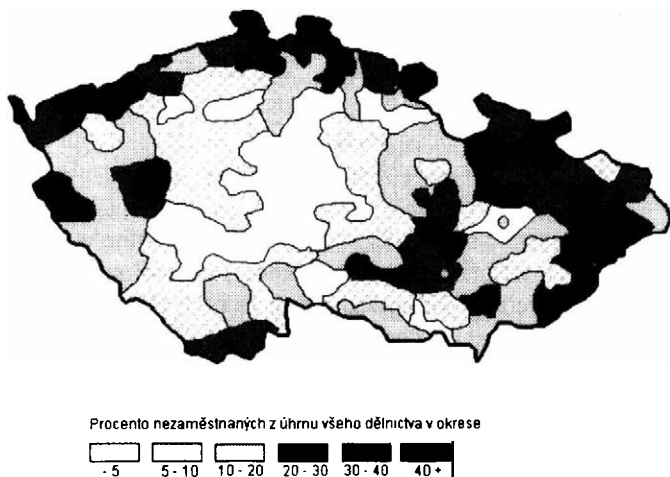
Obrázek 2. Vztah mezi výchozím a konečným stavem míry nezaměstnanosti (průměr roku 1991 a průměr roku 1993)



Jak analýza trendů, tak i některé korelační analýzy napovídají, že celé období do začátku roku 1994 (a lze říci, že i nadále) lze považovat z hlediska tendencí v regionální nezaměstnanosti za homogenní. Z tohoto důvodu je oprávněné hovořit o první vlně nezaměstnanosti, jež byla ovlivněna určitými charakteristikami jednotlivých území (okresů), jejichž působení se u velké části z nich v jejím průběhu nezměnilo. Co způsobuje regionální proměnlivost nezaměstnanosti a to, že zůstala v průběhu jednotlivých let sledovaného období relativně stejná? Je zřejmé, že tyto rozdíly jsou způsobovány jednak makrostrukturálními charakteristikami regionu a jeho ekonomickými aktivitami, jednak také demografickými charakteristikami jeho obyvatelstva.

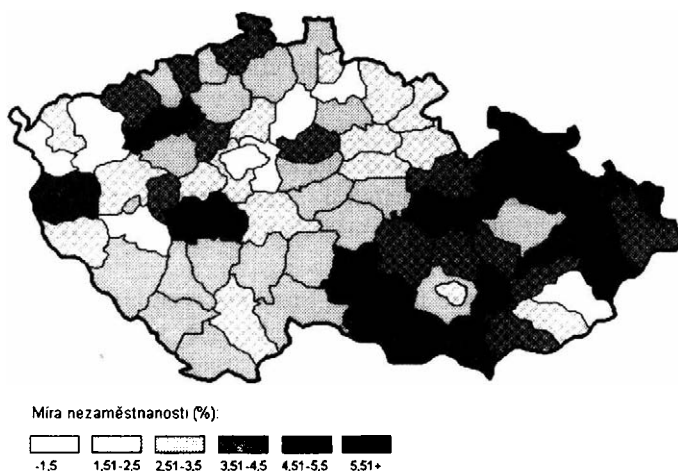
Regionální nezaměstnanost je fenomén, který má svou historii. Je to dáno tím, že ji ovlivňují faktory, které jsou vázány na dlouhodobě se formující charakteristiky ekonomiky a populace regionu (strana poptávky a strana nabídky na regionálním trhu práce). Protože jsou tyto faktory formovány v dlouhodobých sociálních a demografických procesech, můžeme dnes v mnoha jednotlivých regionech České republiky sledovat vývoj s jistými analogiemi k regionální nezaměstnanosti v třicátých letech. Do jaké míry jsou tyto tendence podobné a nakolik již podlehly změnám, respektive do jaké míry se dnešní recese dotýká stejných či jiných odvětví jako před 60 lety, lze vyčíst z map na obrázku 3. Míra podobnosti či odlišnosti regionální nezaměstnanosti 30. a 90. let v ČR je, vedle odlišností v míře postižení jednotlivých ekonomických odvětví recesí,¹⁴ vázána na historické změny: (1) ve věkové struktuře obyvatelstva daného území; (2) ve vzdělanostní struktuře obyvatelstva daného území a v jeho profesní skladbě; (3) v počtu obyvatelstva a hustotě osídlení příslušného území; (4) v podílu jednotlivých sektorů (primárního, sekundárního, terciárního a kvartárního) ve skladbě ekonomiky území a v podílu osob zaměstnaných na daném území v jednotlivých sektorech; (5) v rozvinutosti a výkonnosti infrastruktury a dopravní sítě.

Obrázek 3a. Regionální nezaměstnanost v 30. letech



¹⁴) V třicátých letech byla recesí relativně málo postižena zemědělská výroba a silně byl postižen lehký průmysl závislý na exportu svých výrobků [Kříž 1934]. To nekoresponduje se současným postižením zemědělských okresů, ani s relativně výhodnou pozicí okresů s převahou zmíněného lehkého průmyslu (např. textilní Semily, Náchod apod.).

Obrázek 3b. Regionální nezaměstnanost v období 1991-1993



Je všeobecně známo, že jednotlivé ekonomické sektory¹⁵ jsou různou měrou náchylné na postižení nezaměstnaností. Z tohoto důvodu je důležité porovnat míry nezaměstnanosti v okresech s odlišným podílem osob zaměstnaných v jednotlivých ekonomických sektorech. Poměr jednotlivých sektorů (primárního, sekundárního a terciárního) je ve vyspělých zemích asi 1:4:8. Propočítat obdobný poměr pro ČR je poněkud obtížné, neboť u české statistiky nelze předpokládat kritéria pro přiřazení statistických zjišťovacích jednotek (zaměstnaneckých organizací) shodných s kritérii platnými v EU.¹⁶ Přesto se však zdá, že většina okresů pochopitelně zmíněných proporcí nedosahuje. Poměr se obecně vychyluje (ve většině okresů) ve prospěch sekundárního sektoru a specificky (v případech některých okresů) ve prospěch sektoru primárního.

Vyšší míru nezaměstnanosti měly zejména okresy s vyšším podílem mužů a žen v zemědělství (Pearsonův koeficient korelace $r = 0,23$). Rizikovým faktorem pro okres byl především vysoký podíl primárního sektoru (zejména v letech 1991 a 1992), kterého se první vlna propouštění dotkla zejména. Výraznější bylo riziko v případě žen ($r = 0,42$) než u mužů ($r = 0,28$). Co se týče žen, naznačený trend pokračoval ještě v roce 1992 ($r = 0,38$, u mužů jen $r = 0,19$). Odezněl pak v následujícím roce 1993 (u žen $r = 0,11$, u mužů dokonce $r = -0,11$). Negativní korelace v případě mužů napovídá o jistém přesunu propouštění do jiného sektoru a to do sektoru sekundárního ($r = 0,22$).

Stabilizujícím faktorem byl naopak vyšší podíl terciárního a kvartárního sektoru, které pravděpodobně nejen absorbovaly uvolňovanou pracovní sílu, ale které i vytvářely prostor pro ty, kdo odcházeli z přezaměstnaných (tehdy téměř bez výjimky státních) výrobních podniků, aby se pustili do podnikání. To působilo jako multiplikátor možností tohoto sektoru zaměstnat propouštěnou sílu, ale i přetahovat ze sekundárního sektoru další osoby. Pro celé období 1991-1993 platí, že existovala negativní korelace mezi

¹⁵) V ekonomické teorii se stalo konvencí používat pro klasifikaci ekonomiky sektorové schéma, navržené Fisherem a ve známost uvedené Clarkem [1940].

¹⁶) Nejen, že sčítání lidu a bytů z roku 1991 operuje s nejasnými kategoriemi (ostatní a bez zařazení), ale nemůžeme si být jisti ani obsahem jednotlivých kategorií (obsahují např. služby i služby výrobního charakteru, nebo jsou tyto služby zahrnuty do sekundárního sektoru?).

počtem podnikatelů a mírou nezaměstnanosti v okresech¹⁷ (Pearsonovo r se ve všech třech letech blíží hodnotě $-0,30$). Napovídá to, že v první vlně nezaměstnanosti hraje formování soukromého sektoru a rozvoj podnikání nezanedbatelnou roli při absorpci nezaměstnaných osob.

Zajímavé výsledky poskytuje clusterová analýza seskupující okresy podle podílu osob zaměstnaných v jednotlivých ekonomických sektorech (viz obrázek 4). Do clusterové analýzy vstoupily všechny okresy ČR charakterizované podílem mužů a podílem žen v jednotlivých sektorech (zemědělství, lesnictví, průmyslu, stavebnictví, obchodu, službách, vědě, školství), které jsme získali z výsledků sčítání lidu a bytů v roce 1991. Okresům v seskupeních (clusterech) vytvořených touto analýzou byly přiřazeny jejich míry nezaměstnanosti.

Takto se ukázala určitá tendence v míře nezaměstnanosti v rámci jednotlivých seskupení, i když se z ní některé okresy vymykají. To může být interpretováno dvojím způsobem:

- 1) Odchytky mohou signalizovat, že o žádnou tendenci způsobenou sektorovou strukturou nejde, neboť jednotlivé okresy se z hlediska míry nezaměstnanosti v seskupeních nechovají shodně, jak by se předpokládalo v případě, kdyby sektorová skladba pracovní síly okresů byla rozhodující determinantou míry nezaměstnanosti v nich.
- 2) Odchytky mohou naznačovat, že sektorová skladba pracovní síly okresů by mohla být významnou, ale ne jedinou determinantou míry nezaměstnanosti. V tomto případě by odchytky představovaly výraz konkrétního převládnutí vlivu jiných determinant nad vlivem sektorové skladby pracovní síly.

Přikláníme se k názoru druhému a předpokládáme, že v první vlně české nezaměstnanosti hraje výchozí sektorová skladba pracovních sil okresu roli významné determinanty jeho míry nezaměstnanosti, byť nevysvětluje variabilitu (varianci) této míry plně. Podívejme se nejprve na seskupení (clustery) charakterizované společně především silným primárním sektorem.

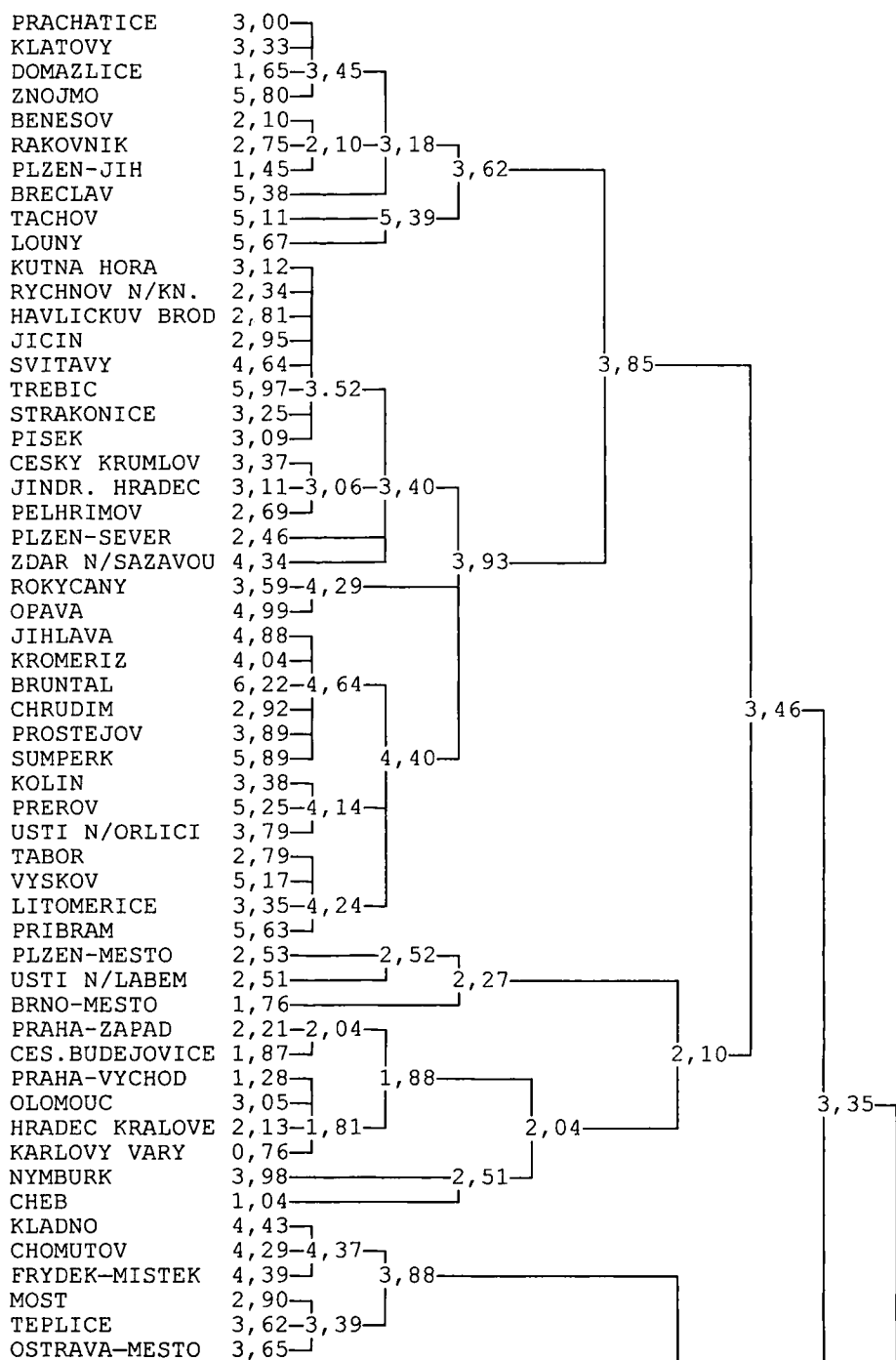
První (volněji spojený) cluster zahrnuje okresy Prachatice, Klatovy a Rakovník s průměrnou mírou nezaměstnanosti (ve vztahu k průměru ČR), ale i okresy se zvýšenou mírou nezaměstnanosti: Znojmo, Břeclav, Tachov a Louny, a naopak i okresy s nízkou mírou nezaměstnanosti: Domažlice, Plzeň-jih a Benešov. Zařazení okresů Znojmo, Tachov a Břeclav mezi nejhorší by naznačovalo negativní vliv příhraniční polohy. Protiargumentem je nízká nezaměstnanost v Domažlicích, ale i Prachaticích a Klatovech. Intervenujícím faktorem je patrně rozdílná možnost pendlerství.¹⁸ Dobrá pozice Benešova a okresu Plzeň-jih nasvědčuje možnou intervenci dojížděky do blízkých průmyslových center.

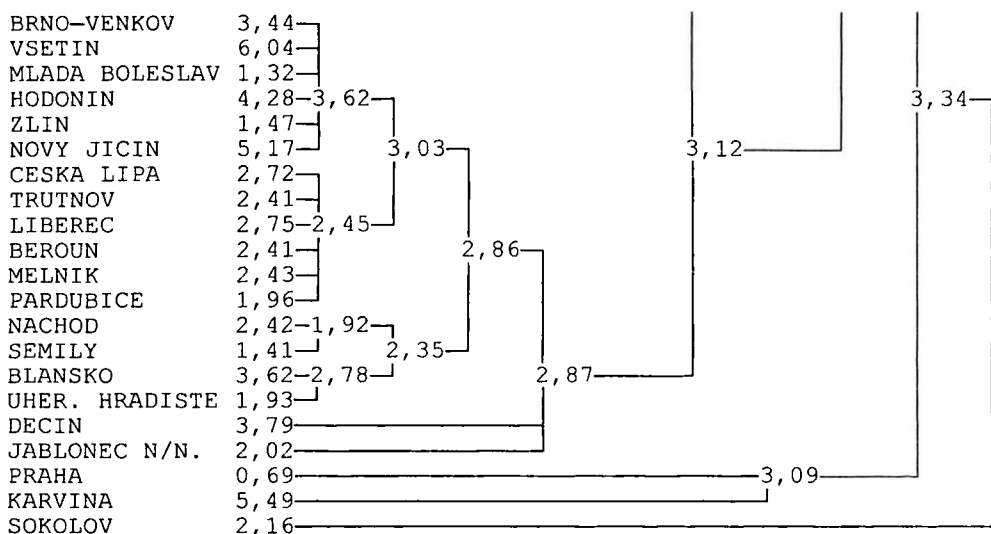
V **druhém clusteru** okresů typických zvýšeným podílem primárního sektoru nalézáme opět jednak okresy s průměrnou mírou nezaměstnanosti ve vztahu k průměru

¹⁷) Musíme si uvědomit, že podnikatelé – při nedostatku volného kapitálu v počátcích ekonomické transformace – se objevovali v letech 1991 až 1993 především v terciárním sektoru (živnosti a menší podniky).

¹⁸) Získat pracovní povolení v Rakousku je velmi obtížné, ne-li (s výjimkou několika málo profesí) nemožné. Na nelegální práci v zahraničí nejsou použité statistiky citlivé.

Obrázek 4. Seskupení okresů podle podílu osob v ekonomických sektorech (primární, sekundární, terciární, kvartární)





Poznámka: Připsaná čísla představují průměrnou míru nezaměstnanosti za celé období 1991-1993.

ČR (Kutná Hora, Rychnov nad Kněžnou, Havlíčkův Brod, Jičín, Strakonice, Písek, Český Krumlov, Jindřichův Hradec, Pelhřimov a Plzeň-sever), jednak i okresy se zvýšenou mírou nezaměstnanosti (Svitavy, Třebíč, Žďár nad Sázavou). Není zde však žádný okres s mírou nezaměstnanosti výrazněji pod průměrem ČR. Vysvětlení odlišnosti je zde složitější a nebude pravděpodobně založeno na zvýšeném podílu primárního sektoru.¹⁹

Třetí clusterem „zemědělským“ (i když zastoupení primárního sektoru je méně výrazné) představují okresy se zvýšenou mírou nezaměstnanosti: Kroměříž, Bruntál, Šumperk, Přerov, Příbram, Vyškov a snad i Opava, Jihlava. Nižší mírou nezaměstnanosti se zde vydělují okresy Tábor, Litoměřice, Chrudim, Kolín a snad i Rokycany, Prostějov, a Ústí nad Orlicí. Z výčtu je zřejmé, že zde bude (spíše než výraznější podíl primárního sektoru) hrát roli jednak relativně nízký podíl terciárního a kvartárního sektoru, jednak specifická skladba sektoru sekundárního.

Zajímavý je **čtvrtý cluster**, sdružující okresy s dominancí (specifického) sekundárního sektoru: Kladno, Chomutov, Frýdek-Místek, Ostrava-město (zvýšená míra nezaměstnanosti) a Most, Teplice, (průměrná míra nezaměstnanosti).

Neméně zajímavý je i **pátý cluster** sdružující okresy s dominantními zaměstnavateli. Zde vysoká míra nezaměstnanosti u jedněch (Vsetín, Hodonín, Nový Jičín) a nízká míra nezaměstnanosti u zbývajících (Mladá Boleslav a Zlín) naznačují, jaký význam může mít kolaps dominantního zaměstnavatele – a naopak, jaký význam má pro okres jeho „prosperita“.

Ve **zbývajících clusterech** je zajímavá nízká míra nezaměstnanosti v takových okresech jako jsou Trutnov, Náchod, Semily s významným podílem textilního průmyslu.

¹⁹) Primární sektor byl sice výrazně postižen nezaměstnaností zejména v souvislosti s likvidací státních statků a transformací zemědělských družstev, ale nízký podíl osob v něm činných může celkovou míru nezaměstnanosti ovlivnit jen dílčím způsobem.

Pendlerské a na službách stojící okresy Karlovy Vary a Cheb se svou nízkou mírou nezaměstnanosti blíží až výlučnému postavení Prahy.

Sektorová skladba regionu se pojí se vzdělanostní úrovní regionu. Zkušenosti ze zahraničí opakovaně potvrzují, že nezaměstnanost postihuje více osoby s nižším vzděláním než se vzděláním vyšším. Analýzy struktury osob hledajících práci, které si jednotlivé úřady práce v českých a moravských regionech samostatně provádějí, tyto zkušenosti potvrzují: z hlediska struktury nezaměstnaných je skutečně mezi evidovanými uchazeči o zaměstnání nejvíce osob s nižším vzděláním (základním nebo vyučením). V rutinně publikovaných statistikách se ovšem v této oblasti objevuje jeden podstatný problém (stejně je tomu např. i u dat o nezaměstnanosti z hlediska věku nebo profese): Známe pouze strukturu, avšak nemáme pravidelné informace o specifické nezaměstnanosti jednotlivých vzdělanostních (věkových apod.) skupin.²⁰

Nás v naší analýze nezaměstnanosti z regionálního pohledu zajímala ovšem poněkud jiná otázka. Totiž, do jaké míry se vzdělanostní charakteristiky regionu váží na jeho míru nezaměstnanosti? Pro tuto úlohu jsme použili jednak průměrnou míru nezaměstnanosti v okrese za období 1991-1993, jednak proporce obyvatel v jednotlivých vzdělanostních kategoriích, které jsou známy ze sčítání 1991.²¹

Souvislosti mezi podíly obyvatel s příslušným vzděláním v jednotlivých regionech ČR a průměrnou mírou nezaměstnanosti v období 1991-1993 sumarizuje tabulka 2, která je výsledkem regresní analýzy, provedené na datech okresů v jednotlivých (bývalých) krajích.²²

Jak je z tabulky patrné, stupeň determinace nezaměstnanosti vzdělanostní strukturou okresu je v různých regionech odlišný. Na jedné straně jsou oblasti západních a středních Čech, kde je souvislost mezi vzdělanostní strukturou a mírou nezaměstnanosti nízká, na druhé straně jsou oblasti jižních Čech a oba moravské regiony, kde se jedná vskutku až o determinaci.²³

20) **Struktura nezaměstnanosti** byla v březnu 1994 následující: ze všech nezaměstnaných evidovaných na úřadech práce bylo 39 % se základním vzděláním, 42 % se vzděláním vyučen, 17 % se středoškolským vzděláním s maturitou a 2 % se vzděláním vysokoškolským. **Specifická nezaměstnanost** (tedy podíl nezaměstnaných z celkového počtu pracovníků s příslušným vzděláním) z konce prosince 1992 byla taková: lidé se základním vzděláním 5 %, se vzděláním vyučen 2,5 %, s gymnaziálním vzděláním 2,5 %, se středním odborným 1,5 % a s vysokoškolským 0,8 % (*Ekonom* 18/1993).

21) Jelikož česká statistika neuvádí každoročně vzdělanostní strukturu obyvatelstva, museli jsme se spokojit s jedním průřezovým ukazatelem, strukturou vzdělanosti okresu podle výsledků sčítání lidu 1991. Jsme si vědomi toho, že vztahovat průměrnou nezaměstnanost z let 1991-1993 k údajům o vzdělanostní struktuře v roce 1991 není právě nejpřesnější. Nicméně jiná data k dispozici v české statistice nejsou. Navíc zkrácení nemůže být příliš velké, neboť vzdělanostní struktury se z roku na rok mění jen velmi zvolna.

22) Vstupními daty zde byla průměrná míra nezaměstnanosti za období 1991-1993 v každém okrese kraje a podíly osob se vzděláním základním, středním a vysokoškolským v těchto okresech. Jednoduchá regrese byla počítána prostřednictvím software SPSS/PC+ tím způsobem, že byly postupně hledány regresní rovnice pro míru nezaměstnanosti v jednotlivých okresech kraje a pro podíl obyvatel s jednotlivými stupni vzdělání. Pro každý kraj jsme tak získali tři regresní rovnice.

23) Vzdělání bylo pro míru regionální nezaměstnanosti vskutku silnou nezávisle proměnnou. Testování modelu vícenásobné regrese s další nezávisle proměnnou, již byla věková struktura

Tabulka 2. Nestandardizované koeficienty (B) a Pearsonovy koeficienty (r) mezi průměrnou mírou nezaměstnanosti v jednotlivých krajích ČR (1991-1993) a podíly obyvatel okresů se základním, středoškolským a vysokoškolským vzděláním

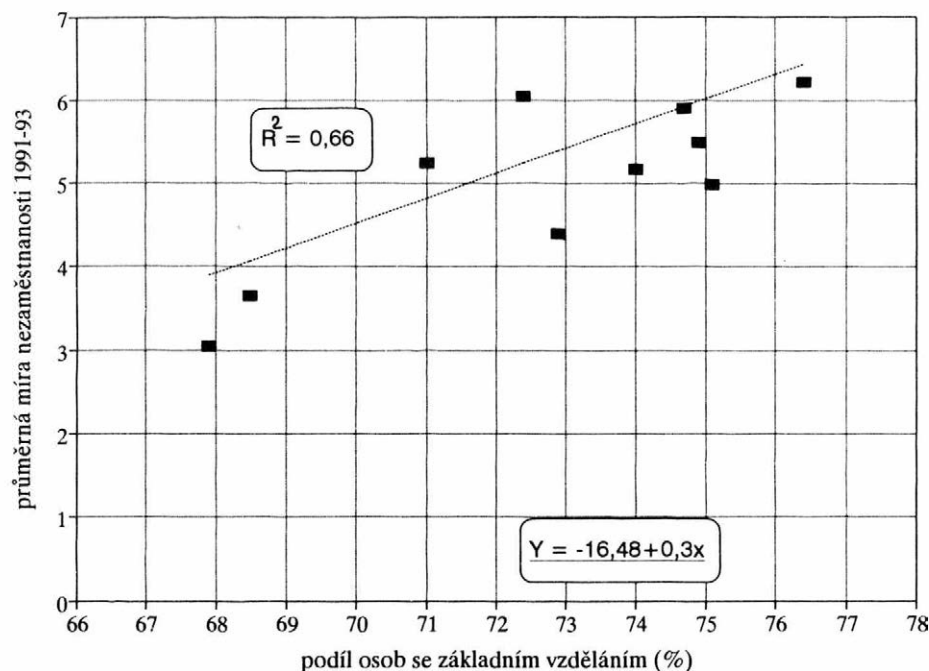
region	základní			vzdělání středoškolské			vysokoškolské		
	B	r	R ²	B	r	R ²	B	r	R ²
střední Čechy	0,11	0,44	0,20	-0,22	-0,42	0,18	-0,20	-0,45	0,21
jižní Čechy	0,10	0,77	0,60	-0,14	-0,73	0,54	-0,29	-0,81	0,65
západní Čechy	0,00	0,01	0,00	-0,02	-0,05	0,00	-0,xx	0,05	0,00
severní Čechy	0,21	0,54	0,30	-0,34	-0,56	0,32	-0,50	-0,49	0,24
východní Čechy	0,12	0,49	0,24	-0,21	-0,51	0,26	-0,xx	-0,43	0,19
jižní Morava	0,16	0,58	0,34	-0,31	-0,59	0,35	-0,30	-0,55	0,31
severní Morava	0,30	0,81	0,66	-0,45	-0,69	0,48	-0,66	-0,87	0,76

Poznámka: Koeficienty determinace (R^2) indikují, že vzdělání je vskutku v některých regionech významným prediktorem variability míry nezaměstnanosti. Vždyť např. v jižních Čechách vysvětluje podíl obyvatel se základním vzděláním 60 % variability nezaměstnanosti a podíl lidí s vysokoškolským vzděláním dokonce 65 % variability. V severomoravském regionu podíl populace se základním vzděláním vysvětluje 66 % variability míry nezaměstnanosti a podíl populace se vzděláním vysokoškolským dokonce plných 76 % variability nezaměstnanosti.

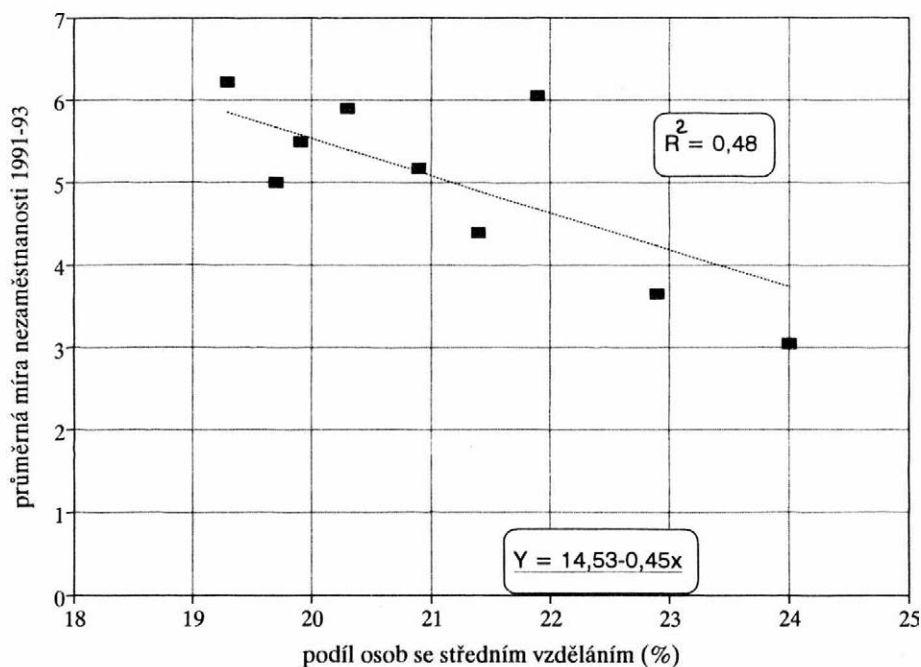
Ilustrací této skutečnosti jsou grafy regresní analýzy pro oblast severní Moravy (viz obrázky 6A-6C).

okresu (měřená jako průměrný věk v okresu v období 1991-1993) nepřineslo žádný interpretačně zajímavý výsledek. Použitá metoda *stepwise* buď vůbec tuto novou proměnnou do modelů nevpuštěla, nebo i v případě, že jí bylo umožněno do modelu vstoupit, byl její příspěvek zanedbatelný.

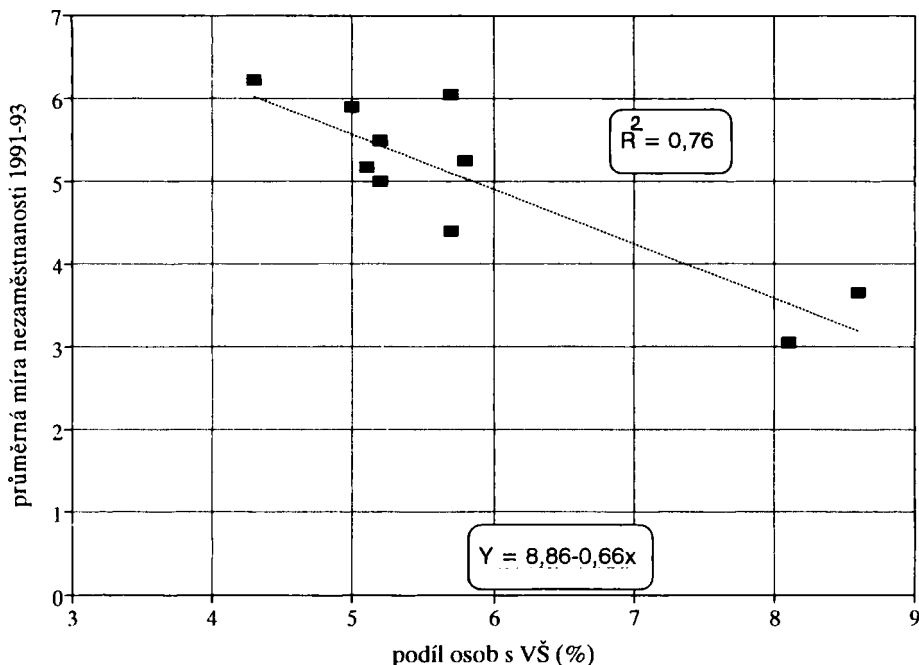
Obrázek 6A. Průměrná míra nezaměstnanosti v letech 1991-1993 a podíl obyvatelstva se vzděláním základním a vyučen na severní Moravě



Obrázek 6B. Průměrná míra nezaměstnanosti v letech 1991-1993 a podíl obyvatelstva se středoškolským vzděláním na severní Moravě



Obrázek 6C. Průměrná míra nezaměstnanosti v letech 1991-1993 a podíl obyvatelstva s vysokoškolským vzděláním na severní Moravě



Regresní rovnice naznačují, že pokud by se snížil podíl osob se základním vzděláním v okresech severomoravského regionu o jedno procento, míra nezaměstnanosti by se snížila o 0,3 %. Pokud by se zde ale zvýšila o jedno procento vzdělanost středoškolská, míra nezaměstnanosti by klesla o 0,45 %; pokud by se o jedno procento zvýšila vzdělanost vysokoškolská, nezaměstnanost by klesla o 0,66 %.

Z analýz dalších nezávisle proměnných, které by se mohly podílet na ovlivnění regionální nezaměstnanosti v její první vlně, míra nezaměstnanosti zpočátku nekorelovala ani s průmyslovou výrobou, ani s investicemi v rámci okresu. Až v roce 1993 nalézáme korelaci mezi mírou nezaměstnanosti v tomto roce a průmyslovou výrobou a s celkovými investicemi v předchozím roce. Čím vyšší byla průmyslová výroba a čím vyšší investice v předchozím roce, tím nižší míra nezaměstnanosti.

Závěr

Regionální pohled na dosavadní průběh nezaměstnanosti v ČR odhaluje jeden důležitý fakt. Míry nezaměstnanosti se regionálně odlišují, někdy i podstatně,²⁴ avšak rozdíly,

²⁴) Všechno je samozřejmě relativní. Zatímco u nás už mluvíme jako o podstatném rozdílu v regionálních mírách nezaměstnanosti tehdy, pokud se v některém okrese nezaměstnanost vyšplhá ne na průměrná tři procenta, nýbrž na sedm procent, v sousedních zemích bývalého socialistického bloku je situace mnohem dramatičtější. Tak např. ve Slovenské republice byla v Bratislavě v polovině roku 1993 nezaměstnanost 4,8 %, zatímco v okrese Rimavská Sobota 23,8 %, v Polsku ve Varšavě 7 %, ale v Koszalinském vojvodství 27,5 % a v bývalém NDR v Drážďanech 25,7 % a ve Zwickau 45,3 % [údaje převzaty z Greenberg, Heintz 1994].

s nimiž jednotlivé regiony do první vlny nezaměstnanosti vstoupily, se neustále udržují a reprodukují. Což podle našeho názoru neznamená nic jiného, než že vznikající trh práce má v České republice dva aspekty: (1) Trh práce je strukturální, což se projevuje v různém postavení jednotlivých sociálních kategorií vymezených kvalifikací, věkem, pohlavím, rodinným stavem (především v případě osamělých matek) a etnickou příslušností (zejména Rómové) na trhu práce. Některé sociální kategorie jsou obtížněji zaměstnavatelné a akresy, v nichž se tyto kategorie vyskytují ve zvýšeném počtu, mají vyšší míru nezaměstnanosti. Tento aspekt trhu práce může vést k formování tzv. *underclass* ze sociálních kategorií postižených masově dlouhodobou nezaměstnaností. (2) Trh práce je (a bude) regionální a v jednotlivých regionech bude charakterizován odlišnou strukturou nabídky pracovních příležitostí.

Oba aspekty se projevují v rozdílné míře nezaměstnanosti jednotlivých okresů spojené zejména s charakteristikami (strukturou) pracovních příležitostí, strukturou obyvatelstva podle sociodemografických charakteristik (a mírou vzájemné korespondence obou determinant), infrastrukturou,²⁵ geografickou polohou apod. Tento regionální aspekt nezaměstnanosti se zdá být významným faktorem rozdělení společnosti (stejně jako její aspekt strukturální). Významným z toho důvodu, neboť působícím, alespoň v kratší perspektivě, až téměř fatálně.

Z této skutečnosti vyplývá, že Česká společnost si asi bude muset opět zvyknout na to, že její určité regiony budou chudší (a možná že i podstatně) než regiony ostatní. Vždyť o tom, jak vysoká je dnes v jednotlivých regionech nezaměstnanost, rozhoduje, jak vyplývá z našich analýz, především to, jaké charakteristiky dané území má. A ty, které se jeví v tomto ohledu jako rozhodující, se formují desetiletí a často i staletí. Jde zejména o následující:

- Nevhodnou sektorovou a odvětvovou strukturu ekonomiky umrtvenou za komunistického režimu v podobě, jakou jsme zdědili z 19. století (s předimenzovanými tradičními odvětvími).
- Nerozvinutou infrastrukturu (nízká telefonizace, špatný stav dopravních komunikací, omezený dopravní systém, nedostatečně rozvinuté služby atd.) území.
- Nízkou hustotu osídlení, zejména ve spojení s kolapsem dopravního systému.²⁶
- Nízkou či nevhodnou úroveň vzdělanosti a kvalifikační struktury obyvatel území.
- Nevýhodnou věkovou strukturu obyvatelstva území²⁷ a jeho strukturu podle pohlaví a tradiční tendence zaměstnanosti žen.

²⁵) Význam infrastruktury pro nízkou nezaměstnanost si můžeme např. uvědomit při relativně vysoké negativní korelaci mezi telefonizací okresů (vyjádřenou počtem telefonů na počet bytů) a mírou nezaměstnanosti (Pearsonův koeficient $r = \text{až } -0,40$). Tato korelace zůstává vysoká i po vyřazení atypických regionů (Praha a Brno), kde je telefonizace ve srovnání s ostatními okresy relativně vysoká.

²⁶) Mimo jiné je to handicap i v tom, že obce s malým počtem obyvatel netvoří koupěschopnou poptávku po službách, jež by dovolily jejich expanzi. To je významné z toho hlediska, že většina pracovních příležitostí se dnes ve světě tvoří právě ve službách a růst sektoru služeb se ukázal jako jedna z rozhodujících determinant zaměstnanosti i v ČR.

²⁷) V důsledku iracionálně vyvolané demografické vlny z poloviny 70. let se narodilo v období 1973-1978 přibližně o 200 tis. dětí více. Tyto „dětí navíc“ dnes začínají vstupovat na trh práce

– Koncentraci sociálních kategorií ohrožených strukturálními vlastnostmi trhu práce na určitém území (tzv. gheta „underclass“).

Takové charakteristiky pak mohou vést až ke vzniku tzv. „kapes chudoby“.²⁸

Je zřejmé, že regionální aspekt nezaměstnanosti je velmi významným momentem fenoménu nezaměstnanosti, a to především z hlediska jejího zvládnutí. Jeho další studium, které ovšem bude muset být založeno na speciálních výzkumných projektech, k tomu bude nezbytnou podmínkou.

PETR MAREŠ je docentem a současně i vedoucím katedry sociologie Školy sociálních studií Filozofické fakulty Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se problematikou nezaměstnanosti a chudoby. Přednáší kursy „Nezaměstnanost jako sociální problém“ a „Chudoba, problém chudých nebo bohatých?“. Kromě toho přednáší také metody sociálně vědního výzkumu. Publikuje především v Sociologickém časopise. V roce 1994 vydal v nakladatelství svou monografii *Nezaměstnanost jako sociální problém*.

LADISLAV RABUŠIC je docentem a současně i vedoucím katedry sociální politiky a sociální práce Školy sociálních studií Filozofické fakulty Masarykovy univerzity v Brně. V současné době se specializuje na problematiku populačních studií, v jejichž rámci přednáší kursy „Populace a

jako přivažek k dlouhodobému průměru. Podíl obyvatelstva ve věku ekonomické aktivity se u nás v nejbližších letech může zvýšit až téměř na 61 % [Rabušic 1994].

²⁸) Naši domněnku o vzniku kapes chudoby potvrdil nepřímo i ředitel Okresního úřadu práce Znojmo Lubor Dvořák v interview, které nám poskytl v rámci našeho výzkumu. Ve své odpovědi na naši otázku, jak mu je, když z přehledů o nezaměstnanosti permanentně zjišťuje, že „jeho“ region, Znojmo, je na tom velmi špatně, shrnul přesně současný problém regionální nezaměstnanosti: „Není to dobrý pocit, ale v tomto okrese je nezaměstnanost vysoká a vysoká i nadále bude. Na to si budeme muset zvyknout. Musíme se také připravit na to, že v rámci republiky budou oblasti, kde nezaměstnanost bude vysoká trvale. Pak to dopadne tak, že mladí se z takové oblasti vystěhují – pokud bude fungovat trh s byty – a oblast se postupně vyčistí. A proč tomu tak je? Totální zanedbanost infrastruktury. Okres Znojmo měl obyvatelstvo zaměstnané převážně v zemědělství, často na státních statcích a v přidružené zemědělské výrobě. S transformací ekonomiky se JZD rozpadla, zrušily se přidružené výroby, pak padly státní statky, a proto onen náraz nezaměstnanosti v okresech podobných našemu. A jelikož jiný zaměstnavatel nebyl a zatím není, má nezaměstnanost v tomto typu okresů navíc cyklický charakter, jenž je způsoben sezónními pracemi v zemědělství. Když přijde podzim, najatí zaměstnanci se propustí, jdou na úřad práce a jsou šest měsíců na podpoře, pak jsou znovu postupně zaměstnáváni a tak pořád dokola... Je otázka, zdali vybudování infrastruktury přitáhne podnikatele. Proč by šli podnikat odtěkud, kde už ta infrastruktura vybudovaná je? Pracovní síla je levná u nás všude a tady navíc jsou lidé, kteří celý život pracovali pouze na poli. Jsou tedy naprosto nekvalifikovaní, takže co sem může podnikatele přitáhnout? A že by vznikli podnikatelé z místních? Vzhledem k tomu, že naše kvalifikační struktura je jedna z nejnižších v republice, ne-li dokonce vůbec nejnížší, pak nemůžeme doufat, že by se zde našlo příliš mnoho podnikatelských štik. Celkově to tedy vidím dost fatálně.“ Navíc se zdá, že vznikla skupina lidí, pro kterou je celkově přijatelné, že pracovat nebudou. Tuto skupinu lidí, podle názoru mnohých expertů z úřadů práce, k práci nepřinutí žádná opatření zaměstnanosti. Kromě této skupiny ale podle Dvořáka vznikla ještě další skupina osob, která si na vesnicích zvykla na nízký příjem, podpora v nezaměstnanosti jim stačí a v kombinaci s vlastní produkcí ovoce, zeleniny a masa celkově vyjdou. Tito lidé se usmírnili a život v relativní chudobě se jim stal životním stylem. Z nezaměstnaných evidovaných na okresním úřadě ve Znojmě se podíl těchto lidí odhaduje až na třicet procent.

rozvoj" a „Stárnutí a česká společnost“. Kromě toho přednáší také metody sociálně vědního výzkumu. Publikuje především v Demografii a v Sociologickém časopise. Do tisku připravil svou monografii Česká společnost stárne.

Literatura

- Clark, C. 1940. *Conditions of Economic Progress*. London: Macmillan.
- Greenberg, M. E., S. B. Heintz 1994. *Jak odstranit bariéry*. Praha: Institute for East-West Studies.
- Gregor, M., L. Caha 1993. „Volby a okresy.“ *Sociologický časopis* 29: 493-515.
- Horálek, M. et al. 1993. *Zaměstnanost a nezaměstnanost v České republice 1991-1993*. Praha: Projekt Nadace Friedricha Eberta.
- Jahoda, M., P. F. Lazarsfeld, H. Zeisel 1933. *Marienthal: The Sociography of Unemployed Community*. London: Tavistock.
- Jahoda, M. 1982. *Employment and Unemployment: A social psychological analysis*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Kříž, K. 1934. *Tragický vývoj nezaměstnanosti u nás: léta krize 1929-1934*. Praha: Svěcený.
- Kudernatsch, M. 1993. „Bojíme se nezaměstnanosti?“ *Ekonom* číslo 23.
- Mareš, P. 1993a. „Legitimacy of Privatization.“ Paper presented at the VIIth EADI General Conference, Berlin, September 13-18, 1993.
- Mareš, P. 1993b. „The Unemployment in the Czech Republic.“ The Conference on the Social Research on Social Policy, Amsterdam.
- Mareš, P. 1994a. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. SLON, Praha.
- Mareš, P. 1994b. *Some Characteristics of Unemployment in Czech Republic*. Brno: SPFFBU, G 34.
- Mareš, P., L. Musil 1994. „The Legitimacy of Privatisation: Two Case Studies of Privatised Enterprises.“ *Czech Sociological Review* 2: 187-197.
- Mareš, P., L. Musil, L. Rabušic 1991. *Is the Moravian Movement the Last Straw which the Moravians Grasp?* Brno: SPFFBU, G 34.
- Mareš, P., L. Musil, L. Rabušic 1994. „Values and the Welfare State in Czechoslovakia.“ In *The New Great Transformation?* ed. by G. A. Bryant, E. Mokrzycki. London: Routledge.
- Michnik, A. 1993. *Národní obroda*, 22. 11. 1993.
- Miškovská, O. 1994. „Poučné svízele na trhu práce.“ *Hospodářské noviny*, 3. 3. 1994.
- Možný, I. 1993. „An Attempt at Non-Economic Explanation of the Present Full Employment in the Czech Republic.“ *Czech Sociological Review* 1: 199-210.
- Rabušic, L. 1994. „Populační projekce České republiky do r. 2030.“ *Demografie* č. 2.
- Rabušic, L., P. Mareš 1994. „Regionální nezaměstnanost v České republice.“ *Závěrečná zpráva Research Support Scheme of the Central European University in Prague*. Brno.
- Urwin, D. W., W. E. Paterson (ed.) 1990. *Politics in Western Europe Today*. London: Longman.

Summary

Our paper takes a regional perspective on Czech unemployment over the 1991-1993 period. Unemployment has become a new social problem in the transformed Czech society. Despite the fact that numbers of people experiencing unemployment thus far are low by European standards (about three percent of labour force), the phenomenon exists such that the society is forced to tackle it.

In our research report, we argue that the low unemployment rate (many economists would call the three percent unemployment rate the natural rate of unemployment, some would even call such a situation full employment) is a temporary phenomenon which reflects the first phase in the

transformation of the Czech economy. We call it the first wave of unemployment and we think that it will be succeeded by a second wave of much larger numbers of unemployed.

We identify some reasons for such low numbers: the ability of the growing private sector to absorb work force laid off by state enterprises, the growing tertiary sector, the slow privatisation of giant state enterprises, and the Czech government's efforts to maintain social peace: keeping unemployment low being at the top of the agenda of the Klaus administration. An indication of this can be seen in the Cabinet's preference for a high inflation rate (18% in 1993) and low unemployment rate, the very contrary to the Western governments' strategy which advocates low inflation at the cost of higher unemployment.

The reasons for our prediction of a second wave of unemployment hitting the Czech Republic are manifold: the Czech economy is gradually resembling that of Western counterparts, seeking the most effective technologies and management structures which will have necessary effects in structural unemployment; the present demographic situation is very different to that of developed nations: due to the Czech baby boom of 1974-1978, the proportion of the working force will continue to rise until 2000 (almost five percent increase). To increase job opportunities, the Czech economy will have to expand its capital: this constituting a problem in a technologically underdeveloped economy. The structural conditions of the Czech economy thus suggest that it is useful to be prepared for a higher unemployment rate of 10%-15% in the near future.

The unemployment data have been collected in all administrative regions of the Czech Republic (counties or „okresy“ in Czech) in the period from January 1991 till December 1993, to depict the main trends and to analyse the relations between some regional variables to regional unemployment rates.

First, the main trends of Czech regional unemployment rates are presented, followed by the typology of regions based on the course of the 1991-1993 development of regional unemployment measured as the difference of each regional unemployment rate from the national mean. The graphs show that five types of regions can be distinguished. They show that all regions have more or less kept their position in the unemployment rate over the entire three year period meaning that the level of unemployment has had a reproductive tendency. As our further analyses show, the intrinsic characteristic feature of Czech regional unemployment is that it is fundamentally based on the economic and social qualities of the respective regions: on the infrastructural level as on the qualification of the work force, and its demographic profile. Since these qualities have been formed for decades and are deep rooted in each region, it is quite clear why the level of regional unemployment is relatively rigid, stable and self-reproducing. As we show in the final section, a small inquiry among some directors of Regional Labour Offices suggest that these unemployment experts also perceive the whole problem with a certain fatalism („Unemployment in our region is high and will be high in the future. The problem has had a forty-five year maturation period and, as such, cannot be solved immediately“, says one of them). For these reasons the highest rate of unemployment has been permanently recorded in both North-Moravian and South-Moravian regions.

The fatalistic approach to unemployment can even be enhanced by our comparison of 1993 unemployment levels with that of the 1991-1993 period, where we can see many analogies, especially in regions of Moravia.

Among other hypotheses, we have tested those concerning the segmentation of the labour market. If this notion concerning the division of the labour market into several relatively independent segments, which place their own demands on the quality of the labour force, is true, then it means that the flow of workers and employees on such a market is limited and not totally free, especially in terms of the transition from the secondary labour market to the primary one. What is even worse, access to the primary market (which offers far better conditions in terms of career prospects, incomes and occupational prestige) is often denied to many social categories (e.g. women, ethnic minorities, low-qualified and low-educated workers).

Due to the lack of adequate data, we were only able to use regional educational structures (the proportion of the population with elementary, secondary and university education). As the simple regression showed, regions in Moravia (and also in South Bohemia) show a strong relation between the educational structure and unemployment rate (for instance, in North Moravia, a one percent increase in the proportion of the university-educated population would mean a 0.7% decrease in the unemployment rate). On the other hand, areas of Central and Western Bohemia showed almost no relation between these two variables.

It is generally recognised that various economic sectors suffer to varying degrees from unemployment. In the Czech Republic, regions with a higher proportion of men employed in trade and scientific research have experienced lower unemployment rates, while regions with a high proportion of both male and female in agriculture have experienced higher unemployment rates. The risk factor, in our view, has been the high proportion of regional populations in the primary sector. A stabilising factor has been the presence of a higher proportion of tertiary and quarter sector in the region. These have not only absorbed the laid-off labour force but also created favourable conditions for those leaving over-employed state enterprises in order to start up and run private business enterprises. The correlation between the number of entrepreneurs in a region and the regional unemployment rate has been negative and relatively strong. This indicates how important a role has been played by the growing private sector in the first wave of Czech unemployment. In 1991 and 1992, there was no correlation between regional unemployment and industrial output, nor between unemployment and the amount of money invested into regional economies. In 1993, however, a modest correlation (Pearson's $r = .40$) between the former variables appeared, and some correlation was found between the latter ($r = .25$).

A cluster analysis of regions with regard to the proportion of the population working in various sectors of the economy and the unemployment rate has revealed that all Czech regions can be divided into five groups (clusters). Graphic outputs are presented and each cluster is discussed.

Some methodological notes are also made. We express our dissatisfaction with the quality of existing data on unemployment. We argue that the currently available data on the general rate of unemployment is insufficient. To better understand regional unemployment, specific unemployment rates – e.g., the age-specific, gender-specific, education-specific – should be routinely calculated. Although some are occasionally published, they are not regularly available in a regional form.