

1

Demografie

rok 2015

ročník 57

revue pro výzkum
populačního vývoje

Pavel Čtrnáct
Úvodník

Olga Kurtinová
A Brief Insight into Gender Inequalities in the Czech Labour Market

Jindra Reissigová – Jitka Rychtaříková
Základní pojmy a principy konstrukce modelů typu věk-období-kohorta



ČLÁNKY | ARTICLES

- 3 Pavel Čtrnáct**
Úvodník | Editorial
- 5 Olga Kurtinová**
A Brief Insight into Gender Inequalities
in the Czech Labour Market
- 21 Jindra Reissigová – Jitka Rychtaříková**
Základní pojmy a principy konstrukce modelů
typu věk-období-kohorta
The Basic Concepts and Principles
of the Construction of Age-Period-Cohort
Models

SČÍTÁNÍ LIDU | THE POPULATION CENSUS

- 40 Štěpán Moravec – Jaroslav Kraus**
Atlas sčítání 2011 na DVD
An Atlas of the 2011 Census on DVD
- 45 Zuzana Štukovská**
O výsledky sčítania 2011 je na Slovensku stále
velký záujem
Slovakia's Continued Strong Interest
in the Results of the 2011 Census

RECENZE | BOOK REVIEWS

- 48 Vladimír Balcar**
Radek Lipovski: Lidé poddanských měst
Frýdku a Místku na sklonku tradiční
společnosti (1700–1850)
Radek Lipovski: People in the Feudal Towns
of Frýdek and Místek in the Period of Waning
Traditional Society (1700–1850)
- 49 Marta Vohlídalová**
Všechno, co jste chtěli vědět
o rozvodovosti...
Everything you Wanted to Know
about Divorce...

ZPRÁVY | REPORTS

- 52 Ing. Miroslav Šimek – sedmdesátiletý**
Ing. Miroslav Šimek on His 70th Birthday
- 53 Konference RELIK 2014**
RELIK 2014 Conference
- 56 Z České demografické společnosti**
From the Czech Demographic Society
- 57 Výsledky sčítání 2011 v Evropské Unii
jsou k dispozici na internetu**
The Results of the 2011 Census
in the European Union Are Now Available Online

PŘEHLEDY | DIGEST

- 59 Markéta Růžičková – Luděk Šídlo**
Vývoj náboženské struktury obyvatelstva
České republiky a její regionální diferenciaci
podle výsledků sčítání lidu od roku 1991
Trends and Regional Differences
in the Religious Structure of the Czech
Population Based on Census Results since 1991
- 71 Pavel Čtrnáct**
Srovnání základních demografických údajů
zemí EU podle územních jednotek NUTS 2
A Comparison of Basic Demographic Data
on EU Countries by NUTS 2 Territorial Units

BIBLIOGRAFIE | BIBLIOGRAPHY

*Názory autorů se nemusí vždy shodovat
se stanovisky redakční rady.*
*The opinions of the authors do not necessarily
reflect those of the editorial board.*

**Demografie je recenzovaný odborný časopis.
Demografie is a peer-reviewed journal.**

VÁŽENÉ A MILÉ ČTENÁŘKY A ČTENÁŘI,



Pavel Čtrnáct

zahajujeme již 57. ročník vydávání revue Demografie. V České republice je opravdu velmi málo vědeckých periodik s tak dlouhou tradicí, v níž bychom chtěli co nejlépe pokračovat. Pro redakční radu je to velký závazek.

V letošním ročníku si časopis v zásadě zachová svoji dosavadní obsahovou strukturu. V jejím rámci se redakce bude snažit neustále zlepšovat odbornou úroveň zveřejňovaných příspěvků a zároveň zvyšovat podíl příspěvků publikovaných v angličtině. Rádi vám sdělujeme dobrou zprávu, že časopis Demografie obdržel doporučení k opětovnému zařazení na seznam vědeckých periodik registrovaných v databázi Scopus. Doufáme, že to povede k vyšší nabídce autorských příspěvků, zvýšení jejich odborné úrovně a k širší publicitě Demografie doma i v cizině.

Na našich stránkách budeme i v letošním ročníku prezentovat jak původní odborné články a studie, tak přehledové články, zprávy, různé aktuality, recenze a výběrovou bibliografii oboru demografie. Budeme se věnovat ohlasům připravované XLV. konference České demografické společnosti na téma Dlouhověkost – úspěch lidstva a konference organizované kruhem „Mladých demografů“. Rádi budeme publikovat i (alespoň dílčí) závěry jednání Komise pro důchodovou reformu, jejíž práce se účastní i někteří demografové. Nosným tématem ročníku bude rovněž příprava dalšího celosvětového kola populačních a bytových censů a modernizace sociálních statistik v rámci Evropské hospodářské komise OSN a Eurostatu. Plánujeme i článek ke 150. výročí úmrtí B. Gompertze a připomeneme životní jubilea zasloužilých osobností české demografie.

Vážení čtenáři, redakce doufá, že se jí podaří ediční záměr naplnit co nejlépe a obsah časopisu vás zaujme. Do roku 2015 vám přejeme hodně zdraví a osobních i pracovních úspěchů.

DEAR READERS,

In 2015 we begin the 57th volume of the journal Demografie. There are truly very few academic journals in the Czech Republic that can boast a long tradition this long and it's a tradition we'd like to sustain as successfully as possible. The Editorial Board is deeply committed to this.

The structure of content in the journal will remain essentially the same in 2015 as in the past. The editorial team will work to ensure the quality of the contributions

published in the journal continues to improve and to try to increase the number of English-language contributions published on these pages. We are pleased to inform you that Demografie has been recommended for re-inclusion on the list of academic journals registered in the Scopus database, and we hope that this will lead to an increase in the number and quality of submissions we receive and to greater publicity for the journal at home and abroad.

As in previous years, Volume 57 will again feature original articles, studies, summary articles, reports, news, reviews, and selected bibliographies relating to the field of demography. We shall also devote space to the XLVth Conference of the Czech Demographic Society, dedicated to the subject of 'Longevity – A Human Success', and to the Young Demographers conference in 2015. We hope to publish (at least some) conclusions from the meeting that is to take place of the Pension Reform Commission of the Czech government, which some demographers will also be taking part in. Key themes of this year's volume are the preparations for the next worldwide round of population and housing censuses and the modernisation of social statistics under the United Nations Economic Commission for Europe and Eurostat. We are also planning an article dedicated to the 150th anniversary of the death of Benjamin Gompertz and papers commemorating important jubilees in the lives of venerable persons in the field of Czech demography.

The editorial team hopes that it will be able to fulfil its publishing plan to the greatest extent possible and that the journal's content will continue to capture your interest.

For 2015 we wish you good health and the best of success in your public and private life.

A BRIEF INSIGHT INTO GENDER INEQUALITIES IN THE CZECH LABOUR MARKET

Olga Kurtinová

Abstract

This article looks at women in the Czech labour market. Labour market participation is considered a fundamental factor influencing childbearing decisions and one that may contribute to low fertility. Since 1989 the Czech economy has undergone profound changes. Therefore, the article examines how the position of women in paid work has changed. It studies gender inequality in the labour market in the Czech Republic in 1993–2013 based on publicly available data from the Labour Force Survey (LFS). It also uses data from the EU Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) for the Czech Republic in 2012 and employs a multinomial logistic regression to illustrate the factors that influence gender inequalities, which in the article are approximated by type of employment contract. The basic results show that there are persistent gender inequalities in the Czech Republic and that, depending on age, education, and having at least one dependent child, women are less likely than men to have a full-time job.

Keywords: labour market, Czech Republic, gender inequality

Demografie, 2015, 57: 05–20

INTRODUCTION

Higher participation of women in the labour market is a general trend that is now broadly accepted and supported by political leaders, because it has several benefits for the economy (e.g. the contribution to the social security system, economic growth, innovations, etc.). The male breadwinner model no longer characterises families and households in developed economies. Women's engagement in paid work significantly increased after World War II. For instance, census data for the Czech Republic show that while in 1950 there were 1,370,000 women at home, in 2001 only 93,000 women declared they were housewives (CZSO, 2010). The period after World War II was characterised not only by unprecedented economic performance and higher rates of female labour market participation, but also by a fall in fertility. It is general knowledge that the current total fertility rate is below the replacement level of 2.1 children per woman in the developed world. Because the fertility decline occurred

alongside higher female involvement in employment, the issue is how the labour market and fertility are related.

On the one hand, traditional economic theories claim that dual-income households have more disposable income that can be allocated to parenthood than single-breadwinner households do. On the other hand, they also state that part of the income must be spent on goods and services that cannot be produced or performed because both parents are at work (e.g. cleaning, cooking, babysitting, etc.). Furthermore, it is questionable whether the economic system itself triggered the fall in fertility, because obtaining enough resources for family formation in the labour market requires that people are at least well educated, which requires not only a financial investment but also time. As a result, people may postpone childbearing to a later age, which has a negative impact on the number of live births (Mlčoch, 2014; Sivková, 2012). Reality is much more complex, because it seems that there

is no pure income and substitution effect between work and family. Without a doubt, the higher participation of women in employment has affected the division of household labour between men and women, but as some studies show housework and childcare are still largely the responsibility of women, and what's more parenthood strengthens the traditional division of labour in the household (e.g. *Dríbe – Stanfors*, 2009; *Binachhi*, 2000). Therefore, work-family conflict remains a relevant issue.

This article deals with gender inequalities in the labour market in the Czech Republic for the period 1993–2013. The goal is not to unravel the possible mechanisms behind these inequalities and causality analysis but rather describe the current state of affairs. It is reasonable to assume that the labour market has changed significantly in twenty years and therefore the main research question is whether gender disparities, which, according to the relevant literature, may contribute to low fertility, have remained the same, diminished, or increased in the Czech labour market. The development in employment and unemployment is studied based on the Labour Force Survey (LFS). Labour-market inequalities are presented using the gender gap, which equals the difference between given employment rates according to gender. In addition, data from the EU Statistics on Income and Living Conditions for the Czech Republic 2012 are employed to verify factors contributing gender inequalities in the labour market. It is assumed that gender inequalities are also reflected in the type of employment contract a person has and that is influenced by attained education, age, and the presence of a dependent child. This is tested employing multinomial logistic regression.

WHY GENDER INEQUALITIES IN THE LABOUR MARKET MATTER FOR CHILDBEARING?

In general, family formation and reproductive decision-making are influenced by factors at both the micro

and the macro level. Individual characteristics such as gender, age, partnership status, number of children, education, income, migration status, and cultural factors as well as political interventions, institutional adjustments, state of economy, population climate matter and are reflected in demographic behaviour. Considering the labour market, a key factor is unemployment and perceived uncertainty¹⁾. *Örsal et al.* (2010), using data on 22 OECD countries, pointed out that the increase in both male and female unemployment in the period 1976–2008 had a negative effect on the period total fertility rate. The fertility rate declined with the increase in unemployment. *Adsera* (2010) who found that high female unemployment had been causing first-birth postponement in Europe since the 1980s reached similar conclusions from the evidence. The negative relationship between unemployment and fertility has been observed by *Neels* (2010) for Belgium, France and the Netherlands, by *Berkowitz-King* (2005) for the USA, by *Hoem* (2000) for Sweden, by *Huang* (2003) for Taiwan, and by *Adsera et al.* (2011) for Latin America.

On the other hand, studies based on individual data revealed that unemployment may also have a positive effect on fertility level. For instance, *Kravdal* (2002) showed, utilising data on Norway at both the aggregate and the individual level for the period 1992–1998, that women who were unemployed twelve months prior to childbirth had slightly higher first-birth rates than others. In addition, *Kreyenfeld* (2010) emphasises that a childbirth postponement at insecure labour market differs according woman expectations, whether she expects to be a caregiver or household provider after child birth. In sum, unemployment may negatively affect childbearing and gender inequalities are related to a higher risk of unemployment, involuntary part-time jobs and/or fixed-term contracts, which is explained by the concept of gender segmentation of the labour market (horizontal, vertical) and the dual market theory (*Kotýnková*, 2012; *Tomešová Bartáková*, 2009). Therefore, if gender disparities do not diminish,

1) Labour market participation and fertility are also influenced by other factors such as family policy, i.e. the length of maternity and paternity leave, the amount of the maternity and paternity benefit, the availability of pre-school facilities, etc. This issue is however beyond the scope of this article. Further information on family policy in the Czech Republic is available, for instance, in: *Mitchel* (2010), *Křížková et al.* (2008), *Kocourková* (2006), *Sivková* (2012).

according to current knowledge it is reasonable to assume that fertility will be affected negatively.

Another issue is how is it possible that gender inequalities in the labour market are present even though men and women are formally equal in society? There are basically three channels that support the less favourable position of women in the labour market compared to men and considering work-family balance. First, it can be a real problem to combine work and family if housework and childcare are left only to the woman. She may be overburdened, which can lead to an inadequate performance both at work and at home. That is not beneficial for the economy at all because it can result in a loss in production and the addition costs incurred by dealing with the issues of non-functional families (e.g. whose children may perform poorly at school, or may be undernourished, etc.). Second, combining work and family is not necessarily a problem, but employers have prejudices and offer women less qualified work or a fixed-term contract because they assume that women are less productive than men owing to their family responsibilities, or because they expect women will leave the labour market for maternity. In some cases perceived gender inequality in the labour market may indeed lead to a lower performance, because women may lose the motivation for a stronger commitment. Furthermore, the gender wage gap can be obstacle to family formation owing to a shortage of resources. Third, because maternity is inseparably related to women and the applied policy and surrounding may support the above-mentioned conditions, women themselves believe that gender inequalities in the labour market are natural and accept this, which sustain inequalities.

In the European labour market the concept of flexicurity is applied to diminish labour-market insecurity and support a better work-family balance. It is a welfare regime which is based on the principles of flexible and reliable contractual arrangements, comprehensive lifelong learning strategies, effective active labour market policies, and modern social security systems (*European Commission*, 2014). It has been a part of the European Employment Strategy for a few years and countries are individual responsible for its implementation. This policy has been successful in Denmark, but only time will tell if it is a strategy that will help the European labour market and fertility.

FEMALE LABOUR MARKET PARTICIPATION AND FERTILITY

After 1989 a broad range of changes occurred in the Czech labour market. A rise in unemployment was expected as a result of market reforms and foreign trade and price liberalisation. But the reality was less dramatic than envisaged. At the beginning of the transformation process, the employment rate, which tells us the proportion of the population 15 and older that is employed, remained at a relatively high level both for males and females owing to the reduction of the workforce by older workers, capability of the tertiary sector to absorb a portion of the unemployed from the primary and secondary sectors, growing numbers of self-employed, and support provided the large companies (*Večerník*, 2009; *Flek – Večerník*, 2007; *Židek*, 2006). The employment rate for men was 68.9% and for women 49.5% in 1993. Between 1993 and 2013 there is clearly a slight decline in the employment rate (see Figure 1). The decrease of 4.8 percentage points for males and the decrease of 2.8 percentage points for females between 1993 and 2013 reflect the fact that young people are spending more time in the education system. Furthermore, the population close to retirement age has become more active, which may result from changes in the pension system and their better health status. The studied period is characterised by both a lower fertility level and higher life expectancy at birth. Considering gender, men have a much higher employment rate than women across the studied period. The difference varies from 17.4 percentage points to 19.4 percentage points and in recent years the rates have converged slightly, which may be a consequence of the changing structure of the labour force by industry and occupation. The Czech economy is becoming more oriented towards services, a sector that employs many women.

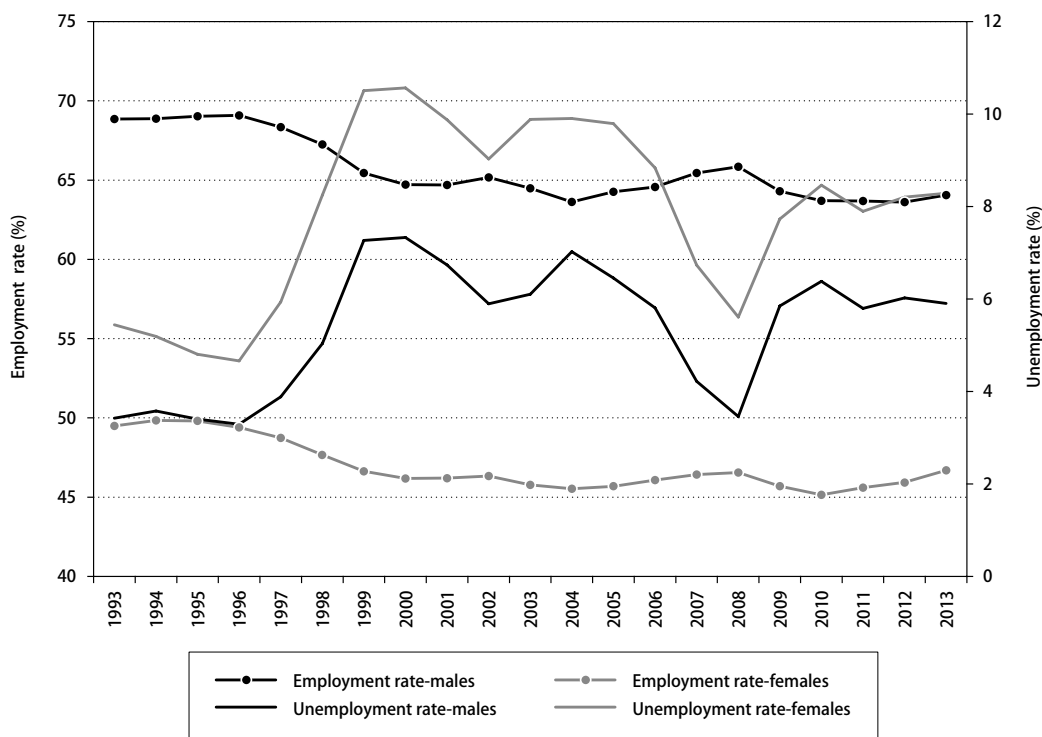
More visible fluctuations are evident in the development of the unemployment rate in the 1993–2013 period. The unemployment rate, which is the ratio of unemployed to the total labour force, was 3.4% for males and 5.4% for females in 1993 (see Figure 1). The initial conditions in the economy was not too bad compared to other transition economies, but that changed in 1997, when a credit crunch occurred and labour mobility was declined. The economic

recession in 1997–1999 was related to a fall in investments and savings, which reduced the overall performance of the Czech economy (Židek, 2006). The unemployment rate peaked in 2000 at 7.3% for males and 10.6% for females. Another obvious bump occurred in 2004 as a consequence of the economic downturn in 2002. The unemployment rate was slightly lower, but it still reached 7% for men and 9.9% for women. Data also show that a significant share of unemployment was structural unemployment because more than half of the unemployed were without work for more than a year. The last increase in the unemployment rate was related to the global economic downturn in 2008. The Czech economy reflected that with a small delay, but since then the unemployment rate has remained at approximately 5.9% for males and 8.3% for females. Throughout the 1993–2013 period females have had a higher unemployment rate

than males. The difference varies from 1.4 percentage points to 3.8 percentage points. This general pattern indicates that women are disadvantaged in the Czech labour market.

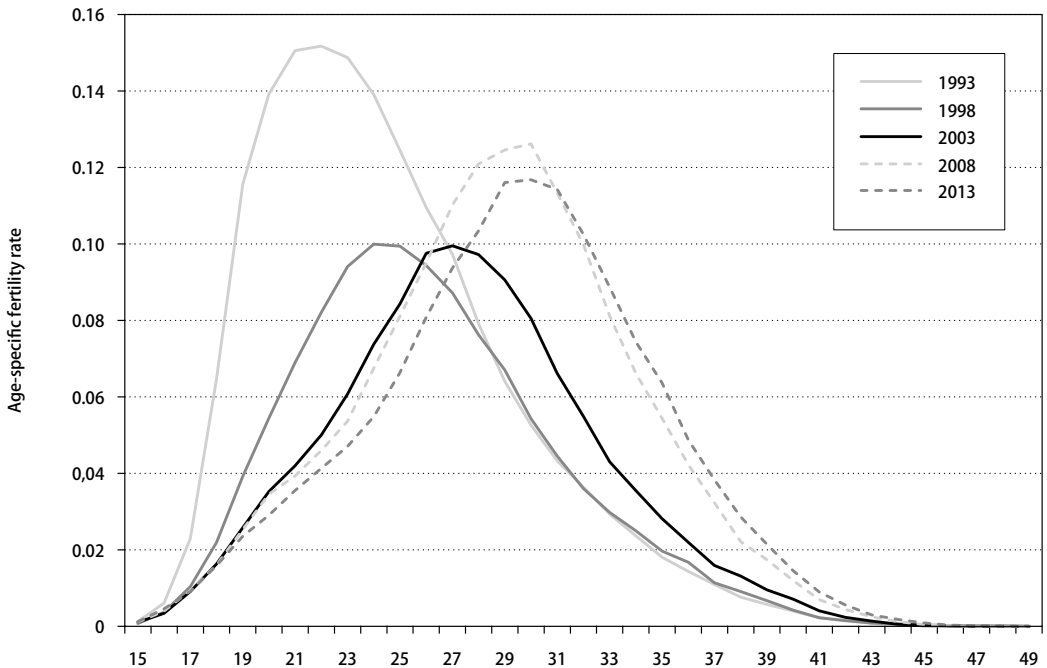
To illustrate how the labour market was affected by the shift in demographic behaviour, let's look at fertility development. The total fertility rate, expressing the average number of children that would be born per woman if the current age-specific fertility rates remained exactly the same throughout her lifetime, dropped from 1.67 in 1993 to 1.46 children per woman in 2013. As Figure 2 illustrates, the change was not smooth and the overall minimum 1.13 children per woman was reached in 1999. It is reasonable to assume that the decrease from a cohort perspective is not so deep, but the Czech Republic nonetheless ranks among countries currently with a low level of fertility. Fertility postponement

Figure 1: Employment and unemployment rate by gender, Czech Republic, 1993–2013 (%)



Source: CZSO, Labour Force Survey (time series 1993–2013).

Figure 2: Age-specific fertility rate, Czech Republic, selected years



Note: Data 2013 are from the Czech Statistical Office.
Source: Human Fertility Database.

is evident from the shift in age-specific fertility rates (see Figure 2). The mean age of a mother at first birth increased from 22.6 years to 28.1 years. Also, more children are born outside marriage (e.g. in 2013, 45% of live births), which does not necessarily mean that the father is not in the family. On the other hand, census data revealed that 17.4% of households that consist of one family²⁾ are mothers with at least one dependent child (CZSO, 2014).

Table 1 and Table 2 show the gender gap in employment and the unemployment rate by age in selected years. The gender gap which is the simple difference between rates approximates gender inequality in the labour market. The overall trends in both rates show that women have a lower rate of employment and a higher rate of unemployment

during overall period 1993–2013. That holds true also for gender gaps by age, but several changes can be noted with respect to the gender gap in employment. Among people aged 15–19, 20–24 and 25–29 inequality between men and women diminished, and in the youngest age-groups did so by more than half. This is probably due to the fact that more people are studying. On the other hand, among people aged 30–34, 35–39 and 40–44 disparities in the employment rate of men and women significantly increased, which also corresponds to a shift in fertility. It seems that it has become harder for women to find a stable job. The biggest change is in the 30–34 age-group, the age at which fertility currently reaches its peak (see Figure 2). Although the highest age-groups, 55–59 and 60–64 years, are not as interesting from a fertility

2) In 2011, the total number of households was 4.37 million and the number of households consisting of one family was 2.66 million in the Czech Republic (CZSO, 2014).

point of view, they show that gender inequalities are continue at higher ages and that close to retirement age women have a persistently bigger problem than men with finding a job. Taking into account attained education, than gender gap in the employment rate (except in the category of secondary education without GCE) increased in the period 1993–2013 (see Table 1A). The increase was not smooth in time; the current pattern of disparities rather reflects the recent transformation of the educational structure of the Czech population. On average the Czech population is more educated than it was twenty years ago. For instance, the number of university graduates increased from

647,000 in 1993 to 1,495,000 in 2013. The increase was more significant for women, which may have contributed to the slightly bigger gender gap in 2013.

The gender gap in the unemployment rate shows more fluctuations than the gender gap in the employment rate and these fluctuations reflect business cycles of the Czech economy and changes in demographic behaviour. Recently, the biggest disparities (not including the youngest age-group) are in the age-groups 30–34 and 40–44 years, where the gap is more than 5 percentage points. As regards completed education, only women with the basic and no education are currently better off in 2013 compared to men

Table 1: The gender gap in the employment rate by age, Czech Republic, selected years, percentage points

Age-group	1993	1998	2003	2008	2013
15–19	5.5	6.1	2.3	2.1	1.7
20–24	32.2	20.4	12.3	14.7	14.6
25–29	34.8	35.0	31.5	24.7	20.4
30–34	19.3	23.4	28.2	33.4	32.5
35–39	8.9	13.2	14.4	20.0	19.9
40–44	6.7	6.8	7.8	6.8	8.9
45–49	2.0	7.1	4.5	4.1	3.4
50–54	10.7	8.4	7.2	5.5	5.2
55–59	44.9	41.0	36.9	28.5	16.8
60–64	13.4	15.5	16.9	25.1	24.1
64+	5.2	5.4	4.2	4.3	3.3

Source: CZSO; Labour Force Survey (time series 1993–2013).

Table 2: The gender gap in the unemployment rate by age, Czech Republic, selected years, percentage points

Age-group	1993	1998	2003	2008	2013
15–19	-3.8	-7.6	-11.2	-6.5	-7.5
20–24	-2.7	-3.1	-1.0	0.8	-0.3
25–29	-5.9	-6.6	-4.4	-1.6	-0.5
30–34	-2.8	-5.8	-8.4	-5.1	-5.6
35–39	-1.7	-3.4	-5.6	-3.5	-5.3
40–44	-1.5	-2.4	-3.5	-1.6	-2.9
45–49	-0.4	-2.1	-2.2	-2.3	-2.1
50–54	-1.0	-1.5	-2.8	-1.8	-1.4
55–59	-2.7	0.2	-1.5	-1.0	-1.3
60–64	-0.5	-3.8	0.5	-0.4	1.0
64+	0.0	-4.3	0.5	-	-0.8

Note: – no data.

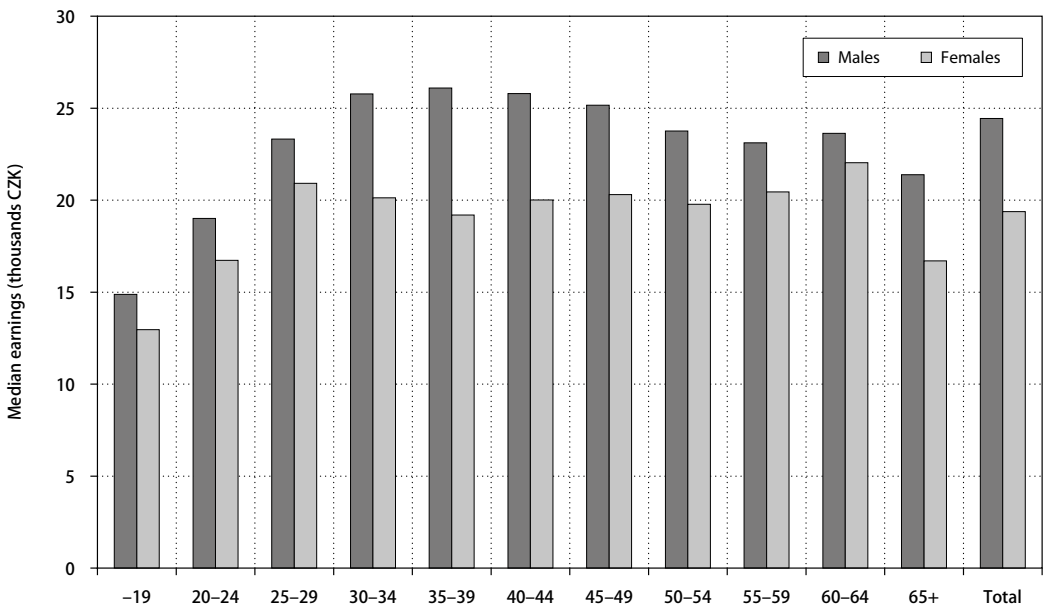
Source: CZSO; Labour Force Survey (time series 1993–2013).

and the year 1993 (a gender gap of 1.7 percentage points in 2013). This pattern follows the structural changes in the labour market, when the number of less qualified positions in the primary and secondary sectors (usually associated with men) is reduced. The most disadvantaged with respect to unemployment are women with secondary education without GCE, among whom the gender gap increased from -2.7 in 1993 to -5.2 percentage points in 2013. The situation for women with tertiary education is slightly worse than it was in the early 1990s.

The disadvantage of women in the Czech labour market is also reflected in median earnings. In 2010, the median earning for a man was 24,447 CZK and for a woman it was 19,380 CZK. The difference is 5,000 CZK, which corresponds to a disparity of about 20%. A remarkable pattern is apparent in median earnings by gender and age (see Figure 3). The observation that earnings increase with age seems no longer

to apply. Median earnings currently only increase at the beginning of the labour market career, and then they slightly decrease or stagnate. For instance, in 2010 peak median earnings for males, 26,101 CZK, was reached at the age 35-39, after which median earnings fall to 23,121 CZK for the 55-59 age-group. For women the trend in 2010 was even less favourable.³⁾ Their median earnings grow only to the 25-29 age-group (20,915 CZK) and then fall and stagnate below that level. Only the 60-64 age-group for both men and women show an increase in median earnings, but that is due to the selection effect, because a part of the population at that age leaves the labour market and only the more educated population continues to work in better paid positions. The smallest gender gap in median earnings is among the youngest and the oldest age-groups (between 6% and 18%), the biggest gender gap, 26%, is in the 35-39 age-group, which is the age associated with family

Figure 3: Median earnings by age-group and sex, Czech Republic, 2010



Note: Data originate from the Structure of Earnings Survey and Information System of Pay.
 Source: CZSO, 2014.

3) Data for 2013 were not publically available, but the same trend is present in *Holý (2014)*.

responsibilities. Taking into account the labour market structure by occupation (CZ-NACE branches), it is evident that women prevail in jobs with lower wages (e.g. education, health and social work, accommodation and food services, financial and insurance activities). As *Holý* (2014) points out, women have lower wages because they work fewer hours per week owing to the need to care for children or another family member, are more often in part-time jobs than men, and have a lower number of paid overtime hours. Furthermore, he also points out that at each education level women have lower wages even though women are on average more educated than men (*Holý*, 2014).

There is also an apparent gender gap in the Czech labour market with respect to types of contract and workload. In 2013, more than 4.93 million people were employed. The majority of them, 92%, had an open-term contract and in addition 87% of employees had full-time contracts. Taking into account gender, men more often had open-term and full-time contracts than women (see Table 3). Among female employees, 11% were working part time, while 7.6% had an open-term contract and 3.4% had a fixed-term contract. According to age, the 38% of women with a part-time job were in 30–34 age-group. These data show that females are still disadvantaged in the Czech labour market. Compared to men they more often have the type of employment contracts that are considered to be less secure. For instance, a fixed-term contract signals to the employee that the employer is not interested in hiring a worker for a longer period (except in the case of jobs defined under different terms by law). The employer can use this contract to motivate the worker to perform better

by promising to extend the contract. Apart from that, this form of contract leaves the employee in greater insecurity. Analogically, a part-time job is also considered to be a marginalised position if people have to have more jobs to cover their costs. LFS data for 2005 show that almost 19% of women who work part-time did so because they could not find a suitable full-time job. In addition, 47% of these women were in the 30–34 age-group. Although the majority (23%) of these women performed part-time work voluntarily because outside work they had to take care of a child or a disabled person, the number of those who performed this type of work involuntary was not insignificant.

Alongside the standard Labour Force Survey, the Czech Statistical Office, in conformity with a requirement of the European Commission, implemented a survey module on work-life balance in 2010.⁴⁾ The survey found that 6.2% of women who were caring for a child under the age of 15 had limited their economic activity owing to the shortage of available services. This was predominantly an issue for women who in most cases (11.5%) had to stay at home to care for a child or children under the age of 3. Furthermore, three-quarters of employed mothers were found to be working fixed working hours with a fixed start and end of the work period. Flexible working hours were still rare in 2010. According to the survey's results, almost 70,000 women (the 35% unemployed) were unable to find suitable work when their child was 3 years old and the situation did not improve with school attendance (CZSO, 2012). The survey not only gender revealed the existence of inequalities in the labour market, but also showed that the balance between work and family is in reality far from the ideal promoted in academic discussion.

Table 3: Employment by contract form, workload and gender, Czech Republic, 2013 (%)

Gender	Contract form	Work load		Total
		Full-time	Part-time	
Males	Fixed term	5.3	1.0	6.34
	Open term	91.4	2.3	93.7
Females	Fixed term	6.6	3.4	10.0
	Open term	82.4	7.6	90.0

Source: CZSO; Labour Force Survey, 2013.

4) For further information about the module and the results, visit the website of the Czech Statistical Office.

Table 4: A sense that the lack of pre-school facilities for small children according to the child's age influences the economic activity of the respondent, Czech Republic, 2010

	Total 0–14	0–2 years	3–5 years	6–14 years
Thousands				
Total	68.0	45.4	14.1	6.9
Males	2.1	0.6	0.7	0.8
Females	65.9	44.8	13.4	6.0
% of persons caring for a child				
Total	3.4	6.0	3.4	0.8
Males	0.2	0.2	0.3	0.2
Females	6.2	11.4	6.2	1.3

Source: CZSO, 2012; Labour Force Survey.

Data from the Labour Force Survey for the period 1993–2013 indicate that there are persistent gender inequalities in the Czech labour market. Women are more likely to have a marginalising form of employment contract (a fixed-term contract, a part-time job) and lower wages regardless of their completed education level, and flexible working hours for employed mothers are not very common. The Czech labour market remains rigid, which may consequently affect childbearing. Furthermore, it is necessary to notice that currently the most disadvantaged subpopulations in the Czech labour market are not only the population close to retirement age and the disabled population, but also the youngest age-group. While the unemployment rate of people in the 15–19, 20–24, and 25–29 age-groups equalled 11.8%, 6.3%, and 5.3% in 1993, twenty years later the unemployment rate (in the same order) had increased to 43.1%, 16.8%, and 8.1% in 2013. The situation of young age-groups became more complicated; therefore, it is likely that not only gender differences but also the overall state of the labour market may contribute to a lower fertility rate.

FACTORS BEHIND GENDER INEQUALITIES IN THE LABOUR MARKET

The aggregate data of Labour Force Survey for the Czech Republic 1993–2013 show persistent gender disparities in the labour market in the studied period. The issue is what factors contribute this. Since only individual data from the EU Statistics on Income

and Living Conditions (EU-SILC) for the Czech Republic 2012 were available at the time of the research, the possible factors contributing to gender inequalities in the Czech labour market were tested using a multinomial logistic regression⁵⁾ and EU-SILC data. According to previous results, it is assumed that a person's position in the labour market approximated by the type of work (full-time, part-time) and the type of contract a person has is influenced by age, gender, completed education, and parenthood.

The EU-SILC for the Czech Republic in 2012 surveyed 10,331 households living in 10,274 dwellings. The EU-SILC is one of the largest surveys conducted by the Czech Statistical Office. Although the survey covers the population aged 16 and older, owing to the low level of employment/unemployment and fertility at younger ages and the institutional retirement age the data set was limited to the population aged 18–64 (see Table 3A). Furthermore, original data were modified into several categories: age into the age categories 18–24 years, 25–34 years, 35–44 years, 45–54 years and 55–64 years, and attained education into basic, secondary without GCE, secondary with GEC and tertiary. The dependent variable consists of a combination of workload and type of contract: full-time with an open-term contract, full-time with a fixed-term contract, part-time with an open-term contract, and part-time with a fixed-term contract. The data set analysed in the multinomial logistic regression is narrowed to just the population with

5) The analysis is performed using IBM SPSS Statistic 20.

a fixed-term contract (see Table 5). Within the model specification marital status, the number of children and their age were also considered, but the overall model enumeration did not fit the criteria for a good model. Therefore, parenthood, distinguishing between persons with at least one child under the age of 16 and others, was entered into the final model.⁶⁾ Because gender disparities are the main subject of this research, gender was entered in all the tested models.

In comparison with the LFS, EU-SILC data show that gender disparities between employed men and women by workload and type of contract are not too great. On the other hand, the pattern of disparities is the same. Women are more often disadvantaged by having a less secure position in the Czech labour market. While 4.2% of employed women had a part-time job, only 1.1% of employed men had the same position. Furthermore, women are more likely to have a fixed-term contract than men, i.e. 12.7% vs. 10.7%. Although the data are weighted for the total population, the shares presented below are lower-order numbers compared to the results using LFS data (see Table 3). The difference is due to the different methodology used. For instance, in 2012 the EU-SILC did not directly ask each respondent about their main economic activity. The variable of economic activity was formed from working activity in the year 2011 or at the end of year and in the case of a respondent who had just graduated the person's employment status over the second half of the year 2011 (CZSO, 2013). Taking into account economic activity, a significant difference is apparent by age-group. In the 35–44 age-group 71%

of males and 88% of females had at least one child, while the share of employees with a part-time job was 0.7% for males and 5.0% for females. In addition, in a given age-group, 11% of women were not economically active and stayed at home (see Table 4A). Therefore, childbearing significantly influenced the position of a person in the labour market in the Czech Republic.

Detailed data from the EU-SILC in 2012 for the Czech Republic, including only those people with a for whom the type of contract was known, indicate that 12% of males and 22% of females were working less than 30 hours per week because they were unable to find a full-time job. By contract type, 14% of females had a part-time job with an open-term contract and 25% of females had a part-time job with a fixed-term contract even though they wanted a full-time job but a suitable position for them was not available. In this case, the age of the person's youngest child is highly relevant, because 90% of women who wanted a full-time job but had a part-time job were women whose youngest child was over the age of 3. This confirms that the majority of Czech women wish to stay at least two years at home with a child. Only 1% of women whose youngest child was aged 0–2 out of all the women who had a contract and at least one child under the age of 16 had a part-time job.

Table 6 shows the results of the multinomial logistic regression where the dependent variable is the position in the labour market approximated by workload and type of contract and the independent variables are age, education, gender, and parenthood, distinguishing between parents whose youngest child is under

Table 5: Employees by type of contract and gender, Czech Republic, 2012

	Male	Female	Total	Male	Female	Total
				%		
Full-time with an open-term contract	1,748,441	1,444,241	3,192,682	88.5	84.3	86.6
Full-time with a fixed-term contract	205,004	197,263	402,267	10.4	11.5	10.9
Part-time with an open-term contract	15,505	50,585	66,090	0.8	2.9	1.8
Part-time with a fixed-term contract	6,558	20,734	27,292	0.3	1.2	0.7
Total	1,975,508	1,712,823	3,688,331	100.0	100.0	100.0

Source: EU-SILC 2012.

6) The category *dependent child* includes parents whose youngest child is under 16 years and the category *no dependent children* includes parents whose youngest child is over 16 years and childless persons.

the age of 16 and parents whose youngest child is over the age of 16 together with childless persons. The relative risk ratio for a unit increase in the male score for a full-time job with an open-term contract relative to a part-time job with a fixed-term contract, with all other variables in the model held constant, tells us that men have a four times greater chance of getting a more stable type of contract than women. Also the male score for a full-time job with a fixed-term contract relative to a part-time job with a fixed-term contract, with all other variables in the model

unchanged, indicates that men have a three times greater chance of obtaining a fixed-term full-time job. Furthermore, for females relative to males, the relative risk of having a part-time job with an open-term contract relative to a part-time job with a fixed-term contract would be expected to increase by a factor of 1.14, when all other variables in the model are held constant. The results in all the compared categories do not contradict the fact that males are more likely than females to have a more stable contract in the Czech labour market.

Table 6: Results of the multinomial logistic regression with respect to type of employment contract, Czech Republic, 2012

Ref. part-time with a fixed-term contract		Reference category	Exp(B)	
	18–24 years	ref. 55–64 years	0.768 ^(*)	
	25–34 years		0.773 ^(*)	
	35–44 years		1.085 ^(*)	
	45–54 years		1.232 ^(*)	
Full-time with an open-term contract	Basic	ref. tertiary	0.619 ^(*)	
	Secondary without GCE		0.958	
	Secondary with GCE		3.517 ^(*)	
	Male	ref. female	4.686 ^(*)	
	No dependent children	ref. with child	1.919 ^(*)	
Full-time with a fixed-term contract	18–24 years	ref. 55–64 years	3.481 ^(*)	
	25–34 years		0.968	
	35–44 years		1.074 ^(*)	
	45–54 years		0.908 ^(*)	
	Basic	ref. tertiary	1.188 ^(*)	
	Secondary without GCE		1.092 ^(*)	
	Secondary with GCE		2.787 ^(*)	
	Male	ref. female	3.344 ^(*)	
	No dependent children	ref. with children	1.311 ^(*)	
Part-time with an open-term contract	18–24 years	ref. 55–64 years	0.446 ^(*)	
	25–34 years		0.274 ^(*)	
	35–44 years		0.890 ^(*)	
	45–54 years		0.574 ^(*)	
	Basic	ref. tertiary	0.560 ^(*)	
	Secondary without GCE		0.679 ^(*)	
	Secondary with GCE		1.858 ^(*)	
		Male	ref. female	1.140 ^(*)
		No dependent children	ref. with children	1.726 ^(*)

Note: *) result is significant at 0.05 level.
Source: EU-SILC 2012.

Considering the presence of at least one dependent child, which is defined as a child under the age of 16, the results show that a woman with no dependent children is more likely to have a full-time open-term contract than a part-time fixed-term contract than women with a dependent child. The relative risk ratio for a unit increase in the no dependent child score for having a full-time fixed-term contract relative to a part-time fixed-term contract, when other variables in the model are held constant, also indicates that a woman with no dependent children is more likely to have a job with a more stable contract. The same is true for the relative risk comparing women with and without dependent children in the case of a part-time job with an open-term contract relative to a part-time job with a fixed-term contract. The relative risk of having a part-time job with an open-term contract relative to a part-time job with a fixed-term contract would be expected to increase by a factor of 1.726, when the other variables in the model are held constant. Attained education and age are in general significant factors in the model, but there is no obvious gradient. The results of the multinomial logistic regression confirmed the existence of gender disparities in the Czech labour market when type of contract is taken into account. On the other hand, the limitations of the model and the data have to be taken into account, because the model includes only those who are economically active with a specific form of contract. In addition, descriptive statistics showed that part-time contracts are not very common in the Czech labour market.

CONCLUSION

In the early 1990s, the Czech labour market was characterised by a relatively high level of employment and a low level of unemployment among both men and women. The previous regime was unencumbered by the issue of unemployment and according to relevant literature it was a miracle that unemployment was kept under control at the beginning of the transformation process. Since then, the employment rate has slightly decreased and the employment rate has increased,

reaching 7% by 2013. In comparison with other European countries, the Czech Republic has a lower level of unemployment; on the other hand, taking into account its structure, it also struggles with a significantly higher rate of unemployment among youth, the disabled, and women, and with regional disparities. Data from the Labour Force Survey for the Czech Republic for 1993–2013 revealed that there is a persistent gender gap in employment between men and women, both in terms of the employment rate and the unemployment rate. Disparities are also apparent by education level and age-group. Although no direct causality between fertility and unemployment has yet been demonstrated on Czech data, it is reasonable to assume that state of the labour market influences decision making about family formation, which has been observed in other countries.

Data from the Labour Force Survey revealed that women have lower median earnings, which increase only at the beginning of the working career. Later on median earnings stagnate or decline, which indicates the possible impact of childbearing. Data from the special module of the LFS reveal that a significant share of women have a less stable position in the labour market, approximated by type of contract, because they are unable to find a suitable full-time job. The same result was found using EU-SILC data. This means that not all part-time jobs are taken voluntarily, although this pattern is significantly influenced by the age of a person's youngest child. A multinomial regression using EU-SILC data for 2012 was used to consider other possible factors behind gender disparities and their significance in the Czech labour market. The results showed that when type of contract is taken into account gender disparities in employment account age, education and parenthood are found to be significant factors behind gender disparities in employment. Males are more likely than females to obtain a full-time open-term employment contract, which is the most stable position in the labour market a person can have. Although the Czech labour market has undergone profound changes, it seems that work-life balance is still an issue and it will probably prove a challenge to promote flexicurity, which could be conducive to family formation.

References:

- Adsera, A. 2010. Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe. *European Journal of Population*, Vol. 27, No. 1, pp. 1–32.
- Adsera, A. – Menendez, A. 2011. Fertility changes in Latin America in periods of economic uncertainty. *Population Studies*, Vol. 65, No. 1, pp. 37–56.
- Berkowitz-King, R. 2005. The case of American women: Globalization and the transition to adulthood in an individualistic regime. In: Blossfeld, H-P. – Klijzing, E. – Mills, M – Kurz, K. *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*. London/New York: Routledge, pp. 305–325. ISBN 10: 0-415-35730-6.
- Bianchi, S. M. 2000. Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity? *Demography*, 37, pp. 410–414.
- Czech Statistical Office (CZSO). 2010. *Housewives*. [cit. 18. 11. 2014]. Available at: <<http://notes.czso.cz/sldb2011/eng/redakce.nsf/i/housewives>>.
- Czech Statistical Office (CZSO). 2014. *Labour Force Survey (time series 1993–2013)*. [cit. 18. 11. 2014]. Available at: <<http://www.czso.cz/csu/2014edicniplan.nsf/p/250130-14>>.
- Czech Statistical Office (CZSO). 2013. *Methodological notes, EU-SILC 2012*. [cit. 20. 11. 2014]. Available at: <http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/publ/3012-13-r_2013>.
- Dribe, M. – Stanfors, M. 2009. Does parenthood strengthen a traditional household division of labor? Evidence from Sweden. *Journal of Marriage and Family*, 71, pp. 33–45.
- European Commission. 2014. *Employment, Social Affairs and Inclusion*. [cit. 18. 11. 2014]. Available at: <<http://ec.europa.eu/social/home.jsp?langId=en>>.
- Flek, V. – Večerník, J. 2007. The Labour Market in the Czech Republic: trends, policies and attitudes. In *Anatomy of the Czech Labour Market*. Prague: Karolinum.
- Hoem, B. 2000. Entry into motherhood in Sweden: The influence of economic factors on the rise and fall in fertility, 1986–1997. *Demographic Research*, Vol. 2, No. 4.
- Holý, D. 2014. Proč ženy berou méně. *Statistika&My*, 6, pp. 20–22.
- Kocourková, J. 2006. Od politiky populační k politice rodinné: vývoj v ČR od počátku 90. let. In *Sňatek a rodina: zájem soukromý nebo veřejný?* Prague: KDGD PFF UK.
- Kotýnková, M. 2012. Rodina a možnosti harmonizace profesního a rodinného života. In *Kdo se (po)stará? Dítě mezi rodinou, státem a trhem*. Prague: Institute of Sociology of the Academy of Science of the Czech Republic. Pp. 37–64.
- Kravdal, Ø. 2002. The Impact of Individual and Aggregate Unemployment on Fertility in Norway. *Demographic Research*, Vol. 6, No. 10, pp. 263–294.
- Kreyenfeld, M. 2010. Uncertainties in Female Employment Careers and the Postponement of Parenthood in Germany. *European Sociological Review*, Vol. 26, No. 3, pp. 351–366.
- Křížková, A. – Dudová, R. – Hašková, H. – Maříková, H. – Uhde, Z. (2008). *Práce a péče*. Prague: SLON.
- Mitchell, E. 2010. *Finanční podpora rodin s dětmi v České republice v evropském kontextu*. Prague: SOÚ AV ČR, v.v.i.
- Mlčoch, L. 2014. *Ekonomie rodiny v proměnách času, institucí a hodnot*. Prague: Karolinum.
- Neels, K. Temporal variation in unemployment rates and their association with tempo and quantum of fertility: Some evidence for Belgium, France and the Netherlands, paper presented at the Annual meeting of the *Population Association of America*. 2010, Dallas, 17 April.
- Örsal, D. D. K. – Goldstein, J. R. 2010. *The increasing importance of economic conditions for fertility*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research. 2010. MPIDR Working Papers WP 2010-014.
- Sivková, O. 2012. *The Family as an Externality within a Market Economy: Evidence from the Czech Republic*. Lambert publishing.
- Sivková, O. 2012. Does the Czech system of financial support to the family provide any incentive to couples remaining in informal partnership? *Demografie*, roč. 54 (4), pp. 356–368.
- Tomešová Bartáková, H. 2009. *Cesta zpátky. Návrat žen po rodičovské dovolené na trh práce v České Republice*. Brno: Masarykova univerzita.
- Večerník, J. 2009. *The labour market: developments and policies, in Czech society in the 2000s: a report on socio-economic policies and structures*. Prague: Academia
- Židek, L. 2006. *Transformace české ekonomiky, 1989–2004*. Prague: C. H. Beck.

Appendix

Table 1A: The gender gap in the employment rate by education, Czech Republic, selected years, percentage points

Attained education	1993	1998	2003	2008	2013
Basic (0, 1, 2)*	6.0	8.3	3.9	5.2	7.3
Secondary without GCE (part of 3)*	20.4	20.9	21.7	22.3	19.2
Secondary with GCE (part of 3, 4)*	9.3	10.6	10.5	13.7	15.1
Tertiary (5,6)*	9.0	6.0	8.0	10.2	10.5

Note: *) level of ISCED 1997.

Source: CZSO, Labour Force Survey (time series 1993–2013).

Table 2A: The gender gap in the unemployment rate by education, Czech Republic, selected years, percentage points

Attained education	1993	1998	2003	2008	2013
Basic (0, 1, 2)*	0.6	2.5	3.4	1.5	1.7
Secondary without GCE (part of 3)*	-2.7	-4.3	-6.3	-3.4	-5.2
Secondary with GCE (part of 3, 4)*	-1.5	-3.1	-2.6	-1.5	-1.6
Tertiary (5,6)*	-0.4	-1.2	-0.9	-0.3	-1.1

Note: *) level of ISCED 1997.

Source: CZSO; Labour Force Survey (time series 1993–2013).

Table 3A: The population aged 18–64 by age, gender, education, marital status, Czech Republic, 2012

Age	Female	Male	Total	Female	Male	Total
	Thousands			%		
18–24	418,726	458,718	877,444	12.2	13.6	12.9
25–34	733,760	799,413	1,533,173	21.5	23.7	22.6
35–44	821,950	778,197	1,600,147	24.0	23.1	23.6
45–54	677,672	647,240	1,324,912	19.8	19.2	19.5
55–64	766,160	689,536	1,455,696	22.4	20.4	21.4
Total	3,418,268	3,373,104	6,791,372	100.0	100.0	100.0

Education	Female	Male	Total	Female	Male	Total
				%		
Basic	402,001	294,879	696,880	5.9	4.3	10.3
Secondary without GCE	1,029,209	1,431,647	2,460,856	15.2	21.1	36.2
Secondary with GCE	1,408,049	1,087,569	2,495,618	20.7	16.0	36.7
Tertiary	579,010	559,009	1,138,019	8.5	8.2	16.8
Total	3,418,269	3,373,104	6,791,373	50.3	49.7	100.0

Marital status	Female	Male	Total	Female	Male	Total
				%		
Single	887,813	1,279,307	2,167,120	26.0	37.9	31.9
Married	1,893,554	1,758,731	3,652,285	55.4	52.1	53.8
Divorced	466,792	304,544	771,336	13.7	9.0	11.4
Widowed	170,109	30,523	200,632	5.0	0.9	3.0
Total	3,418,268	3,373,105	6,791,373	100.0	100.0	100.0

Note: Data are weighted for the total population; the total number in the tables may differ because the cell counts have been rounded.
Source: EU-SILC 2012.

Table 4A: Population by age, gender and economic activity, Czech Republic, 2012

		Full-time job	Part-time job	Unemployed	Student	Retired person	Houseperson	Economically inactive	Total
Male	18–24	160,201	2,110	63,499	228,717	4,191	0	0	458,718
	25–34	678,323	5,353	55,639	32,496	24,406	1,936	1,259	799,412
	35–44	722,327	5,103	28,240	0	19,188	2,567	772	778,197
	45–54	556,671	7,694	48,578	0	32,443	361	1,494	647,241
	55–64	389,280	9,081	46,843	0	242,271	1,569	491	689,535
	Total	2,506,802	29,341	242,799	261,213	322,499	6,433	4,016	3,373,103
Female	18–24	97,005	5,270	47,156	244,853	4,094	17,232	3,115	418,725
	25–34	399,635	21,008	63,232	28,702	6,861	211,716	2,605	733,759
	35–44	595,703	40,944	69,010	0	24,531	91,010	753	821,951
	45–54	544,656	15,419	65,350	0	34,168	17,148	931	677,672
	55–64	240,293	16,006	29,856	0	472,334	6,758	913	766,160
	Total	1,877,292	98,647	274,604	273,555	541,988	343,864	8,317	3,418,267
%									
Male	18–24	34.9	0.5	13.8	49.9	0.9	0.0	0.0	100.0
	25–34	84.9	0.7	7.0	4.1	3.1	0.2	0.2	100.0
	35–44	92.8	0.7	3.6	0.0	2.5	0.3	0.1	100.0
	45–54	86.0	1.2	7.5	0.0	5.0	0.1	0.2	100.0
	55–64	56.5	1.3	6.8	0.0	35.1	0.2	0.1	100.0
	Total	74.3	0.9	7.2	7.7	9.6	0.2	0.1	100.0
Female	18–24	23.2	1.3	11.3	58.5	1.0	4.1	0.7	100.0
	25–34	54.5	2.9	8.6	3.9	0.9	28.9	0.4	100.0
	35–44	72.5	5.0	8.4	0.0	3.0	11.1	0.1	100.0
	45–54	80.4	2.3	9.6	0.0	5.0	2.5	0.1	100.0
	55–64	31.4	2.1	3.9	0.0	61.6	0.9	0.1	100.0
	Total	54.9	2.9	8.0	8.0	15.9	10.1	0.2	100.0

Source: EU-SILC 2012.

Acknowledgment

This research was done with the support provided by the Grant Agency of the Czech Republic to the project no. 14-24674P "The impact of economic uncertainty on fertility level in the Czech Republic".

OLGA KURTINOVÁ

is a graduate of the doctoral study programme in Demography at the Faculty of Science of the Charles University in Prague. Since 2011 she is a research assistant at the Department of Demography and Geodemography of given faculty. Her research is focused on applied demography with respect to economic interdependence of demographic processes.

SUMMARY

This article examines the issue of the gender disparities in the Czech labour market in the period between 1993 and 2013. The state of the labour market and gender disparities are considered in reference to the issue of work-life balance, which, according to relevant literature, is regarded as a significant factor contributing to lower fertility. In the Czech Republic, fertility is at a relatively low level; therefore, the article focuses on the development of gender disparities and possible factors behind them. Data from the Labour Force Survey for the Czech Republic 1993–2013 show that gender disparities did not diminish in that period and that

women continue to be disadvantaged, which is obvious from the gender gap in the employment and unemployment rates by age and completed education, the gap in median earnings by age, and the greater prevalence of precarious types of work contract among women (e.g. part-time jobs for a fixed term are considered less secure). A multinomial logistic regression using data from the EU-SILC 2012 for the Czech Republic indicates that age, completed education, and parenthood are the main factors contributing to the gender disparities in the Czech Republic. Therefore, work-life balance remains an important issue for the Czech Republic.

POZVÁNKA NA DISKUZNÍ VEČERY ČESKÉ DEMOGRAFICKÉ SPOLEČNOSTI

18. února 2015

Historický populační atlas českých zemí

Přednáší: doc. RNDr. Martin Ouředníček, Ph.D., KSGRR PřF UK v Praze

18. března 2015

Age Management aneb jak řešit dopady stárnutí populace a pozdějšího odchodu do důchodu na trhu práce

Přednáší: Ing. Mgr. Martina Miskolczi, MBA, FIS VŠE v Praze

18. dubna 2015

Současný vývoj Národního zdravotnického informačního systému a změny v činnosti ÚZIS ČR

Přednáší: doc. RNDr. Ladislav Dušek, Ph.D., ÚZIS ČR

Změna programu vyhrazena.

ZÁKLADNÍ POJMY A PRINCIPY KONSTRUKCE MODELŮ TYPU VĚK-OBDOBÍ-KOHORTA

Jindra Reissigová¹⁾ – Jitka Rychtaříková²⁾

THE BASIC CONCEPTS AND PRINCIPLES OF THE CONSTRUCTION
OF AGE-PERIOD-COHORT MODELS

Abstract

The aim of the article is to examine the age-period-cohort models that are used to evaluate the trends of various population indicators (e.g. mortality, fertility). This approach is mainly used when we have no available data on the potential risk or protective factors (e.g. lifestyle) affecting population indicators. The advantages and disadvantages of age-period-cohort modelling are described and their use is illustrated on the basis of examples of Czech male mortality.

Keywords: Lexis diagram, age-period-cohort, identification problem, generalised linear model, prediction, male mortality, Czech Republic

Demografie, 2015, 57: 21–39

1. ÚVOD

Již od 70. let minulého století se modelují trendy nej-
různějších demografických, sociologických a epide-
miologických ukazatelů v závislosti na věku, období
a kohortě. V tomto smyslu hovoříme o modelech ty-
pu věk-období-kohorta (Age-Period-Cohort models,
APC). Od té doby do současnosti se tento přístup
analýzy dat neustále vyvíjí a zdokonaluje. Metody
modelování APC jsou publikovány v řadě příspěv-
ků a shrnuty v monografiích (Hobcraft *et al.*, 1982;
Caselli – Capocaccia, 1989; Wilmoth, 2006; Yang – Land,
2013; O'Brien, 2014).

Modely APC se aplikují především v *deskriptivních
studii*, jež si kladou za cíl popsat rozložení onemoc-
nění, úmrtí či jiných událostí v populaci a rozlišit vlivy

věku, období a kohorty na hodnoty zkoumaných uka-
zatelů. Výpočty se obvykle opírají o data pocházející
z národních registrů, běžné evidence a dalších zdrojů.
Jako příklad jejich použití můžeme uvést studie, které
se zabývaly analýzou trendů nemocnosti, úmrtnosti,
anebo plodnosti v České republice (Gelnarová *et al.*,
2007; Reissigová – Tomečková, 2008; Katrňák, 2009).
Výsledky modelů APC také slouží jako podklady pro
tvorbu hypotéz, které například mohou ukazovat na
možný příčinný vztah mezi určitými faktory a rozvo-
jem nemoci. Platnost těchto hypotéz se posléze může
ověřit v *analytických* nebo *intervenčních studiích*, které
jsou designovány tak, aby potencionální příčinný vztah
dokázaly vyhodnotit (Bencko *et al.*, 2003). Kromě toho
se modely APC také využívají k predikci budoucích

1) Ústav informatiky AV ČR, v.v.i. v Praze, Oddělení medicínské informatiky a biostatistiky. Pod Vodárenskou věží 271/2,
180 07 Praha 8, reissigova@cs.cas.cz.

2) Přírodovědecká fakulta UK v Praze, Katedra demografie a geodemografie.

trendů ukazatelů. Například finský onkologický registr (Finnish Cancer Registry) použil modelování APC pro odhad vývoje onkologických onemocnění až do roku 2020 (*Finnish Cancer Registry*, 2009).

Tento článek je určen všem, kteří se zabývají analýzou trendů a mají alespoň základní znalosti statistických metod. Jeho cílem je seznámit čtenáře s podstatou modelování trendů metodou APC (část 2–4), která je jednou z používaných metod statistického vyhodnocování trendů populačních ukazatelů. Přehled základních používaných přístupů tohoto modelování je prezentován spolu s analýzou úmrtnosti mužů v České republice (část 5). Jsou také popsány doporučené postupy pro výběr správného modelu (část 6). V závěru (část 7) se shrnují možnosti využití modelování APC.

2. MOTIVAČNÍ PŘÍKLADY: UKAZATELE ÚMRTNOSTI MUŽŮ V ČR

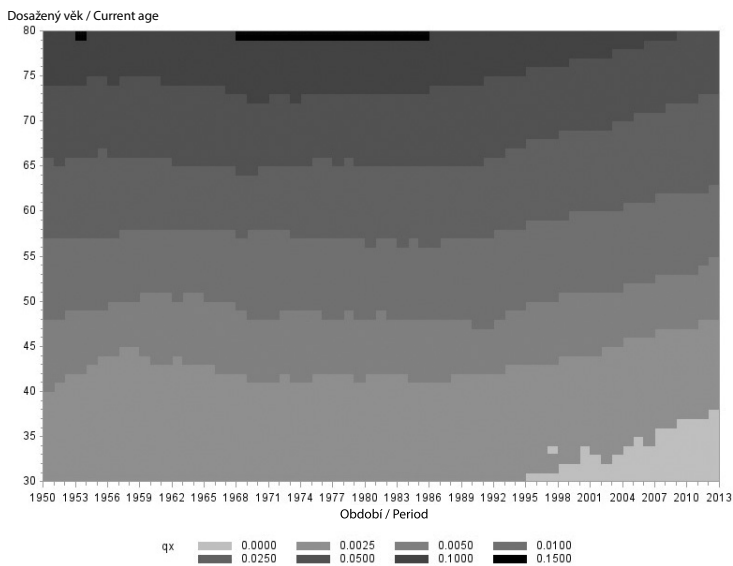
V České republice docházelo po druhé světové válce k významným změnám v úmrtnostních trendech (*Rychtaříková*, 2005). Tyto změny se lišily podle věku i v čase a je otázkou do jaké míry se na nich podílel faktor kohorty, tj. příslušnosti k určité generaci definované rokem narození. V demografické literatuře byl zejména popsán vývoj české úmrtnosti v čase a podle věku (*Rychtaříková*, 2004; *Burcin – Kučera*, 2008). V námi studovaném období, po roce 1950, lze rozlišit v České republice tři rozdílné etapy. Do počátku šedesátých let střední délka života při narození mužů narůstala zejména v souvislosti s poklesem míry kojenecké úmrtnosti a také snižováním úrovně úmrtnosti mladších věkových skupin, což dokumentuje graf 1 (metoda konstrukce ukazatele q_x a popis dat viz příloha). Od poloviny šedesátých let do konce osmdesátých let 20. století lze pozorovat stagnaci, respektive rozšiřování vyšších úmrtnostních hladin do mladšího věku (graf 1). Koncem osmdesátých let začala zřetelněji narůstat naděje dožití a tento příznivý trend trvá dodnes. Na nedávném příznivém obratu se podílejí zejména střední a starší věkové skupiny (graf 1). Trendy úmrtnosti z generačního pohledu jsou méně známe (graf 2). Lze vystopovat dva odlišné vzorce od pravidelného trendu. První se týká generací mužů

narozených během první světové války. Tito muži měli ve středním věku nižší úroveň úmrtnosti v porovnání se staršími, ale i mladšími generacemi. Druhá odchylka souvisí s nedávným zlepšováním úmrtnostních poměrů, které se postupně promítalo do snižování hodnot pravděpodobnosti úmrtí jednotlivých generací. Na tomto novém obratu se podíleli všichni muži od 30 do 80 let. Grafy 1 a 2 (mapy intenzit úmrtnosti na základě izochar neboli vrstevnic) znázorňují vždy kombinaci dvou proměnných: věku a období, respektive věku a generace, přičemž třetí dimenze, v prvním případě generace, ve druhém případě období je v pozadí, protože vypočítané pravděpodobnosti vyjadřují vždy kombinaci obou vlivů tj. jak období, tak kohorty (generace). Proto je důležité pomoci pokročilejších analytických metod dezintegrovat všechny tři efekty současně, což právě řeší modely APC.

Jiným příkladem dat, k jejichž analýze se používají modely APC, jsou agregovaná data v tabulce 1. Na takto uspořádaná data se aplikují modely v případě, kdy počty událostí (např. úmrtí) pro jednotlivé roky věku a období jsou malé a jejich analýzou bychom dostali nestabilní odhady, anebo pokud roční data nejsou vůbec dostupná. V tabulce 1 jsou míry úmrtnosti mužů na ischemickou chorobu srdeční (ICHS) v České republice agregované do pětiletých věkových skupin a období. Například míra úmrtnosti v prvním sloupci a ve třetím řádku v tabulce 1 je 81,1. To znamená, že zemřelo 81,1 mužů z 100 000 mužů, kterým bylo 40–44 let ($a = 3$) v letech 1980–1984 ($p = 1$). Z toho vyplývá, že tito muži se museli narodit mezi 1.1.1935 a 31.12.1944. Jinými slovy řečeno, muž ze třetí věkové skupiny ($a = 3$) a prvního období ($p = 1$) náleží do sedmé kohorty narozených ($c = 7$), neboť platí $c = A - a + p = 9 - 3 + 1 = 7$, kde $A = 9$ (celkový počet věkových skupin). Všimněme si však, že roky narození sousedních kohort z tabulky 1 se vzájemně překrývají, a proto jsou kohorty (generace) definovány v tomto případě jen aproximativně na rozdíl od kohort v minulém příkladu. Jaký je vliv věku, období a kohorty na úmrtnost se v tomto případě vyjadřuje odpovídajícími kategoriemi (pětiletými pro věk a období, desetiletými pro kohorty), a proto se např. předpokládá, že vliv věků 30, 31, 32, 33 a 34 na míru úmrtnosti je stejný, což vyjadřuje věková kategorie 30–34.

Graf 1: Pravděpodobnosti úmrtí (q_x), muži, ČR, období 1950–2013

Probability of death (q_x), men, Czech Republic, period 1950–2013

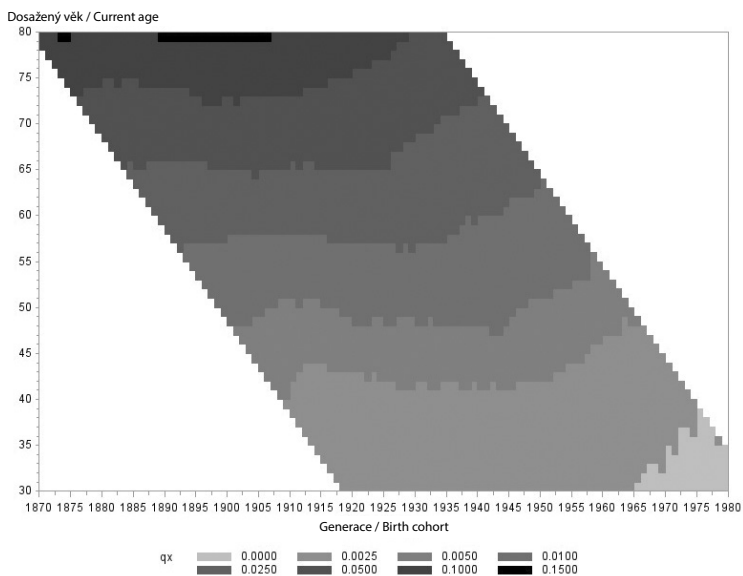


Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO).

Graf 2: Pravděpodobnosti úmrtí (q_x), muži, ČR, generace 1870–1980

Probability of death (q_x), men, Czech Republic, 1950–2013 birth cohorts



Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO).

Tab. 1: Míry úmrtnosti na ICHS (na 100 tis.), muži, ČR, 1980–2004*)

Mortality rate from ischaemic heart disease (per 100 thous.), men, Czech Republic, 1980–2004*)

Dokončený věk Completed age (a)	Období / Period (p)					Generace Birth cohort (c)
	1980–1984 (1)	1985–1989 (2)	1990–1994 (3)	1995–1999 (4)	2000–2004 (5)	
30–34 (1)	11,3	10,6	9,7	5,9	3,8	
35–39 (2)	34,3	31,3	26,5	17,3	11,6	1965–1974 (13)
40–44 (3)	81,1	80,6	73,1	47,9	33,6	1960–1969 (12)
45–49 (4)	171,4	168,9	151,6	107,5	77,9	1955–1964 (11)
50–54 (5)	322,4	314,8	283,8	202,3	147,3	1950–1959 (10)
55–59 (6)	565,3	553,5	510,9	345,7	270,1	1945–1954 (9)
60–64 (7)	899,9	950,1	851,6	631,9	438,4	1940–1949 (8)
65–69 (8)	1 363,9	1 396,0	1 355,0	1 011,4	720,9	1935–1944 (7)
70–74 (9)	2 022,4	2 088,6	1 960,2	1 587,9	1 137,1	1930–1939 (6)
Generace / Birth cohort (c)		1905–1914 (1)	1910–1919 (2)	1915–1924 (3)	1920–1929 (4)	1925–1934 (5)

Zdroj: ÚZIS, ČSÚ.

Source: Institute of Health Information and Statistics of the Czech Republic (IHIS), CZSO.

Pozn.: *) Čísla v závorkách označují pořadí kategorie.

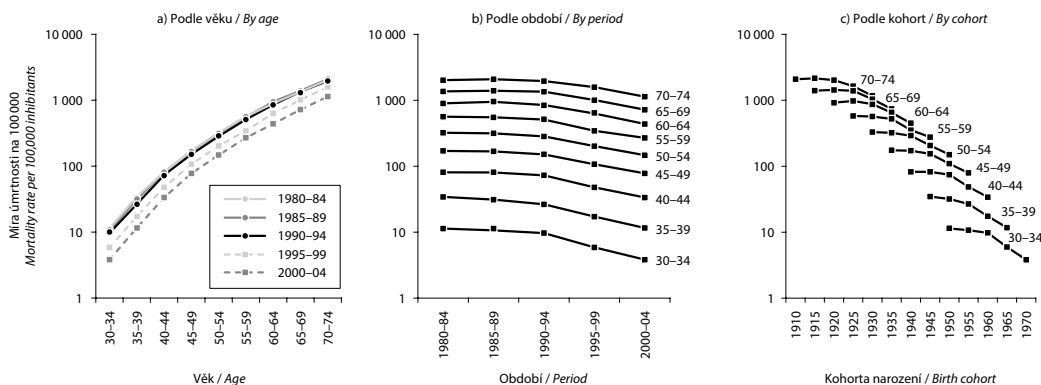
Note: *) Numbers in parentheses indicate the order of the category.

Data z tabulky 1 jsou znázorněna v grafu 3. Je vidět, že každá ze tří složek (věk, období, kohorta narození, tj. generace) má na vývoj měř úmrtnosti na ICHS svůj specifický vliv (Carstensen, 2007). Míry úmrtnosti rostou s věkem (graf 3a), snižují se v čase (s obdobím pozorování, graf 3b) a s rokem narození (graf 3c).

Na ukazatele úmrtnosti (grafy 1, 2 a 3) může mít vliv celá řada rizikových a protektivních faktorů životního stylu, životního prostředí, životní úrovně anebo genové dědičnosti. Pokud nemáme k dispozici spolehlivá data o potenciačních faktorech (např. o kouření, tělesné aktivitě, stresu, znečištění ovzduší emisemi výfukových plynů) anebo tyto faktory není

Graf 3: Míry úmrtnosti mužů na ICHS, muži, ČR, 1980–2004*)

Mortality rate from ischaemic heart disease, men, Czech Republic, 1980–2004*)



Zdroj: Reissigová – Tomečková, 2008.

Source: Reissigová – Tomečková, 2008.

Pozn.: *) Kohorty narození jsou označeny středem 10letého intervalu, např. kohorta narození 1940 reprezentuje kohortu mužů narozených od 1. 1. 1935 do 31. 12. 1944.

Note: *) Birth cohorts are identified by the middle interval, e.g. the 1940 birth cohort represents the cohort of men born between 1 January 1935 and 31 December 1944.

ani možné spolehlivě kvantifikovat za delší časové období, můžeme ukazatele úmrtnosti analyzovat právě na základě uvedených tří časových veličin: věku, období a kohorty.

A co vlastně vyjadřují jednotlivé časové veličiny? Vliv věku odráží biologický proces stárnutí člověka a vyjadřuje životní etapu, v níž se právě člověk nachází. Například starší osoby jsou více ohroženy úmrtím či kardiovaskulárními onemocněními. Obdobím se míní časový úsek, ve kterém osoby žijí. Jeho vliv se projevuje politickými, ekonomickými, technickými, sociálními a jinými změnami, které probíhají v daném období (např. změna společenského režimu, nové diagnostické metody či nová klasifikace onemocnění). Tyto změny jsou celospolečenského charakteru. Kohortou se zde rozumí generace jedinců narozených ve stejném kalendářním roce anebo jiném časovém úseku. Vliv kohorty je spojen s životním stylem, a tedy dlouhotrvajícími zvyky a návyky typickými pro určité generace (např. kouření, počet dětí anebo věk při porodu). Kohorta prochází různými změnami v čase jakoby společně. Jestliže nějaká změna ovlivní jednu kohortu, nemusí ovlivnit jinou, neboť změnu mohla zažít v jiném roce svého života (vliv věku) a za jiných podmínek (vliv období). Podrobněji jsou složky věku, období a kohorty například popsány (v českém jazyce) v článku (Katrňák, 2009), v němž se rozebírají i z pohledu panelového výzkumu (typ longitudinální studie, v níž se té samé skupině jedinců kladou opakovaně v určitých intervalech stejné otázky, např. volební preference).

Závěrem této části shrňme, že grafické znázornění (grafy 1, 2 a 3) je důležitým pomocníkem k pochopení dat, nedává však odpověď na otázku, jak dalece jsou ukazatele úmrtnosti ovlivněny věkem, jak dalece obdobím a jak dalece kohortou narození, neboť tyto tři veličiny působí na míry úmrtnosti simultánně. A právě odpověď na uvedenou otázku nám pomáhají dát modely APC, jež se snaží vliv věku, kohorty a období separovat a kvantifikovat. Modely APC jsou speciálním typem zobecněných lineárních modelů (generalised linear model), jak uvidíme v následující části 3 (Pekár – Brabec, 2009).

3. MATEMATICKÉ VYJÁDŘENÍ MODELŮ APC

Počet úmrtí d_{ap} v a -té věkové skupině a p -tém období ($a = 1, \dots, A$, $p = 1, \dots, P$) je možno považovat za veličinu

s Poissonovým rozdělením. Poissonovým rozdělením se řídí náhodné veličiny, které vyjadřují, kolikrát nastane nějaká málo pravděpodobná událost v populaci většího rozsahu v určitém období, prostoru či jinak definovaném úseku. Přičemž pravděpodobnost výskytu jedné události je úměrná délce úseku a události se vyskytují nezávisle na sobě. Cílem modelování APC je popsat závislost počtu úmrtí d_{ap} (nebo počtu výskytů jiných událostí, které se řídí Poissonovským rozdělením) na veličinách věku (α_a , $a = 1, \dots, A$), období (β_p , $p = 1, \dots, P$) a kohortě (γ_c , $c = 1, \dots, C$) Poissonovým regresním modelem jako (Clayton – Schifflers, 1987)

$$\ln(d_{ap}) = \mu + \alpha_a + \beta_p + \gamma_c + \ln(n_{ap}) + \varepsilon_{ap},$$

kde μ je absolutní člen (intercept) čili průměrná zlogaritmaná hodnota ukazatele bez ohledu na věk, období a kohortu, n_{ap} je velikost populace a ε_{ap} je náhodná chyba (odhadujeme ji jako klasické reziduum, jak si ukážeme později). V grafech 1 a 2 je velikost populace n_{ap} reprezentována počátečním stavem mužů (tj. počtem mužů ke dni 1.1. daného kalendářního roku), $A = 51$ (počet věkových tříd: 30–80), $P = 64$ (počet období: 1950–2013) a $C = 114$ (počet generací, tj. kohort: 1870–1983). V tabulce 1 je n_{ap} rovno střednímu stavu mužů (tj. počtu mužů ke dni 1. 7. daného kalendářního roku), $A = 9$, $P = 5$ a $C = 13$.

Poissonova regrese je speciálním typem zobecněných lineárních modelů. Algebraickými úpravami můžeme Poissonův regresní model vyjádřit jako

$$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \beta_p + \gamma_c + \varepsilon_{ap},$$

$$r_{ap} = \exp(\mu + \alpha_a + \beta_p + \gamma_c + \varepsilon_{ap}),$$

kde na levé straně rovnice je místo absolutního počtu událostí d_{ap} (např. úmrtí) ukazatel $r_{ap} = d_{ap} / n_{ap}$ (např. pravděpodobnost úmrtí, míra úmrtnosti, ap). Zde je na místě upozornit na to, že krajní kohorty jsou založeny na menším počtu pozorování než ostatní kohorty. Například v tabulce 1 máme u kohort narozených 1905–1914 (γ_1) a 1965–1974 (γ_{13}) jen jeden údaj o úmrtnosti na rozdíl od kohorty 1935–1944 (γ_7), u níž máme pět údajů o úmrtnosti. Následkem toho intervalové odhady odpovídajících parametrů založených na menším počtu pozorování bývají méně spolehlivé (jejich

intervaly spolehlivosti jsou širší), jak uvidíme později v grafu 4c.

Jestliže počet událostí nelze považovat za veličinu s Poissonovým rozdělením, nýbrž za veličinu s binomickým rozdělením, vyjadřuje se závislost logistickou regresí, která také patří mezi takzvané zobecněné lineární modely, jako

$$\ln\left(\frac{r_{ap}}{1-r_{ap}}\right) = \mu + \alpha_a + \beta_p + \gamma_c + \varepsilon_{ap}.$$

Poissonovo rozdělení je limitním případem binomického rozdělení. V praxi se binomické rozdělení zpravidla aproximuje Poissonovým rozdělením, pokud je pravděpodobnost výskytu události malá (nižší než 10 %) a sledovaný počet osob je vyšší než 30.

Parametry zobecněných lineárních modelů se zpravidla odhadují metodou maximální věrohodnosti. Jednoduše řečeno touto metodou se získají odhady parametrů, které jsou pro pozorovaná data (v našem případě míry nebo pravděpodobnosti, tj. kvocienty úmrtnosti) nejpravděpodobnější.

4. PROBLÉM IDENTIFIKACE

Jak již víme z Úvodu, každá z analyzovaných proměnných (věk, období, kohorta) má své teoretické opodstatnění. Navzdory tomuto faktu je však matematicky obtížné vliv jednotlivých složek změřit, a to z důvodu deterministické provázanosti složek. Když známe hodnoty dvou složek, dokážeme určit třetí. Například když víme, kolik je člověku let (*věk*) v určitém čase (*období*), dokážeme říci, kdy se narodil (*kohorta* = *období* – *věk*), a tedy k jaké kohortě narozených patří.

V důsledku uvedené kolinearity (každá složka je lineární funkcí zbylých dvou), je problematické odlišit vliv jednotlivých složek na analyzovanou událost. Model zahrnujícím současně věk, období a kohortu má více parametrů než může být z dat odhadnuto. Tím pádem neexistuje jednoznačné řešení odhadů parametrů a hovoříme o problému identifikace či identifikačním problému (identification problem). Z tohoto důvodu se někdy prezentuje jen podrobná grafická analýza dat a doporučuje se, aby se problém identifikace neřešil prostřednictvím statistických modelů, ale méně formalizovanými postupy jakými je například kontextuální analýza (Glenn, 2003).

5. ŘEŠENÍ PROBLÉMU IDENTIFIKACE

Problému identifikace bychom se mohli vyhnout, kdybychom se místo zobecněného lineárního modelu se třemi proměnnými omezili na model pouze s dvěma proměnnými (two-factor generalised linear model), např. na model s věkem a kohortou, $\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \gamma_c + \varepsilon_{ap}$. V tomto případě totiž nejsou složky modelu deterministicky provázané (nejsou kolineární) a jejich odhady získáme klasickými statistickými metodami (Pekár – Brabec, 2009). Model s dvěma proměnnými se obvykle používá ve standardní demografické analýze nebo byl například použit při analýze sociální fluidity (přechod z jedné sociální vrstvy do druhé s ohledem na třídní původ) ve Švédsku (Breen – Jonsson, 2007). Na tomto místě, je však nutné zdůraznit, že k vyloučení proměnné z modelu musíme být věcně důvody podpořené statistickou analýzou dat (Mason et al., 1973; Kupper et al., 1985; Fienberg – Mason, 1985; Holford, 1991).

Jiné přístupy obcházejí problém identifikace tím, že se zaměří jen na analýzu vlivu kohorty, který vyjadřují jako parciální interakci vlivu věku a období, např. metoda mediánového vyhlazování (median polish method) (Keyes – Li, 2010). Navzdory složitosti problému bylo však také publikováno mnoho návrhů, jak se s problémem identifikace vypořádat v případě, že do hry vstupují všechny tři proměnné (věk, období, kohorta). V následujících částech některé tyto metody představíme.

5.1 ZOBECNĚNÉ LINEÁRNÍ MODEL Y S OMEZENÍMI

Když jsou proměnné (věk, období, kohorta) kategorizované veličiny, existuje řada možností, jak můžeme vyjádřit jejich vliv (Řeháková, 2008). V kontextu modelování APC se obvykle jeden parametr věku, období a kohorty zvolí jako nulový, např. $\alpha_5 = 0$, $\beta_2 = 0$, a $\gamma_7 = 0$. Nulové parametry slouží jako referenční kategorie, vzhledem k nimž se porovnávají odhadované parametry ostatních kategorií. Tento typ vyjádření hodnot parametrů se odborně nazývá umělé kódování (dummy coding) kontrastů. Naznačeným způsobem bychom odhadovali a vyjadřovali parametry modelu, kdyby proměnné nebyly kolineární. Při existenci problému identifikace se však musí klást na hodnoty parametrů další požadavky, aby šlo hodnoty parametrů metodou maximální věrohodnosti odhadnout.

Již v 70. letech minulého století se doporučovalo zvolit dva parametry věku, období anebo kohorty jako shodné (Mason *et al.*, 1973). U jedné složky (např. u období β_p) se tak namísto jednoho omezení (referenční kategorie, např. druhé období, $\beta_2 = 0$) zvolí ještě rovnost hodnot parametrů dvou kategorií (např. druhého a třetího období, $\beta_2 = \beta_3$). Tím se zruší kolinearita mezi proměnnými a parametry modelu jsou odhadnutelné. Potom o modelech hovoříme jako o zobecněných lineárních modelech s omezeními (constrained generalised linear models, CGLM). Je však důležité zdůraznit, že různá omezení (tj. jaké parametry zvolíme sobě rovné) vedou k různým hodnotám odhadovaných parametrů. Z toho vyplývá, že kladené požadavky musí mít svá věcná opodstatnění, to však nebývá vždy nasnadě.

Při statistické analýze měř úmrtnosti na ICHS z tabulky 1 byl odhadnut model ve tvaru $r_{ap} = \exp(\mu + \alpha_a + \beta_p + \gamma_c + \varepsilon_{ap})$. Odhad μ je $-5,89$. Odhady parametrů α_a , β_p a γ_c jsou vyjádřeny ve formě relativních rizik v grafu 4. Referenční kategorií pro hodnocení vlivu věku na míru úmrtnosti byla zvolena pátá věková kategorie, tj. $\alpha_5 = 0$, $\exp(\alpha_5) = 1$. Jak je z grafu 4a vidět, se zvyšujícím věkem se zvyšovala míra úmrtnosti na ICHS.

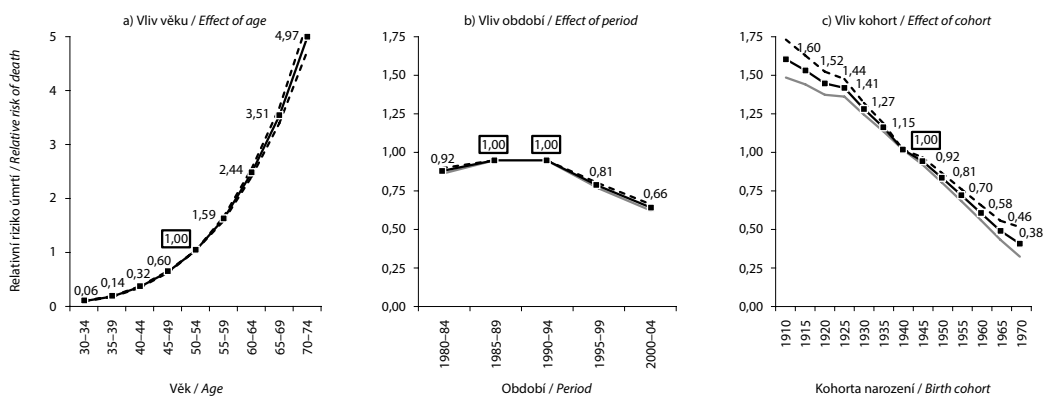
Referenční kategorií pro hodnocení vlivu období byla zvolena druhá kategorie ($\beta_2 = 0$), přičemž se předpokládala rovnost vlivu druhého a třetího období ($\beta_2 = \beta_3$), a proto $\exp(\beta_2) = \exp(\beta_3) = 1$. Jinými slovy, zvolily se jako shodné parametry období 1985–1989 a 1990–1994, referenční období bylo tedy desetileté období (1985–1994), a to z důvodu, že riziko úmrtí na ICHS bylo v těchto letech kolem pádu komunismu v roce 1989 přibližně stejné (Reissigová – Tomečková, 2008). Jak je vidět z grafu 4b, za tohoto předpokladu se riziko úmrtí v posledních letech snížilo. Za referenční kohortu v grafu 4c byla zvolena kohorta 1940. To je sedmá kohorta, jež vycházela z dostatečného počtu pozorování ($\gamma_7 = 0$, $\exp(\gamma_7) = 1$). Riziko úmrtí se snižovalo s kohortou narození (porovnávalo s referenční kohortou 1940).

Na základě modelu, jehož odhady parametrů jsou v grafu 4, můžeme odhadovat míry úmrtnosti v tabulce 1. Například pro věkovou skupinu 45–49 ($a = 4$) v letech 1980–84 ($p = 1$), to je kohortu 1930–39 ($c = A - a + p = 9 - 4 + 1 = 6$), platí

$$r_{41} = \exp(\mu + \alpha_4 + \beta_1 + \gamma_6) = \exp(\mu) \cdot \exp(\alpha_4) \cdot \exp(\beta_1) \cdot \exp(\gamma_6) = 0,0028 \cdot 0,60 \cdot 0,92 \cdot 1,15 = 0,001749,$$

Graf 4: Zobecněný lineární model s omezeními*): vlivy věku, období a kohort (95% interval spolehlivosti) na úmrtnost na ICHS, muži, ČR, 1980–2004

Generalised linear model with restrictions*): effects of age, period and cohorts (95% confidence interval) on ischaemic heart disease mortality, men, Czech Republic, 1980–2004



Zdroj: Reissigová – Tomečková, 2008.

Source: Reissigová – Tomečková, 2008.

Pozn.:*) Období 1985–1989 a 1990–1994 a kohorta narození 1940 byly vybrány jako referenční kategorie. Kohorty narození jsou označeny středem intervalu, např. kohorta narození 1940 reprezentuje kohortu mužů narozených 1. 1. 1935 do 31. 12. 1944.

Note:*) The 1985–1989 and 1990–1994 periods and the 1940 birth cohort were selected as the reference categories. Birth cohorts are identified by the middle interval, e.g. the 1940 birth cohort represents the cohort of men born between 1 January 1935 and 31 December 1944.

neboť $\exp(\mu) = \exp(-5,89) = 0,0028$ a zbývající tři hodnoty exponenciální funkce jsou vyčísleny v grafu 4. To znamená, že modelem odhadovaná míra úmrtnosti se rovná 174,9 na 100 tis. mužů, přičemž skutečně pozorovaná je 171,4 (viz tab. 1), a tedy reziduum $e_{41} = 171,4 - 174,9 = -3,5$. Poznamenejme, že hodnota 0,001749 je vypočtena z nezaokrouhlených odhadů parametrů.

Abych řešení nebylo závislé na libovolně zvolených a často neobhajitelných omezeních hodnot, byla od 80. let minulého století navržena celá řada postupů, jak vyjádřit vlivy věku, období a kohorty. Jednou z možností je prezentovat místo odhadovaných parametrů ($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ atd.) takzvané *rozdíly druhého řádu*, které jsou definovány jako $(\alpha_3 - \alpha_2) - (\alpha_2 - \alpha_1)$, $(\alpha_4 - \alpha_3) - (\alpha_3 - \alpha_2)$ atd. Pro různé modely (tj. modely s různými omezeními hodnot parametrů) jsou tyto rozdíly stejné (Clayton – Shiffers, 1987). To má na jedné straně význam, ale na druhé straně je nutné si uvědomit, že rozdíly druhého řádu popisují jen změny ve vývoji vlivu věku, období a kohorty a nepopisují vývoj jejich trendů. Jinak řečeno, hodnoty rozdílu druhého řádu, které se podstatně liší od nuly, upozorňují na to, kdy došlo k nějakému většímu zvratu (pozitivnímu nebo negativnímu) ve vlivu věku, období či kohorty

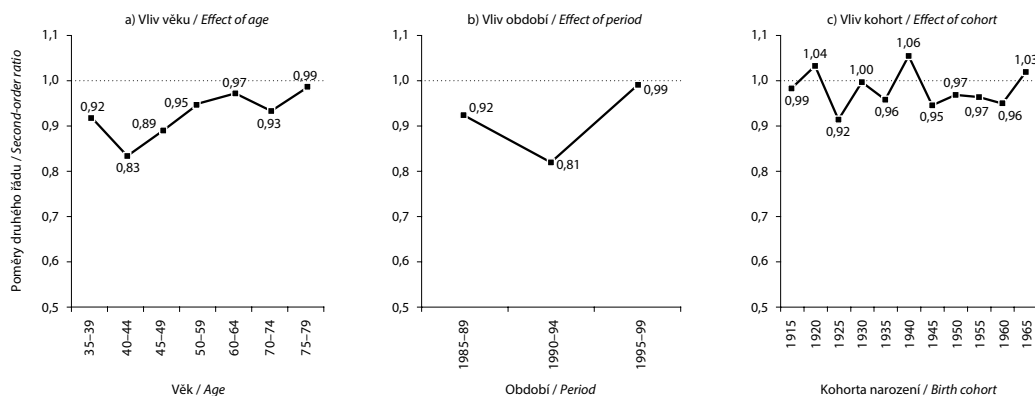
na studovaný ukazatel (např. míru úmrtnosti). Uvedme příklad.

Touto metodou jsme vyhodnocovali míru úmrtnosti na ICHS z tabulky 1 (Reissigová – Tomečková, 2008). Výsledky jsou prezentovány grafu 5. Rozdíly druhého řádu jsme vyjádřili v ekvivalentní formě jako poměry, např. $(\exp(\alpha_3)/\exp(\alpha_2))/(\exp(\alpha_2)/\exp(\alpha_1))$, a potom jsme sledovali, které hodnoty se výrazně liší od hodnoty jedna. Například z grafu 4a vyplývá, že $(87,7/38,6)/(38,6/15,6) = 0,92$, jak je vidět v grafu 5a. Přelomovým věkem pro muže byl věk kolem 40/50 let (období andropauzy), kdy došlo k největšímu zpomalení nárůstu úmrtnosti (poměry druhého řádu v grafu 5a jsou 0,83 a 0,89). Úmrtnost se výrazně snížila po roce 1990 (poměr druhého řádu v grafu 5b je 0,81). To se vysvětluje pádem komunismu, jenž přinesl radikální změnu životního stylu a modernější léčbu. Na druhé straně nebyly pozorovány žádné větší výkyvy úmrtnosti mezi sousedními kohortami, jelikož poměry druhého řádu kolísaly kolem hodnoty jedna, graf 5c. Tyto výsledky jsou víceméně v souladu se závěry, které byly učiněny na základě zobecněného lineárního modelu s omezeními, viz graf 4.

Obdobné výsledky bychom dostali, kdybychom parametry věku, období a kohorty odhadnuté při jakémkoli omezení jejich hodnot aproximovali

Graf 5: Poměry druhého řádu: vlivy věku, období a kohort*¹⁾ na úmrtnost na ICHS, muži, ČR, 1980–2004

Second-order differences: effects by age, period and cohort*¹⁾ on ischaemic heart disease mortality, men, Czech Republic, 1980–2004



Pozn.: *) Kohorty narození jsou označeny středem intervalu, např. kohorta narození 1940 reprezentuje kohortu mužů narozených 1. 1. 1935 do 31. 12. 1944. **Note:** *) Birth cohorts are identified by the middle interval, e.g. the 1940 birth cohort represents the cohort of men born between 1 January 1935 and 31 December 1944.

metodou lineární regrese (Holford, 1983). Jinými slovy, kdybychom lineární regresi popsali závislost odhadnutých parametrů věku na věku a analogicky totéž provedli pro období a kohorty (Holford, 1983). Odpovídající rezidua (rozdíly mezi odhadnutými hodnotami parametrů v modelu APC a jejich hodnotami aproximovanými lineární regresi) jsou totiž stejná při jakémkoli omezení jejich hodnot. Odlehle hodnoty reziduí však opět pouze poukazují na to, kdy došlo ke změně trendu vlivu věku, období a kohorty, jako jsme ukázali v předešlé metodě. Touto metodou se analyzovala například úmrtnost na rakovinu prostaty v USA v letech 1935–1969 (Holford, 1983).

Jiná takzvaná sekvenční metoda vychází z předpokladu, že nejdůležitějším faktorem je věk, druhým kohorta a nejméně důležitým období (pozn. důležitost kohorty a období lze prohodit), (Carstensen, 2007). Tato metoda spočívá v tom, že se v prvním kroku do modelu vloží pouze parametry věku a kohorty, a potom se vypočítají rezidua, tj. rozdíly mezi pozorovanou hodnotou a hodnotou odhadnutou tímto modelem. V druhém kroku se do modelu zahrnou jen parametry období a jejich hodnoty se odhadnou podmíněně na hodnotách zmíněných reziduí.

Abý řešení problému identifikace nebylo závislé na dodatečných omezeních hodnot parametrů, hledaly se i jiné metody odhadu. Ty jsou však již výpočetně složitější a pouze se o nich stručně zmíníme.

5.2 ZOBECNĚNÉ ADITIVNÍ MODELY

V zobecněných aditivních modelech (generalised additive model, GAM) se vliv proměnných vyjadřuje skrze vyhlazovací funkce (smooth functions), takže problém identifikace odpadá. V těchto modelech se s věkem, obdobím a kohortou pracuje jako se spojitými veličinami. Zobecněné aditivní modely jsou rozšířením zobecněných lineárních modelů. Věk, období a kohorta jsou vyhlazovány například *polynomickými funkcemi* (Verdecchia – De Angelis – Capocaccia, 2002),

$$\ln(r_{ap}) = \mu + \sum_{i=1}^I \alpha_i a^i + \sum_{j=2}^J \beta_j p^j + \sum_{k=1}^K \gamma_k (p - a)^k + \varepsilon_{ap},$$

kde a označuje věk a p období (ostatní parametry definovány v části 3). Výraz β, p nefiguruje v modelu, aby se zamezilo problému identifikace ($c = p - a$). Vyhlazování polynomickými funkcemi

se například použilo při analýze pocitu štěstí lidí v USA, kdy se vliv věku na pocit štěstí vyjádřil kvadratickou funkcí (Yang et al., 2008). K vyhlazování se vedle polynomických funkcí také používají spline funkce (Heuer, 1997; Carstensen, 2007; Jiang – Carriere, 2013),

$$\ln(r_{ap}) = \mu + f(a) + g(p) + h(c) + \varepsilon_{ap},$$

kde $f(a)$, $g(p)$ a $h(c)$ jsou spline funkce věku, období a kohorty. Jednoduše řečeno, spline funkce jsou po částech (na každé předdefinované části daného intervalu) polynomické funkce, které v krajních bodech (uzlech) na sebe navazují (piecewise polynomial function). Vyhlazování prostřednictvím spline funkcí se využilo například k analýze incidence zlomenin kyčle ve vztahu k politickým a ekonomickým událostem v Portugalsku v letech 2000–2008 (Alves et al., 2013).

Zobecněné aditivní modely jsou užitečné především k analýze dat tabulovaných pro jednotlivé roky věku v ročních obdobích. Mohou se však aplikovat i na data agregovaná, např. do pětiletých intervalů jako v tabulce 1. Zobecněné aditivní modely bývají kritizovány za to že, volba vyhlazovací funkce nemusí být jednoduchá. Kromě toho je nutné zdůraznit, že zobecněné aditivní modely řeší problém identifikace přechodem od linearitě k nelinearitě. Tím se modelování stává složitějším a někdy je to na úkor dat, neboť nebyť problému identifikace, zákonitosti v datech by šlo možná popsat lineárně.

5.3 MODELY CHARAKTERISTIK VĚKU, OBDOBÍ A KOHORTY

Modely charakteristik věku, období a kohorty (Age-Period-Cohort Characteristic Models, APCC) spočívají v tom, že se do zobecněného lineárního modelu APC místo věku, období nebo kohorty vkládají takzvané *zástupné proměnné* (proxy variables), které na rozdíl od těch původních nevykazují kolinearititu. Odůvodňuje se to tím, že věk, období a kohorta pouze zastupují neměřitelné primární příčiny, a ty mohou být popsány i jinými zástupnými proměnnými než jsou věk, období a kohorta. Například místo kohorty se do modelu vkládá proměnná vyjadřující relativní velikost kohorty (Kahn – Mason, 1987; O'Brien, 2000), nebo místo období se uvažuje míra nezaměstnanosti (Pavalko et al., 2007). Winship a Harding navrhli

strategii, jak prostřednictvím zástupných proměnných specifikovat mechanismus působení věku, období a kohorty na sledovanou událost (*Winship – Harding, 2008*). Autoři k tomu využívají modelování pomocí strukturálních rovnic (structural equation model). Na jedné straně zástupné proměnné řeší problém identifikace, na druhé straně však vyvstává problém jiný. Zástupné proměnné (pokud je vůbec máme k dispozici) nemusí být dostatečně reprezentativní, aby postihly vliv věku, období nebo kohorty v celé jejich šíři, jak se o tom píše i v úvodu článku.

5.4 METODA INTRINSICKÉHO ODHADU

Metoda intrinsického (vnitřního) odhadu (intrinsic estimator, IE) se snaží odhadnout parametry modelu bez zástupných veličin s minimem doplňujících matematických předpokladů (*Fu, 2000; Yang et al., 2008*). Zjistilo se, že každý odhad \hat{b} vektoru parametrů $b = (\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_{a-1}, \beta_1, \dots, \beta_{p-1}, \gamma_1, \dots, \gamma_{a+p-2})^T$, může být rozložen do dvou částí jako $\hat{b} = B + t \cdot B_0$, kde B je takzvaný intrinsický odhad vektoru parametrů b , t je reálné číslo specifické pro daný odhad \hat{b} a B_0 je vlastní vektor designové matice X . Každou kategorizovanou proměnnou s I kategoriemi (v našem případě věk, období, kohorta) je možné popsat $I - 1$ takzvanými designovými proměnnými, jejichž hodnoty závisí na typu zvolených kontrastů a tvoří designovou matici. Protože vlastní vektor B_0 není závislý na libovůli řešitele ani na hodnotách závislé proměnné, ale jen a pouze na matici X , odhadované hodnoty parametrů nezávisí na žádných libovolných stanovených omezeních.

Touto metodou byla hodnocena například data týkající se (živě) narozených dětí v České republice od konce druhé světové války do roku 2007 (*Katrnák, 2009*). Metoda intrinsického odhadu se také využila v amerických studiích náboženské aktivity a víry (*Schwadel, 2011*), těžkého epizodického pití (*Keyes – Miech, 2013*), psychické úzkosti (*Keyes et al., 2014*) a interpersonální důvěry (*Clark – Eisenstein, 2013*).

Přestože se do této metody vkládají velké naděje, i ona má své kritiky. Těm se omezení intrinsického modelu nezdají nezanedbatelná, zůstávají podle nich abstraktní a jsou těžko srozumitelná (*O'Brien, 2011; Luo, 2013*). Tomu zastánci metody oponují tím, že modely s intrinsickým odhadem vykazují lepší výsledky než zobecněné lineární modely s omezeními

a zobecněné aditivní modely (*Yang et al., 2004; Yang et al., 2008; Fu et al., 2011; Yang – Land, 2013*).

5.5 HIERARCHICKÝ ZOBECNĚNÝ LINEÁRNÍ MODEL

Pokud máme k dispozici data například z opakovaných průřezových studií (repeated cross-sectional studies) můžeme zkusit aplikovat hierarchický (víceúrovňový) zobecněný lineární model (hierarchical (multilevel) generalised linear model, HGLM) (*Yang – Land, 2006; Yang et al., 2006*). V něm se věk a případně další použité veličiny zjištěné ve studii (např. vzdělání, příjem) považují za fixní (fixed effects) a období a kohorta za veličiny s náhodnými efekty (random effects). Pojem fixní vyjadřuje, že se s veličinami pracuje na individuální úrovni. Jejich vliv se považuje za stejný napříč obdobími a kohortami. Náhodné efekty vyjadřují skupinovou podstatu veličiny, a to že hodnoty závislé proměnné jsou v rámci jednotlivých období a kohort korelovány.

Autoři této metody prokládají (aproximují) vliv věku kvadratickou regresí, aby se odstranila lineární závislost mezi věkem, obdobími a kohortou (*Yang – Land, 2006*). Hierarchický model APC specifikují jako model náhodných křížených efektů (Cross-Classified Random Effects Model, CCREM). To znamená, že vliv každého období je odvozen jako průměrný napříč všemi kohortami a naopak vliv každé kohorty jako průměrný napříč všemi obdobími. Hierarchický zobecněný lineární model se použil například k rozboru postoje vůči předmanželskému pohlavnímu styku ve Spojených státech od roku 1975 do roku 2008 (*Elias et al., 2013*). Někteří kritici této metody nedoporučují aplikovat modely HGLM, neboť z jejich pohledu kvadratické proložení věku a náhodné efekty problém identifikace neřeší (*Bell – Jones, 2014*).

Přestože se modely HGLM používají především pro data z opakovaných průřezových studií, pro názornost vyjádříme hierarchický zobecněný lineární model pro data prezentovaná v grafech 1 a 2. Parametry modelu jsou odhadnuty v grafu 6 výše popsanou metodou, která je také dostupná z internetu (<http://yangclaireyang.web.unc.edu/age-period-cohort-analysis-new-models-methods-and-empirical-applications/chapter-7/>) (*Yang – Land, 2006*). Věk figuroval v modelu jako fixní veličina, období a kohorta jako

veličiny s náhodnými efekty. Zobrazené výsledky znázorňují známou skutečnost lineárního narůstání (logaritmické měřítko) intenzity úmrtnosti s věkem, zde mezi 30 a 80 roky, tento vliv je nejsilnější. Vliv období potvrzuje již dříve popsané trendy, a to snižování intenzity úmrtnosti do počátku šedesátých let 20. století, které je zde vzhledem k uvažované věkové skupině 30–80 let méně výrazné, protože prodloužení naděje dožití při narození souviselo v tomto období především se snižováním míry kojenecké úmrtnosti. Období od počátku šedesátých let do konce osmdesátých let 20. století je známé zhoršováním úmrtnostních poměrů středního a vyššího věku, což průběh odhadnutého parametru potvrzuje. Poslední časová fáze je ve znamení velmi výrazného poklesu. Toto je rovněž v souladu s rychlejším snižováním mužské úmrtnosti pozorované tentokrát ve starším a středním věku. Průběh parametru měřícího vliv kohorty je nové zjištění, které není v rozporu s dřívějšími výsledky získanými jinou metodou (Rychtaříková et al., 1994). Kohortní vliv je, pokud jde o úmrtnost, nejslabší. Na území českých zemí, muži narození v letech 1910–1920 měli relativně nižší úroveň úmrtnosti než muži narození dříve nebo později. Naopak ti, co se narodili v období druhé světové války a těsně po ní, budou pravděpodobně v dalším přežívání méně favorizováni. Počáteční a koncové kohorty nejsou hodnoceny, protože hodnoty parametru vycházejí z malého počtu pozorování.

5.6. BAYESOVSKÉ ODHADY

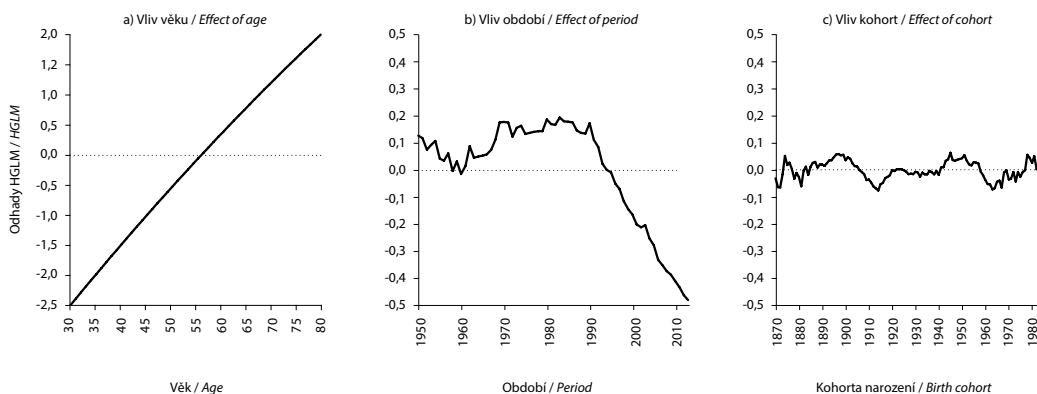
V literatuře jsou popsány nejen maximálně věrohodné odhady vlivu věku, období a kohorty, ale i jejich bayesovské odhady. Bayesovské metody předpokládají, že odhadované parametry ($\alpha_a, \beta_p, \gamma_c$) jsou náhodné veličiny s nějakým rozdělením (není to tedy pevná časově neměnná konstanta jako u maximálně věrohodných odhadů). Apriorní představa o tomto rozdělení (apriorní rozdělení) parametrů se kombinuje s rozdělením pozorovaných dat. O výsledném rozdělení mluvíme jako o posteriorním rozdělení. To je určeno ze vztahu, který využívá Bayesovu větu (Thomas Bayes – anglický matematik 18. století), a proto hovoříme v tomto smyslu o bayesovských zobecněných lineárních modelech (Bayesian generalised linear model). Někdy se vychází z předpokladu, že sousední parametry věku, období a kohorty se mění postupně. Jinými slovy se předpokládá, že rozdíl $\alpha_a - \alpha_{a+1}, \beta_p - \beta_{p+1}, \gamma_c - \gamma_{c+1}$ ($a = 1, \dots, A-1, p = 1, \dots, P-1, c = 1, \dots, C-1$) jsou blízké nule. Za tímto účelem se definuje, že vektor parametrů má apriorně mnohorozměrné normální rozdělení. Tento postup se použil při analýze trendu počtu vražd v USA (Nakamura, 1986). Bayesovské odhady se použily i v řadě jiných studií (Berzuini et al., 1993; Berzuini – Clayton, 1994; Bray, 2002; Bashir – Estève, 2001).

6. DOPORUČOVANÉ POSTUPY MODELOVÁNÍ APC

Základním předpokladem každé správné statistické analýzy jsou spolehlivá data a jejich dostatečné množství.

Graf 6: Hierarchický zobecněný lineární model: vlivy věku, období a kohort na pravděpodobnost úmrtí, muži, ČR, 1950–2013

Hierarchical generalised linear model: effects of age, period and cohort on probability of death, men, Czech Republic, 1950–2013



V našem případě mohou být data ovlivněna administrativními změnami (např. změna klasifikace onemocnění) anebo je může znehodnotit nespolehlivá registrace onemocnění (např. pohlavní choroby se často zatajují, neboť nemocní bývají spojováni s dehonestující pověstí). Abychom mohli vyhodnotit vliv kohorty na sledovanou událost, doporučuje se mít k dispozici data alespoň za posledních 20 let. Než začneme s odvozováním modelu, nejprve bychom si měli data graficky zobrazit, abychom provedli jejich kontrolu a udělali si základní představu o jejich časových trendech (grafy 1, 2 a 3).

6.1 ODVOZOVÁNÍ MODELU

Obecně se doporučuje testovat, které z proměnných (α_a , β_p , γ_c) budou v modelu zastoupeny, hierarchicky (Clayton – Schifflers, 1987). Tento postup shrnuje tabulka 2 (Arbyn et al., 2002; Carstensen, 2007). Protože nejdůležitější proměnnou je zpravidla věk, začíná se s Modely 1 až 3.1 (Modely 2.1 a 2.2 jsou ekvivalentní). V dalším kroku se do modelu přidá období (Model 3.2), resp. kohorta (Model 3.3). Na závěr se zkoumá simultánní vliv věku, období a kohorty (Model 4). Jestliže se k analýze použijí například zobecněné aditivní modely (spline funkce), doporučuje se postupovat analogicky podle tabulky 2 (parametry $\alpha_a, \beta_p, \gamma_c$ v tabulce 2 se nahradí spline funkcemi věku $f(a)$, období

$g(p)$ a kohorty $h(c)$). Jaký model je nejvhodnější pro daná data, se rozhoduje na základě statistických metod, které jsou shrnuty v části 6.2.

Modely 1–4 jsou ilustrovány na mírách úmrtnosti na ICHS (tab. 1) v grafu 7. Modely se vlastně odlišují, jak popisují na logaritmické stupnici trendy měř ve věkových skupinách: Model 1 – konstantní trendy, Model 2.1 (Model 2.2) – stejná směrnice lineárních trendů (přímky rovnoběžné), Model 3.1 – různé směrnice lineárních trendů (přímky různoběžné), Model 3.2 (vliv období) – stejné nelineární trendy (křivky rovnoběžné), Model 3.3 (vliv kohort) – stejné nelineární trendy (křivky rovnoběžné) a Model 4 (vliv období a kohort) – různé nelineární trendy (křivky různoběžné). Pro uvedené míry úmrtnosti je nejvhodnější Model 4 (Reissigová – Tomečková, 2008). Odhadované míry úmrtnosti na základě tohoto Modelu 4 jsou v grafu 7f; odpovídající pozorované míry úmrtnosti jsou v grafu 3c.

Pokud data nejlépe popisuje právě Model 4, nastává problém identifikace parametrů (tj. jakým způsobem vyjádřit vliv věku, období a kohort). V poslední době se doporučuje parametry modelu vyjadřovat metodou intrinsického odhadu (Fu, 2000; Yang et al., 2008). Nicméně je ku prospěchu věci odhadnout parametry modelu více metodami a výsledky mezi sebou porovnat. Byla publikována celá řada studií, které porovnávají různé přístupy modelování dat (Yang et al., 2004; Smith, 2008).

Tab. 2: Hierarchický postup testování modelů

Hierarchical procedure for testing models

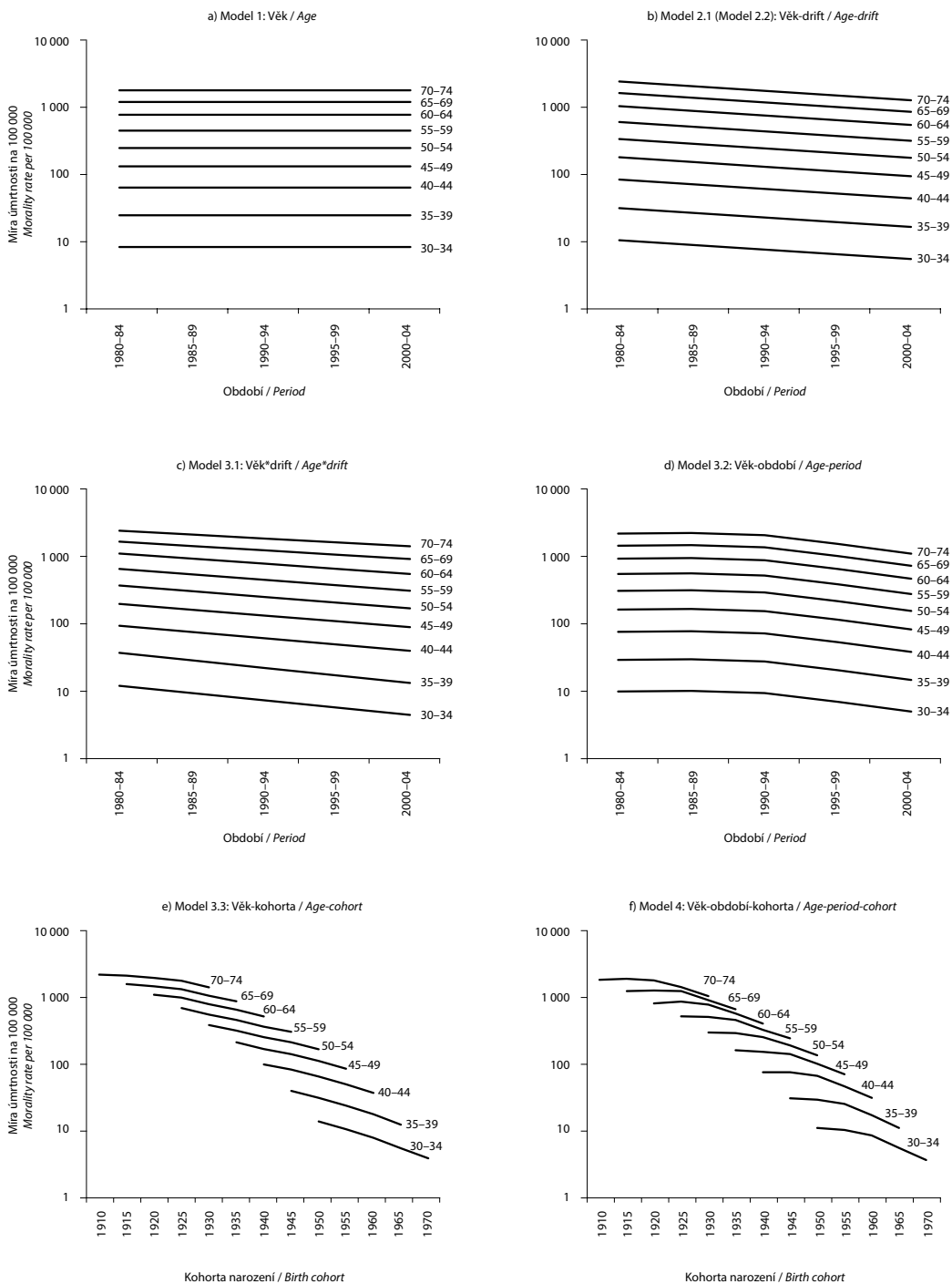
Číslo Number	Model / Model	Matematické vyjádření za platnosti Poissonova rozdělení *) Mathematical expression of the Poisson distribution *)
1	Věk / Age	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \varepsilon_{ap}$
2.1	Věk-drift / Age-drift	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \delta_{period}(p - p_0) + \varepsilon_{ap}$ kde δ_{period} je lineární trend (drift, slope) a p_0 je referenční kategorie where δ_{period} is the linear trend (drift, slope) and p_0 is the reference category
2.2	Věk-drift / Age-drift	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \delta_{cohort}(c - c_0) + \varepsilon_{ap}$ kde δ_{cohort} je lineární trend (drift, slope) a p_0 je referenční kategorie where δ_{cohort} is the linear trend (drift, slope) and p_0 is the reference category
3.1	Věk*drift / Age*drift	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \delta_{age,period}(p - p_0) + \varepsilon_{ap}$ kde $\delta_{age,period}$ je lineární trend (drift, slope) a p_0 je referenční kategorie where $\delta_{age,period}$ is the linear trend (drift, slope) and p_0 is the reference category
3.2	Věk-období / Age-period	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \beta_p + \varepsilon_{ap}$
3.3	Věk-kohorta / Age-cohort	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \gamma_c + \varepsilon_{ap}$
4	Věk-období-kohorta Age-period-cohort	$\ln(r_{ap}) = \mu + \alpha_a + \beta_p + \gamma_c + \varepsilon_{ap}$

Pozn.: *) a je věková skupina, $a = 1, \dots, A$ (A počet věkových skupin); p je období, $p = 1, \dots, P$ (P počet období). Za platnosti binomického rozdělení by místo $\ln(r_{ap})$ byl $\ln(r_{ap}/(1 - r_{ap}))$.

Note: *) a is the age group, $a = 1, \dots, A$ (A is the number of age groups); p is the period, $p = 1, \dots, P$ (P is the number of periods).

Under the binomial distribution, instead of $\ln(r_{ap})$ is $\ln(r_{ap}/(1 - r_{ap}))$.

Graf 7: Zobecněné lineární modely: odhadovaná míra úmrtnosti na ICHS, muži, ČR, 1980–2004
 Generalised linear model: estimated mortality rate from ischaemic heart disease, men, Czech Republic, 1980–2004



6.2 KVALITA MODELU

Aby na datech odvozený model byl validní, musí vykazovat dobré statistické vlastnosti. Jejich podrobný popis není cílem tohoto článku. Pro data z tabulky 1 je výběr modelu podrobněji popsán v jiné publikaci (Reissigová – Tomečková, 2008). Shrňme si alespoň obecné principy modelování dat (Pekár – Brabec, 2009). K rozhodnutí, kterou proměnnou (věk, období, kohorta) zařadit do modelu, nám pomáhá Waldův test a test poměrem věrohodnosti. Celková vhodnost regresního modelu se posuzuje na základě hodnot deviance, zobecněných koeficientů determinace či Pearsonova chí-kvadrát testu. To jsou takzvané míry dobré shody, které kvantifikují, jak kvalitně navržený model aproximuje experimentální data. Vhodnost modelu se vyhodnocuje i graficky, a to zobrazením reziduí (např. deviačních, Pearsonových). Rezidua vypovídají o vlivu jednotlivých pozorování na kvalitu modelu. Vedle reziduí se používají i jiné diagnostické nástroje k odhalování vlivných pozorování, které mohou stát za nefunkčností modelu (např. Cookova vzdálenost). Složitost modelu se kvantifikuje informačními kritérii (např. Akaikého, Bayesovským), které nám pomáhají odvodit model s adekvátním počtem proměnných. Není totiž pravda, že čím více proměnných bude v modelu, tím je model lepší. I zde totiž platí, že v jednoduchosti je krása. Přeparametrizovaný model je v praxi nepoužitelný, neboť má malou vypovídající hodnotu. Nakonec nezbyvá než dodat, že je nutné i ověřit, zda Poissonův model nevykazuje nadměrný anebo naopak nedostatečný rozptyl, např. Cameronovým-Trivediovým testem. Typickou vlastností Poissonova rozdělení totiž je, že se rozptyl rovná střední hodnotě. Jestliže rovnost neplatí, lze přejít od Poissonova modelu například ke kvazi-Poissonovskému modelu (v případě lineárního vztahu mezi rozptylem a střední hodnotou) anebo k negativně binomickému modelu (v případě kvadratického vztahu).

6.3 SOFTWARE

Statistickou analýzu APC je možné provést volně dostupným programovacím softwarem R, který nabízí celou řadu specifických statistických aplikací k modelování APC (*R Development Core Team*, 2012). Pomocí něho je možné například aplikovat zobecněné aditivní modely, a to buď prostřednictvím knihovny

Epi pro statistickou analýzu v epidemiologii, anebo spuštěním programů *Nordpred*, které byly vytvořeny pro predikci trendů incidence rakoviny v Norsku (Møller *et al.*, 2002). Pro software R byly vyvinuty i programy pro odhady parametrů modelu metodou intrinického odhadu (Yang – Land, 2013). Vedle softwaru R jsou volně dostupné i další dva softwary. Software BAMP (Bayesian Age-period-cohort Modeling and Prediction) se zaměřuje na bayesovské odhady (Schmid – Held, 2007) a software MIAMOD/PIAMOD (Mortality and Incidence Analysis Model/Prevalence and Incidence Analysis Model) na zobecněné aditivní modely (De Angelis *et al.*, 1994; Verdecchia *et al.*, 2002). Z komerčních programů, do nichž byly speciální metody modelování APC implementovány, jmenujme například program STATA (Rutherford *et al.*, 2012; Sasieni, 2012) nebo SAS (Yang – Land, 2006). Výstupy prezentované v tomto článku byly provedeny v softwaru SAS verze 9.4, R verze 2.15.2 a Microsoft Office Excel.

7. ZÁVĚR

Modely typu věk-období-kohorta se zjišťuje, do jaké míry je vývoj zkoumaných populačních ukazatelů (např. úmrtnosti, rozvodovosti) ovlivněn věkem osob, obdobím, ve kterém žijí a generací (kohortou určenou rokem narození), ke které patří. Tento přístup se používá především v případech, kdy nemáme k dispozici data o potenciačních rizikových či protektivních faktorech (např. o kouření, stresu) zkoumaných populačních ukazatelů. Na příkladech jsme si ukázali, při jakých analýzách se modely typu věk-období-kohorta využívají a jaká je jejich interpretace. Upozornili jsme na metody, které se používají k odhadu parametrů modelů a jaké jsou výhody a nevýhody těchto metod.

Modelování typu věk-období-kohorta má význam nejen při analýze historických trendů, ale využívá se i predikcích budoucího vývoje. Ty mají na jedné straně význam administrativní (např. za účelem plánování léčebných výdajů) a na druhé straně vědecký. I když predikování budoucího vývoje nebylo cílem tohoto článku, nelze ho opomenout. Zásadním předpokladem správné predikce je totiž důsledná analýza historických dat, na kterou jsme se v uvedeném článku právě zaměřili.

Literatura

- Alves, S. M. – Castiglione, D. – Oliveira, C. M. – de Sousa, B. – Pina, M. F. 2014. Age-period-cohort effects in the incidence of hip fractures: political and economic events are coincident with changes in risk. *Osteoporos International*, 25 (2), s. 711–720.
- Arbyn, M. – Van Oyen, H. – Sartor, F. – Tibaldi, F. – Molenberghs, G. 2002. Description of the influence of age, period and cohort effects on cervical cancer mortality by loglinear Poisson models (Belgium, 1955–94). *Archives of Public Health*, 60, s. 73–100.
- Bashir, S. A. – Estève, J. 2001. Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models. *Journal of Epidemiology and Biostatistics*, 6(3), s. 287–296.
- Bell, A. – Jones, K. 2014. Another 'utile quest'? A simulation study of Yang and Land's Hierarchical Age-Period-Cohort model. *Demographic Research*, 30, s. 333–360.
- Bencko, V. – Hrach, K. – Malý, M. – Pikhart, H. – Reissigová, J. – Svačina, Š. – Tomečková, M. – Zvárová J. 2003. *Statistické metody v epidemiologii*. Biomedicínská statistika III. Svazek 1, 2. Praha: Karolinum.
- Berzuini, C. – Clayton, D. – Bernardinelli, L. 1993. Bayesian inference on the Lexis diagram. *Bulletin of the International Statistical Institute*, 50, s. 149–164.
- Berzuini, C. – Clayton, D. 1994. Bayesian analysis of survival on multiple time scales. *Statistics in Medicine*, 13(8), s. 823–838.
- Bray, I. 2002. Application of Markov chain Monte Carlo methods to projecting cancer incidence and mortality. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 51, s. 151–164.
- Breen, R. – Jonsson, J. O. 2007. Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden. *American Journal of Sociology*, 112 (6), s. 201–239.
- Burcin, B. – Kučera, T. 2008. Strukturální změny úmrtnosti v Českých zemích a na Slovensku mezi roky 1991 a 2006. *Demografie*, 3, s. 173–185. Dostupné z: <[http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/100032D43A/\\$File/demografie_3_2008.pdf](http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/100032D43A/$File/demografie_3_2008.pdf)>.
- Carstensen, B. 2007. Age-Period-Cohort models for the Lexis diagram. *Statistics in Medicine*, 26, s. 3018–3045.
- Caselli, G. – Cappocaccia, R. 1989. Age, period, cohort and early mortality: an analysis of adult mortality in Italy. *Population Studies*, 43(1), s. 133–153.
- Clayton, D. – Schifflers E. 1987. Models for temporal variation in cancer rates. II: Age-period-cohort models. *Statistics in Medicine*, 6, s. 449–481.
- Clark, A. K. – Eisenstein, M. A. 2013. Interpersonal trust: An age-period-cohort analysis revisited. *Social Science Research*, 42, s. 361–375.
- De Angelis, G. – De Angelis, R. – Frova, L. – Verdecchia, A. 1994. Miamod: a Computer Package to Estimate Chronic Disease Morbidity Using Mortality and Survival Data. *Computer methods and programs in biomedicine*, 44(2), s. 99–107.
- Elias, V. L. – Fullerton, A. S. – Simpson, J. M. 2013. Long-Term Changes in Attitudes Toward Premarital Sex in the United States: Reexamining the Role of Cohort Replacement. *Journal of sex research*.
- Fienberg, S. E. – Mason, W. M. 1985. Specification and Implementation of Age, Period, and Cohort Models. In Mason, W. M. – Fienberg, S. E. (eds.): *Cohort Analysis in Social Research*. New York: Springer-Verlag.
- Finnish Cancer Registry. 2009. *Cancer in Finland 2006 and 2007*. Helsinki: Cancer Society of Finland Publication No. 76.
- Fu, W. J. 2000. Ridge Estimator in Singular Design with Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates. *Communications in Statistics—Theory and Method*, 29, s. 263–78.
- Fu, W. J. – Land, K. C. – Yang, Y. 2011. On the Intrinsic Estimator and Constrained Estimators in Age-Period-Cohort Models. *Sociological Methods & Research*, 40 (3), s. 453–466.
- Gelnarová, E. – Neuvirtová, L. – Svobodník, A. – Komolík, L. – Daneš, J. – Kovajsová, M. – Bartoňková, H. – Mužík, J. – Koptíková, J. – Dušek, L. 2007. Využití Národního onkologického registru pro modelování vlivu screeningových programů v cílové populaci: age-period-cohort modely. *Klinická onkologie*, 20, Sup.1/2007, s. 167–175.
- Glenn, N. D. 2003. *Distinguishing age, period, and cohort effects*. In Mortimer, J. T. – Shanahan, M. J. (eds.): *Life Course*. New York: Kluwer Academic.
- Heuer, C. 1997. Modeling of time trends and interactions in vital rates using restricted regression splines. *Biometrische*, 53, s. 161–177.
- Hobcraft, J. – Menken, J. – Preston, S. 1982. Age, period, and cohort effects in demography: a review. *Population Index*, 48 (1), s. 4–43.
- Holford, T. R. 1983. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics*, 39, s. 311–324.
- Holford, T. R. 1991. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annual Review Public Health*, 12, s. 425–457.

- Jiang, B. – Carriere K. C. 2013. Age-period-cohort models using smoothing splines: a generalized additive model approach. *Statistics in Medicine*, 33, s. 595–606.
- Kahn, J. R. – Mason, W. M. 1987. Political alienation, cohort size, and the Easterlin hypothesis. *American Sociological Review*, 52(2), s. 155–69.
- Katrňák, T. 2009. Kohortní analýza jako alternativa panelového výzkumu. *Data a výzkum – SDA Info*, 3 (1), s. 53–74.
- Keyes, K. M. – Li, G. 2010. A multi-phase method for estimating cohort effects in age-period contingency table data. *Annals of Epidemiology*, 20(10), s. 779–785.
- Keyes, K. M. – Miech, R. 2013. Age, period, and cohort effects in heavy episodic drinking in the U.S. from 1985–2009. *Drug and Alcohol Dependence*, 132, s. 140–148.
- Keyes, K. M. – Nicholson, R. – Kinley, J. – Raposo, S. – Stein, M. B. – Goldner, E. M. – Sareen, J. 2014. Age, Period, and Cohort Effects in Psychological Distress in the United States and Canada. *American journal of epidemiology*, 179(10), s. 1216–1227.
- Kupper, L. L. – Janis, J. M. – Karmous, A. – Greenberg, B.G. 1985. Statistical age-period-cohort analysis: a review and critique. *Journal of Chronic Diseases*, 38(10), s. 811–830.
- Luo, L. 2013. Assessing validity and application scope of the intrinsic estimator approach to the age-period-cohort problem. *Demography*, 50, s. 1945–1967.
- Mason, K. O. – Mason, W. M. – Winsborough, H. H. – Poole, W. K. 1973. Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data. *American Sociological Review*, 38(2), s. 242–258.
- Møller, B. – Fekjaer, H. – Hakulinen, T. – Tryggvadottir, L. – Storm, H. H. – Talback, M. – Haldorsen, T. 2002. Prediction of cancer incidence in the Nordic countries up to the year 2020. *European Journal of Cancer Prevention*, 11(Suppl 1), S1–S96.
- Nakamura, T. 1986. Bayesian Cohort Models for General Cohort Table Analysis. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, s. 353–370.
- O'Brien, R. M. 2000. Age period cohort characteristic models, *Social Science Research*, 29, s. 123–139.
- O'Brien, R. M. 2011. Intrinsic Estimators as Constrained Estimators in Age-Period-Cohort Accounting Models. *Sociological Methods & Research*, 40 (3), s. 467–470.
- O'Brien R. M. 2014. *Age-Period-Cohort Models: Approaches and Analyses with Aggregate Data*. Chapman & Hall/CRC Statistics in the Social and Behavioral Sciences.
- Pavalko, E. K. – Gong, F. – Long J. S. 2007. Women's Work, Cohort Change, and Health. *Journal of Health and Social Behavior*, 48(4), s. 352–368.
- Pěkář, S. – Brabec, M. 2009. *Moderní analýza biologických dat 1, Zobecněné lineární modely v prostředí R*. Praha: Scientia.
- R Development Core Team. 2012. *R: A language and environment for statistical computing, reference index version 2.15.2*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reissigová, J. – Tomečková, M. 2008. Ischemická choroba srdeční u mužů v České republice, 1980–2004. *European Journal for Biomedical Informatics*, 4, s. 12–16. Dostupné z: <http://www.ejbi.org/en/ejbi/article/85-cs-ischemicka-choroba-srdecni-u-muzu-v-ceske-republice-1980-2004.html>.
- Rutherford, M. J. – Thompson, J. R. – Lambert, P. C. 2012. Projecting cancer incidence using age-period-cohort models incorporating restricted cubic splines. *The international journal of biostatistics*, 8(1), s. 33.
- Rychtaříková, J. – Řehák, J. – Caselli, G. – Meslé, F. – Vallin, J. 1994. *Analysis of mortality in the Czech Republic: Causal models of mortality changes in generations and the international comparative analysis*. The Central European University, Final Report on Grant no 879, Category G.
- Rychtaříková, J. 2004. The case of the Czech Republic. Determinants of the Recent Favourable Turnover in Mortality. *Demographic Research, Special Collection 2, Determinants of Diverging Trends in Mortality*, S2–5, s. 105–137. Dostupné z: <http://demographic-research.org/special/2/5/default.htm>.
- Rychtaříková, J. 2005. Education and survival in the Czech Republic. *Acta Universitatis Carolinae Geographica*, 1–2, s. 123–137. Dostupné z: https://web.natur.cuni.cz/ksgrrek/acta/2005/AUC_2005_40_1-2_rychtarikova_vzdelani_a_delka.pdf.
- Řeháková, B. 2008. Kontrasty v logistické regresi. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 44 (4), s. 745–765.
- Sasieni, P. D. 2012. Age-period-cohort models in Stata. *Stata Journal*, 12(1), s. 45–60.
- Schmid, V. J. – Held, L. 2007. Bayesian age-period-cohort modeling and prediction – BAMP. *Journal of Statistical Software*, 21 (8).

- Schwadel P. 2011. Age, Period, and Cohort Effects on Religious Activities and Beliefs. *Social Science Research*, 40, s. 181–192.
- Smith, H. L. 2008. Advances in age-period-cohort analysis: Introduction. *Special issue: Age-period-cohort models revisited. Sociological Methods & Research*, 36(3), s. 287–296.
- Verdecchia, A. – De Angelis, G. – Capocaccia, R. 2002. Estimation and Projections of Cancer Prevalence From Cancer Registry Data. *Statistics in Medicine*, 21, s. 3511–26.
- Wilmoth, J. R. 2006. Age-Period-Cohort Models in Demography. *Demography: Analysis and Synthesis*, vol. 1, s. 227–236.
- Winship, C. – Harding, D. J. 2008. A mechanism-based approach to the identification of age-period-cohort models. *Sociological Methods & Research*, 36 (3), s. 362–401.
- Yang, Y. – Fu, W. J. – Land, K. C. 2004. A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models. *Sociological Methodology*, 34, s. 75–110.
- Yang, Y. – Fu, W. J. – Land, K. C. 2006. A Mixed Models Approach to Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Trends in Verbal Test Scores. *Sociological Methodology*, 36, s. 75–97.
- Yang, Y. – Land, K. C. 2006. A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores. *Sociological Methodology*, 36(1), s. 75–97.
- Yang, Y. – Schulhofer-Wohl, S. – Fu, W. J. – Land, K. C. 2008. The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It. *American Journal of Sociology*, 113(6), s. 1697–1736.
- Yang, Y. – Land, K. C. 2013. *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. Chapman & Hall/CRC Interdisciplinary Statistics.

Poděkování:

Článek vznikl s podporou na dlouhodobý koncepční rozvoj výzkumné organizace RVO:67985807 a s finanční podporou grantu Grantové agentury ČR pro projekt č. P404-12-0883.

JINDRA REISSIGOVÁ

vystudovala Matematicko-fyzikální fakultu Karlovy univerzity v Praze, obor matematická statistika a teorie pravděpodobnosti. V současné době pracuje jako biostatistička v Ústavu informatiky AV ČR. Podílí se na statistickém vyhodnocování epidemiologických studií, popisu statistických analýz a interpretace výsledků. Je spoluautorkou monografie *Statistické metody v epidemiologii* (Karolinum 2003).

JITKA RYCHTAŘÍKOVÁ

je profesorkou demografie na katedře demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze a předsedkyní České demografické společnosti. Věnuje se zejména demografickým analýzám populačního vývoje České republiky se zaměřením na současné změny a v mezinárodním pohledu. Je autorkou a spoluautorkou řady odborných publikací u nás i v zahraničí, z nichž mezi poslední patří: *Les défis actuels de la démographie tchèque (Revue d'Études Comparatives Est-Ouest, 2009)*, *Population Aging: A Common Challenge for Europe (Geographische Rundschau, 2010)*, *Impact of parental ages and other characteristics at childbearing on congenital anomalies: Results for the Czech Republic, 2000–2007 (Demographic Research 2013)*.

SUMMARY

The aim of the article is to examine the age-period-cohort models that have been used to evaluate the trends

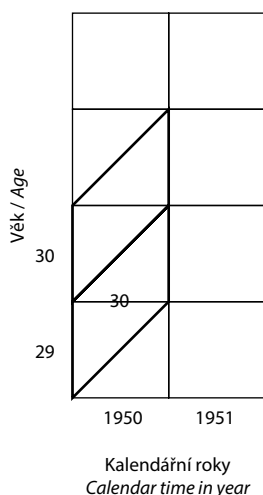
of various demographic, sociological and epidemiological indicators (e.g. mortality, fertility) since the 1970s

and continue to evolve. The authors explain an identification problem (the linear dependency between the age, period and cohort) and discuss possible solutions. The main age-period-cohort modelling approaches are summarised: the constrained generalised linear models, general additive models, age-period-cohort characteristic models, intrinsic estimation, the hierarchical genera-

lised linear model and Bayes estimates. The advantages and disadvantages of individual methods are described and their use is illustrated on the basis of examples of Czech male mortality. The age-period-cohort modelling guidelines and freely available software are described. The article could help scientists better understand how such models work and the interpretation of their results.

Příloha / Annex

Lexisův diagram | Lexis diagram



Období / Period	Generace Birth cohort	Dosažený věk Current age	Zemřelí / Deaths	Počet mužů k 1.1. Number of men as of 1 January	q_x
1950	1920	30	180	68 461	0,002629
1950	1919	31	118	54 607	0,002161
1950	1918	32	95	31 891	0,002979
1950	1917	33	89	32 729	0,002719
1950	1916	34	126	36 542	0,003448
1950	1915	35	155	49 707	0,003118
1950	1914	36	211	67 617	0,003121
1950	1913	37	222	71 257	0,003115
1950	1912	38	215	72 318	0,002973

Zemřeli jsou ve druhém hlavním souboru událostí. Počet mužů k 1.1. daného roku začíná dokončeným věkem 29 let, avšak pro označení věku ukazatele (pravděpodobnost úmrtí) byl použit dosažený věk, tj. 30 let.
 30 (dosažený věk) = 1950 (období) – 1920 (rok narození)
 Pravděpodobnost úmrtí q_x byla počítána jako $180/68461 = 0,002629$.

Pravděpodobnosti úmrtí v transversálním pohledu byly uspořádány pro graf 1:

Probability of death is organised in a cross-sectional perspective in Figure 1:

Dosažený věk / *Current age*: 30, 31,.....80 let / years

Období v jednotlivých letech / *Period*: 1950, 1951,.....2013

Dosažený věk <i>Current age</i>	Kalendární roky / <i>Calendar time in years</i>						
	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956
30	0,002629	0,002493	0,002268	0,002198	0,001956	0,001889	0,001762
31	0,002161	0,002453	0,001935	0,001565	0,001765	0,001654	0,001704
32	0,002979	0,002368	0,002251	0,002107	0,001985	0,001976	0,002013
33	0,002719	0,002713	0,002060	0,002206	0,002015	0,002168	0,001831
34	0,003448	0,003095	0,002589	0,002404	0,002368	0,002156	0,001943
35	0,003118	0,003091	0,002854	0,002272	0,002352	0,002319	0,002175
36	0,003121	0,002924	0,002984	0,002578	0,002495	0,001958	0,002236
37	0,003115	0,002844	0,003029	0,002762	0,002427	0,002154	0,002220

Pravděpodobnosti úmrtí v longitudinálním pohledu byly uspořádány pro graf 2:

Probability of death is organised in a cohort perspective current age in Figure 2:

Dosažený věk / *Current age*: 30, 31,.....80 let / years

Jednotlivé generace / *Birth cohort*: 1870, 1871,.....1983

Dosažený věk <i>Current age</i>	Generace / <i>Birth cohort</i>						
	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
30	0,001033	0,000932	0,000933	0,000742	0,000789	0,000669	0,000774
31	0,000898	0,000929	0,000809	0,000932	0,000961	0,000746	.
32	0,000812	0,000980	0,000951	0,000950	0,001064	.	.
33	0,000936	0,000937	0,001077	0,000840	.	.	.
34	0,000957	0,001088	0,000998
35	0,001062	0,001293
36	0,001041

ATLAS SČÍTÁNÍ 2011 NA DVD

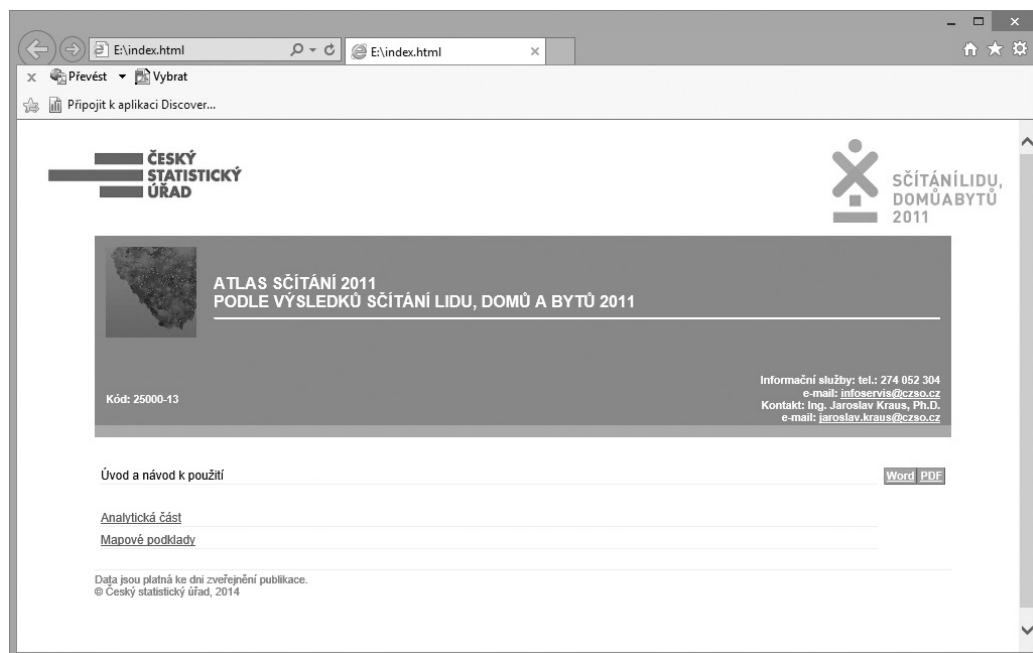
Štěpán Moravec – Jaroslav Kraus

Český statistický úřad vydal v prosinci 2014 na DVD elektronickou verzi Atlasu sčítání 2011 (dále eAtlas), která navázala na stejnojmennou publikaci v tištěné podobě vydanou o rok dříve¹⁾. Poprvé v historii úřadu tak bylo tištěné vydání atlasu prezentujícího výsledky sčítání lidu, domů a bytů v mapách doplněno o oficiální elektronický výstup. Cílem kolektivu autorů přitom nebyla pouhá transformace mapových listů z tištěné do elektronické podoby, ale vytvoření rozšířené nadstavby, která bude zobrazovat původní sociodemografické jevy v komplexnější podobě,

nabídne vizualizaci dalších ukazatelů, které nebyly obsahem tištěného atlasu, a díky zvolenému výstupnímu formátu map umožní všem uživatelům nejen jejich interaktivní prohlížení, ale řadu dalších praktických funkcionalit pro práci s mapou.

Jádro DVD eAtlasu tvoří dvě složky – analytická část a složka s mapovými podklady. Ty jsou dále doplněny úvodním slovem a návodem k použití média. Nepostradatelnou součástí DVD je i složka se softwarovým vybavením pro prohlížení textů a map. Celý eAtlas je členěn jak v textové, tak i v mapové části do 13 kapitol. V textové části jsou k dispozici ve dvou formátech – Word a PDF, v mapové části pak jako projekty ArcReader ve formátu PMF.

Obr. 1: Úvodní nabídka eAtlasu na DVD | Introductory menu of the eAtlas on the DVD



1) Recenzi této publikace lze najít v časopise *Demografie*, 2014, 56 (2).

Obsah kapitol, tzn. text, grafy a tabulky, je identický jako v tištěné verzi, pouze došlo k jeho novému grafickému uspořádání. Původní formát B3 byl převeden do uživatelsky obvyklejšího formátu A4 a výchozí rozdělení textu na stránce do 3 sloupců bylo redukováno do standardního jednoho sloupce. Elektronická forma zpracování atlasu rovněž umožnila doplnit do většiny kapitol analytické části aktivní hypertextové odkazy na příslušné mapové projekty, což přináší lepší provázanost popisu a zobrazení zkoumaných jevů.

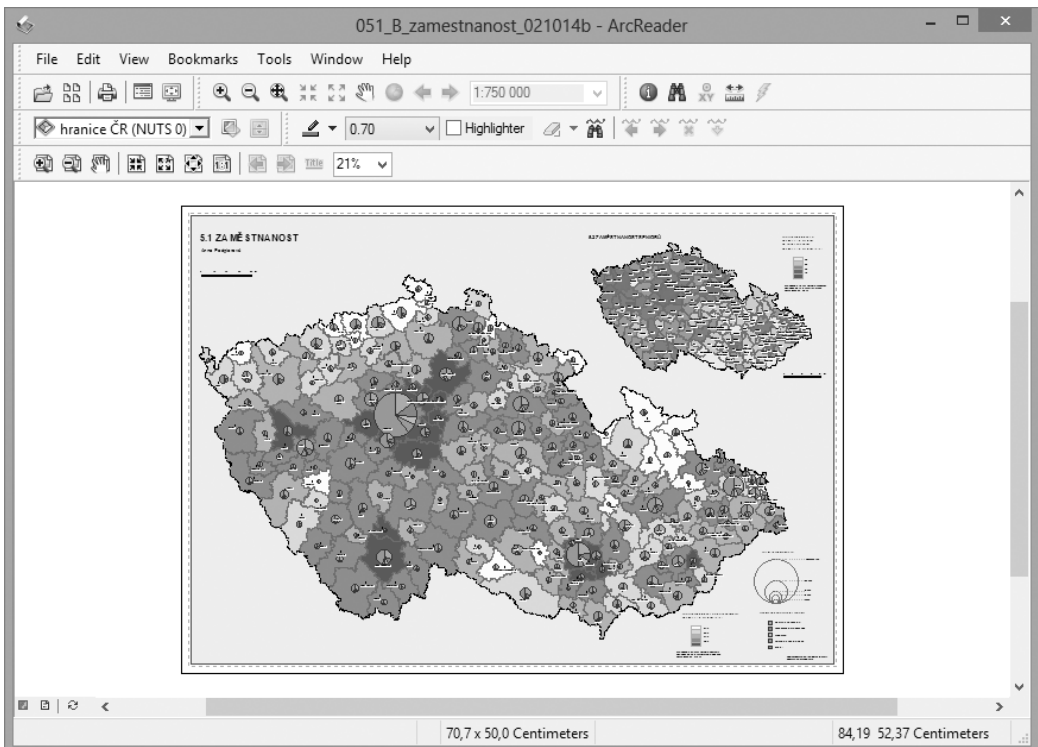
Z hlediska tematického obsahu pokrývají zpracované kapitoly hlavní charakteristiky a struktury zjišťované v rámci SLDB, tj. údaje o obyvatelstvu, domech, bytech, domácnostech i dojížděce. Nad tento rámec byla přidána úvodní kapitola, která zachycuje územně správní strukturu a status obcí k datu sčítání a seznamuje čtenáře s administrativním uspořádáním státu, které je použito na mapových listech vztahujících se k dalším kapitolám. Největší počet

kapitol (9) je věnován popisu a analýze demografických a socioekonomických charakteristik obyvatelstva, jedna zkoumá klíčové parametry hlavních typů domácností a nechybí ani samostatné komentáře ke struktuře a kvalitě domovního a bytového fondu.

Jednotlivé textové části se vyznačují podobnou strukturou zpracování. V metodickém úvodu jsou zpravidla popsány definice ukazatelů, historie jejich zjišťování v rámci sčítání a možnosti srovnatelnosti údajů v čase z hlediska metodického vymezení či kvality dat. Hlavní, analytická část začíná hodnocením vývoje sledovaných charakteristik v kontextu předchozích sčítání na celostátní úrovni. Na podkladě vytvořených map k danému tématu jsou dále podrobně zkoumány současné prostorové vzorce hodnocených ukazatelů na různých územních úrovních – od obcí přes správní obvody obcí s rozšířenou působností až po kraje. Většinou nechybí ani průřezové srovnání charakteristik podle velikostních skupin obcí z hlediska

Obr. 2: Ukázka mapového projektu k zaměstnanosti v Layout View režimu v aplikaci ArcReader

Illustration of the map project dealing with employment in Layout View presented in the ArcReader application



počtu obyvatel a tabulkový přehled územních jednotek s nejvyššími a nejnižšími hodnotami. Na závěr kapitoly obvykle následuje stručné shrnutí hlavních poznatků.

Mapová část eAtlasu obsahuje mapové soubory uložené ve dvou režimech zobrazení. V tzv. *Layout View režimu (zobrazení výkresu)* je prezentováno celkem 82 statických map obsažených již v tištěné verzi atlasu. Dále bylo vytvořeno 32 dynamických map v režimu *Data View (zobrazení dat)*, které představují rozšířenou verzi původních tematických map. Hlavní odlišnosti obou způsobů zobrazení spočívají v tom, že v *Layout View* režimu je fixně definované měřítko mapy a kompozice obsahuje všechny mapy daného projektu spolu s jejich prvky (název, měřítko, legenda atd.), zatímco v *Data View* režimu lze zobrazit vždy jen jednu mapu bez mapových a dalších grafických prvků, jejíž měřítko je možné libovolně měnit. Z těchto rozdílů tedy vyplývá, že *Layout View* režim je určen převážně pro sestavování a následný tisk mapy, kdežto *Data View* režim slouží pro hlubší analýzu a práci s datovými vrstvami²⁾. Mezi vlastnosti společné pro oba způsoby zobrazení potom patří možnost přibližování a oddalování map, dále zapínání a vypínání libovolných vrstev, export a tisk map. Užitečnou funkcionalitu představuje jak v *Layout View*, tak v *Data View* režimu i zobrazování informačního okna se všemi obsaženými atributy a jejich hodnotami pro vybranou vrstvu, což umožňuje uživatelům zjistit pro vybrané území konkrétní číselnou hodnotu, která je znázorněna ve formě kartogramu či kartodiagramu.

Složka s projekty v *Layout View* podobě obsahuje prakticky elektronické kopie map prezentovaných v tištěném atlasu. Jediným, na první pohled viditelným rozdílem elektronické publikace je přidání vrstvy popisů zobrazovaných územně správních jednotek (SO ORP a správních obvodů Hl. m. Prahy) do příslušných mapových projektů. Naproti tomu zpracované mapy v *Data View* režimu jsou obohaceny o 22 nově přidávaných tematických vrstev a jejich popisky, které se oboje zobrazují v závislosti na zvoleném měřítku. Ve 14 případech se jedná o vizualizaci analyzovaného jevu metodou kartogramu za úroveň obcí coby doplňku původní vrstvy se stejným ukazatelem na úrovni

SO ORP. V 8 případech jsou doplněny vrstvy zachycující strukturu zobrazeného jevu metodou kartodiagramu (např. struktura obydlených bytů podle druhu domu) za obce či SO ORP. Za výsledným mapovým produktem se však kromě přidání nových vrstev skrývá celá řada dalších operací, které si kladly za cíl zvýšení uživatelského komfortu při práci s mapami. Jednalo se zejména o sjednocení popisu a způsobu zápisu prostorových a tematických vrstev a jejich řazení v panelu obsahu projektu, přejmenování názvů sloupců a jejich formátování v atributových tabulkách apod.

Všechny mapové projekty byly zpracovány v prostředí ArcMap, verze 9.2, a následně byly pomocí nadstavby ArcGIS Publisher převedeny do formátu PMF, ve kterém jsou uloženy i na DVD. K zobrazení tohoto typu mapových souborů slouží uživatelům aplikace ArcReader, jež je na médiu volně k dispozici k nainstalování (verze 10.2). Díky tomuto relativně jednoduchému prohlížeči tak mají uživatelé bohaté možnosti využití map od jejich interaktivního prohlížení, zapínání a vypínání dostupných vrstev či zobrazení atributových informací vrstev po změnu měřítka nebo export a tisk mapových projektů bez nutnosti pořizovat si nějaký komerční produkt.

Naprostá většina map eAtlasu je zpracována za úroveň správních obvodů obcí s rozšířenou působností, které měly v *Layout View* stanoveny obvykle měřítko 1 : 1 500 000 a 1 : 2 000 000. U 14 tematických map je sledovaný ukazatel zobrazen na úrovni obcí v měřítku 1 : 750 000. V 7 projektech je navíc kartogram za obce doplněn i výřezem za správní obvody Hl. města Prahy v měřítku 1 : 350 000. Soubory v *Layout View* obsahují tři hlavní typy mapových kompozic: (1) základní tematická mapa za obce a zpravidla ke stejnému jevu se vztahující mapa na úrovni SO ORP, (2) dvě mapy zobrazující úroveň SO ORP, (3) čtyři mapy s kartogramy či kartodiagramy za SO ORP na jednom mapovém listu.

Pokud jde o rozsah mapové části jednotlivých témat, tak základními předpoklady kartografického zpracování vybraných ukazatelů byla dostupnost dat z výsledků sčítání v požadovaném územním detailu a vhodnost, resp. smysluplnost jejich prostorového zobrazení (např. výskyt signifikantních územních

2) Zdrojové datové soubory byly z důvodu ochrany autorských práv uzamčeny, a proto je nelze z DVD exportovat a dále zpracovávat.

rozdílů, aktuálnost tématu, vazba na ostatní analytické výstupy ze sčítání apod.).

Úvodní kapitola eAtlasu obsahuje mapu *administrativní struktury ČR spolu s mapou klasifikace obcí podle počtu obyvatel a jejich statusu*. Kapitola věnovaná vývoji a rozmístění obyvatelstva prezentuje mapu *hustoty zalidnění v obcích spolu se statistickými charakteristikami osídlení* na úrovni SO ORP. Za stejné územně správní celky jsou zpracovány mapy prostorové diferenciacie *vývoje rozmístění obyvatelstva v období 1991–2001 a 2001–2011*. Předmětem třetí kapitoly je zachycení hlavních parametrů *věkové struktury obyvatelstva* v územním detailu. Za obce je ve formě kartogramu prezentován syntetický ukazatel *indexu stáří*, který kvantifikuje dosažený stav demografického stárnutí. Všechny 6 map k tématu věkové struktury obyvatelstva je dostupných i v Data View režimu, kde jsou navíc doplněny o 4 vrstvy s kartogramy za obce. Další analyzovanou strukturou obyvatelstva je *vzdělanostní úroveň osob* ve věku 25 a více let, prezentovaná diferencovaně podle pohlaví a věku celkem v 6 mapách. V Data View zobrazení je ještě přidána struktura obyvatel podle nejvyššího ukončeného vzdělání za jednotlivé obce. V páté kapitole jsou na 4 mapách analyzovány charakteristiky *ekonomické aktivity obyvatelstva*. Za úroveň obcí je formou kartogramu znázorněna *míra nezaměstnanosti* k rozhodnému okamžiku SLDB 2011, která je v Data View projektu doplněna o kartodiagram se vzdělanostní strukturou obcí. Dvě mapy byly vytvořeny v rámci zpracování kapitoly *vyjížďky a dojížďky obyvatel do zaměstnání a do škol*, což je dáno zejména velkou náročností zpracování dat a přípravy vlastního mapového výstupu. Za pozornost stojí zejména identifikace center pracovní dojížďky a hlavních vyjížďkových/dojížďkových proudů mezi obcemi. Dalším unikátním ukazatelem, zjišťovaným pouze v rámci SLDB, je *podíl rodáků*, tedy osob, které v době narození bydlely ve stejné obci, kde uvedly při sčítání své obvyklé bydliště. Kromě vizualizace této charakteristiky formou kartogramu na obecní úrovni je v dalších třech mapách zachycen *podíl osob narozených v zahraničí a územní stabilita obyvatelstva podle věku* v rámci SO ORP. Osmá kapitola nabízí na 6 mapách zpracované téma *národnostní struktury obyvatel*. Jelikož otázka na národnost osoby byla v SLDB 2011 dobrovolná, jedna mapa zobrazuje také prostorovou diferenciaci osob, které žádnou národnost

neuveďly. Téma národnosti bylo bohatě zpracováno i v rámci Data View projektů, které obsahují 5 nových vrstev, mj. kartogramy s výskytem nejpočetnějších národnostních menšin za obce. Podrobnou analýzu si zasloužilo i téma *náboženské víry obyvatel*, které je prezentováno v celkem 10 mapách v Layout View zobrazení, z nichž 4 jsou převedeny také do Data View režimu. Vedle podílu věřících celkem, jejich struktury podle vztahu k církvi a podílu osob bez vyznání bylo zkoumáno i regionální rozložení věřících hlásících se k nejvýznamnějším církvím. Desátá kapitola se na 6 mapách věnuje analýze prostorových rozdílů *kohortní plodnosti žen* různých generací. Zajímavé je například srovnání obcí podle *průměrného počtu živě narozených dětí na ženu* s prakticky ukončenou reprodukci (generace 1941–1965). V Data View režimu byl do této mapy přidán ještě kartodiagram znázorňující *strukturu žen podle počtu živě narozených dětí* v jednotlivých obcích. Mezi mapově obsáhlejší patří jedenáctá kapitola věnovaná *domácnostem*. Na 8 mapách jsou zachyceny územní diferenciacie hlavních typů domácností – *úplných rodin* celkem a zvlášť se závislými dětmi, *neúplných rodin* se závislými dětmi a *domácností jednotlivců*. Na úrovni SO ORP je kartograficky znázorněno i zastoupení *nesezdaných soužití* a průměrná velikost hospodařící domácnosti.

Kromě dat za obyvatelstvo a domácnosti poskytuje sčítání řadu cenných údajů také za domovní a bytový fond. Zajímavé atributy domů a bytů tvoří obsahovou náplň posledních dvou kapitol eAtlasu, které jsou z hlediska počtu vytvořených map v Layout View režimu (12) vůbec nejrozsáhlejší. *Charakteristiky domovního fondu* jsou na úrovni obcí zastoupeny podílem neobydlených domů se zvláštním zaměřením na jejich rekreační využití a *podílem obydlých domů* s obdobím výstavby nebo rekonstrukce v letech 2001–2011. Za SO ORP jsou zpracovány mapy *ke stáří a vybavenosti domovního fondu* či *průměrnému počtu bytů připadajících na 1 obydlý dům*. Čtyři mapy se věnují regionální diferenciaci *obydlených domů podle materiálu nosných zdí*. Mapové výstupy za *bytový fond* zahrnují jednak 12 map zpracovaných v Layout View režimu, dále 6 map převedených do Data View zobrazení, které byly navíc doplněny o 5 nových vrstev s kartodiagramy. Nejpodrobněji je zpracována problematika *obydlenosti*

bytů, která nabízí pohled na podíl obydlených bytů a jejich strukturu podle druhu domu až do úrovně obcí. Značný prostor je rovněž věnován územnímu srovnání *obydlených bytů podle stáří domu* a nechybí ani mapy zachycující regionální rozdíly ve *velikosti a zaldiněnosti bytů*. Zajímavé výsledky přináší srovnání SO ORP z hlediska *vybavenosti obydlených bytů* plynem, přípojem na kanalizační síť, teplou vodou a počítačem s připojením k internetu.

Nad rámec tištěného Atlasu sčítání 2011 byl na DVD mezi výstupy v Data View režimu přidán mapový projekt zobrazující počet obvykle bydlících obyvatel k rozhodnému okamžiku sčítání podle sítě čtverců o straně 1 km, který reprezentuje alternativní pohled na data sčítání³⁾. Tento typ výstupů, používající místo zavedené územně správní struktury pro územní třídění alternativní prostorovou identifikací – čtverce o straně 1 km – byl v publikacích ze sčítání 2011 použit poprvé. Pro lepší čitelnost byl tento projekt rozšířen o možnost

připojení mapové služby ČÚZK zobrazující Základní mapu České republiky od měřítka 1 : 50 000 a více.

Textovou a mapovou část eAtlasu zpracoval kolektiv autorů Českého statistického úřadu z Odboru statistiky obyvatelstva. Při přípravě tohoto kartografického díla jeho tvůrci usilovali o vyhovění požadavkům dnešních uživatelů tohoto typu výstupů – vytvořit jednoduché, přehledné a dobře čitelné mapy, které budou nejen prezentovat nejdůležitější výsledky SLDB 2011 v podrobném územním členění, ale umožní uživatelům s nimi dále pracovat, analyzovat je a vyhodnocovat, případně si z nich vytvářet vlastní výstupy pro tisk nebo další grafické zpracování. Potenciální čtenáři snad ocení i srozumitelné komentáře v analytické části, jakož i uživatelsky přívětivé rozhraní aplikace ArcReader pro prohlížení map. Doufáme, že si elektronický Atlas sčítání 2011 najde své příznivce nejen mezi odbornou veřejností, ale i mezi pracovníky státní správy a samosprávy, studenty a zájemci o kartografii obecně⁴⁾.

3) Příspěvek o prezentaci výsledků SLDB 2011 v síti čtverců lze najít v časopise Demografie, 2014, 56 (2).

4) DVD eAtlasu je možné objednat buď poštou na adrese: Český statistický úřad, Odbor informačních služeb, Na padesátém 81, 100 82 Praha 10, nebo e-mailem na adrese: objednavky@czso.cz. Cena produktu je 275,- Kč.

O VÝSLEDKY SČÍTANIA 2011 JE NA SLOVENSKU STÁLE VEĽKÝ ZÁUJEM

Zuzana Štukovská¹⁾

Oddelenie sčítania obyvateľov, domov a bytov a prierezových štatistík Štatistického úradu SR uzavrelo rok 2014 jednou z najdôležitejších aktivít spojených so sčítaním 2011. Pripravilo a vydalo v spolupráci s ďalšími kolegami z odboru štatistiky obyvateľstva analytickú publikáciu s názvom **Fakty o zmenách v živote obyvateľov Slovenskej republiky**²⁾, ktorá je posledným a zároveň najkomplexnejším samostatným knižným pohľadom na výsledky výnimočného populačného, domového a bytového cenzu na Slovensku v roku 2011 a možnosti ich využitia.

Ambíciou autorov bolo prezentovať na dátach zo sčítania, z ktorých viaceré sú jedinečné, významne zmeny vo vývoji obyvateľstva podľa vekovej, náboženskej, národnostnej a vzdelanostnej štruktúry. Publikácia zaznamenáva aktuálne trendy vo vývoji rodín a domácností, sprostredkúva údaje a informácie o štátnom občianstve obyvateľov, ich ekonomickej aktivite a počítačových znalostiach. Samostatnú časť tvorí bývanie obyvateľov, t. j. vybrané údaje o domoch a bytoch v SR a krajoch. Vo väčšine kapitol autori Faktov porovnávajú dáta získané z cenzu 2011 s výsledkami predchádzajúcich sčítaní, čo robí z tejto publikácie kvalifikovaného sprievodcu dávnou i nedávnou minulosťou. Textovú časť dopĺňajú tabuľky, grafy a mapy. Pridanou hodnotou je **prezentácia vybraných dát z cenzu 2011 prostredníctvom gridového (sieťového) zobrazenia počtu obyvateľov v území** s využitím štvorcovej mriežky s veľkosťou 1 km krát 1 km. Prílohou sú sčítacie formuláre, ktoré sa na

Slovensku v roku 2011 dali prvýkrát v histórii vyplniť aj elektronicky. Fakty o zmenách v živote obyvateľov Slovenskej republiky sú osemnástou samostatnou publikáciou Štatistického úradu SR zostavenou z výsledkov cenzu 2011.

V tejto skupine publikácií patrí osobitné miesto aj **Štatistickému lexikónu obcí Slovenskej republiky 2011**³⁾, ktorý tiež vyšiel v roku 2014. Publikácie tohto typu majú na Slovensku dlhoročnú tradíciu. Vďaka svojej užitočnosti a najmä širokému využitiu v rôznych časových horizontoch „prežívajú“ storočia. Na tieto pozitíva sa snažili nadviazať aj autori najnovšieho štatistického lexikónu. Zdá sa, že úspešne, pretože Štatistický lexikón obcí Slovenskej republiky 2011 sa už niekoľko mesiacov po svojom vydaní stal vyhľadávanou publikáciou medzi starostami obcí, primátormi miest, výskumníkmi a vedcami, ale aj v štátnej správe, pedagogickej obci a tiež v súkromnej sfére.

Vzhľadom na to, že sčítanie obyvateľov, domov a bytov sa na Slovensku uskutočňuje spravidla raz za desať rokov, záujem o výsledky z ostatného cenzu je aj po viac ako troch rokoch od jeho konania stále veľký. Len v roku 2014 vybavilo oddelenie sčítania obyvateľov, domov a bytov a prierezových štatistík Štatistického úradu SR okolo 200 rôzne náročných požiadaviek na dáta zo sčítania, ďalšie zabezpečili kolegovia z informačného servisu. Tešia nás najmä pozitívne reakcie používateľov štatistických dát na **nové formy disseminácie cenzových údajov**. Na internetovej stránke Štatistického úradu SR www.statistics.sk majú k dispozícii **52 dátových kociiek** (multidimenzionálnych tabuliek) **zostavených z výsledkov Sčítania obyvateľov, domov a bytov**

1) Oddelenie sčítania obyvateľov, domov a bytov a prierezových štatistík, Štatistický úrad SR.

2) Dostupné na: <http://slovak.statistics.sk:80/wps/portal?urlile=wcm:path:/Obsah-SK/Publikacie/vsetkyPublikacie/6c5ae5d0-ecaa-4fe3-b28b-29e5f9da5a67>.

3) Dostupné na: <http://slovak.statistics.sk:80/wps/portal?urlile=wcm:path:/Obsah-SK/Publikacie/vsetkyPublikacie/888f4da9-9a5d-412b-8753-06a4ffb33fef>.

2011⁴⁾. Zverejnené údaje sú v podrobnejšej štruktúre ako tie, ktoré Štatistický úrad SR v marci 2014 v súlade s nariadeniami Európskeho parlamentu, Rady (ES) a Komisie (ES) sprístupnil Eurostatu prostredníctvom Census Hubu. Široká verejnosť má prvýkrát v histórii možnosť pracovať s výsledkami sčítania 2011 v Slovenskej republike **prostredníctvom interaktívnej aplikácie** DATAcube. Väčšina sprístupnených údajov je za Slovenskú republiku, oblasti, kraje a okresy (41 dátových kociek). Tam, kde to systém ochrany umožnil, Štatistický úrad SR sprístupnil údaje z cenzu až do úrovne obcí (11 dátových kociek). Stránky, na ktorých sú DATAcube sprístupnené, boli vytvorené a odskúšané pre oficiálne verzie podporovaných prehliadačov (Internet Explorer 9 a vyšší, Chrome 33 a vyšší, Mozilla Firefox 28 a vyšší). Údaje v jednotlivých kockách sa dajú v rámci predvolených tém kombinovať, čiže používatelia si z nich v prostredí aplikácie môžu zostavovať aj samostatne tabuľky podľa vlastného výberu. Pridanou hodnotou aplikácie je vytváranie grafov z aktuálne navolených údajov v tabuľke. Aplikácia umožňuje zobraziť graf i tabuľku súčasne a následne ich exportovať do formátov .xlsx a .pdf.

Už sme spomínali, že viaceré údaje zisťované v cenzu sú na Slovensku jedinečné. Do tejto kategórie patrí aj **81 zverejnených súborov s dátami z ostatného sčítania o dochádzke a odchádzke do zamestnania a školy**⁵⁾, ktoré patria do kategórie „mimoriadne žiadaných“. Tieto údaje sú spracované v samostatných zostavách za každý zo 79 okresov Slovenskej republiky vrátane bratislavských a košických mestských okresov. Osobitný výstup je za hlavné mesto SR Bratislavu a za Košice-mesto. Údaje v tabuľkách sa vzťahujú na obyvateľov trvalo bývajúcich v Slovenskej republike s ekonomickou aktivitou *pracujúci a pracujúci dôchodcovia, žiaci základných škôl* (5- až 16-ročné deti), *študenti stredných škôl a študenti vysokých škôl*. Vo výstupoch nie sú zahrnutí ekonomicky aktívni

obyvatelia s nezisteným vekom a obyvatelia, ktorí denne dochádzajú/odchádzajú do/zo zamestnania, ale čas trvania ich dochádzky/odchádzky sa nezistil. Keďže nám záležalo na tom, aby sa používatelia pri práci s dátami vyhli možným nepresnostiam, obce s rovnakými názvami, ktorých na Slovensku máme viac, sme detailnejšie identifikovali okresom, do ktorého územne patria. Zverejnené výstupy sú **porovnateľné so zostavami dát zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2001**.

Aj rok 2015 sa začal v Štatistickom úrade SR novinkou v rámci zverejňovania dát z cenzu 2011. **Vedci a výskumníci z rôznych oblastí spoločenského života dostali možnosť** po splnení podmienok prístupu k dôverným štatistickým údajom na vedecké účely **bezplatne požiadať o početne úplný súbor anonymizovaných mikroúdajov o obyvateľoch Slovenska**⁶⁾ získaných cenzom. Obsahuje 28 ukazovateľov, ktoré boli doteraz najčastejšie predmetom záujmu odbornej i laickej verejnosti, a k nim príslušné číselníky. Vzhľadom na to, že ide o mikroúdaje, pri ich sprístupňovaní Štatistický úrad SR venoval osobitnú pozornosť ochrane osobných údajov v súlade s platným zákonom vzťahujúcim sa na túto problematiku v Slovenskej republike.

Pri zverejňovaní výsledkov zo sčítania 2011 Štatistický úrad SR prihliada na požiadavky používateľov štatistických dát. Cieľom je, aby bohatstvo cenzových dát objavovalo stále viac odborníkov i laikov z rôznych oblastí spoločenského života. Čím viac zástupcov odbornej i laickej verejnosti si zvykne pracovať s údajmi z cenzu, tým väčšiu spoločenskú váhu sčítanie dostane. V duchu tejto filozofie začal Štatistický úrad SR ešte koncom roka 2013 **verejnú diskusiu o budúcnosti sčítania na Slovensku**. Po medzinárodnej vedeckej konferencii v Bratislave pokračovala v roku 2014 na stránkach vedeckého recenzovaného časopisu **Slovenská štatistika a demografia 3/2014**⁷⁾. Jeho internetová

4) Dostupné na: <http://slovak.statistics.sk:80/wps/portal?urile=wcm:path:/Obsah-SK/static-content/Temy/Demografia-a-socialna-statistika/Scitanie-obyvatelov-domov-a-bytov/Ukazovatele>.

5) Dostupné na: <http://slovak.statistics.sk:80/wps/portal?urile=wcm:path:/Obsah-SK/static-content/Temy/Demografia-a-socialna-statistika/Scitanie-obyvatelov-domov-a-bytov/Ukazovatele>.


6) Tiež tam.

7) Dostupné na: <http://slovak.statistics.sk:80/wps/portal?urile=wcm:path:/Obsah-SK/8.obsah-sk-SSaD/ssad-archiv/cd2c18ee-25ca-486d-95ec-9c7bf3cf52c6>.

verzia sa stále teší veľkému záujmu čitateľov (k 23. 1. 2015 takmer 6-tisíc zobrazení).

Koncom minulého roku predsedníčka Štatistického úradu SR Ľudmila Benkovičová zriadila ako svoj dočasny (na obdobie rokov 2014–2021) *odborný, poradný, koordinačný a iniciatívny orgán* **pracovnú skupinu na prípravu Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021**. Za predsedníčku pracovnej skupiny vymenovala Ľudmilu Ivančíkovú, generálnu riaditeľku sekcie sociálnych štatistik a demografie, za podpredsedníčku Zuzanu Podmanickú, riaditeľku odboru štatistiky obyvateľstva. Pracovná skupina má nateraz 10 členov. Tvoria ju vybraní zamestnanci Štatistického úradu SR a odborníci z externého prostredia. Predpokladá sa, že počet členov pracovnej skupiny sa bude meniť v závislosti od úloh v jednotlivých etapách prípravy cenzu 2021.

Poslaním pracovnej skupiny je **navrhnuť optimálny spôsob vykonania Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021** pri rešpektovaní medzinárodných záväzkov Slovenskej republiky a snahe o zníženie zaťaženia respondentov a racionalizáciu výdavkov určených na prípravu, realizáciu sčítania a disemináciu jeho výsledkov. Jednou z prvých úloh pracovnej skupiny je **konkretizovať všetky ciele sčítania**. Keď budú jasné ciele, jasnejšia bude cesta, ktorá k nim vedie. Aj sčítanie v roku 2021, bez ohľadu na spôsob, akým sa vykoná, bude výnimočným štatistickým zisťovaním. Jeho úspešnosť je podmienená širokou verejnou podporou. Budovanie dôvery medzi štatistikmi a verejnosťou sa preto musí stať dôležitou súčasťou koncepcnej prípravy nasledujúceho cenzu.



Czech Demographic Society - Société tchèque de démographie
Česká demografická společnost

Česká demografická společnost

ve spolupráci s Katedrou demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy,
Katedrou demografie Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze
a Českým statistickým úřadem
pořádá

XLV. konferenci
na téma

Dlouhověkost – úspěch lidstva

Konference se uskuteční
27. května 2015
v prostorách Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze

Lze přihlásit příspěvek pro **ústní prezentaci** nebo **tištěný poster**.
V průběhu konference proběhne soutěž o nejlepší poster.

Prosíme, aby se všichni zájemci o účast na konferenci (tedy i ti, kteří nepředpokládají samostatné vystoupení) **zaregistrovali prostřednictvím registračního formuláře** na webových stránce:
<https://sites.google.com/site/cdskonference2015>
Prostřednictvím téhož formuláře je třeba zaslat abstrakt příspěvku nejpozději do 31. března 2015
Konferenční poplatek je dobrovolný.
Na výše uvedené webových stránkách naleznete také další informace ke konferenci.

Za Hlavní výbor ČDS

Prof. RNDr. Jitka Rychtaříková, CSc.
předsedkyně

doc. ing. Jitka Langhamrová, CSc.
místopředsedkyně

RADEK LIPOVSKI: LIDÉ PODDANSKÝCH MĚST FRÝDKU A MÍSTKU NA SKLONKU TRADIČNÍ SPOLEČNOSTI (1700–1850)¹⁾

Vladimír Balcar

Kniha vysokoškolského pedagoga, historika a archiváře se zabývá populací dvou měst dnešní průmyslové aglomerace Frýdek-Místek v období těsně předcházejícím průmyslové industrializaci, zde do značné míry související s nedalekým černouhelným revírem ostravsko-karvinské pánve.

Demografické analýze obou měst na moravsko-slezském pomezí se autor dlouhodobě věnuje, tuto práci se navíc snažil obohatit o náhledy do životů konkrétních lidí, jejichž jména mu během práce s církevními matrikami a sčítáními lidu utkvěla v paměti. Ke vnesení aktéra-člověka do historie se proto rozhodl použít pramen dosud málo využívaný – pozůstalostní spisy.

V obsáhlém úvodu (94 stran) autor obecně charakterizuje topografické prameny, matriční evidenci i dosavadní výzkumy pozůstalostních agend v řadě evropských zemí a teritoriálně vymezuje zkoumanou oblast, tj. města Frýdek a Místek včetně aglomerovaných osad Nové Dvory, Bahno, Boudy a Koloredov.

Následují tři stežejná, zdánlivě nesouvisející kapitoly, jejichž pojítkem je právě konkrétní člověk, o němž klasický historicko-demografický výzkum vypovídá ve značně omezené míře:

- Demografický vývoj frýdecké a místecké populace v 18. a první pol. 19. století
- Obyvatelstvo nekatolických náboženských vyznání
- Předávání majetku

První kapitola je podrobnou analýzou přirozené změny obyvatel měst Frýdku a Místku prostřednictvím agregativní metody. Autor zde navazuje na své předchozí práce věnované dlouhodobému výzkumu populací obou měst, ve kterých se soustředil zejména na kvantitativní podchycení demografického vývoje na podkladě excerpcí dat o narozeních, sňatcích a úmrtích v církevních matrikách, přičemž jednotlivé demografické jevy doprovází četnými tabulkami, grafy i drobnými exkurzy do historie na příkladech konkrétních lidí a jejich rodin.

Následuje kratší kapitola o obyvatelstvu nekatolických náboženských vyznání, jehož výskyt ve sledované oblasti byl vzhledem k pobělohorskému rekatolizačnímu tlaku až do poloviny 19. století minimální. O těchto skupinách obyvatelstva bylo nutno čerpat údaje z dochovaných pramenů odlišného typu, v církevních matrikách se dochovaly pouze údaje o konverzích jednotlivců zejména pod tlakem katolického prostředí. Také tato kapitola je obohacena konkrétními příklady především z rodin židovských a evangelických obchodníků a podnikatelů.

Nejčtivější částí bude pro mnohé jistě třetí kapitola, která pojednává o předávání majetku v rámci pozůstalostních řízení. Autor zde podrobně rozebírá poznatky zjištěné z podkladů patrimoniálních soudů z první poloviny 19. stol., tj. obstavovacích relací, závětí, inventářů, popř. licitačních spisů a záznamů pozůstalostních vyjednávání. Vysvětluje specifika v pozůstalostních řízeních šlechty a duchovenstva, popisuje povahu pozůstalosti svobodných či ženatých/vdaných mužů a žen, vdovců a vdov, dokonce

1) Filozofická fakulta Ostravské univerzity v Ostravě, 2013. 495 s. ISBN 978-80-7464-194-7.

i dětských pozůstalostí, ze kterých vyplývá, jakými věcmi se tehdejší obyvatelstvo obklopovalo.

Závěrečná část publikace obsahuje resumé v anglickém, německém a polském jazyce, tabulkovou část (zde poněkud netradičně nazvanou „Přílohy“), místní rejstřík, obsáhlý soupis pramenů a literatury (jehož součástí je i soupis jednotlivých zpracovaných pozůstalostí), seznam tabulek, grafů, vyobrazení a příloh a seznam zkratek.

Kniha je obohacena dvěma bloky do textu vložených obrazových příloh – jednak faksimilemi pozůstalostních spisů (obstavovací relace, licitační protokoly apod.), jednak dobovými vyobrazeními zkoumaných měst s jejich církevními dominantami a také lidí v jejich typických oděvech. Zde bych si dovilil pouze poopravit popis pod obrázkem č. 13 na „Pohled na Frýdek z jihovýchodu“ (místo jihozápadu, vzhledem k orientaci presbytáře kostela sv. Jana Křtitele).

Zkoumaná oblast byla v minulosti rozdělena řekou Ostravicí mezi dva celky s odlišným územně-správ-

ním vývojem – slezský Frýdek byl sídlem panství v rámci těšínské komory, zatímco moravský Místek byl poddanským městem hukvaldského panství. Autor byl tedy nucen podstoupit náročnou práci s velmi různorodým materiálem mnohdy odlišných kvalit, výsledkem je však plastický obraz života obyvatelstva, jehož populační chování v obou městech potvrzuje širší celoevropské trendy nebývalého růstu populace na sklonku tradiční společnosti bez rozdílu stupně průmyslového rozvoje.

Podrobná demografická analýza a zároveň široce pojatý rozbor historiky dosud málo využívaných pozůstalostních spisů s přesahy do každodennosti obyvatelstva je jistě významným přínosem pro všechny zájemce o regionální historii, demografy i soukromé badatele. Pro snazší orientaci v textu postrádám číslování jednotlivých kapitol a jejich podčástí s jasnou hierarchií. Publikace spojuje historickodemografické metody s mikrohistorickým přístupem a při zachování vysoké odborné úrovně může být zároveň přitažlivá pro širší veřejnost.

VŠECHNO, CO JSTE CHTĚLI VĚDĚT O ROZVODOVOSTI...¹⁾

Marta Vohlídalová

Kniha Petra Fučíka, která je vyústěním jeho dlouhodobého zkoumání témat spojených se sociologií rodiny a rozvodového chování v ČR, představuje skutečně hlubokou a podrobnou sondu do fenoménu rozvodovosti v české společnosti. V českém kontextu jde přitom o téma více než aktuální – vždyť Česká republika patří s mírou úhrnné rozvodovosti pohybující se kolem 50 % dlouhodobě na špičku mezi evropskými zeměmi. Na rozdíl od populárního diskurzu, který občas překvapivě prostupuje také do odborných prací na toto téma, který na vysokou rozvodovost nahlíží

jako na znak úpadku a krize rodiny a interpretuje ho jako sociální patologii, je na autorově přístupu sympatické to, že se těmto obecně reprodukováným klišé zdaleka vyhýbá. Ve své práci popisuje obecné trendy a pokouší se jednotlivá zjištění poskládat do uceleného teoretického přístupu, který by měl ambici vysvětlit sociální reprodukci v rodinách se zkušeností rozvodu. Některými svými zjištěním pak autor výše zmiňovaná klišé navíc vyvrací – například tím, že ukazuje, že nárůst rozvodovosti je spojen s růstem podílu rozvodů dlouholetých partnerství, v nichž již nejsou přítomny nezletilé děti, nebo tím, že vysvětluje, že k vysoké míře úhrnné rozvodovosti ze statistického hlediska přispívají také klesající sňatečnost a nárůst podílu rozvodů dlouhodobých partnerství.

1) Fučík, Petr. *Rozvod a změny reprodukčních strategií*. Brno: Masarykova univerzita, 2013, 168 s. ISBN 978-802-1060-937.

Metodologicky je práce ukotvena zejména v kvantitativní analýze dat. Primárně využívá statistiky a časové řady evidované ČSÚ, které kombinuje s daty z různých výběrových šetření. Kromě standardních deskriptivních statistických metod pak využívá také pokročilé statistické metody event-history analýzy. Přestože se ve své práci hlásí ke smíšenému výzkumnému designu, kvalitativnímu výzkumu je v práci věnována pouze jediná kapitola. Kvalitativně orientovaný výzkumník či výzkumnice si jistě posteskne, že je to velká škoda, protože tato kapitola otevírá řadu velice zajímavých zjištění a témat, které by si určitě zasloužily hlubší rozpracování a rozhodně více prostoru. Jednotlivé kapitoly popisující různé aspekty rozvodovosti a její dopady, jsou svázány dohromady výzkumnou otázkou, která se táže po tom, jakými mechanismy je zajišťována sociální reprodukce v rodinách, jenž projdou rozvodem. Tato perspektiva sociální reprodukce pak knihu drží pohromadě jako ucelenou monografii a nedovolí jí se rozpadnout na souhrn jednotlivých kapitol. Kniha tak představuje monografii s jednotným teoretickým a metodologickým ukotvením.

První analytická kapitola knihy se věnuje popisu historického vývoje fenoménu rozvodovosti v ČR a kromě popisu legislativy ukazuje historické trendy rozvodovosti na území ČR od poloviny 20. století na časových řadách statistik ČSÚ. Ukazuje například, že nárůst rozvodovosti probíhá plynule již od 40. let a příliš ho neovlivnily ani společenské změny po roce 1989.

Následující kapitola je věnována společensky velice závažnému tématu – sociálně-ekonomickému postavení domácností rozvedených. Na základě dat z výběrového šetření EU-SILC autor srovnává životní úroveň domácností rozvedených lidí s domácnostmi lidí žijících v manželství. Na přesných datech tak potvrzuje známý fakt, že zdaleka nejnižší životní úroveň mají zejména domácnosti rozvedených žen, a to ať už žijí samy nebo se svými dětmi. Podle výpočtů Petra Fučíka je jejich příjem na spotřební jednotku v průměru o 4 000 Kč měsíčně nižší než v případě manželských domácností. Rozvedení muži jsou na tom ve srovnání s rozvedenými ženami mnohem lépe, podobně jako muži žijící v manželství. Situace rozvedených žen je přitom skutečně tristní: „*Téměř třetina žen, které po rozvodu žijí bez partnera, spadá pod úředně definovanou hranici chudoby a tato situace je podobná ať žijí samy, nebo s dětmi. Ve srovnání s manželstvím je*

tedy riziko šestinásobně vyšší a zdá se, že sociální stát u nás zatím nedovede tuto situaci vyřešit.“ (s. 55). Jak se však ukazuje, není to tím, že by rozvedené ženy byly méně aktivní na pracovním trhu než ostatní ženy. Na individuální úrovni se totiž ukazuje, že rozvedené ženy mají podobné příjmy jako ženy vdané, nebo dokonce mírně vyšší. Jejich nepříznivá ekonomická situace je tak způsobena především odlišnou strukturou jejich domácnosti a pochopitelně také nepřítomností druhého příjmu v rodině. Detailnější analýzu by si však podle mého názoru zasloužily také příčiny tohoto stavu. Jak uvádí autor, těžkosti na pracovním trhu nejsou pro ženy rozvedené o nic větší než pro ženy vdané (s. 63), na což usuzuje z porovnání výše příjmů žen rozvedených a žen žijících v manželství. Lze však namítnout, že v tomto případě je výše příjmu jen velice omezeným indikátorem. Jak totiž ukazují kvalitativní práce, které mají ambici tyto problémy postihnout a popsat mnohem detailněji (např. analýzy Radky Dudové), tyto ženy čelí vyšší míře problémů při kombinaci práce a rodičovství a jejich místy zvýšené příjmy jdou často na úkor jejich veškerého času a sil (častou strategií je např. brát si vedle zaměstnání brigádní práce – úklid apod.). Na trhu práce patrně skutečně čelí podobným problémům, jako ženy vdané, jejich situace je však většinou mnohem komplikovanější, zvláště pokud mají malé děti a žijí bez partnera.

Čtvrtá kapitola se věnuje rodičovským strategiím rozvedených, které zkoumá na základě vitálních statistik ČSÚ v časových řadách mezi lety 1993–2004. Zjišťuje, že manželství stále představuje instituci, která výrazně strukturuje rodičovství a že rozvod snižuje pravděpodobnost rodičovství u žen. Obraz vytvářený na základě těchto dat je však značně omezený, což reflektuje i sám autor. Jednak do těchto statistik vstupují pouze ženy a zahrnují pouze vzorek žen, které po rozvodu dítě porodily (autor vždy srovnává ženy, které porodily v rodinném stavu „rozvedená“ s ostatními ženami). O ženách, které po rozvodu zůstaly bezdětné nebo se po rozvodu znovu vdaly, se tak z těchto statistik nedovíme nic. A do třetice, data neumožňují zjistit nic o situaci, v níž rozvedené ženy zachycené v těchto statistikách žijí, což je však zcela klíčové pro interpretaci výsledků – žijící v nesezdaném soužití se budou patrně chovat odlišně než žijící bez partnera. Realita je zkrátka příliš komplexní, než aby bylo možno ji uchopit na základě

několika málo statistických údajů. Právě v této kapitole je pak tento kontrast zdaleka nejvíce patrný.

S omezeností dat pak do určité míry bojuje i následující kapitola, která analyzuje proměny partnerských strategií. Data, s nimiž pracuje, jsou většinou omezená pouze na opakované sňatky. Ve skutečnosti však velká část rozvedených po rozvodu vstupuje do nesezdaného soužití. S vědomím, že tato kapitola vypovídá pouze o charakteristikách opakovaných sňatků, dochází autor ke zjištění, že věkový i vzdělanostní rozdíl mezi partnery se u opakovaných sňatků zvyšuje. Analýza individuálních dat z výběrového šetření pak ukázala, že rozvod mění partnerské strategie jinak u mužů a u žen – zatímco u mužů se první i opakovaná volba spíše podobají, u žen se celkově více odlišují (ženy např. v opakovaných manželstvích vybírají méně vzdělané partnery než v případě prvního manželství).

Velice podnětným příspěvkem do diskuse nad dopady rozvodu na děti, je pak kapitola věnovaná analýze vzdělanostních šancí dětí z rozvedených rodin. Tato kapitola popisuje věcně a poutavě, jakým způsobem se snižují vzdělanostní šance dětí z rozvedených rodin. Identifikuje, že zatímco u rodin, které neprošly rozvodem, je u jejich potomků častěji patrná vzestupná vzdělanostní dráha ve srovnání s rodiči, v případě rozvedených rodin se častěji než u nerozvedených rodin objevuje dráha sestupná. Překvapivě se pak

ukazuje, že nejvíce je tento jev patrný u rodin vysokoškoláků – v intaktních rodinách se daří vzdělanostní status udržet v 71 %, zatímco v případech rozvedených rodin je to jen v 53 % případů. Přestože si uvědomuji, že monografie má určitý záběr a cíle domnívám se, že vysoce společensky relevantní zjištění by přineslo také zkoumání příčin tohoto stavu, které s výjimkou úvodní teoretické pasáže v této kapitole stojí mimo výzkumný zájem autora.

Poslední a jediná kvalitativní kapitola v monografii pak představuje kvalitativní sondu do života rozvedených žen a vrací se k tématům probíraným v jednotlivých kapitolách knihy – tedy k sociální a ekonomické situaci rozvedených rodin, ve vztahu k reprodukčním strategiím a partnerství. Kapitola je ukončena teoretickými úvahami nad povahou sociálně-reprodukčních strategií v rodinách se zkušeností rozvodu, v nichž se autor inspirovuje Bourdievskou koncepcí habitů.

Celkově je tato monografie zdařilým pokusem o komplexní uchopení problematiky rozvodovosti v českém prostředí a věřím, že bude podnětným a inspirativním čtením pro široké publikum se zájmem o demografii, sociologii, sociální politiku, ale i společenské dění a procesy v nejširším slova smyslu.

Tato recenze vznikla v rámci projektu MŠMT ČR č. LE12003.

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

24. ROČNÍK, 4/2014

I. VEDECKÉ ČLÁNKY

Michal Páleš | Modely riadenia rizika v zaistení

Erik Šoltés – Ondrej Dúžik | Modelovanie závislosti hrubých peňažných príjmov jednočlenných domácností na slovensku od relevantných faktorov

Mária Vojtková | Typológia peňažných výdavkov domácností na slovensku pomocou metódy hlavných komponentov

Branislav Šprocha | Reprodukcia obyvateľstva slovenska počas druhej svetovej vojny, I. časť

Vydává Štatistický úrad Slovenskej republiky (vychází 4x do roka), distribuuje a objednávky přijímá ŠÚ SR, informační servis, Miletičova 3, 824 67 Bratislava 26, Slovenská republika, cena výtisku 5 €, cena ročního předplatného 20 €.

Ing. Miroslav Šimek – sedmdesátiletý

V lednu letošního roku se dožil významného životního jubilea statistik-demograf Ing. Miroslav Šimek. Studium statistiky na Národohospodářské fakultě VŠE ukončil v roce 1968, ale již o rok dříve nastoupil do tehdejšího Státního statistického úřadu do oddělení metodiky. Se statistickým úřadem spjal téměř celý svůj profesní život, pouze v období 1971–1977 působil jako odborný asistent a tajemník na katedře statistiky Národohospodářské fakulty VŠE. Po svém návratu do statistického úřadu pracoval nejprve v oddělení statistiky práce, ale již na podzim 1979 se stal vedoucím oddělení demografické statistiky, kde setrval bez přerušení dlouhých 28 let. Jeho odchod do důchodu v roce 2007 však nebyl definitivní tečkou za jeho statisticko-demografickou kariérou na dnešním ČSÚ. Na své pracoviště se do funkce vedoucího na více než rok ještě vrátil v období let 2010–2011, s oddělením dále spolupracoval při přípravě projekcí obyvatel a svými zkušenostmi bude vypomáhat i v nadcházejících dvou letech při řešení grantu Evropské komise na téma možnosti vedení demografické statistiky podle obvyklého pobytu obyvatel.

Miroslav Šimek není autorem velkého množství odborných článků či studií. Ambice stát se „vědcem“ ani nikdy neměl. Jeho znalosti z problematiky by na knihu však vydaly. Stál totiž za podklady, který každý vědec na poli demografie potřebuje – za metodikou, obsahem a kvalitou primárních demografických dat, dat o pohybu obyvatel a jeho bilancí sbíraných a zpracovávaných statistickým úřadem. Problematice demografických dat, jejich stále složitějšímu získávání, změnám, zpracování, kvalitě a problémům rozuměl tak jako nikdo jiný. Věděl přesně, co se za čísla skrývá, s vědomím toho k nim přistupoval a jejich uživatele se snažil k jejich správnému statistickému a metodickému užívání vychovávat. Držel tradici v každoročním vydávání pramenného díla o pohybu obyvatel (a vybraných výsledků bilancí obyvatel), jehož náplň ale přizpůsoboval potřebám demografických



analýz a možnostem databázového zpracování dat v oddělení. Vlastní zpracování dat, tj. odpoutání se od někdejšího Podniku výpočetní techniky umožněné razantním nástupem osobních počítačů, bylo jeho velkým úspěchem, který vedl k podstatnému zlevnění zpracování. Později si jeho oddělení začalo bez využití dalšího útvaru ČSÚ samo zpracovávat i bilance obyvatel a tím byla tvorba veškerých standardních výstupů z každoroční demografické statistiky plně koncentrována pouze do oddělení demografické statistiky. Zavedl také pravidelné vydávání předběžných čtvrtletních dat či rozšířil rozsah publikovaných výsledků demografických bilancí. Ostatně demografické bilance a otázky s nimi spojené mu byly asi nejbližší. Vedl ale

také zpracování populačních projekcí v ČSÚ a blízká mu byla např. i analýza populačních trendů.

Svou práci měl opravdu rád, záleželo mu na ní, dělal ji houževnatě, se zájmem a za cílem získávání co nejuplnějších a nej kvalitnějších dat šel neúnavně. I přes náročnost práce i určitých ústupků, které musel udělat, se mu povedlo udržet a dál budovat dlouhou tradici existence kvalitních demografických dat za Českou republiku, které slouží k mnoha účelům a mnoha lidem, od studentů a novinářů k ministerským či jiným úředníkům, podnikatelům a firmám.

Miroslav Šimek byl také dlouholetým členem redakční rady revue Demografie a hlavního výboru České demografické společnosti. Aktivně spolupracoval rovněž při sčítáních lidu, domů a bytů (jako komisař či revizor) a pravidelně se účastní zpracování výsledků voleb (na přebíracím místě).

Za všechny si dovolím popřát Miroslavu Šimkovi do dalších let především dobré zdraví, mnoho radosti z členů široké rodiny i úspěchů při jeho dalších aktivitách na poli demografie. Jeho práce si všichni velmi vážíme. Byl a stále je navíc i vynikajícím učitelem a přítelem.

Terezie Štyglerová

Konference RELIK 2014

Katedra demografie Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze uspořádala ve dnech 24. a 25. listopadu 2014 již 7. ročník vědecké konference RELIK (Reprodukce lidského kapitálu). Cílem konference bylo poukázat na problematiku reprodukce lidského kapitálu a na všechny vazby, se kterými lidský kapitál souvisí. Zúčastnilo se celkem 120 akademických a vědeckých pracovníků, studentů vysokých škol a řada zahraničních účastníků. Jednáním jazykem konference byl český, slovenský a anglický jazyk. Program konference byl rozdělen do několika sekcí: stárnutí populace a jeho důsledky, ekonomie a lidské zdroje, regionální demografie, reprodukce a lidský kapitál, ekonomická demografie a mladí vědci.

Konferenci zahájila vedoucí katedry demografie FIS VŠE *Jitka Langhamrová*, následoval příspěvek s názvem **Podpora rodin s dětmi prostřednictvím důchodového systému** od *Vojtěcha Krebse*. Autor zmínil jednotlivé druhy podpory rodin s dětmi. Kromě peněžních dávek, daňových úlev a služeb se zaměřil na podporu, která je propojená s oblastí důchodového systému. Například nižší důchodové odvody pro rodiče dětí, zvýšení důchodu podle počtu dětí apod.

Magdalena Kotýnková se ve svém příspěvku zabývala **Trhem práce starší pracovní síly a politikou nezaměstnanosti**. Stárnutí obyvatelstva je typické pro vyspělé země a má své ekonomické a sociální dopady. Rostoucí míra ekonomické aktivity a rostoucí míra nezaměstnanosti starší pracovní síly vyvolává nutnost přizpůsobit politiku zaměstnanosti potřebám starší pracovní síly.

Ladislav Průša se věnoval problematice **Stárnutí populace a optimalizaci sociálních služeb**. Upozornil na fakt, že v souvislosti se stárnutím populace je potřeba věnovat pozornost problematice zabezpečení optimálních forem péče o seniory a osoby se zdravotním postižením. Je nutné hledat mechanismy, jejichž prostřednictvím by bylo možno celý systém optimalizovat nejen z hlediska financování sociálních služeb, ale i z hlediska jejich poskytování.

Téma **Personální řízení v kulturních památkách České republiky** bylo prezentováno *Zuzanou Dvořákovou*. Ve svém příspěvku se zabývala opomíjenou problematikou personálního řízení v kulturních

organizacích. Zmínila průzkum uskutečněný v roce 2013 v rámci projektu NAKI o metodách řízení segmentu malých a středních organizací v kulturních organizacích.

Viliam Kováč s *Františkem Liptákem* navázali příspěvkem **Hodnocení zaměstnanců jako účast politiky řízení lidských zdrojů v kontextu jeho problematických stránek**. Základním cílem řízení lidských zdrojů je dosáhnout požadované cíle ze strategického plánu firmy prostřednictvím pracovního výkonu zaměstnanců. Splnění těchto cílů by mělo být patřičně ohodnoceno a hodnocení by mělo působit jako motivace pro další pracovní činnost.

Vedení generace Y bylo představeno *Kateřinou Legnerovou*. Ve svém příspěvku se zabývala problematikou změn stylu vedení po vstupu generace Y na pracovní trh. Generací Y rozumíme generaci narozenou v letech 1981 až 2000, tedy osoby, které mají velmi blízko k technologiím a jejich využívání. Jiná očekávání generace Y oproti generaci narozených v 70. letech přináší nové požadavky na kompetence vůdců: vedení místo řízení, diverzita, sebeřízení a seberozvoj a podpora učící se organizace.

Dále navazoval příspěvek *Radima Valenčíka* a *Jiřího Míholy* na téma **Lidský kapitál a intenzivní ekonomický růst**. Autoři se zabývali charakteristikou vzájemně propojených reforem, které podmiňují zvýšení role produktivních služeb a tím změnu charakteru ekonomického růstu.

Příspěvek *Martiny Šimkové* byl zaměřen na **Význam sociální a zdravotní péče pro stárnoucí populaci**. Hlavním cílem bylo zmapovat vývoj počtu a struktury pracovníků v oblasti služeb sociální a zdravotní péče se zaměřením na péči o seniory.

Ivana Němcová představila problematiku **Zkrácených pracovních úvazků a jejich kvality v České republice**. Cílem tohoto příspěvku bylo analyzovat a popsat stav současného využívání institutu částečných úvazků, se zvláštním zaměřením na kvalitu této formy práce. Protože neexistují komplexní dostupná data zkrácených pracovních úvazků, autorka využila několika výzkumných studií a statistických dat.

Poté prezentovala *Helena Marková* o **Možnostech využití flexibilních forem práce ve zdravotnictví**.

Ekonomická náročnost tohoto odvětví stoupající s vědeckým pokrokem v této oblasti víří stále širší diskuse o možnostech financování, ale také o způsobech co nejefektivnějšího využití prostředků, které jsou do zdravotnictví alokovány. Autorka se zamýšlí nad možnostmi, jaké jsou ve zdravotnictví flexibilní formy práce a nad bariérami, které jejich většímu rozšíření mohou bránit.

Branislav Šprocha představil **Očekávaný populační vývoj a jeho možné dopady na trh práce a důchodový systém na Slovensku**. Příspěvek poukázal na některé hlavní očekávané změny v oblasti trhu práce z pohledu lidských zdrojů, kterým bude Slovensko v nejbližších dvou desetiletích čelit. Později se zmínil o **Regionálních rozdílech v populačním vývoji na Slovensku a jejich možných dopadech na některé segmenty lidských zdrojů**, kde se zaměřil na rozdíly v reprodukci obyvatelstva a nastínil očekávané scénáře populačního vývoje na regionální úrovni. Nakonec uvedl příspěvek **Kvantitativně-kvalitativní změny ve vzdělanostní struktuře Slovenska a její očekávaný vývoj v nejbližších dvou desetiletích**.

Následoval příspěvek s názvem **Jedna z možností aplikace kvantitativních metod při využití lidského kapitálu** od *Kataríny Sušienkové*. Autorka předpokládá, že za součást lidského kapitálu lze považovat i zkušenosti. S věkem a praxí jejich rozsah roste. Ve své práci použila alternativní přístup k pravděpodobnosti – subjektivní pravděpodobnost.

Růžena Krninská představila příspěvek **Kulturní dimenze znalostní ekonomiky determinující rozvoj lidského kapitálu**. Příspěvek představil jeden z přístupů ke kulturním dimenzím G. Hofsteda a nasměrování jejich aplikace pro podnikovou kulturu směřující k znalostní ekonomice v malých a středních podnicích ovlivňováním rozvoje lidského kapitálu.

Dále následoval příspěvek **Lidský kapitál v kontextu migračních trendů vybrané skupiny obyvatelstva** od *Evy Rievajové* a *Andreje Privary*. Výzkumy ukazují, že počet lidí hledajících práci mimo svůj domov bude v následujících desetiletích stoupat. Příspěvek byl zaměřen na otázky migrace vysokoškolsky kvalifikovaných pracovníků, teoretický rámec zkoumané problematiky, přičemž důraz byl kladen na determinanty mezinárodní migrace studentů.

Hana Jakubíková vystoupila s příspěvkem **Zrušení nebo rozdělení obce ve Slovenské republice**.

Zaobírala se územní samosprávou Slovenské republiky, kde je základem územní správy obec včetně vyššího územního celku.

Poslední prezentaci měl *Ivo Patta* na téma **Sociálně ekonomický audit vyspělého sociálního státu**. Příspěvek pojednával o sociálně-ekonomickém auditu, jehož důležitost autor demonstroval na dvou systémech sociálního státu, daňovém a důchodovém.

Součástí programu konference RELIK 2014 byla i anglická sekce pro zahraniční účastníky. Anglickou sekci svým proslovem zahájil *Zděnek Pavlík* na téma **Human Capital from the Demographic Point of View**. Věnoval se problematice změn v populačním růstu, ke které došlo před, v průběhu a po ukončení demografické revoluce. Taktéž zdůraznil důležitost druhého komponentu lidského kapitálu, kterou definoval jako ekonomickou kvalitu lidské populace, ekonomický potenciál jednotlivců, skupin a celé společnosti.

Následoval příspěvek v podání *Christose Skiadase* na téma **Demographic and Human Development Indicators**, který modeloval zdravotní stav populace pomocí aplikace Torrancové metodologie. Analyzoval zdravotní stav a zdravou délku života populace České republiky a v dalších evropských krajích od roku 1950 do roku 2005. Taktéž představil tzv. funkci zdravotního stavu pro muže a ženy.

Konstantinos Zafeiris prezentoval příspěvek **Regional Dimensions of Mortality and Health Status in Greece, 2000–2012**. Využitím tabulek života autor poukázal na zdravotní stav a vývoj úmrtnosti řecké populace. Signifikantní rozdíly se prokázaly mezi populacemi v jednotlivých regionech. Zabýval se i dopadem ekonomické krize a jeho možnými důsledky na krajinu. Analýza zdravotního stavu reaguje na pohled citlivěji na rozdíly mezi populacemi než střední délka při narození.

Zuzana Dvořáková vystoupila s příspěvkem **Toxic Workplaces as a Factor in the Reduction of the Quality of Work Life**. Příspěvek sledoval a porovnával atmosféru na pracovišti v ruských a českých společnostech. Zdůraznila nebezpečí výskytu konfliktů s ostatními kolegy, nadřízenými, a také se věnovala vlivu psychologických problémů na zdraví a pracovní život zaměstnanců. Zdraví a dobré pracovní prostředí výrazně ovlivňují pracovní výkon zaměstnanců.

Následovala *Andrey Bencsik* s prezentací **Approaching the Process of Mentoring from the Side**

of Employers and Employees in the Dimension of Hungarian Practice (Both Sides of the Coin).

Autorka se zabývala pozitivním využitím a zúročením lidského kapitálu ve firmách, mentoringem a znalostním manažerstvím. Analyzovala proces mentoringu z dvou pohledů – ze strany zaměstnance a ze strany zaměstnavatele.

Viktória Stifter představila příspěvek s názvem **Emotional Factors of Organization's Knowledge Sharing Systems**. Podobně jako předcházející příspěvek se zabýval znalostním manažerstvím, firemní kulturou, emoční inteligencí ve firmách, která je nutným předpokladem, jak dobře vycházet se zaměstnanci. V dlouhodobém horizontu totiž tyto faktory ovlivňují úspěch společnosti. Klíčem je schopnost naslouchat a porozumět lidským potřebám.

Előd Kovács navázal příspěvkem **The Importance of Hungarian Employees on the Austrian Labour Market**, ve kterém zdůraznil potřebu a důležitost maďarských pracovníků na rakouském trhu práce. Zaměstnanost maďarských pracovníků v Rakousku počínaje vstupem do EU trvale roste. Po zaměstnancích pocházejících z Německa, představují Maďaři druhou nejpočetnější skupinu zahraničních pracovníků vydělávajících v Rakousku.

Zahraniční sekci konference uzavřela svým příspěvkem **Management of Knowledge by Talented Intellectual Workers** *Irma Rácz*. Zkoumala, jak souvisí talent a znalost při hledání nejhodnější intelektuální pracovní síly v organizacích. Talentový management firmy a znalostní management jsou klíčem k firemnímu úspěchu, a právě proto je budoucím cílem zapojit více organizací do výzkumu znalostního a talentového managementu.

Úterní sekci mladých vědců zahajoval *Ondřej Šimpacek* se svým příspěvkem **10 let členství České republiky v Evropské unii z pohledu ekonomické demografie a průzkumu pracovních sil podle Eurostatu**. V příspěvku hodnotil populační a socioekonomický vývoj České republiky od roku vstupu do EU, tedy od roku 2004. Z prezentovaných dat vyplynulo, že od vstupu České republiky do EU vzrostla její životní úroveň, ale jsou s tím spojeny i různé komplikace (např. vyšší počet vysokoškolských absolventů, prodloužení věku odchodu do důchodu).

Michaela Antovová vystoupila s příspěvkem **Vývoj vnějších příčin úmrtí v České republice**. Tento

příspěvek upozornil na to, že vnější příčiny úmrtí jsou v České republice čteně zastoupeny, ale pozornost je věnována pouze dopravním nehodám a například sebevraždy jsou společností přehlíženy. Za posledních 19 let však došlo k poklesu úmrtí na vnější příčiny úmrtí, a to více u žen než u mužů.

Simona Fučíková prezentovala příspěvek **Zdraví a lidský kapitál**, ve kterém se zaměřila na země tzv. Visegrádské čtyřky, ve kterých zkoumala vývoj délky života ve zdraví a předpokládanou dobu studia v letech 2007–2012.

Následoval příspěvek **Vývoj věkové struktury obyvatelstva v okresech ČR a její proměny v důsledku demografického stárnutí** od *Zdeňky Srnové*. Autorka prezentovala, jak se v období 1993–2013 změnila věková struktura obyvatel v okresech České republiky v důsledku demografického stárnutí. Demografické stárnutí charakterizoval index stárí, indexy závislosti a index ekonomického zatížení. U všech ukazatelů došlo k nárůstu ve sledovaném období ve většině okresů České republiky.

Dále svůj příspěvek představila *Barbora Laušmanová*, a to na téma **Analýza chování klientů penzijní společnosti**. Analýza obsažená v příspěvku představila strukturu a chování klientů penzijní společnosti před i po transformaci penzijního systému. Metody demografické povahy prokázaly změny ve struktuře pojistného kmene a odlišnosti mezi klienty nových penzijních produktů. Příspěvek také obsahoval model predikce investiční strategie klientů, který prokázal větší vliv věku klienta, než jeho pohlaví při volbě rizikovějších fondů.

Zuzana Mačková prezentovala příspěvek **Analýza možnosti předčasných důchodů a předdůchodů do roku 2065**. Od roku 2013 mají občané České republiky možnost čerpat tzv. předdůchody. Dle uvedené analýzy bude počet osob, které by mohly čerpat jak předčasný důchod, tak i předdůchod, růst nejvíce v roce 2040, což je dáno silnými ročníky narozených v 70. letech 20. století. Následně se však očekává, že bude počet těchto osob znovu klesat.

Studentskou část konference svým příspěvkem **The Effects of Age-structure Changes on the Development of Social and Economic Processes** uzavřela *Kornélia Cséfalvaiová*. Příspěvek poukázal na to, že sice stárnutí populace patří k velmi diskutovaným otázkám posledních let a nejčastěji je považováno za negativní pojem, ale ne všechny změny s ním

související musí být nutně negativní. Lze využít narůstající pracovní síly, která vznikla v souvislosti s prodloužením věku odchodu do důchodu, protože přispívá ke zvýšení HDP.

Po oba dva dny probíhala bouřlivá diskuze ke všem příspěvkům, která pokračovala i na společenském večeru. Podařilo se navázat řadu pracovních a osobních kontaktů.

Sborník příspěvku z konference RELIK 2014 (ISBN: 978-80-87990-03-2) je dostupný na stránkách Katedry demografie FIS VŠE: <http://kdem.vse.cz/resources/relik14/sbornik/cz/index.html>.

Michaela Antovová – Kornélia Cséfalvaiová
– Simona Fučíková

Z České demografické společnosti

První diskusní večer České demografické společnosti v novém akademickém roce se uskutečnil 15. října 2015 a *Jana Krutská* (ČSSZ) na něm představila hlavní výsledky své disertační práce věnované problematice **pracovní neschopnosti a prezentismu v České republice**. V úvodu večera byl vymezen obsah pojmů pracovní neschopnost a prezentismus a přítomní byli seznámeni se zdroji dat a metodikou použitou pro analýzu sledovaných jevů v rámci České republiky. V části věnované hlavním výsledkům autorka provedla srovnání obou jevů, a to jak z hlediska jejich úrovně v České republice, tak z hlediska faktorů, které ji ovlivňují. V závěru přednášky, po které následovala diskuze, autorka shrnula své poznatky, zdůraznila potřebu dalších výzkumů a zejména nutnost komplexního pohledu na obě studované problematiky, aby nedocházelo k jednostranným interpretacím.

Pracovní neschopnost a prezentismus byly představeny jako dvě alternativy chování nemocného jedince ve vztahu k docházce do zaměstnání; pokud pracovník ze zdravotních důvodů výdělečnou činnost dočasně přeruší, jedná se o pracovní neschopnost, pokud v ní navzdory nemoci či úrazu pokračuje, jedná se o prezentismus. Na základě dat pocházejících z výběrového šetření European Working Conditions Survey bylo zjištěno, že v období od února 2009 do ledna 2010 mělo v České republice zkušenost s alespoň jednodenní pracovní neschopností 44 % pracovníků a 32 % dotázaných naopak alespoň jeden den vykonávalo výdělečnou činnost v akutně zhoršeném zdravotním stavu. Pracovní absence trvala průměrně 16 dní; průměrný počet dní, po který respondenti pracovali navzdory

nemoci, byl poloviční. Mezi výskytem obou jevů byla zjištěna pozitivní korelace; značná část respondentů, která měla zkušenost s pracovní neschopností, měla zkušenost rovněž s prezentismem. Totéž platilo také z hlediska doby trvání; čím delší dobu respondenti strávili v pracovní neschopnosti, tím delší dobu pracovali navzdory nemoci.

V rámci následné diskusi autorka odpovídala na dotazy týkající se nejen práce samotné, ale rovněž na otázky z oblasti nemocenského pojištění, jehož je problematika pracovní neschopnosti součástí.

Na listopadovém diskusním večeru ČDS vystoupila *Hana Nerušilová* (PřF UK) s příspěvkem na téma **Dlouhodobá péče o seniory v České republice a evropských zemích v kontextu demografického stárnutí**. V úvodu své prezentace informovala, proč je otázka dlouhodobé péče tolik diskutovaná a definovala dlouhodobou péči jako škálu služeb potřebných pro osoby se sníženou soběstačností, v jejímž důsledku jsou dlouhodobě závislé na pomoci ve všedních aktivitách každodenního života. Dlouhodobá péče může být formální nebo neformální a lze ji také rozdělit na domácí a institucionální. Péče o staré a nemohoucí byla v historii výlučně na rodině, později začala vznikat i charitativní pomoc či pomoc církevních institucí. Cílená péče se na území České republiky rozvinula za vlády Josefa II. a systematická péče až po 2. světové válce. V současnosti je stárnutí velmi diskutované téma a začíná se rozvíjet domácí péče.

Autorka ve své analýze využila dat ze šetření SHARE. Ve druhé části svého vystoupení posluchačům

představila některé výsledky právě z tohoto šetření. Například informovala, že naděje dožití je u obou pohlaví ve věku 65 let podobná, ale u žen je delší část života ohrožena disabilitou. Rozlišné je i bydlení v domácnostech u žen a mužů ve věku 80+. Zatímco ženy často žijí v tomto věku samy, muži nejčastěji žijí s partnerkou. Podle šetření Eurobarometr jsou výrazné rozdíly mezi jednotlivými státy v pohledu na optimální zajištění péče o seniora. Zatímco v severských a západoevropských zemích je preferována profesionální služba poskytovaná přímo doma u seniora, ve státech jižní a střední Evropy je jako optimální způsob péče považována přítomnost seniora ve vlastní rodině, případně péče zajištěná rodinnými příslušníky v domácnosti seniora. Podle dat OECD i ve skutečnosti (kromě Slovinska) převládá rodinná péče nad institucionální. Z výzkumu SHARE také vyplynulo, že u mužů je obvykle péče zajištěna jejich partnerkami, u žen je péče partnery zajištěna spíše v severských zemích a zemích západní Evropy, ve zbytku Evropy je péče žen nejčastěji na jejich

dětech. O své rodiče se ve většině případů starají spíše dcery než synové.

Poslední diskusní večer v roce 2014 se uskutečnil 10. prosince. *Tomáš Fiala* (VŠE v Praze) prezentoval svou analýzu s názvem **Jaký by měl být optimální důchodový věk?**, ve které se zaměřil na srovnání České republiky, Slovenské republiky a Evropy. Určit optimální důchodový věk je složité a může být zvoleno několik přístupů – konstantní věk pro vstup do důchodu, konstantní doba pobírání důchodu apod. Při stanovování tohoto věku je nutné vycházet z generačních úmrtnostních tabulek a zároveň by mělo být zachováno demoeconomické kritérium – stabilní hodnoty indexu závislosti.

Ve své prezentaci ukázal i několik modelových příkladů. Například že kolem roku 2030 by mělo dojít ke sjednocení důchodového věku mužů a žen se dvěma dětmi nebo že podle současné právní úpravy by byl věk odchodu do důchodu v roce 2100 až 75 let.

JK, MP

Výsledky sčítání 2011 v Evropské Unii jsou k dispozici na internetu

Ve spolupráci s národními statistickými úřady zpřístupnil Eurostat oficiálně nový nástroj publikování výsledků sčítání lidu 2011, tzv. Census Hub. Na jednom místě jsou tak dostupná mezinárodně srovnatelná data ze všech zemí Evropské Unie, Islandu, Lichtenštejnska, Norska a Švýcarska. Technologicky je Census Hub založený na principu sdílení dat, kdy data zůstávají v databázích národních statistických úřadů. Eurostat poskytuje online aplikaci (<https://ec.europa.eu/CensusHub2/query.do?step=selectHyperCube&qhc=false>), prostřednictvím které si uživatel specifikuje strukturu požadovaného datového výstupu. Údaje jsou pak získány z databází jednotlivých zemí a prostřednictvím Census Hub prezentovány v podobě klasických statistických tabulek. Proti statickým předem připraveným

tabulkám je systém Census Hub flexibilnější a dává uživateli možnost definovat si vlastní výstupy, nejen jejich obsah, ale i územní úroveň.

Datový zdroj je tvořen metodicky srovnatelnými agregovanými daty za osoby, byty a domácnosti ve struktuře definované Nařízením Komise (EU) č. 519/2010 ze dne 16. června 2010, kterým se přijímá program statistických údajů a metadat pro sčítání lidu, domů a bytů stanovený nařízením Evropského parlamentu a Rady (ES) č. 763/2008 (Text s významem pro EHP).

Aplikace nabízí automaticky nejefektivnější způsob zobrazení požadovaných dat (nejnižší počet tabulek), ale uživatel si může podobu tabulky změnit (přeskupit) dle svých potřeb a sám si definovat obsah hlavičky,

legandy nebo záhlaví. Výsledky je možné exportovat ve formátech XLS, CSV nebo SDMX. Rozsah definovaných i exportovaných dat je z praktických důvodů (rychlost výběru dat a přijatelná velikost vytvořených tabulek) omezen na 100 000 údajů. Ze stejných důvodů aplikace částečně omezuje i možnosti kombinací jednotlivých dimenzí.

Při definování očekávaného výstupu je třeba povinně zvolit konkrétní entitu a požadovanou územní jednotku (stát, NUTS 2 nebo NUTS 3, případně LAU 2). V případě osob jsou ve vztahu k území volitelné i struktury dat podle území bydliště nebo podle území pracoviště. Kromě základních demografických údajů je v datovém zdroji Census Hub kladen důraz na charakteristiky související s ekonomickou aktivitou, ale i na státní občanství nebo místo narození, tedy na údaje, které jsou důležité pro analýzy mobility obyvatel na území EU. Doplnujícími informacemi jsou údaje o domácnostech a o bydlení osob, resp. o kvalitativní úrovni bytového fondu.

Kromě konkrétních údajů jsou v Census Hub k dispozici také soubory metadat za všechny státy.

I tyto informace mají unifikovanou formální podobu. Zahrnují celkem 21 věcných témat, např. metodiku místa obvyklého pobytu, místa narození, státního občanství aj.

Třetím informačním blokem Census Hub jsou údaje o kvalitě. Princip zobrazení konkrétních informací je obdobný jako u generování datových výstupů. Údaje o kvalitě jsou rozděleny do čtyř základních bloků (entity osob, domácností a bytů a jejich ukazatele a kvalitativní ukazatele samotného procesu sčítání jako např. úplnost sečteného souboru apod.) a v rámci výběru konkrétního ukazatele spolu s výběrem státu a územní úrovně, se vytváří kombinační tabulky s příslušnými informacemi, které lze rovněž exportovat ve výše uvedených třech datových formátech.

Census Hub s ohledem na velký objem údajů, které jsou pro tuto aplikaci připraveny, představuje efektivní nástroj diseminace výsledků sčítání a dosavadní zkušenosti uživatelů aplikace jsou výlučně pozitivní.

Lenka Šigutová

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

25. ROČNÍK, 1/2015

I. VEDECKÉ ČLÁNKY

Mikuláš Cár | Otázky posudzovania nadhodnotenia cien bývania

Helena Súkeníková – Irena Myslíková | Simulácia údajov o príjmoch a výdavkoch domácností v štatistike rodinných účtov za rok 2013

Michal Páleš | Využitie a konštrukcia úmrtnostných tabuliek v životnom počtení

Branislav Šprocha | Reprodukcia obyvateľstva Slovenska počas druhej svetovej vojny, 2. časť

Vydává Štatistický úrad Slovenskej republiky (vychází 4x do roka), distribuuje a objednávky přijímá ŠÚ SR, informační servis, Miletičova 3, 824 67 Bratislava 26, Slovenská republika, cena výtisku 5 €, cena ročního předplatného 20 €.

VÝVOJ NÁBOŽENSKÉ STRUKTURY OBYVATELSTVA ČESKÉ REPUBLIKY A JEJÍ REGIONÁLNÍ DIFERENCIACE PODLE VÝSLEDKŮ SČÍTÁNÍ LIDU OD ROKU 1991

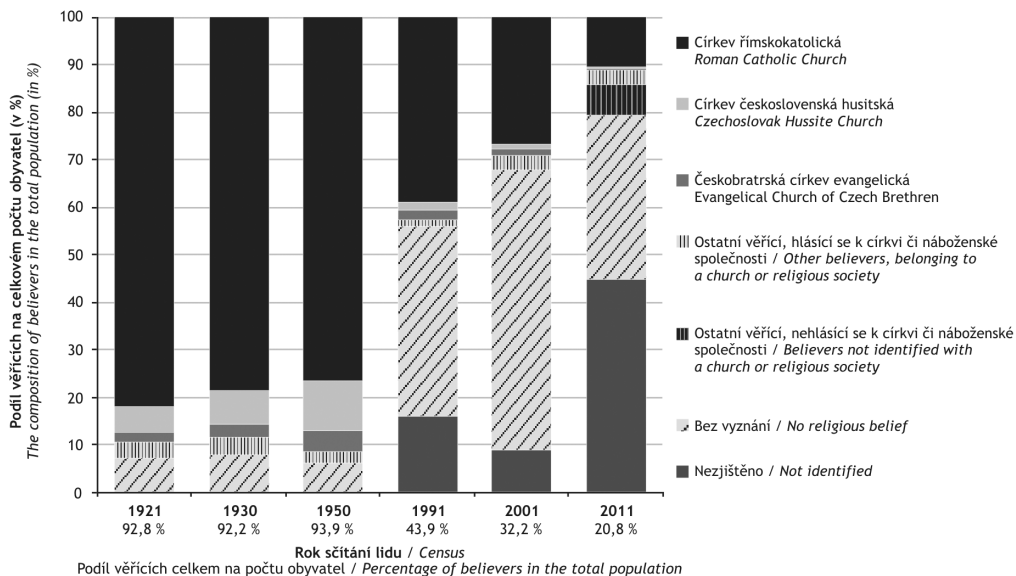
Markéta Růžicková – Luděk Šídlo

Náboženské vyznání obyvatelstva v České republice se stalo nejen v souvislosti se sčítáním lidu 2011 diskutovaným tématem, jednak proto, že obyvatelé České republiky nebyli ve velké míře ochotni na tuto otázku

odpovídat, a také z toho důvodu, že výsledkem sčítání lidu 2011 byl velký podíl obyvatel bez náboženského vyznání. V České republice je tento jev velice výrazný, patří tak mezi nejateističtější státy Evropy a podíl obyvatel s náboženským vyznáním se zde dle výsledků sčítání nadále snižuje, a to ve větší míře než v zemích, které prošly podobným společenským vývojem.

Graf 1: Vývoj náboženské struktury obyvatelstva na území České republiky při sčítáních lidu

The development of the religious structure of the population in the Czech Republic in the census



Zdroj: Hanus – Šídlo, 2015; vlastní úprava.

Sources: Hanus – Šídlo, 2015; custom graphic design.

ZJIŠŤOVÁNÍ NÁBOŽENSKÉHO VYZNÁNÍ V ČESKÉ REPUBLICE

Data za náboženské vyznání jsou v současné době v České republice zjišťována hlavně při sčítáních lidu, protože na území státu neexistují registry obyvatel, které by obsahovaly tento údaj. Možné je také využít výběrová šetření, ale těch není velký počet a ne všechna probíhají opakovaně. Nicméně pro sledování dlouhodobějšího vývoje náboženského vyznání je možné za území současné České republiky využít pouze sčítání lidu. V Československé republice byla data za náboženské vyznání zjišťována ve sčítání lidu, která probíhala od roku 1921. V době komunistického režimu nebyl tento údaj zjišťován (tj. při sčítáních v letech 1961, 1970 a 1980), takže není možné přímé srovnání údajů. Nicméně po roce 1989 došlo ke znovuzavedení této otázky při sčítání v roce 1991. Ve výsledcích je patrný poměrně vysoký počet věřících osob, lidé byli pozitivně naladěni po změně společenských poměrů a mnoho se jich hlásilo k církvím na základě křtu, nebo také pravděpodobně na protest proti komunistickému režimu. Podle Nešpora (2004) může relativně velký počet lidí hlásících se k církvi, například katolické, také znamenat ne úplně přesné pochopení toho, co členství v církvi konkrétně znamená. V následujících letech došlo ke snížení počtu věřících v tradičních církvích, oproti tomu ale k nárůstu počtu věřících v nových církvích na území České republiky. Celkově se počet věřících snížil. Z dominantní pozice náboženství na začátku 20. století (viz graf 1) došlo do současnosti k poklesu podílu věřících osob na obyvatelstvu na méně než třetinu, přičemž přibližně 5 % obyvatel se na náboženském životě (bohoslužbách, setkáních věřících, atd.) podílí pravidelně (Luzný – Navrátilová, 2001).

POPIS ZÁKLADNÍCH VÝSLEDKŮ PODLE JEDNOTLIVÝCH SČÍTÁNÍ

Po roce 1950 bylo zjišťování náboženského vyznání ve sčítání lidu zrušeno a bylo obnoveno až v roce 1991. Zavedení otázky vyvolalo u některých obyvatel státu výhrady, takže bylo tolerováno její nevyplnění, jelikož se jednalo o citlivý údaj. Konečná podoba otázky byla výsledkem dlouhodobého jednání a byla otestována při pilotním sčítání (ČSÚ, 2006). V roce 1991 byla otázka na náboženské vyznání nově definována,

a sice: „Rozumí se účast na náboženském životě některé církve (náboženské společnosti) nebo vztah k ní, a je každému ponecháno, aby se svobodně vyjádřil o svém náboženském vyznání nebo aby uvedl, že je bez vyznání. U dětí do 15 let uvedou rodiče náboženské vyznání podle svého uvážení“ (Morávková, 2004: 118). V tomto roce se k náboženskému vyznání přihlásilo 4,5 milionu obyvatel, což bylo 44 % obyvatel České republiky. Je tedy patrný obrovský pokles oproti předchozím sčítáním. Oproti tomu 4,1 milionu obyvatel uvedlo, že jsou bez vyznání, což je 40 % celkového počtu obyvatel. Navíc velmi narostl počet obyvatel, kteří na tuto otázku vůbec neodpověděli, těch bylo 1,7 milionu a tvořili přibližně 16 % populace (ČSÚ, 1995). Na počtu osob, co se přihlásily k náboženskému vyznání, se podobně jako v předchozích sčítáních podílely rozhodujícím podílem křesťanské církve, zejména katolická, menší mírou československá evangelická a československá husitská (dříve československá). Nejvíce zastoupená katolická církev měla v absolutních číslech 4 028 tisíc příslušníků, což je 39 % z celkového počtu obyvatel. Další v pořadí jsou evangelické církve, ty mají 265 tisíc příslušníků (pouze 2,6 % obyvatel) a československá církev husitská jen 178 tisíc příslušníků, tedy 1,7 % obyvatel. K pravoslavné církvi se přihlásilo 19 tisíc obyvatel, což jsou 0,2 procenta, více zastoupené jsou ostatní církve s 32 tisíci obyvateli, tedy 0,3 % (ČSÚ, 2013a).

Co se týče územního rozložení počtu věřících, tak byly značné rozdíly v jednotlivých oblastech České republiky. Z celkového počtu 76 okresů se jen ve 47 z nich hlásila méně než polovina obyvatel k náboženskému vyznání, v 8 okresech to byla dokonce méně než čtvrtina. Oproti tomu ve 29 okresech byl podíl věřících nadpoloviční, z toho v 10 okresech to bylo dokonce 60 a více procent. Nejnižší hodnoty byly v okresech Severočeského kraje a ve dvou okresech Středočeského kraje. Naopak více než 50% podíly byly zaznamenány v okresech Jihomoravského, Severomoravského a Jihočeského kraje. Byly také patrné rozdíly v podílu věřících podle věku, s rostoucím věkem se zvyšovaly podíly osob, hlásících se k náboženskému vyznání. Platilo to u mužů i u žen (ČSÚ, 1995). Obyvatelstvo v jednotlivých skupinách podle náboženského vyznání je vidět v tabulce 1, kde jsou osoby rozděleny i podle pohlaví. Zastoupení podle pohlaví v jednotlivých skupinách náboženského vyznání ukazuje,

Tab. 1: Náboženské vyznání podle výsledků sčítání lidu 1991

Religious belief according to the 1991 census results

Náboženské vyznání <i>Religious belief</i>	Obě pohlaví <i>Both sexes</i>		Muži / <i>Men</i>		Ženy / <i>Women</i>	
	abs.	v %	abs.	v %	abs.	v %
Katolické / <i>Catholic</i>	4 028 415	39,1	1 822 681	36,5	2 205 734	41,6
Evangelické / <i>Evangelical</i>	265 703	2,6	116 482	2,3	149 221	2,8
Pravoslavné / <i>Orthodox</i>	19 354	0,2	8 275	0,2	11 079	0,2
Československé husitské <i>Czechoslovak Hussite Church</i>	178 036	1,7	70 759	1,4	107 277	2,0
Nezjištěno / <i>Not identified</i>	1 665 617	16,2	850 426	17,0	815 191	15,4
Bez vyznání / <i>No religious belief</i>	4 112 864	39,9	2 116 547	42,3	1 996 317	37,7
Jiné křesťanské / <i>Other Christian</i>	27 004	0,3	11 647	0,2	15 357	0,3
Mimo křesťanské / <i>Not Christian</i>	5 222	0,1	3 118	0,1	2 104	0,0
Obyvatelstvo celkem <i>Total population</i>	10 302 215	100,0	4 999 935	100,0	5 302 280	100,0

Zdroj: ČSÚ, 2013a.

Source: ČSÚ, 2013a.

že ženy uvedly častěji příslušnost k náboženskému vyznání než muži, platí to u všech vyznání, nejvíce patrné je to u katolického vyznání, kdy u žen bylo 41,6 % s katolickým vyznáním z jejich celkového počtu, oproti tomu u mužů 36,5 %. Naopak u osob bez vyznání byl větší podíl z jejich celkového počtu u mužů, 42,3 % oproti 37,7 % u žen. U dalších náboženských vyznání již nebyl rozdíl tak patrný, protože jejich procentní zastoupení je nízké. U osob v kategorii „nezjištěno“ bylo větší zastoupení mužů z jejich celkového počtu, a sice 17,0 % oproti 15,4 % u žen.

V roce 2001 došlo oproti předchozímu sčítání opět k poklesu obyvatel, kteří se přihlásili k náboženskému vyznání. V tomto sčítání se k náboženskému vyznání přihlásilo 3,29 milionu lidí, což je asi třetina celkového počtu obyvatel. Naproti tomu osob bez vyznání bylo sečteno více než 6 milionů, což jsou více než tři pětiny počtu obyvatel České republiky. Vzhledem k tomu, že bylo možné na otázku neodpovědět, byla zbývající část zařazena do kategorie „nezjištěno“. Je to přibližně 901 tisíc obyvatel, tedy jedna desetina z celkového počtu. Oproti roku 1991 došlo k poklesu této kategorie o 7 procentních bodů (ČSÚ, 2003a). Nejvíce obyvatel, kteří se označili jako věřící, se přihlásilo k římskokatolické církvi, a sice 2 741 tisíc, relativně 26,8 %, na celkovém počtu věřících se podílí čtyřmi pětinami. Druhou nejvíce zastoupenou církví byla církev československá evangelická, ke které se hlásilo 117 tisíc osob (3,7 % z celkového počtu věřících).

Další v pořadí byla církev československá husitská, zastoupená 99 tisíci osob (3,0 % z celkového počtu věřících). Obě tyto církve zaznamenaly úbytek počtu věřících ve srovnání s předchozími sčítáními. K dalším církvím se přihlásilo 330 tisíc osob, což je nárůst o 275 % oproti předchozímu sčítání. Nejvíce byla zde zastoupena evangelická církev augsburského vyznání a slezská církev evangelická augsburského vyznání, které se vyskytovaly zejména v severovýchodní části Moravskoslezského kraje. Další zastoupenou byla pravoslavná církev, která měla vyšší koncentraci věřících v Praze a v Ústeckém kraji. Náboženská společnost Svědkové Jehovovi zaznamenala jeden z největších přírůstků, ze 14 tisíc osob v roce 1991 na 23 tisíc v roce 2001, což představovalo nárůst o téměř 60 %. Ze světových náboženství mimo křesťanství byl početně nejvíce zastoupen buddhismus s téměř 7 tisíci věřícími a také islám, ke kterému se hlásí 3 700 osob (ČSÚ, 2003a).

Pokud bychom analyzovali náboženské vyznání podle pohlaví, byly zde patrné rozdíly, zatímco věřících mužů bylo v roce 2001 sečteno 1 424 tisíc (28,6 % z jejich celkového počtu), věřící ženy dosahovaly vyššího počtu jak absolutně (1 864 tisíc), tak i relativně, tedy 35,5 % z jejich celkového počtu (ČSÚ, 2003b). Rozdíl mezi počtem žen a mužů mohl být zčásti dán vyšší nadějí dožití u žen a tedy tím, že ženy jsou více zastoupeny ve vyšších věkových skupinách, protože podíl věřících ve vyšších věkových skupinách

stoupá. Pokud bychom popisovali regionální rozdíly v podílu osob s vyznáním a bez vyznání, nejvyšší podíl osob bez vyznání, který se pohyboval nad hranicí 70 %, byl v Ústeckém, Libereckém a Karlovarském kraji. V těchto krajích došlo prakticky k výměně obyvatel v souvislosti s odsunem původních německých starousedlíků. V Ústeckém kraji, kde bylo věřících nejméně (v relativním pohledu) ze všech krajů v republice, se jednalo například jen o necelou šestinu všech obyvatel. U Libereckého a Karlovarského kraje se tento podíl pohyboval o trochu výš, kolem jedné pětiny. Nejvíce věřících (v relativním pohledu) žilo v moravských krajích. Na prvním místě byl Zlínský kraj, kde věřící (jako v jediném kraji v republice) tvořili více než polovinu všech obyvatel (55,2 %). Dalšími kraji s vyšším podílem věřících byly Vysočina a Jihomoravský kraj, kde se jejich podíl pohyboval okolo 45 % (ČSÚ, 2003a). Ve výše uvedených krajích byl samozřejmě výrazně nižší počet osob bez vyznání, nejméně jich bylo ve Zlínském kraji, ačkoli i v jeho případě jde o více než jednu třetinu všech jeho obyvatel. Stejně jako u předcházejících sčítání i výsledky sčítání 2001 ukázaly, že mezi věřícími jsou častěji zastoupeni občané s nižším vzděláním. Dá se říci, že se vzrůstajícím stupněm vzdělání klesá relativní počet osob hlásících se k náboženskému vyznání, což souvisí i s věkovou strukturou, jelikož mezi věřícími je výrazně vyšší podíl starších generací,

kteří mají obecně nižší vzdělanost. To potvrzuje i Srb (2003), který analyzuje také vzdělání podle jednotlivých církví a dochází k závěru, že nejvyšší podíl příslušníků s pouze základním vzděláním je u církve řeckokatolické, nejnižší podíl základního vzdělání je u mužů u církve husitské a u žen ve skupině bez vyznání. Nejvyšší podíl vysokoškolského vzdělání je u církve pravoslavné, u mužů nejnižší u katolické církve, u žen u představitelů Svědků Jehovových. Rovněž Zhang (2008) na příkladu Japonska poukazuje na to, že je vyšší podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním mezi obyvateli bez vyznání. Pokud údaje o náboženském vyznání z výsledků sčítání z roku 2001 uspořádáme podle velikostních kategorií obcí, zcela jednoznačně se ukáže převaha nábožensky založených osob ve venkovském osídlení, kde jako jeden z významných faktorů působila i věková struktura obyvatel. Naopak relativně nízké počty obyvatel hlásících se k náboženskému vyznání, a tedy i vysoké počty občanů bez vyznání, lze zaznamenat hlavně ve městech. Ale i v případě měst rostla religiozita od západu na východ. K náboženskému vyznání se hlásilo nejméně osob především ve městech na severu a severozápadě Čech, největší podíl věřících najdeme ve městech na Moravě (ČSÚ, 2003a). Absolutní počty věřících zastoupených v jednotlivých kategoriích je možné nalézt v tabulce 2, kde jsou tyto počty uvedeny i podle pohlaví.

Tab. 2: Náboženské vyznání podle výsledků sčítání lidu 2001

Religious belief according to the 2001 census results

Náboženské vyznání Religious belief	Obě pohlaví Both sexes		Muži / Men		Ženy / Women	
	abs.	v %	abs.	v %	abs.	v %
Katolické / Catholic	2 748 455	26,9	1 187 616	23,8	1 560 839	29,7
Evangelické / Evangelical	197 113	1,9	83 940	1,7	113 173	2,2
Pravoslavné / Orthodox	22 968	0,2	10 019	0,2	12 949	0,2
Československé husitské Czechoslovak Hussite Church	99 103	1,0	37 717	0,8	61 386	1,2
Nezjištěno / Not identified	901 981	8,8	457 841	9,2	444 140	8,5
Bez vyznání / No religious belief	6 039 991	59,0	3 099 810	62,2	2 940 181	56,0
Jiné křesťanské / Other Christian	26 478	0,3	10 882	0,2	15 596	0,3
Mimo křesťanské / Not Christian	193 971	1,9	94 246	1,9	99 725	1,9
Obyvatelstvo celkem Total population	10 230 060	100,0	4 982 071	100,0	5 247 989	100,0

Zdroj: ČSÚ, 2013a.

Source: ČSÚ, 2013a.

I v tomto sčítání pokračoval trend, že u žen bylo více z jejich celkového počtu zastoupeno mezi věřícími, nejvíce patrné to bylo u katolického vyznání, kde bylo zastoupeno 29,7 % žen z jejich celkového počtu a jen 23,8 % mužů. U mužů bylo oproti tomu více z jejich celkového počtu zastoupeno v kategorii bez vyznání, a sice 62,2 % a u žen jen 56,0 %. V kategorii „nezjištěno“ bylo také zastoupeno více mužů, a sice 9,2 % z jejich celkového počtu (u žen 8,5 %). U dalších vyznání byly podobně jako v předchozím sčítání podíly poměrně nízké a tedy se snížily i rozdíly mezi muži a ženami, nicméně platilo, že u žen byly větší podíly z jejich celkového počtu u všech kategorií náboženského vyznání.

Sčítání v roce 2011 potvrdilo další pokles počtu i podílu věřících v České republice od začátku 90. let. V tomto roce, podobně jako při sčítáních v letech 1991 a 2001, se náboženské vyznání zjišťovalo jako vnitřní identifikace osoby s náboženskou skupinou, nově také bylo možné se označit jako věřící, nehlásící se k žádné církvi ani náboženské společnosti. Jako věřící se tedy rozumí v tomto roce osoby, které se přihlásily k určité církvi, ale také nově věřící bez příslušnosti k církvi. Podobně jako v roce 2001 nešlo o povinnou otázku a bylo také možné neuvést žádnou náboženskou příslušnost, tyto osoby byly zařazeny do kategorie „neuveďeno“. V předcházejících sčítáních byly takto označeny osoby, u kterých nebyla náboženská víra zjištěna. V roce 2011 se k náboženské víře přihlásilo 2,1 mil. osob, tedy jedna pětina obyvatel České republiky. Těch, kteří uvedli příslušnost k určité církvi, bylo 1 464 tisíc, jejich podíl na celkovém počtu obyvatel byl 14 %. Do skupiny obyvatel, kteří se označili jako věřící, ale bez příslušnosti k církvi nebo náboženské společnosti, patřilo 705 tisíc obyvatel, tedy 6,8 % obyvatelstva České republiky (ČSÚ, 2013a). Tento vysoký počet potvrdil odklon od tradičních církví a příklon k alternativním směrům víry. Oproti předchozímu sčítání se výrazně lišil počet obyvatel, kteří otázku náboženského vyznání nezodpověděli. Počet neuvedených odpovědí byl v roce 2011 téměř 4,7 milionu, tedy 44,7 % obyvatel státu. V předchozím sčítání to bylo pouze 8,8 % obyvatel. Počet neuvedených odpovědí byl tedy dvojnásobně vyšší než podíl věřících. Je tedy těžké odhadnout, kolik věřících spadá do kategorie „neuveďeno“, i když ti se mohli podle svého rozhodnutí k církvi přihlásit a byli k tomu řadou církví před sčítáním vyzváni. Jediným faktorem působícím na to,

jestli obyvatelé na otázku odpověděli, je vzdělání. Ten prokázal přímou závislost, tedy čím vyšší vzdělání, tím větší ochota na otázku odpovědět. Pro srovnání se využívá hlavně podíl věřících v jednotlivých církvích ve vztahu k celé populaci, počítat toto jen ve vztahu k celkovému počtu věřících, kteří se k víře přihlásili, není úplně vhodné, protože tato data by nebyla srovnatelná (ČSÚ, 2013b).

Osob bez vyznání bylo 3 604 tisíc, což je 34,5 % z celkového počtu obyvatel. Z celkového počtu věřících se nejvíce obyvatel přihlásilo k církvi katolické, a sice 1 092 tisíc, tedy 10,5 % z celkového počtu obyvatel, jsou to ale tři čtvrtiny z celkového počtu věřících hlásících se k církvi nebo náboženské společnosti (ČSÚ, 2013a). Podíl českoobratské církve evangelické je pouhého půl procenta (51 tisíc obyvatel), u československé církve husitské je to ještě méně, 0,4 % z celkového počtu obyvatel (39 tisíc obyvatel). U českoobratské církve evangelické je patrné historické územní podmínění, jedná se o oblasti, kde vznikaly tzv. toleranční sbory již v 19. století, tedy Valašsko, území kolem Žďáru nad Sázavou a v Čechách oblast Polabí (okolí Nymburka). Počet obyvatel hlásících se k československé církvi husitské podobně jako u předchozí církve poklesl, dokonce na dvě pětiny stavu v roce 2001. Nejvíce osob hlásících se k této církvi je vyššího věku, dvě třetiny z nich jsou starší 60 let. Soustřeďují se hlavně ve městech, příznivci jsou nejvíce zastoupeni v Libereckém a Královéhradeckém kraji a také v Praze. Další v pořadí byla pravoslavná církev, která s Ruskou pravoslavnou církví podvorje patriarchy moskevského měla 26 tisíc věřících, bydlicích hlavně v Praze, Brně a Plzni. Následuje náboženská společnost Svědkové Jehovovi, která má 13 tisíc příznivců, což je zhruba desetitisícový úbytek oproti roku 2001; nejvíce zastoupená je v Praze a na Ostravsku (ČSÚ, 2013b). Nadále mezi věřícími převažují ženy nad muži, tento poměr je 55 žen na 45 mužů. Z pohledu jednotlivých věkových skupin byly pozorovány rozdíly mezi muži a ženami, se vzrůstajícím věkem roste podíl věřících u obou pohlaví, ale také se zvyšuje rozdíl mezi pohlavími. Rozdíly v absolutních počtech jsou dány větším počtem žen ve vyšším věku díky vyšší naději dožití u žen. Co se týče struktury podle vzdělání, tak pokles celkového počtu věřících ovlivnil hlavně pokles podílu osob se základním vzděláním, snížil se také podíl věřících se středním vzděláním. Oproti

Tab. 3: Náboženské vyznání podle výsledků sčítání lidu 2011

Religious belief according to the 2011 census results

Náboženské vyznání <i>Religious belief</i>	Obě pohlaví <i>Both sexes</i>		Muži / Men		Ženy / Women	
	abs.	v %	abs.	v %	abs.	v %
Katolické / <i>Catholic</i>	1 092 346	10,5	472 157	9,2	620 189	11,6
Evangelické / <i>Evangelical</i>	113 138	1,1	49 627	1,0	63 511	1,2
Pravoslavné / <i>Orthodox</i>	26 350	0,3	12 636	0,2	13 714	0,3
Československé husitské <i>Czechoslovak Hussite Church</i>	39 229	0,4	15 150	0,3	24 079	0,5
Nezjištěno / <i>Not identified</i>	4 662 455	44,7	2 310 094	45,2	2 352 361	44,2
Bez vyznání / <i>No religious belief</i>	3 604 095	34,5	1 838 898	36,0	1 765 197	33,1
Jiné křesťanské / <i>Other Christian</i>	108 719	1,0	45 166	0,9	63 553	1,2
Mimo křesťanské / <i>Not Christian</i>	15 027	0,1	9 505	0,2	5 519	0,1
Věřící nehlásící se k církvi <i>Believers not in parish</i>	705 368	6,8	316 694	6,2	388 674	7,3
Obyvatelstvo celkem <i>Total population</i>	10 436 560	100,0	5 109 766	100,0	5 326 794	100,0

Zdroj: ČSÚ, 2012; vlastní výpočty.

Source: ČSÚ, 2012; custom calculations.

Poznámka: Celkový součet jednotlivých kategorií nerovná se celkovému počtu obyvatel, jelikož v daném zdroji nedává součet kategorií obsažených pod "věřící-hlásící se k církvi" celkový počet věřících-hlásících se k církvi

Source: The total of the individual categories is not equal to the total population because in the source, there the sum of categories included under "believers identified with a church or religious society" is not equal to the total number of "believers identified with a church or religious society".

tomu narostl podíl úplného středního vzdělání a vysokoškolského vzdělání.

Pokud se zabýváme územním rozdělením podílu věřících, tak je stále patrný trend vzrůstu podílu věřících od západu na východ. Pořadí krajů a okresů podle podílu věřících se od roku 1991 téměř nezměnilo, klesaly jen podíly věřících. Stále mají nejnižší podíl věřících kraje Ústecký, Liberecký a Karlovarský, nejvyšší naopak moravské kraje Zlínský, Jihomoravský a Vysočina. Okresy s nejnižším podílem věřících osob se nacházejí v západní části republiky, konkrétně v Ústeckém kraji, dále zůstávají okresy s tradičně nízkým podílem věřících ve Středočeském kraji. Naopak nejvyšší podíl věřících je prakticky na celé Moravě a na Vysočině. Stále platí, že čím větší obec, tím nižší podíl věřících, nicméně vztah je již slabší než v předcházejícím sčítání (ČSÚ, 2013b).

V tabulce 3 je možné vidět zastoupení v jednotlivých skupinách podle náboženského vyznání, jak u obyvatelstva celkem, tak podle pohlaví. Ženy více uvádějí příslušnost k náboženské skupině než muži, pouze ve skupině mimo křesťanské vyznání je zastoupeno více mužů z jejich celkového počtu (0,2 %) než žen (0,1 %). Největší rozdíl je patrný u katolického

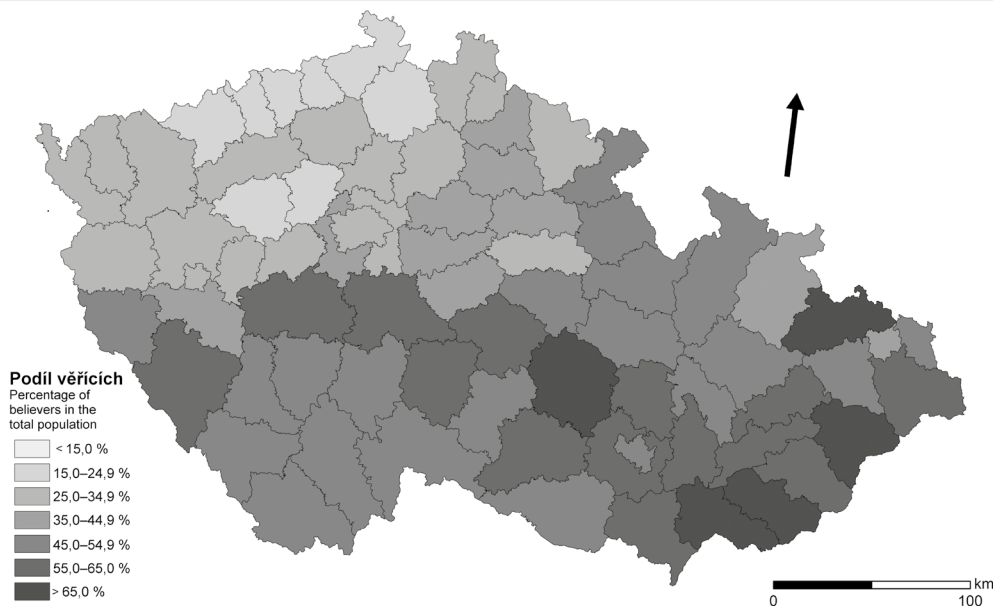
vyznání (11,6 % žen z jejich celkového počtu oproti 9,2 % u mužů). U mužů je naopak více z jejich celkového počtu zastoupeno v kategorii bez vyznání, a sice 36,0 % (u žen jen 33,1 % z jejich celkového počtu) a také v kategorii „neuvedeno“ (45,2 % u mužů oproti 44,2 % u žen). V nově zařazené kategorii věřící, nehlásící se k církvi je zastoupeno více žen (7,3 % z jejich celkového počtu, u mužů pouze 6,2 %) V dalších kategoriích nejsou velké rozdíly, což může být dané malými podíly.

POROVNÁNÍ PROMĚNY REGIONÁLNÍ DIFERENCIACE

Pro srovnání toho, jak se proměnila či neproměnila regionální diference obyvatelstva České republiky podle náboženského vyznání, jsme vytvořili následující obrázky, na kterých je možné porovnat jednotlivé okresy státu podle zastoupení věřících osob v letech 1991, 2001 a 2011. Největší změna v územním členění České republiky byla v roce 1996, kdy vznikl okres Jeseník, který se v době sčítání 1991 řadil pod Šumperk. Jinak je vymezení okresů mezi lety 1991–2011 stejné. V roce 2011 bylo ve sčítání zjišťováno

Obr. 1: Podíl věřících obyvatel v okresech dnešní České republiky ve sčítání 1991

Percentage of believers in the districts of the Czech Republic in the 1991 census



Zdroj: ČSÚ, 1995; ArcČR 500, verze 2.0a.

Sources: ČSÚ, 1995; ArcČR 500, version 2.0a.

Tab. 4: Okresy s nejnižším a nejvyšším podílem věřících ve sčítání 1991

Districts with the lowest and the highest percentage of believers in the 1991 census

Poř. / Rank	Okresy s nejnižším podílem věřících / Districts with the lowest percentage of believers	Podíl věřících / Percentage of believers (%)	Okresy s nejvyšším podílem věřících / Districts with the highest percentage of believers	Podíl věřících / Percentage of believers (%)
1.	Most	20,0	Uherské Hradiště	74,1
2.	Kladno	22,5	Žďár nad Sázavou	68,7
3.	Ústí nad Labem	23,0	Hodonín	68,2
4.	Rakovník	23,7	Opava	67,0
5.	Chomutov	24,3	Vsetín	66,4

Zdroj: ČSÚ, 1995.

Source: ČSÚ, 1995.

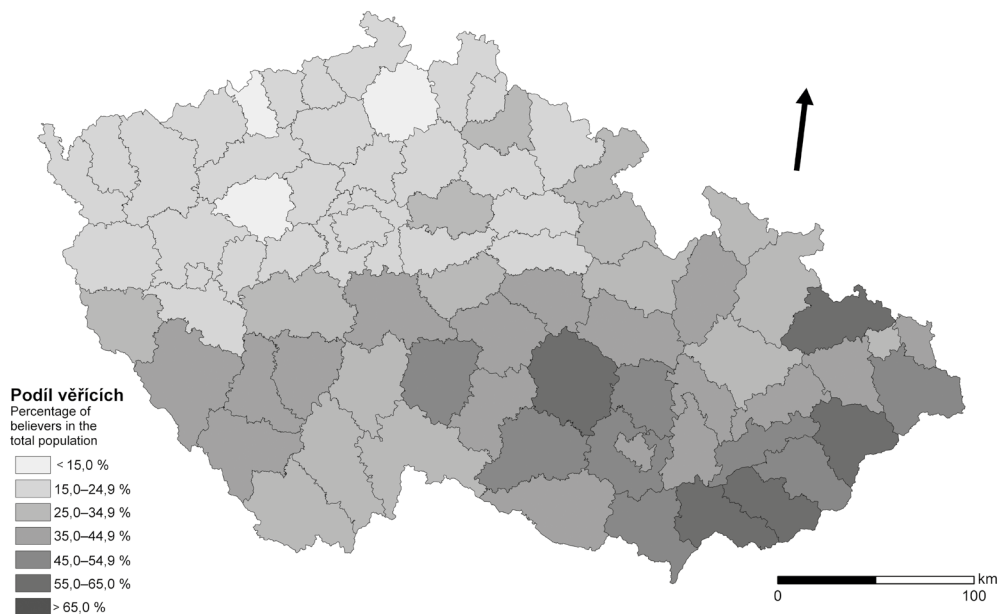
obyvatelstvo v definitivních výsledcích na základě obvyklého, nikoli trvalého pobytu. Tato změna definice by mohla ovlivnit výsledky, nicméně na úrovni okresů je rozdíl nepatrný.

Na obrázku 1 můžeme vidět podíl obyvatel, kteří se přihlásili k některému náboženskému vyznání, k celkovému počtu obyvatel daného okresu. Pro porovnání vývoje s dalšími sčítáními v letech 2001 a 2011 slouží obrázky 2 a 3 zobrazující podíl vě-

řících na celkovém počtu obyvatel daného okresu v těchto sčítáních. V roce 2011 jsme celkový počet věřících spočítali jako součet kategorie věřící, nehlásící se k církvi a věřící, hlásící se k církvi. Hodnoty jsou rozděleny do sedmi intervalů podle Sturgesova pravidla (Nosek, 2009), intervaly jsou stejné u všech tří sčítání a jsou po deseti procentních bodech, aby bylo možné porovnat jednotlivá sčítání, je tedy možné, že v některém sčítání se nevyskytuje

Obr. 2: Podíl věřících obyvatel v okresech dnešní České republiky ve sčítání 2001

Percentage of believers in the districts of the Czech Republic in the 2001 census



Zdroj: ČSÚ, 2005; ArcČR 500, verze 2.0a.
Sources: ČSÚ, 2005; ArcČR 500, version 2.0a.

Tab. 5: Okresy s nejnižším a nejvyšším podílem věřících ve sčítání 2001

Districts with the lowest and the highest percentage of believers in the 2001 census

Poř. / Rank	Okresy s nejnižším podílem věřících / Districts with the lowest percentage of believers	Podíl věřících / Percentage of believers (%)	Okresy s nejvyšším podílem věřících / Districts with the highest percentage of believers	Podíl věřících / Percentage of believers (%)
1.	Most	12,4	Uherské Hradiště	64,2
2.	Rakovník	14,4	Hodonín	57,6
3.	Česká Lípa	15,0	Opava	57,2
4.	Děčín	15,2	Žďár nad Sázavou	56,6
5.	Ústí nad Labem	15,3	Vsetín	56,2

Zdroj: ČSÚ, 2005.
Source: ČSÚ, 2005.

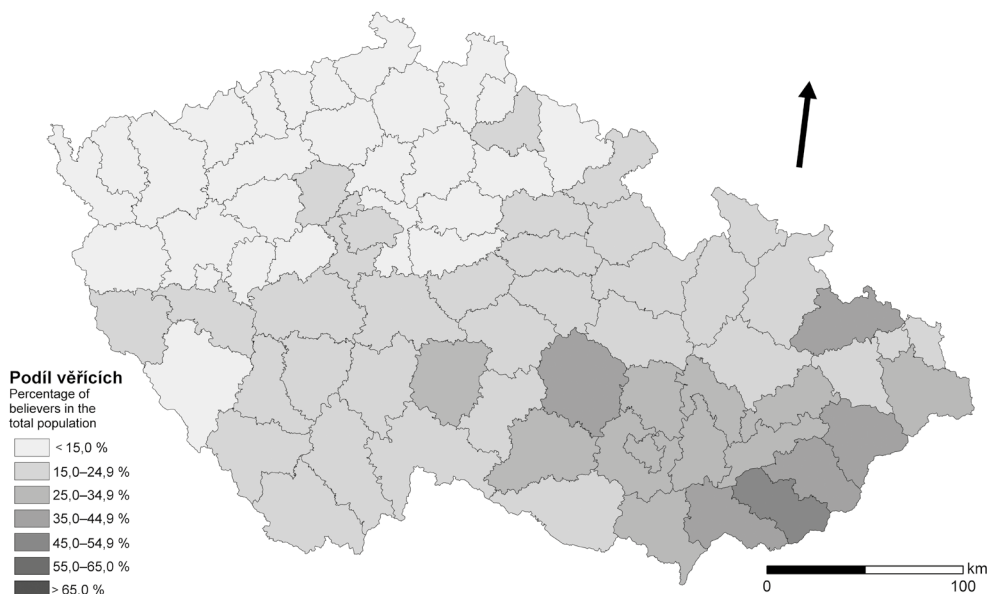
některý interval. V roce 1991 byly patrné největší rozdíly mezi okresy a také bylo dosahováno největších podílů. Jsou také viditelné vysoké hodnoty v jižní části Čech, na Vysočině a na Moravě, kde má náboženské vyznání větší tradici, naopak nižší hodnoty jsou ve městech. Nejvyšší hodnota (74,1 % věřících) byla dosažena v okrese Uherské Hradiště. V tabulce 4 můžeme vidět podíly věřících v 5 okresech s nejvyššími a nejnižšími hodnotami.

Do kategorie nad 65,0 % věřících patří ještě Žďár nad Sázavou, Hodonín, Opava a Vsetín. Naopak nejnižších hodnot bylo dosaženo v Čechách, a sice v okresech Most (kde je minimum 20,0 %), následuje Kladno, Ústí nad Labem, Rakovník a Chomutov. Do kategorie 15,0–24,9 % spadají ještě 3 další okresy.

V roce 2001 je již posun k nižším podílům věřících v jednotlivých okresech, i když stále zůstává rozdělení na více věřící jižní Čechy, Vysočinu

Obr. 3: Podíl věřících obyvatel v okresech dnešní České republiky ve sčítání 2011

Percentage of believers in the districts of the Czech Republic in the 2011 census



Zdroj: ČSÚ, 2013b; ArcČR 500, verze 2.0a.

Sources: ČSÚ, 2013b; ArcČR 500, version 2.0a.

Tab. 6: Okresy s nejnižším a nejvyšším podílem věřících ve sčítání 2011

Districts with the lowest and the highest percentage of believers in the 2001 census

Poř. / Rank	Okresy s nejnižším podílem věřících / Districts with the lowest percentage of believers	Podíl věřících / Percentage of believers (%)	Okresy s nejvyšším podílem věřících / Districts with the highest percentage of believers	Podíl věřících / Percentage of believers (%)
1.	Most	8,6	Uherské Hradiště	45,8
2.	Rakovník	9,8	Hodonín	38,5
3.	Česká Lípa	9,9	Žďár nad Sázavou	38,2
4.	Chomutov	10,0	Vsetín	35,5
5.	Děčín	10,0	Zlín	35,2

Zdroj: ČSÚ, 2013b.

Source: ČSÚ, 2013b.

a Moravu a nižší podíly věřících ve městech a v Čechách, hlavně severních. Nejvyšších hodnot bylo dosaženo opět v okrese Uherské Hradiště (64,2 %), následovaném okresy Hodonín, Opava, Žďár nad Sázavou a Vsetín (viz. tab. 5). Oproti předchozímu sčítání se okresy na předních pěti pozicích nezměnily, můžeme zde vidět poměrně stabilní vývoj, i když rozdíly v procentních bodech jsou malé.

Naopak nejnižší hodnota byla znovu v okrese Most (12,4 %) a dále Rakovník, Česká Lípa, Děčín a Ústí nad Labem. Mezi okresy s nízkým podílem věřících přibýly okresy Děčín a Česká Lípa, které nahradily Kladno a Chomutov. Nicméně rozdíly mezi okresy jsou malé a tyto okresy se nachází na dalších pozicích. Dochází také k homogennějšímu uspořádání okresů v Čechách, většina okresů (kromě jižních Čech a několika okresů

s nižšími hodnotami) je v rozmezí 15,0–24,9 % věřících (případně 25,0–34,9 % věřících). Nejvyššího intervalu (více než 65,0 % věřících) již žádný z okresů nedosáhl.

V roce 2011 došlo oproti předchozímu sčítání ještě k dalšímu poklesu podílu věřících obyvatel. V tomto sčítání na rozdíl od předchozích je bydliště definováno na základě obvyklého, ne trvalého pobytu, což na výsledky nemá příliš velký vliv, jelikož regionální diference zůstává velmi obdobná.

Většina České republiky se nachází v intervalech méně než 15,0 % a 15,0–24,9 %. Na Moravě zůstávají hodnoty o něco vyšší, maximální hodnota je v okrese Uherské Hradiště, a sice 45,9 %, nachází se jako jediný okres v intervalu 45,0–54,9 %, což je velký pokles

oproti roku 2001, ve vyšších dvou intervalech se nenacházejí žádné okresy. Jak je možné vidět v tabulce 6, další v pořadí jsou podobné jako v předchozích letech okresy Hodonín, Žďár nad Sázavou, Vsetín a Zlín, který nahradil Opavu, ta je ale hned na 6. místě. Tyto okresy se nachází v intervalu 35,0–44,9 %. Naopak nejnižší hodnota je v okrese Most (8,6 %), následovaném okresy Rakovník, Česká Lípa, Chomutov a Děčín. Okres Chomutov nahradil Ústí nad Labem, které ale bylo ve sčítání 1991 mezi prvními pěti okresy a v roce 2011 je na 6. místě.

Pro srovnání statistických charakteristik polohy a variability okresů v letech 1991, 2001 a 2011 jsme vytvořili tabulku 7. V ní je možné vidět hodnoty minima, maxima a rozpětí, tedy rozdíl maximum – minimum

Tab. 7: Statistické charakteristiky podílu věřících v okresech ve sčítání 1991, 2001 a 2011

Statistical characteristics of the percentage of believers in the districts in 1991, 2001 and 2011 censuses

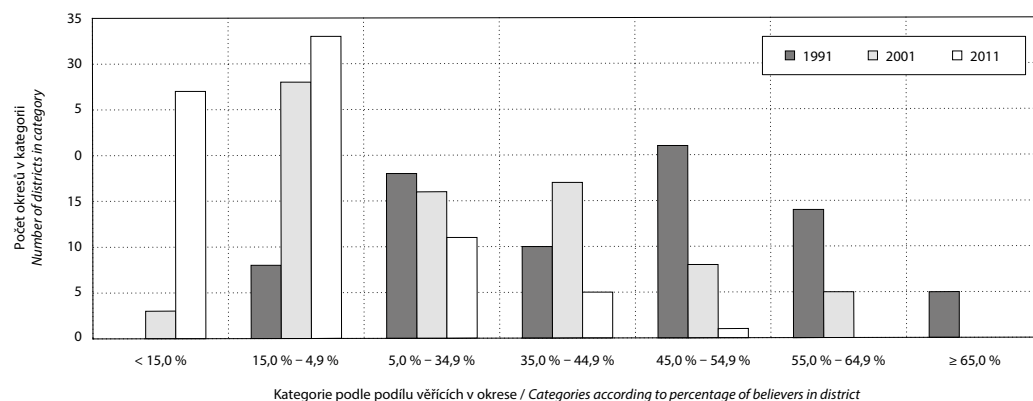
Statistické charakteristiky / Statistical characteristics	1991	2001	2011
Minimum (v %)	19,98	12,38	8,62
Maximum (v %)	74,08	64,24	45,87
Průměr / Mean (v %)	43,95	31,54	19,91
Směrodatná odchylka / Standard deviation (v %)	13,83	12,63	8,21
Rozpětí / Variation (v pr. b.)	54,10	51,86	37,25
Variační koeficient / Coefficient of variation	0,31	0,40	0,41

Zdroj: ČSÚ, 2005; ČSÚ, 2013b; vlastní výpočty

Source: ČSÚ, 2005; ČSÚ, 2013b; custom calculations

Graf 2: Okresy podle podílu věřících v jednotlivých kategoriích, sčítání 1991–2011

Districts according to the proportion of believers in each category, census 1991–2011



Zdroj: ČSÚ, 1995; ČSÚ, 2005; ČSÚ, 2013b; vlastní výpočty.

Source: ČSÚ, 1995; ČSÚ, 2005; ČSÚ, 2013b; custom calculations.

Tab. 8: Porovnání pořadových korelačních koeficientů dle podílu věřících osob v okresech pro výsledky sčítání 1991, 2001 a 2011 | Comparison of rank correlation coefficients according to the percentage of believers in the districts for the results of the census in 1991, 2001 and 2011

Ukazatel / Indicator	Hodnota / Value
Spearmanův koeficient pořadové korelace pro SLDB 1991 a 2001 <i>Spearman's rank correlation coefficient for censuses 1991 and 2001</i>	0,9380
Spearmanův koeficient pořadové korelace pro SLDB 1991 a 2011 <i>Spearman's rank correlation coefficient for censuses 1991 and 2011</i>	0,8419
Spearmanův koeficient pořadové korelace pro SLDB 2001 a 2011 <i>Spearman's rank correlation coefficient for censuses 2001 and 2011</i>	0,9232
Kendallův koeficient shody mezi výsledky SLDB 1991, 2001 a 2011 <i>Kendall rank correlation coefficient between censuses 1991, 2001 and 2011</i>	0,9341

Zdroj: ČSÚ, 1995; ČSÚ, 2005; ČSÚ, 2013b; vlastní výpočty.

Source: ČSÚ, 1995; ČSÚ, 2005; ČSÚ, 2013b; custom calculations.

v jednotlivých letech. Je patrný výrazný pokles maximální a také minimální hodnoty. V roce 2001 nedošlo oproti roku 1991 k výraznému snížení rozpětí, nicméně v roce 2011 se rozdíl mezi maximem a minimem ještě výrazněji snížil. Došlo také k výraznému poklesu průměru mezi lety 1991 a 2011, v roce 2011 dosahoval průměr již jen poloviny průměru podílu věřících v roce 1991. Pokud se podíváme na vhodnou charakteristiku variability pro srovnání změn mezi jednotlivými lety, tedy variační koeficient, je zřejmé, že variabilita mezi roky sčítání v rozdělení okresů podle podílu věřících se ve sledovaném období zvyšuje. Výrazný byl nárůst variability v roce 2001, v roce 2011 již není tak patrný.

Pokud bychom srovnávali variabilitu okresů rozdělených do skupin podle podílu věřících v okrese, můžeme se podívat na graf 2. V grafu je vidět, jak ve sčítání 1991 bylo rozdělení do okresů ještě poměrně rovnoměrné (až na nižší hodnotu v kategorii 35,0–44,9 %, která by mohla indikovat rozdělení České republiky na více věřící okresy na Moravě a méně věřící v Čechách s méně zastoupenou hranicí mezi těmito skupinami) a chybějící zastoupení v kategorii méně než 15 %. V roce 2001 již dochází k posunu směrem ke kategoriím s nižším podílem věřících, výrazné zastoupení je v kategorii 15,0–24,9 %. Dalo by se odvodit, že se stírají rozdíly mezi Čechy a Moravou, nicméně právě velké zastoupení ve 2. kategorii nechává tento rozdíl ještě patrný. V tomto roce také již není žádný okres zastoupen v kategorii více než 65 %. V následujícím sčítání v roce 2011 dochází k dalšímu posunu směrem ke kategoriím s nižším podílem věřících, přesto stále zůstává nejvíce zastoupenou kategorie 15,0–24,9 %, ale je obrovský nárůst kategorie méně než 15 %, na druhou nejvyšší hodnotu. Ve dvou

nejvyšších kategoriích není již zastoupen žádný okres a zastoupení v jednotlivých kategoriích je více nerovnoměrné než ve sčítání 1991.

Ačkoliv docházelo v posledních dvou dekadách k poklesu podílu věřících na celém našem území, tak – jak již bylo patrné z uvedených kartogramů – celkový regionální obraz zůstává velmi obdobný. Toto tvrzení dokazují i vypočtené korelační koeficienty, a to jak mezi dvěma sledovanými roky sčítání pomocí Spearmanova koeficientu pořadové korelace, tak i mezi všemi třemi sledovanými roky, kdy vypočtený Kendallův koeficient shody, který je založen také na porovnávání pořadí studovaných jednotek (viz např. Hendl, 2011), dosáhl hodnot přes 0,9, což znamená silnou shodu pořadí studovaných proměnných (viz tab. 8).

ZÁVĚR

Předkládaný článek se zaměřil na studium změn v otázce náboženského vyznání obyvatelstva České republiky na základě výsledků sčítání lidu v letech 1991, 2001 a 2011. Pozornost směřovala jak na studium zastoupení církevních denominací, tak na studium proměny regionální diferenciace zastoupení věřících osob. Bylo zjištěno, že strukturální zastoupení osob hlásících se k jednotlivým církvím zůstává po všechny tři roky sčítání obdobné, byť celkově podíl věřících osob s postupem času klesá. Tento pokles postihuje všechny regiony obdobně, což potvrzuje následující studium regionální diferenciace na úrovni okresů České republiky – územní obraz zastoupení věřících osob, včetně sledování okresů s nejvyšším a nejnižším podílem, je prakticky neměnný, což potvrdily i vysoké hodnoty pořadových korelačních koeficientů.

Literatura a zdroje dat

- ČSÚ. 1995. *Náboženské vyznání obyvatelstva podle výsledků sčítání lidu v letech 1921–1991*. Praha: ČSÚ.
- ČSÚ. 2003a. *Náboženské vyznání obyvatelstva podle výsledků SLDB 2001*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 6. 10. 2014].
Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/tz.nsf/i/nabozenske_vyznani_obyvatelstva_podle_vysledku_sldb_2001753951>.
- ČSÚ. 2003b. *Náboženské vyznání podle výsledků sčítání lidu*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 11. 10. 2014].
Dostupné z: <<http://www.czso.cz/csu/2003edicniplan.nsf/p/4110-03>>.
- ČSÚ. 2005. *Sčítání lidu, domů a bytů 2001 – Pramenné dílo*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 6. 10. 2014].
Dostupné z: <<http://www.czso.cz/csu/2005edicniplan.nsf/p/4132-05>>.
- ČSÚ. 2006. *Statistika: Od historie po současnost*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 13. 10. 2014].
Dostupné z: <[http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/statistika:_od_historie_po_soucasnost/\\$File/historie_csu.pdf](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/statistika:_od_historie_po_soucasnost/$File/historie_csu.pdf)>.
- ČSÚ. 2012. *Definitivní výsledky sčítání lidu 2011 dostupné na internetu*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 19. 1. 2015].
Dostupné z: <<http://www.scitani.cz>>.
- ČSÚ. 2013a. *Demografická příručka 2012*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 25. 10. 2014].
Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/publ/4032-13-n_2013>.
- ČSÚ. 2013b. *Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – Pramenné dílo*. [Online]. Praha: ČSÚ. [cit. 13. 10. 2014].
Dostupné z: <<http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/p/24000-13>>.
- Hanus, M. – Šídlo, L. 2015. *Školní atlas dnešního Česka*. Praha: Terra-klub. Připravované vydání.
- Hendl, J. 2006. *Přehled statistických metod zpracování dat*. Praha: Portál.
- Lužný, D. – Navrátilová, J. 2001. Religion and Secularisation in the Czech Republic. *Czech Sociological Review*, 9, 1, s. 85–98.
- Morávková, Š. 2004. Metodologie zjišťování náboženského vyznání při sčítání lidu, domů a bytů 2001. *Demografie*, 46, č. 2, s. 116–120.
- Nešpor, Z. R. 2004. Religious Processes in Contemporary Czech Society. *Sociologický časopis*, 40, č. 3, s. 277–295.
- Nosek, V. 2009. *Vzorecky*. [Online]. Praha: KSGRR PřF UK. [cit. 1. 10. 2014].
Dostupné z: <<http://www.natur.cuni.cz/~nosek6/admin/volne/vzorecky.doc>>.
- Srb, V. 2003. Vzdělání obyvatelstva staršího 15 let podle náboženského vyznání. *Demografie*, 45, č. 3, s. 197–230.
- Zhang, L. 2008. Religious affiliation, religiosity, and male and female fertility. *Demographic Research*, 18, no. 1, p. 233–262.
[Online]. [cit. 26. 9. 2014]. Dostupné z [www: < http://www.demographic-research.org/volumes/vol18/8/18-8.pdf >](http://www.demographic-research.org/volumes/vol18/8/18-8.pdf).

SROVNÁNÍ ZÁKLADNÍCH DEMOGRAFICKÝCH ÚDAJŮ ZEMÍ EU PODLE ÚZEMNÍCH JEDNOTEK NUTS 2

Pavel Čtrnáct

Statistický úřad Evropských společenství (Eurostat) zavedl již před řadou let soustavu statistických územních jednotek NUTS (z franc. *La Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques*), podle nichž jsou zveřejňovány výsledky ekonomických i sociálních statistik. Definice, legislativní forma a závaznost jednotek NUTS byla stanovena v Nařízení Evropské komise č. 1059/2003 s platností od 1. 6. 2003. Přes poměrně dlouhou dobu užívání těchto jednotek ve statistické praxi nejsou v obecném povědomí laické i odborné veřejnosti v řadě případů obecně známy nebo není přesná představa o jejich charakteristikách a vzájemné srovnatelnosti. Proto přistupujeme ke zveřejnění základních demografických údajů v tomto členění. Vcelku málo známý je i fakt, že území EU zasahuje i mimo Evropu. Jde o územní součásti Francie (tzv. zámořské departementy Guyana a ostrovy Réunion, Martinique a Guadeloupe, od 1.1.2015 je samostatnou jednotkou i ostrov Mayotte) a Portugalska (autonomní kraje Madeira a Azory), přímou

součástí Španělska jsou Kanárské ostrovy a africké enklávy Ceuta a Melilla.

Územní jednotky NUTS jsou vždy skladebné z nižších administrativně správních jednotek. Vedle jednotek NUTS jsou ještě definovány jednotky LAU (local administrative units), kde úroveň LAU 1, jež není užívána ve všech členských zemích, odpovídá v ČR okresům a LAU 2 obcím. Vymezení územních jednotek NUTS není neměnné. V období 2010–2013 došlo např. ke změnám hranic (popřípadě ke slučování nebo ke vzniku nových jednotek) ve Slovinsku, Spojeném království, Německu, Řecku, Polsku nebo Portugalsku. Přepočty dat v důsledku územních změn zajišťují národní statistické úřady. Od 1. ledna 2015 je v platnosti revize klasifikace územních jednotek nazývaná NUTS 2013. V České republice byla klasifikace územních statistických jednotek zavedena Opatřením ČSÚ ze dne 27. dubna 1999, jež bylo publikováno ve Sbírce zákonů a v dalším období několikrát novelizováno, naposledy Sdělením ČSÚ o změně v Klasifikaci územních statistických jednotek č. 363/2012 Sb.

Soustava územních jednotek má tedy tyto hierarchické úrovně:

Tab. 1: Hierarchický přehled územních jednotek užívaných pro publikaci statistických údajů za členské státy EU

A hierarchical breakdown of territorial units used for publication of statistical data for EU Member States

Kategorie územní jednotky <i>Category of territorial unit</i>	Rozmezí počtu obyvatel (v mil.) / <i>Population (in mil.)</i>	Počet územních jednotek <i>Number of territorial units</i>		Název územní jednotky v ČR <i>Name of territorial unit in the Czech Republic</i>
		v EU / <i>in EU</i>	v ČR / <i>in CR</i>	
NUTS 1	3,0 – 7,0	98	1	Česká republika
NUTS 2	0,8 – 3,0	272	8	oblast
NUTS 3	0,15 – 0,8	1 342	14	kraj
LAU 1	x	x	77	okres
LAU 2	x	120 970	6 251	obec

Zdroj: Eurostat; ČSÚ.

Source: Eurostat; Czech Statistical Office.

Základní demografické údaje a výsledky sčítání lidu, domů a bytů jsou k dispozici v mnoha případech i za nejmenší územní jednotky (LAU 2 – obce). Většina údajů je však do Eurostatu předávána pouze do úrovně NUTS 3 a jsou dostupné z adresy www.ec.europa.eu/eurostat s možností výběru konkrétní databáze a dále pak ukazatelů nebo území a stažení dat ve formátech *csv* nebo *xls*. Údaje jsou rovněž obsaženy na internetových stránkách statistických úřadů jednotlivých členských zemí. Nejvíce jsou využívány údaje za jednotky NUTS 2, jež představují tzv. regiony soudržnosti, na něž jsou napojeny zejména finanční fondy a operační programy EU.

Z hlediska statistické srovnatelnosti nejsou NUTS 2 ideálními jednotkami, protože mají administrativní charakter. V mnoha zemích byla při jejich vymezení sledována účelovost, tj. oddělení vyspělých oblastí a oblastí méně ekonomicky vyspělých, kde je úroveň HDP na hlavu nižší než průměr EU (28) a jež z tohoto titulu získávají finanční prostředky z fondů soudržnosti EU. Proto je i v ČR vyčleněno jako samostatná jednotka NUTS 2 Hlavní město Praha, kde hodnota HDP na hlavu činí 171 % průměru EU (v r. 2013), kdežto žádná další jednotka NUTS 2 nedosahuje hranice 100 %. Naproti tomu v některých jiných zemích rozdělení v podstatě odpovídá historickým regionům a provinciím (např. Francie, Itálie, Španělsko). Účelovost vymezení se určitým způsobem promítá do velikostní struktury jednotek NUTS 2 a jejich rozlo-

žení podle počtu obyvatel (viz tab. 2). Tyto jednotky z hlediska demografických údajů nepředstavují ideální srovnávací úroveň a rozhodně je nelze považovat za „přirozené“ demografické regiony vymezené s ohledem na příbuzný charakter demografické reprodukce na jejich území. Nejsou mnohdy ani regiony geografickými. Přesto je užitečné demografické údaje podle jednotek NUTS 2 srovnávat. Jednotky NUTS jsou vymezeny i v některých nečlenských zemích EU, nejsou vymezeny v kandidátské Srbské republice.

Práce s databázemi Eurostatu není úplně bez problémů. Ojedinele se objevují nekonzistence dat uváděných ve více zdrojových databázích a také rozdíly oproti údajům publikovaným národními statistickými úřady. Markantní jsou tyto rozdíly například u Německa, kde údaje publikované Eurostatem za jednotlivé NUTS 2 nedávají součet za stát celkem. Celostátní údaj a údaje za jednotlivé spolkové země byly adjustovány s ohledem na výsledky sčítání v roce 2011 a v této podobě i publikovány na webu spolkového statistického úřadu (Destatis). Celkový počet obyvatel Německa tak byl na základě výsledků sčítání snížen o více než 1,5 mil. obyvatel (součet za jednotky NUTS 2 je 81,8 mil., údaj Destatis pouze 80,2 mil.). V tabulkovém přehledu je proto za Německo uveden součet údajů za NUTS 2, z nichž vycházejí i výpočty demografických měr. V menší míře nastal tento problém i u Francie, kde způsob adjustace výsledků v systému založeném na „rotačním censu“ není plně vysvětlen.

Tab. 2: Struktura územních jednotek NUTS 2 v členských státech EU k 1.1.2012

The structure of territorial units NUTS 2 in EU Member States as of 1.1.2012

Velikostní kategorie Size category	NUTS 2		Počet obyvatel / Total population	
	abs.	%	abs.	%
do 499 999	31	11,4	9 992 625	2,0
500 000 – 999 999	43	15,8	30 873 116	6,1
1 000 000 – 1 999 999	107	39,4	152 529 713	30,2
2 000 000 – 4 999 999	80	29,4	235 269 253	46,5
5 000 000 a více / and more	11	4,0	76 948 109	15,2
Celkem / Total	272	100,0	505 612 816	100,0
Průměrný počet obyvatel Average population	3 717 741			
Průměrná rozloha v km ² Average area in km ²	16 407			

Zdroj: Údaje Eurostatu; vlastní propočty.

Source: Eurostat; own calculation.

Tab. 3: Přehled základních demografických údajů za územní jednotky NUTS 2 v roce 2012 v členských státech Evropské unie, kandidátských zemích a zemích EFTA

Overview of basic demographic data for territorial units NUTS 2 in 2012 in the EU Member States, candidate countries and EFTA

Kód / Code NUTS 2013	Název územní jednotky Name of territorial unit	Rozloha km ² Area (sq. km)	Počet obyvatel Total population 1. 1. 2012	Obyv./km ² Density (a sq. km)	Živé narození Live births	Zemřelí / Deaths	Přirozený přírůstek Natural change	Saldo migrace Net migration	Celkový přírůstek Total pop. change	Na 1 000 obyvatel / Per 1,000 inhabitants					Celková plodnost Total fertility	Kojenecká úmrtnost Infant mortality	Střední délka života / Life expectancy	
										Živé narození Live births	Zemřelí / Deaths	Přirozený přír. Natural change	Saldo migrace Net migration	Celk. přírůstek Total population change			Muži / Males	Ženy / Females
EU (28)		4 462 593	505 612 816 ^(a)	115	5 227 929	5 006 263	221 666	824 134	1 045 800	10,4	9,8	0,4	1,7	2,2	1,58	3,8	77,5	83,1
BE	BELGIE	30 527	11 094 850	363	128 051	109 076	18 975	47 817	66 792	11,5	9,8	1,7	4,3	6,0	1,79	3,8	77,8	83,1
BE10	Reg. Bruxelles/Brussel	161	1 159 448	7 202	18 734	9 697	9 037	6 139	15 176	16,1	8,3	7,7	5,3	13,0	1,94	3,5	77,6	82,4
BE21	Prov. Antwerpen	2 867	1 791 024	625	21 308	17 177	4 131	7 154	11 285	11,9	9,6	2,3	4,0	6,3	1,86	4,9	78,8	83,4
BE22	Prov. Limburg (BE)	2 422	852 056	352	8 874	7 210	1 664	2 243	3 907	10,4	8,4	1,9	2,6	4,6	1,67	3,5	79,3	83,9
BE23	Prov. Oost-Vlaanderen	2 982	1 458 467	489	15 956	14 454	1 502	5 181	6 683	11,2	9,9	1,0	3,5	4,6	1,72	4,2	78,1	83,6
BE24	Prov. Vlaams-Brabant	2 106	1 097 210	521	11 429	10 011	1 418	5 109	6 527	10,4	9,1	1,3	4,6	5,9	1,71	3,1	79,4	84,3
BE24	Prov. West-Vlaanderen	3 144	1 173 818	373	11 444	12 293	-849	4 598	3 749	9,7	10,5	-0,7	3,9	3,2	1,73	3,6	79,0	84,3
BE31	Prov. Brabant Wallon	1 091	386 836	355	3 964	3 487	477	2 166	2 643	10,2	9,0	1,2	5,6	6,8	1,75	4,8	78,3	83,6
BE32	Prov. Hainaut	3 786	1 326 386	350	14 944	15 170	-226	6 329	6 103	11,2	11,4	-0,2	4,8	4,6	1,82	3,0	74,7	81,8
BE33	Prov. Liège	3 862	1 090 043	282	12 521	11 809	712	5 222	5 934	11,5	10,8	0,7	4,8	5,4	1,80	3,6	76,4	81,9
BE34	Prov. Luxembourg (BE)	4 440	276 154	62	3 419	2 660	759	1 365	2 124	12,3	9,6	2,7	4,9	7,7	1,96	3,5	76,7	82,1
BE35	Prov. Namur	3 666	483 408	132	5 458	5 108	350	2 311	2 661	11,3	10,5	0,7	4,8	5,5	1,79	3,1	75,4	82,0
BG	BULHARSKO	110 900	7 327 224	66	69 121	109 281	-40 160	-2 512	-4 672	9,5	15,0	-5,5	-0,3	-5,8	1,50	7,8	70,9	77,9
BG31	Severozápaden	19 075	836 601	44	6 979	16 546	-9 567	-3 565	-13 132	8,4	19,9	-11,5	-4,3	-15,8	1,71	10,3	69,5	76,5
BG32	Severní střední	14 805	853 468	58	7 233	14 203	-6 970	-1 987	-8 957	8,5	16,7	-8,2	-2,3	-10,6	1,45	8,3	70,6	77,2
BG33	Severozápadní	14 645	961 965	66	9 412	13 413	-4 001	-5 04	-4 505	9,8	14,0	-4,2	-0,5	-4,7	1,52	8,6	70,8	77,4
BG34	Yugoiztoční	19 797	1 072 850	54	11 024	15 768	-4 744	-1 25	-4 869	10,3	14,7	-4,4	-0,1	-4,5	1,75	10,5	70,4	77,6
BG41	Yugozápadní	20 255	2 131 233	105	20 707	28 607	-7 900	5 450	-2 450	9,7	13,4	-3,7	2,6	-1,2	1,32	4,4	71,7	78,8
BG42	Yuzhen tseňtralni	22 323	1 471 107	66	13 766	20 744	-6 978	-1 781	-8 759	9,4	14,1	-4,8	-1,2	-6,0	1,54	6,4	71,4	78,7
CZ	ČESKÁ REPUBLIKA	78 866	10 505 445	133	108 576	108 189	387	10 783	10 680	9,3	10,3	0,0	1,0	1,0	1,45	2,6	75,1	81,2
CZ01	Praha	496	1 241 664	2 503	14 176	12 411	1 765	3 351	5 116	11,4	10,0	1,4	2,7	4,1	1,38	1,6	77,1	82,1
CZ02	Střední Čechy	11 015	1 279 345	116	14 428	12 752	1 676	10 795	12 471	11,2	9,9	1,3	8,4	9,7	1,54	2,1	75,1	80,9
CZ03	Jihozápad	17 617	1 207 847	69	12 423	12 507	-84	1 535	1 451	10,3	10,3	-0,1	1,3	1,2	1,48	2,7	75,3	81,3
CZ04	Severozápad	8 649	1 131 191	131	11 035	12 031	-996	-1 705	-2 701	9,8	10,6	-0,9	-1,5	-2,4	1,44	3,8	75,5	79,5
CZ05	Severovýchod	12 441	1 508 867	121	15 444	15 614	-170	-717	-887	10,2	10,4	-0,1	-0,5	-0,6	1,49	3,0	75,3	81,2
CZ06	Jihovýchod	13 990	1 678 250	120	17 487	16 932	555	1 052	1 607	10,4	10,1	0,3	0,6	1,0	1,46	3,1	75,5	82,1
CZ07	Střední Morava	9 230	1 227 668	133	11 796	12 794	-998	-1 368	-2 366	9,6	10,4	-0,8	-1,1	-1,9	1,38	2,5	74,6	81,7
CZ08	Moravskoslezsko	5 427	1 230 613	227	11 787	13 148	-1 361	-2 650	-4 011	9,6	10,7	-1,1	-2,2	-3,3	1,41	2,2	73,7	80,2

Tab. 3: Přehled základních demografických údajů za územní jednotky NUTS 2 v roce 2012 v členských státech Evropské unie, kandidátských zemích a zemích EFTA

Overview of basic demographic data for territorial units NUTS 2 in 2012 in the EU Member States, candidate countries and EFTA

Kód / Code NUTS 2013	Název územní jednotky Name of territorial unit	Rozloha (sq. km)	Počet obyvatel Total population 1. 1. 2012	Obyv./km ² Density per sq. km	Živě narozeni Live births	Zemřelí / Deaths	Přirozený přírůstek Natural change	Saldo migrace Net migration	Celkový přírůstek Total pop. change	Na 1 000 obyvatel / Per 1,000 inhabitants					Celková porodnost Total fertility	Kojenecká úmrtnost Infant mortality	Střední délka životy / Life expectancy	
										Živě narozeni Live births	Zemřelí Deaths	Přirozený přír. Natural change	Saldo migrace Net migration	Celk. přírůstek Total population change			Muži / Males	Ženy / Females
DK	DÁNSKO	42 895	5 580 516	130	57 916	52 325	5 591	16 521	22 112	10,4	9,4	1,0	3,0	4,0	1,73	3,4	78,1	82,1
DK01	Hovedstaden	2 546	1 714 589	673	20 631	15 299	5 332	12 147	17 479	12,0	8,9	3,1	7,0	10,1	1,65	3,4	77,9	82,0
DK02	Sjælland	7 218	817 907	113	6 647	8 507	-1 860	312	-1548	8,1	10,4	-2,3	0,4	-1,9	1,77	3,8	77,3	81,7
DK03	Syddanmark	12 257	1 201 342	98	11 554	11 716	-162	239	77	9,6	9,8	-0,1	0,2	0,1	1,84	4,4	78,3	82,3
DK04	Midtjylland	13 000	1 266 682	97	13 454	10 930	2 524	3 304	5 828	10,6	8,6	2,0	2,6	4,6	1,78	2,8	78,8	82,5
DK05	Nordjylland	7 874	579 996	74	5 630	5 873	-243	519	276	9,7	10,1	-0,4	0,9	0,5	1,83	2,5	78,8	82,2
DE	NĚMECKO	357 131	81 843 743	229	673 544	869 582	-196 038	391 884	195 846	8,4	10,8	-2,4	4,9	2,4	1,38	3,3	78,6	83,3
DE11	Stuttgart	10 558	4 016 012	380	33 981	36 846	-2 865	24 665	21 800	8,4	9,1	-0,7	6,1	5,4	1,37	3,4	80,2	84,4
DE12	Karlsruhe	6 919	2 751 907	398	22 331	26 573	-4 242	18 714	14 472	8,1	9,6	-1,5	6,8	5,2	1,32	3,5	79,9	84,0
DE13	Freiburg	9 357	2 207 106	236	18 100	20 721	-2 621	13 700	11 079	8,2	9,4	-1,2	6,2	5,0	1,37	2,7	80,1	84,6
DE14	Tübingen	8 918	1 811 202	203	15 065	16 444	-1 379	8 633	7 254	8,3	9,1	-0,8	4,8	4,0	1,39	3,5	79,9	84,4
DE21	Oberbayern	17 530	4 430 706	253	41 846	39 288	2 558	49 103	51 661	9,4	8,8	0,6	11,0	11,6	1,39	2,3	80,0	84,1
DE22	Niederbayern	10 329	1 192 543	115	9 379	12 357	-2 978	8 257	5 279	7,8	10,3	-2,5	6,9	4,4	1,38	3,7	78,8	83,2
DE23	Oberpfalz	9 690	1 081 536	112	8 595	11 427	-2 832	5 333	2 501	7,9	10,6	-2,6	4,9	2,3	1,34	1,9	78,2	83,0
DE24	Oberfranken	7 232	1 067 408	148	7 780	12 775	-4 995	1 956	-3039	7,3	12,0	-4,7	1,8	-2,9	1,32	3,6	77,6	82,7
DE25	Mittelfranken	7 245	1 719 494	237	14 506	17 941	-3 435	12 987	9 552	8,4	10,4	-2,0	7,5	5,5	1,36	2,1	78,6	83,5
DE26	Unterfranken	8 531	1 314 910	154	10 047	13 690	-3 643	2 055	-1588	7,6	10,4	-2,8	1,6	-1,2	1,32	3,4	79,3	83,5
DE27	Schwaben	9 994	1 789 294	179	14 886	17 970	-3 084	12 319	9 235	8,3	10,0	-1,7	6,9	5,1	1,43	3,0	79,3	83,5
DE30	Berlin	892	3 501 872	3 927	34 678	32 218	2 460	41 353	43 813	9,8	9,1	0,7	11,7	12,4	1,35	2,5	78,8	83,2
DE40	Brandenburg	29 484	2 495 635	85	18 482	28 403	-9 921	4 800	-4 121	7,4	11,4	-4,0	2,3	-1,7	1,45	2,6	77,6	83,3
DE50	Bremen	419	661 301	1 578	5 639	7 487	-1 848	4 090	2 242	8,5	11,3	-2,8	6,2	3,4	1,32	4,3	77,7	82,8
DE60	Hamburg	755	1 798 836	2 382	17 706	17 012	694	15 067	15 761	9,8	9,4	0,4	8,3	8,7	1,29	3,5	79,2	83,3
DE71	Darmstadt	7 445	3 835 592	515	34 310	36 591	-2 281	29 975	27 694	8,9	9,5	-0,6	7,8	7,2	1,41	2,9	80,0	83,7
DE72	Kiel	5 381	1 039 620	193	8 050	10 998	-2 948	650	-2 298	7,8	10,6	-2,8	0,6	-2,2	1,31	3,0	78,8	83,3
DE73	Gassel	8 289	1 216 914	147	9 247	14 268	-5 021	2 185	-2 836	7,6	11,7	-4,1	1,8	-2,3	1,39	3,6	78,3	83,3
DE80	Mecklenburg-Vorpommern	23 194	1 634 734	70	12 715	18 912	-6 197	-636	-6 833	7,8	11,6	-3,8	-0,4	-4,2	1,43	3,1	76,8	83,1
DE91	Braunschweig	8 100	1 605 980	198	12 081	18 585	-6 504	4 876	-1 628	7,5	11,6	-4,1	3,0	-1,0	1,34	4,5	78,1	83,2
DE92	Hannover	9 048	2 137 489	236	16 403	24 228	-7 825	8 627	802	7,7	11,3	-3,7	4,0	0,4	1,33	3,2	78,5	83,3
DE93	Lüneburg	15 495	1 689 713	109	12 589	18 756	-6 167	6 261	94	7,5	11,1	-3,6	3,7	0,1	1,44	3,9	78,4	82,9

(pokračování)

DE94	Weser-Ems	14 971	2 480 320	166	20 405	25 471	-5066	9 209	4 143	8,2	10,3	-2,0	3,7	1,7	1,46	4,0	78,2	83,0
DEA1	Düsseldorf	5 291	4 182 8	975	58 768	58 768	-16940	20 384	3 444	8,1	11,4	-3,3	4,0	0,7	1,38	3,9	77,9	82,5
DEA2	Köln	7 365	4 007 275	598	37 738	43 717	-6047	21 528	15 481	8,5	9,9	-1,4	4,9	3,5	1,37	3,5	79,0	83,2
DEA3	Münster	6 911	2 897 614	376	20 848	27 185	-6 269	6 020	-249	8,0	10,4	-2,4	2,3	-0,1	1,39	4,0	78,1	83,0
DEA4	Detmold	6 523	2 034 163	312	17 178	21 684	-4 506	2 382	-2 124	8,4	10,7	-2,2	1,2	-1,0	1,46	3,7	78,5	83,3
DEA5	Amsberg	8 008	3 645 437	455	28 163	42 353	-14 190	3 795	-10 395	7,7	11,6	-3,9	1,0	-2,9	1,36	4,0	77,7	82,3
DEB1	Koblenz	8 073	1 477 289	183	11 122	17 492	-6 370	2 221	-4 149	7,5	11,9	-4,3	1,5	-2,8	1,40	4,0	78,3	82,8
DEB2	Trier	4 924	512 988	104	3 974	5 476	-1 502	1 256	-246	7,7	10,7	-2,9	2,4	-0,5	1,31	4,0	79,4	83,5
DEB3	Rheinessen-Pfalz	6 851	2 008 840	293	16 073	21 436	-5 363	9 343	3 980	8,0	10,7	-2,7	4,6	2,0	1,37	4,4	78,8	83,1
DECO	Saarland	2 569	1 013 352	394	6 878	12 290	-5 412	1 566	-3 846	6,8	12,2	-5,4	1,5	-3,8	1,24	3,9	77,7	82,6
DED2	Dresden	7 931	1 624 098	205	14 403	19 144	-4 741	3 909	-832	8,9	11,8	-2,9	2,4	-0,5	1,54	2,0	78,4	84,2
DED4	Chemnitz	6 524	1 511 733	232	11 350	20 612	-9 262	-2 144	-11 406	7,5	13,7	-6,1	-1,4	-7,6	1,51	2,5	77,5	83,8
DED5	Leipzig	3 965	1 001 220	253	8 933	11 559	-2 626	10 104	7 478	8,9	11,5	-2,6	10,1	7,4	1,39	2,8	77,9	83,2
DEEO	Sachsen-Anhalt	20 450	2 313 280	113	16 888	30 321	-13 433	-4 190	-17 623	7,3	13,2	-5,8	-1,8	-7,6	1,42	3,0	76,2 ^{b)}	82,6 ^{b)}
DEFO	Schleswig-Holstein	15 800	2 837 641	180	22 005	31 443	-9 438	13 230	3 792	7,7	11,1	-3,3	4,7	1,3	1,42	3,4	78,8	82,6
DEGO	Thüringen	16 173	2 221 222	137	17 342	27 141	-9 799	-1 710	-11 509	7,8	12,3	-4,4	-0,8	-5,2	1,45	3,2	77,2	83,1
EE	ESTONSKO	45 227	1 325 217	29	14 056	15 450	-1 394	-3 649	-5 043	10,6	11,7	-1,1	-2,8	-3,8	1,56	3,6	71,4	81,5
IE	IRSKO	69 797	4 582 707	66	72 225	28 948	43 377	-34 997	8 380	15,7	6,3	9,5	-7,6	1,8	2,01	3,5	78,6	83,2 ^{b)}
IE01	Border, Midland and Western	33 252	1 236 529	37	18 972 ^{b)}	8 335 ^{b)}	10 637 ^{b)}	-11 823 ^{b)}	-1 186 ^{b)}	15,3 ^{b)}	6,7 ^{b)}	8,6 ^{b)}	-9,6 ^{b)}	-1,0 ^{b)}	2,09 ^{b)}	3,7 ^{b)}	78,9 ^{b)}	83,2 ^{b)}
IE02	Southern and Eastern	36 545	3 346 178	92	55 678 ^{b)}	20 660 ^{b)}	35 018 ^{b)}	-22 006 ^{b)}	13 012 ^{b)}	16,3 ^{b)}	6,2 ^{b)}	10,5 ^{b)}	-6,6 ^{b)}	3,9 ^{b)}	2,09 ^{b)}	3,4 ^{b)}	78,5 ^{b)}	82,9 ^{b)}
EL	ŘECKO	131 957	11 123 034	84	100 371	116 668	-16 297	-44 229	-60 526	9,0	10,5	-1,5	-4,0	-5,5	1,34	2,9	78,0	83,4
EL51	Anatoliki Makedonia, Thraki ¹⁾	14 157	622 159	44	5 325	7 122	-1 797	4 841	3 044	8,5	11,4	-2,9	7,8	4,9	1,40	3,9	77,5	82,5
EL52	Kentriki Makedonia ¹⁾	19 147	1 920 244	100	17 193	19 938	-2 745	-10 854	-13 599	9,0	10,4	-1,4	-5,7	-7,1	1,35	3,5	77,8	83,0
EL53	Dytiki Makedonia ¹⁾	9 451	286 732	30	2 321	3 299	-978	-546	-1 524	8,1	11,5	-3,4	-1,9	-5,3	1,34	3,4	78,8	83,3
EL61	Thessalia ¹⁾	14 037	747 385	53	6 439	8 598	-2 159	-2 434	-4 593	8,6	11,5	-2,9	-3,3	-6,2	1,39	1,2	78,1	83,7
EL54	Ipeiros ¹⁾	9 203	348 012	38	2 718	3 894	-1 176	216	-960	7,8	11,2	-3,4	0,6	-2,8	1,28	2,9	79,5	85,4
EL62	Ionía Nisia ¹⁾	2 307	211 303	92	1 825	2 498	-673	704	31	8,6	11,8	-3,2	3,3	0,1	1,36	2,2	78,8	84,4
EL63	Dytiki Ellada ¹⁾	11 350	685 132	60	5 897	7 706	-1 809	-5 988	-7 797	8,7	11,3	-2,7	-8,8	-11,4	1,35	3,9	77,7	83,3
EL64	Sterra Ellada ¹⁾	15 549	566 669	36	4 353	6 593	-2 240	2 285	45	7,7	11,6	-4,0	4,0	0,1	1,30	1,1	78,7	83,7
EL65	Peloponnisos ¹⁾	15 490	594 406	38	4 828	7 410	-2 582	2 087	-495	8,1	12,5	-4,3	3,5	-0,8	1,41	5,6	78,2	83,6
EL30	Attiki	3 808	3 961 122	1 040	37 450	38 555	-1 105	-39 893	-40 998	9,5	9,8	-0,3	-10,2	-10,4	1,29	2,7	77,7	83,3
EL41	Voreio Aigaio	3 836	206 772	54	1 761	2 507	-746	2 944	2 198	8,5	12,1	-3,6	14,2	10,6	1,39	5,1	78,0	84,2
EL42	Notio Aigaio	5 286	343 283	65	3 338	2 669	669	3 625	4 294	9,7	7,7	1,9	10,5	12,4	1,33	1,2	79,4	84,1
EL43	Kriti	8 336	629 815	76	6 923	5 879	1 044	-1 216	-172	11,0	9,3	1,7	-1,9	-0,3	1,54	1,9	78,8	84,2
ES	ŠPANĚLSKO	505 991	46 818 219	93	453 348	401 122	52 226	-142 555	-90 329	9,7	8,6	1,1	-3	-1,9	1,32	3,1	79,5	85,5
ES11	Galicia	29 574	2 771 916	94	21 089	30 871	-9 782	-1 145	-9 927	7,6	11,2	-3,5	-0,1	-3,6	1,09	2,6	79,2	85,7
ES12	Principado de Asturias	10 604	1 074 308	101	7 622	13 151	-5 529	-9 529	-6 511	7,1	12,3	-5,2	-0,9	-6,1	1,06	3,7	78,3	85,1
ES13	Cantabria	5 321	592 383	111	5 064	5 812	-748	-1 989	-2 347	8,6	9,8	-1,3	-2,7	-4,0	1,19	2,4	79,5	86,1

Tab. 3: Přehled základních demografických údajů za územní jednotky NUTS 2 v roce 2012 v členských státech Evropské unie, kandidátských zemích a zemích EFTA

Overview of basic demographic data for territorial units NUTS 2 in 2012 in the EU Member States, candidate countries and EFTA

Kód / Code NUTS 2013	Název územní jednotky Name of territorial unit	Rozloha (km ²) Area (sq. km)	Počet obyvatel Total population 1. 1. 2012	Obyv./km ² Density per sq. km	Živě narozeni Live births	Zemělli / Deaths	Přirozený přírůstek Natural change	Saldo migrace Net migration	Celkový přírůstek Total pop. change	Na 1000 obyvatel / Per 1,000 inhabitants					Celková plodnost Total fertility	Kojenecká úmrtnost Infant mortality	Střední délka životy / Life expectancy	
										Živě narozeni Live births	Zemělli Deaths	Přirozený přír. Natural change	Saldo migrace Net migration	Celk. přírůstek Total population change			Muži / Males	Ženy / Females
ES21	País Vasco	7 235	2 184 696	302	20 533	20 281	252	-7 942	-7 690	9,4	9,3	0,1	-3,6	-3,5	1,35	2,6	79,7	86,4
ES22	Comunidad Foral de Navarra	10 390	640 014	62	6 731	5 376	1 355	-2 421	-1 066	10,5	8,4	2,1	-3,8	-1,7	1,46	1,8	80,6	87,0
ES23	La Rioja	5 045	320 951	64	3 188	3 023	165	-2 469	-2 304	10,0	9,5	0,5	-7,7	-7,2	1,41	2,8	79,8	86,4
ES24	Aragón	47 720	1 343 807	28	11 980	13 724	-1 744	-5 491	-5 491	8,9	10,2	-1,3	-2,8	-4,1	1,30	2,3	80,2	85,9
ES30	Comunidad de Madrid	6 028	6 425 522	800	69 374	42 799	26 575	-37 477	-19 092	10,8	6,7	4,1	-5,8	-1,7	1,33	3,6	81,1	86,8
ES41	Castilla y León	94 226	2 537 685	27	19 046	28 259	-9 213	-19 125	-19 125	7,5	11,2	-3,6	-3,9	-7,6	1,17	2,7	80,5	86,7
ES42	Castilla-La Mancha	79 462	2 105 935	27	20 382	19 051	1 331	-12 860	-11 529	9,7	9,1	0,6	-6,1	-5,5	1,35	2,6	80,4	85,7
ES43	Extremadura	41 635	1 104 336	27	9 423	11 347	-1 924	-1 442	-3 366	8,5	10,3	-1,7	-1,3	-3,1	1,27	2,2	78,6	84,8
ES51	Cataluña	32 113	7 514 991	234	77 438	62 977	14 461	-48 531	-34 070	10,3	8,4	1,9	-6,5	-4,5	1,40	3,0	79,8	85,7
ES52	Comunidad Valenciana	23 255	5 009 650	215	47 574	42 303	5 271	-27 910	-22 639	9,5	8,5	1,1	-5,6	-4,5	1,31	2,7	79,3	85,0
ES53	Illes Balears	4 992	1 100 715	221	11 002	8 068	2 934	6 463	9 397	10,0	7,3	2,7	5,8	8,5	1,25	3,0	79,4	84,8
ES61	Andalucía	87 598	8 377 810	96	86 375	68 361	18 014	-2 649	15 365	10,3	8,2	2,1	-0,3	1,8	1,40	3,3	78,2	84,0
ES62	Región de Murcia	11 313	1 461 925	129	16 682	10 680	6 002	-5 944	58	11,4	7,3	4,1	-4,1	0,0	1,53	4,8	79,0	84,9
ES63	Ciudad Autónoma de Ceuta	20	83 845	4 300	1 128	487	641	53	694	13,4	5,8	7,6	0,6	8,2	1,84	5,3	78,9	82,6
ES64	Ciudad Autónoma de Melilla	13	81 792	6 104	1 516	471	1 045	783	1 828	18,3	5,7	12,6	9,5	22,1	2,52	4,0	78,2	82,9
ES70	Canarias	7 447	2 085 938	280	17 201	14 081	3 120	16 176	19 296	8,2	6,7	1,5	7,7	9,2	1,07	2,4	79,1	84,5
FR	FRANCIE	632 834	65 276 983 [#]	103	820 038	568 107	251 931	31 807	283 738	12,6	8,7	3,8	0,6	4,4	2,01	3,5	78,7	85,4
FR10	Île de France	12 012	11 898 502 [#]	991	181 229	72 529	108 700	-55 141	53 559	15,2	6,1	9,1	-4,6	4,5	2,02	3,5	80,5	86,7
FR21	Champagne-Ardenne	25 606	1 339 270 [#]	52	15 453	12 908	2 545	-3 049	-504	11,5	9,6	1,9	-2,3	-0,4	1,96	3,4	77,4	84,5
FR22	Picardie	19 400	1 922 342 [#]	99	24 539	17 549	6 990	-4 265	2 728	12,8	9,1	3,6	-2,2	1,4	2,08	3,5	76,9	83,6
FR23	Haute-Normandie	12 317	1 845 547 [#]	150	23 690	16 593	7 097	-3 455	3 642	12,8	9,0	3,8	-1,9	2,0	2,09	3,9	77,5	84,4
FR24	Centre (FR)	39 151	2 565 586 [#]	65	29 993	25 032	4 961	2 575	7 536	11,7	9,8	1,9	1,0	2,9	2,07	3,5	78,8	85,7
FR25	Basse-Normandie	31 582	1 641 130 [#]	52	17 328	15 157	891	-116	775	10,9	10,3	0,6	-0,1	0,5	1,97	3,1	77,8	85,3
FR26	Bourgogne	12 414	4 050 756 [#]	326	55 530	37 020	18 503	-14 625	3 878	13,7	9,1	4,6	-3,6	1,0	2,03	3,3	75,5	83,3
FR30	Nord - Pas-de-Calais	23 547	2 349 816 [#]	100	25 788	21 875	3 913	-5 482	-1 569	11,0	9,3	1,7	-2,3	-0,7	1,79	3,5	77,9	84,3
FR42	Alsace	8 280	1 859 869 [#]	225	21 713	14 885	6 828	-2 197	4 631	11,7	8,0	3,7	-1,2	2,5	1,82	3,4	79,5	85,1
FR43	Franche-Comté	16 202	1 175 684 [#]	73	13 891	10 542	3 349	-1 617	1 732	11,8	9,0	2,8	-1,4	1,5	2,01	3,7	78,6	85,3
FR51	Pays de la Loire	32 082	3 632 614 [#]	113	44 771	31 665	13 106	15 651	28 757	12,3	8,7	3,6	4,3	7,9	2,09	3,4	79,0	86,1

(pokračování)

FR52	Bretagne	27 208	3 237 097 ^a	119	36 582	32 790	3 792	14 782	18 574	11,3	10,1	1,2	4,6	5,7	2,01	3,3	77,5	85,0
FR53	Poitou-Charentes	25 810	1 783 991 ^a	69	18 315	19 168	-853	7 464	6 611	10,2	10,7	-0,5	4,2	3,7	1,91	2,7	78,6	85,8
FR61	Aquitaine	41 308	3 285 970 ^a	80	34 346	32 619	1 727	22 785	24 512	10,4	9,9	0,5	6,9	7,4	1,81	3,4	79,0	85,7
FR62	Midli-Pyrénées	45 348	2 926 592 ^a	65	32 622	27 825	4 797	15 778	20 575	11,1	9,5	1,6	5,4	7,0	1,89	3,2	80,0	85,9
FR63	Limousin	16 942	738 633 ^a	44	6 986	9 020	-2 034	843	-1 191	9,5	12,2	-2,8	1,1	-1,6	1,83	3,4	78,6	85,6
FR71	Rhône-Alpes	43 698	6 341 160 ^a	145	82 889	49 525	33 364	20 861	54 225	13,0	7,8	5,2	3,3	8,5	2,04	3,2	79,9	86,3
FR72	Auvergne	26 013	1 354 104 ^a	52	13 695	15 228	-1 533	4 142	2 609	10,1	11,2	-1,1	3,1	1,9	1,88	3,4	78,0	85,1
FR81	Languedoc-Roussillon	27 376	2 700 266 ^a	99	30 421	26 940	3 481	24 933	28 414	11,2	9,9	1,3	9,2	10,5	1,95	3,1	78,8	85,2
FR82	Provence-Alpes-Côte d'Azur	31 400	4 935 576 ^a	157	49 764	47 638	12 126	2 082	14 208	12,1	9,6	2,5	0,4	2,9	2,07	2,8	79,5	85,6
FR83	Corse	8 680	316 257 ^a	36	3 010	2 921	89	3 434	3 523	9,5	9,2	0,3	10,8	11,1	1,58	1,3	80,2	86,1
FRA1	Guadeloupe ^b	1 703	439 056 ^a	258	6 080	3 047	3 033	-3 143	-1 110	13,8	6,9	6,9	-7,2	-0,3	2,26	10,0	76,8 ^b	85,2 ^b
FRA2	Martinique ^b	1 128	388 364 ^a	344	4 458	2 818	1 640	-4 970	-3 310	11,5	7,3	4,2	-12,9	-8,6	1,94	7,4	79,4	86,4
FRA3	Guyane ^b	83 534	239 648 ^a	3	6 609	789	5 820	-401	5 419	27,3	3,3	24,0	-1,7	22,4	3,49	9,8	76,1	83,5
FRA4	Réunion ^b	2 504	833 944 ^a	333	14 288	4 167	10 121	-4 425	5 696	17,1	5,0	12,1	-5,3	6,8	2,40	7,9	76,8	83,9
HR	CHORVATSKO	56 594	4 275 984	76	41 771	51 710	-9 939	-3 905	-13 844	9,8	12,1	-2,3	-0,9	-3,2	1,51	3,6	73,9	83,1
HR03	Jadranska Hrvatska	24 705	1 410 551	57	13 470	16 186	-2 716	-37	-2 753	9,6	11,5	-1,9	0,0	-2,0	1,51	3,8	75,4	81,8
HR04	Kontinentalna Hrvatska	31 889	2 865 433	90	28 301	35 524	-7 223	-3 868	-11 091	9,9	12,4	-2,5	-1,4	-3,9	1,52	3,5	73,1	80,1
IT	ITALIE	301 336	59 394 207	197	534 186	612 883	-78 697	369 717	291 020	9,0	10,3	-1,3	6,2	4,9	1,43	2,9	79,8	80,6
ITC1	Piemonte	25 403	4 357 663	172	37 067	50 507	-13 440	29 829	16 389	8,5	11,6	-3,1	6,8	3,8	1,45	2,2	79,9	84,7
ITC2	Valle d'Aosta/Vallée d'Aoste	3 263	126 620	39	1 177	1 283	-106	1 330	1 224	9,3	10,1	-0,8	10,5	9,6	1,57	1,7	80,4	84,9
ITC3	Liguria	5 422	1 567 339	289	11 583	21 736	-10 153	7 941	-2 212	7,4	13,9	-6,5	5,1	-1,4	1,40	2,8	79,8	84,6
ITC4	Lombardia	23 863	9 700 881	407	91 798	93 757	-1 959	95 603	93 644	9,4	9,6	-0,2	9,8	9,6	1,52	2,5	80,2	85,2
ITP1	Prov. Aut. di Bolzano/Bozen	7 400	504 708	68	5 414	4 178	1 236	3 682	4 918	10,7	8,2	2,4	7,3	9,7	1,67	2,4	81,1	85,4
ITP2	Prov. Autonoma di Trento	6 207	524 877	85	5 153	4 666	487	4 944	5 431	9,8	8,8	0,9	9,4	10,3	1,60	4,1	81,2	86,4
ITP3	Veneto	18 399	4 853 657	264	44 403	47 040	-2 637	30 736	28 099	9,1	9,7	-0,5	6,3	5,8	1,48	2,6	80,3	85,5
ITP4	Friuli-Venezia Giulia	7 858	1 217 780	155	9 824	14 426	-4 602	8 682	4 080	8,1	11,8	-3,8	7,1	3,3	1,41	2,0	79,5	85,1
ITP5	Emilia-Romagna	22 444	4 341 240	193	39 337	49 217	-9 880	46 127	36 247	9,0	11,3	-2,3	10,6	8,3	1,49	2,6	80,4	85,3
ITP1	Toscana	22 994	3 667 780	160	31 126	43 456	-12 330	37 378	25 048	8,5	11,8	-3,4	10,2	6,8	1,41	2,1	80,4	85,2
ITP2	Umbria	8 456	883 215	104	7 596	10 418	-2 822	5 846	3 024	8,6	11,8	-3,2	6,6	3,4	1,39	2,6	80,3	85,3
ITP3	Marche	9 366	1 540 688	164	13 196	17 116	-3 920	8 387	4 467	8,6	11,1	-2,5	5,4	2,9	1,38	1,4	80,9	85,8
ITP4	Lazio	17 236	5 500 022	319	53 033	55 914	-2 881	60 135	57 254	9,6	10,1	-0,5	10,9	10,4	1,47	3,0	79,5	84,3
ITP1	Abruzzo	10 763	1 306 416	121	11 188	14 522	-3 334	9 425	6 091	8,5	11,1	-2,5	7,2	4,7	1,35	3,6	80,0	85,1
ITP2	Molise	3 438	313 145	71	2 332	3 627	-1 295	1 491	1 96	7,4	11,6	-4,1	4,8	0,6	1,19	2,1	80,0	85,3
ITP3	Campania	13 590	5 764 424	424	54 839	52 309	2 530	2 796	5 326	9,5	9,1	0,4	0,5	0,9	1,40	3,9	78,2	83,2
ITP4	Puglia	19 358	4 050 072	209	34 852	36 547	-1 695	2 426	7 31	8,6	9,0	-0,4	0,6	0,2	1,30	2,9	80,3	84,9
ITP5	Basilicata	9 995	577 562	58	4 480	6 001	-1 521	1 153	-1 368	7,8	10,4	-2,6	0,3	-2,4	1,21	2,5	80,1	85,0
ITP6	Calabria	15 081	1 958 418	130	17 030	19 294	-2 264	2 084	-1 80	8,7	9,9	-1,2	1,1	-0,1	1,30	4,1	79,5	84,5
ITG1	Sicilia	25 711	4 999 854	194	46 314	51 243	-4 929	5 007	78	9,3	10,2	-1,0	1,0	0,0	1,42	3,9	79,1	83,5

Tab. 3: Přehled základních demografických údajů za územní jednotky NUTS 2 v roce 2012 v členských státech Evropské unie, kandidátských zemích a zemích EFTA

Overview of basic demographic data for territorial units NUTS2 in 2012 in the EU Member States, candidate countries and EFTA

Kód / Code NUTS 2013	Název územní jednotky Name of territorial unit	Rozloha (km ²) Area (sq. km)	Počet obyvatel Total population 1. 1. 2012	Obyv./km ² Density per sq. km	Živé narození Live births	Zemělli / Deaths	Přirozený přírůstek Natural change	Saldo migrace Net migration	Celkový přírůstek Total pop. change	Na 1000 obyvatel / Per 1,000 inhabitants					Celková plodnost Total fertility	Kojenecká úmrtnost Infant mortality	Střední délka životy / Life expectancy	
										Živé narození Live births	Zemělli Deaths	Přirozený přír. Natural change	Saldo migrace Net migration	Celk. přírůstek Total population change			Muži / Males	Ženy / Females
ITC2	Sardegna	24 090	1 637 846	68	12 444	15 626	-3 182	5 715	2 533	7,6	9,5	-1,9	3,5	1,5	1,15	2,2	79,3	85,4
CY	KYPR	9 251	862 011	93	10 161	5 665	4 496	-629	3 867	11,8	6,6	5,2	-0,7	4,5	1,39	3,5	78,9	83,4
LV	LOTYSKO	64 562	2 044 813	32	19 897	29 025	-9 128	-11 860	-20 988	9,8	14,3	-4,5	-5,8	-10,3	1,44	6,3	68,9	78,9
LT	LITVA	65 300	3 003 641	46	30 459	40 938	-10 479	-21 257	-31 736	10,2	13,7	-3,5	-7,1	-10,6	1,60	3,9	68,4	79,6
LU	LUCEMBURSKO	2 586	524 853	203	6 026	3 876	2 150	-21 257	-19 107	11,3	7,3	4,0	18,9	23,0	1,57	2,5	79,1	83,8
HU	MADARSKO	93 024	9 931 925	107	89 263	128 889	-39 626	16 044	-23 582	9,1	13,0	-3,9	1,6	-2,3	1,34	4,9	71,6	78,7
HU10	Közép-Magyarország	6 916	2 940 818	425	28 422	35 819	-7 397	20 462	13 065	9,6	12,2	-2,5	6,9	4,4	1,25	3,1	73,6	79,4
HU21	Közép-Dunántúl	11 116	1 079 589	97	9 588	13 659	-4 071	-816	-4 887	8,9	12,7	-3,8	-0,8	-4,5	1,32	6,0	71,3	78,9
HU22	Nyugat-Dunántúl	11 328	984 399	87	8 106	12 969	-4 863	5 743	880	8,2	13,2	-4,9	5,8	0,9	1,22	6,5	71,7	78,9
HU23	Dél-Dunántúl	14 169	931 215	66	7 657	12 822	-5 165	-870	-6 035	8,2	13,8	-5,6	-0,9	-6,5	1,31	6,3	71,1	78,7
HU31	Észak-Magyarország	13 430	1 200 831	89	10 997	16 974	-5 977	-5 413	-11 390	9,2	14,2	-5,0	-4,5	-9,6	1,47	7,1	69,8	77,5
HU32	Észak-Alföld	17 728	1 498 795	85	13 933	18 424	-4 491	-2 645	-7 136	9,3	12,3	-3,0	-1,8	-4,8	1,40	4,7	70,9	78,8
HU33	Dél-Alföld	18 337	1 296 278	71	10 560	18 222	-7 662	38	-7 624	8,2	14,1	-5,9	0,0	-5,9	1,27	4,2	71,2	78,6
MT	MALTA	316	417 546	1 321	4 130	3 418	712	3 106	3 818	9,8	8,1	1,7	7,4	9,1	1,43	5,3	78,6	83,0
NL	NIZOZEMSKO	41 540	16 730 348	403	175 959	140 813	35 146	14 081	49 227	10,5	8,4	2,1	0,8	2,9	1,72	3,7	79,3	83,0
NL11	Groningen	2 960	580 875	196	5 604	5 460	144	686	830	9,6	9,4	0,2	1,2	1,4	1,59	6,6	78,1	81,9
NL12	Friesland (NL)	5 749	647 214	113	6 502	5 882	620	-972	-352	10,0	9,1	1,0	-1,5	-0,5	1,89	4,9	79,0	83,0
NL13	Drenthe	2 680	490 807	183	4 406	4 840	-434	-455	-889	9,0	9,9	-0,9	-0,9	-1,8	1,86	3,2	79,1	82,6
NL21	Overijssel	3 421	1 137 668	333	12 367	9 421	2 946	-1 264	1 682	10,9	8,3	2,6	-1,1	1,5	1,86	3,2	79,2	83,0
NL22	Gelderland	5 136	2 010 745	391	19 835	17 335	2 500	2 546	5 046	9,9	8,6	1,2	1,3	2,5	1,75	4,3	79,2	82,8
NL23	Flevoland	2 412	395 525	164	4 991	2 778	2 213	138	2 916	12,6	5,6	7,0	0,3	7,3	1,91	4,8	79,4	82,7
NL31	Utrecht	1 449	1 237 117	854	14 878	8 933	5 945	2 232	8 177	12,0	7,2	4,8	1,8	6,6	1,77	3,4	79,9	83,6
NL32	Noord-Holland	4 091	2 709 822	662	29 791	22 118	7 673	6 805	14 478	11,0	8,1	2,8	2,5	5,3	1,62	3,7	79,4	82,9
NL33	Zuid-Holland	3 419	3 552 407	1 039	40 814	29 411	11 403	125	11 528	11,5	8,3	3,2	0,0	3,2	1,75	3,4	79,2	83,2
NL34	Zeeland	2 934	381 407	130	3 635	3 753	-118	-212	-330	9,5	9,8	-0,3	-0,6	-0,9	1,89	3,0	80,0	83,8
NL41	Noord-Brabant	5 082	2 465 686	485	24 027	20 456	3 571	3 754	7 325	9,7	8,3	1,4	1,5	3,0	1,70	2,8	79,5	83,0
NL42	Limburg (NL)	2 209	1 123 075	509	9 109	10 991	-1 882	698	-1 184	8,1	9,8	-1,7	0,6	-1,1	1,56	4,3	78,9	82,6
AT	RAKOUSKO	83 879	8 408 121	100	78 952	79 436	-484	44 223	43 739	9,4	9,4	-0,1	5,2	5,2	1,44	3,2	78,4	83,6
AT11	Burgenland (AT)	3 962	285 782	72	2 155	3 302	-1 147	2 056	909	7,5	11,5	-4,0	7,2	3,2	1,30	2,3	77,9	83,1

(pokračování)

AT12	Niederösterreich	19 186	1 614 455	84	14 031	16 734	-2 703	6 840	4 137	8,7	10,4	-1,7	4,2	2,6	1,49	3,1	78,2	83,0
AT13	Wien	415	1 717 084	4 138	18 265	16 404	1 861	22 301	24 162	10,6	9,5	1,1	12,9	14,0	1,40	4,3	77,3	82,5
AT21	Kärnten	9 538	556 027	58	4 575	5 731	-1 156	602	-554	8,2	10,3	-2,1	1,1	-1,0	1,41	2,8	78,4	83,9
AT22	Steiermark	16 401	1 208 696	74	10 349	11 990	-1 641	3 916	2 275	8,6	9,9	-1,4	3,2	1,9	1,36	3,2	79,0	83,7
AT31	Oberösterreich	11 980	1 413 866	118	13 740	12 698	1 042	3 590	4 632	9,7	9,0	0,7	2,5	3,3	1,55	2,9	78,7	84,2
AT32	Salzburg	7 156	529 704	74	5 084	4 221	863	1 331	2 194	9,6	8,0	1,6	2,5	4,1	1,46	2,6	79,4	84,5
AT33	Tirol	12 640	711 581	56	6 917	5 606	1 311	2 996	4 307	9,7	7,9	1,8	4,2	6,0	1,44	2,0	79,7	84,5
AT34	Vorarlberg	2 601	370 926	143	3 836	2 750	1 086	591	1 677	10,3	7,4	2,9	1,6	4,5	1,56	3,1	79,3	85,1
PL	POLSKO	312 679	38 063 792	122	386 257	384 788	1 469	-6 617	-5 148	10,0	10,0	0,0	-0,2	-0,1	1,30	4,6	72,7	81,1
PL11	Łódzkie	18 219	2 519 448	138	23 851	31 352	-7 501	-1 538	-9 039	9,5	12,5	-3,0	-0,6	-3,6	1,29	4,2	70,6	79,9
PL12	Mazowieckie	35 558	5 257 680	148	57 281	54 454	2 827	15 612	18 439	10,9	10,3	0,5	3,0	3,5	1,37	4,3	73,0	81,5
PL21	Małopolskie	15 183	3 303 061	218	35 117	30 588	4 529	2 860	7 389	10,6	9,3	1,4	0,9	2,2	1,32	3,8	74,0	82,1
PL22	Śląskie	12 333	4 576 485	371	44 565	49 028	-4 463	-5 983	-10 446	9,7	10,7	-1,0	-1,3	-2,3	1,27	4,8	72,1	80,2
PL31	Lubelskie	25 122	2 149 487	86	21 214	22 562	-1 348	-4 861	-6 209	9,9	10,5	-0,6	-2,3	-2,9	1,20	4,3	72,4	81,6
PL33	Podkarpackie	17 846	2 083 852	117	21 064	18 402	2 662	-1 451	-4 327	1,1	11,1	-1,9	-0,7	0,6	1,27	5,1	74,4	82,4
PL33	Świętokrzyskie	11 711	1 263 464	108	11 510	13 957	-2 447	-1 880	-4 327	9,1	11,1	-1,9	-1,5	-3,4	1,23	3,6	72,7	81,7
PL34	Podlaskie	20 187	1 172 366	58	11 161	11 856	-695	-1 908	-2 603	9,5	10,1	-0,6	-1,6	-2,2	1,23	4,1	73,2	82,7
PL41	Wielkopolskie	29 826	3 430 702	115	37 833	31 536	6 297	7 52	7 049	11,0	9,2	1,8	0,2	2,1	1,38	4,5	73,2	80,9
PL42	Zachodniopomorskie	22 892	1 695 822	74	15 970	16 496	-526	-736	-1 262	9,4	9,7	-0,3	-0,4	-0,7	1,23	5,2	72,6	81,0
PL43	Lubuskie	13 988	1 010 421	72	10 367	9 607	760	-599	1 61	10,3	9,5	0,8	-0,6	0,2	1,31	6,0	72,4	80,6
PL51	Dolnośląskie	19 947	2 876 855	144	27 239	30 446	-3 207	1 532	-1 675	9,5	10,6	-1,1	0,5	-0,6	1,20	6,3	72,4	80,6
PL52	Opolskie	9 412	969 541	103	8 939	10 180	-1 241	-2 133	-3 374	9,2	10,5	-1,3	-2,2	-3,5	1,15	6,2	73,3	81,0
PL61	Kujawsko-Pomorskie	17 972	2 074 398	115	20 764	20 436	328	-2 071	-1 743	10,0	9,9	0,2	-1,0	-0,8	1,29	4,8	72,7	80,5
PL62	Warmińsko-Mazurskie	24 173	1 427 162	59	14 330	13 415	915	-2 180	-1 265	10,0	9,4	0,6	-1,5	-0,9	1,28	4,1	71,7	81,4
PL63	Pomorskie	18 310	2 253 048	123	25 052	20 473	4 579	1 858	6 437	11,1	9,1	2,0	0,8	2,9	1,40	4,4	73,3	81,2
PT	PORTUGALSKO	92 212	10 542 398	114	89 841	107 608	-17 767	-36 628	-54 395	8,5	10,2	-1,7	-3,6	-5,2	1,28	3,4	77,3	83,6
PT11	Norte	21 286	3 687 224	173	28 719	33 127	-4 408	-16 582	-20 990	7,8	9,0	-1,2	-4,5	-5,7	1,15	2,8	77,8	83,8
PT15	Algarve	4 997	446 140	89	4 159	4 834	-675	-1 075	-1 750	9,3	10,9	-1,5	-2,4	-3,9	1,43	4,8	77,1	83,5
PT16	Centro (PT)	28 199	2 316 169	82	17 195	28 108	-10 913	-6 318	-17 231	7,5	12,2	-4,7	-2,7	-7,5	1,18	3,7	77,4	83,6
PT17	Área Metropolitana de Lisboa	3 002	2 827 050	942	29 313	26 315	2 998	-11 660	-8 662	10,4	9,3	1,1	-4,1	-3,1	1,30	3,5	77,5	84,2
PL18	Alentejo	31 005	754 385	24	5 920	10 437	-4 517	-1 169	-5 686	7,9	13,9	-6,0	-1,6	-7,6	1,53	2,7	76,9	82,8
PT20	Região Autónoma dos Açores	2 322	247 194	106	2 488	2 204	284	105	389	10,1	8,9	1,1	0,3	1,4	1,34	6,0	73,7	81,5
PT30	Região Autónoma da Madeira	801	264 236	330	2 047	2 583	-536	71	-465	7,8	9,8	-2,0	-2,3	-4,3	1,08	2,4	73,5	81,2
RO	RUMUNSKO	238 391	20 095 996	84	201 104	255 539	-54 435	-21 487	-75 922	10,0	12,7	-2,7	-1,1	-3,8	1,53	9,0	71,0	78,1
RO11	Nord-Vest	34 161	2 598 877	76	26 881	31 590	-4 709	655	-4 054	10,4	12,2	-1,8	0,3	-1,6	1,27 ^B	8,4	70,6 ^B	77,8 ^B
RO12	Centru	34 100	2 360 578	69	25 383	27 667	-2 294	1 121	-1 173	10,8	11,7	-1,0	0,5	-0,5	1,34 ^B	8,3	71,2 ^B	78,6 ^B
RO21	Nord-Est	36 850	3 294 204	89	38 457	42 456	-3 999	-11 407	-15 406	11,7	12,9	-1,2	-3,5	-4,7	1,34 ^B	9,9	70,6 ^B	78,1 ^B

Tab. 3: Přehled základních demografických údajů za územní jednotky NUTS 2 v roce 2012 v členských státech Evropské unie, kandidátských zemích a zemích EFTA

Overview of basic demographic data for territorial units NUTS2 in 2012 in the EU Member States, candidate countries and EFTA

Kód / Code NUTS 2013	Název územní jednotky Name of territorial unit	Rozloha (km ²) Area (sq. km)	Počet obyvatel Total population 1. 1. 2012	Obyv./km ² Density per sq. km	Živě narození Live births	Zemělli / Deaths	Přirozený přírůstek Natural change	Saldo migrace Net migration	Celkový přírůstek Total pop. change	Na 1 000 obyvatel / Per 1,000 inhabitants					Celková plodnost Total fertility	Kojenecká úmrtnost Infant mortality	Střední délka životy / Life expectancy	
										Živě narození Live births	Zemělli Deaths	Přirozený přír. Natural change	Saldo migrace Net migration	Celk. přírůstek Total population change			Muži / Males	Ženy / Females
RO22	Sud-Est	35 762	2 538 949	71	24 298	33 641	-9 343	-6 252	-15 595	9,6	13,3	-3,7	-2,5	-6,2	1,20 ^B	11,6	70,3 ^B	78,1 ^B
RO31	Sud - Muntenia	34 453	3 128 799	91	28 215	43 246	-15 031	-5 618	-20 649	9,0	13,9	-4,8	-1,8	-6,6	1,27 ^B	9,9	70,7 ^B	78,0 ^B
RO32	Bucuresti - ilfov	1 821	2 279 145	1 251	23 085	25 578	-2 493	5 592	3 099	10,1	11,2	-1,1	2,5	1,4	1,18 ^B	4,4	72,7 ^B	79,2 ^B
RO41	Sud-Vest Oltenia	29 212	2 067 357	71	18 134	28 339	-10 205	-8 450	-18 655	8,8	13,8	-5,0	-4,1	-9,1	1,15 ^B	9,9	71,2 ^B	78,0 ^B
RO42	Vest	32 033	1 828 087	57	16 651	23 012	-6 361	2 872	-3 489	9,1	12,6	-3,5	1,6	-1,9	1,15 ^B	9,1	70,6 ^B	77,5 ^B
SI	SLOVENSKO	20 273	2 055 496	101	21 938	19 257	2 681	644	3 325	10,7	9,4	1,3	0,3	1,6	1,58	9,1	77,1	83,3
SK03	Vzhodna Slovenija	12 212	1 084 296	89	10 896	10 985	-89	-2 026	-2 115	10,1	10,1	-0,1	-1,9	-2,0	1,54	1,6	76,1	82,5
SK04	Zahodna Slovenija	8 061	971 200	120	11 042	8 272	2 770	2 670	5 440	11,3	8,5	2,8	2,7	5,6	1,63	1,7	78,3	84,3
SK	SLOVENSKO	49 036	5 404 322	110	55 535	52 437	3 098	3 416	6 514	10,3	9,7	0,6	0,6	1,2	1,34	5,8	72,5	79,9
SK01	Bratislavský kraj	2 053	606 537	295	7 518	5 747	1 771	4 374	6 145	12,3	9,4	2,9	7,2	10,1	1,42	4,1	74,3	81,3
SK02	Západné Slovensko	14 992	1 839 259	123	16 422	18 901	-2 479	1 356	-1 123	8,9	10,3	-1,3	0,7	-0,6	1,17	4,3	72,7	80,0
SK03	Středné Slovensko	16 263	1 349 729	83	13 230	13 477	-247	-871	-1 118	9,8	10,0	-0,2	-0,6	-0,8	1,28	5,4	71,8	79,8
SK04	Východné Slovensko	15 728	1 608 797	102	18 365	14 312	4 053	-1 443	2 610	11,4	8,9	2,5	-0,9	1,6	1,49	8,1	72,3	79,4
FI	FINSKO	338 432	5 401 267	16	59 493	51 707	7 786	17 621	25 407	11,0	9,6	1,4	3,3	4,7	1,80	2,4	77,7	83,7
FI19	Länsi-Suomi	64 761	1 365 259	21	15 410	13 828	1 582	3 543	5 125	11,3	10,1	1,2	2,6	3,7	1,91	2,6	78,2	83,7
FI18	Helsinki-Uusimaa	9 568	1 549 058	162	18 117	11 461	6 656	11 121	17 777	11,6	7,4	4,3	7,1	11,4	1,60	2,1	78,1	83,7
FO1C	Etelä-Suomi	35 739	1 159 823	32	11 255	12 502	-1 247	2 910	1 663	9,7	10,8	-1,1	2,5	1,4	1,73	2,8	77,3	83,7
FI1D	Pohjois- ja Itä-Suomi	226 785	1 298 773	6	14 419	13 593	826	-131	695	11,1	10,5	0,6	-0,1	0,5	2,04	2,2	76,9	83,6
FI20	Åland	1 580	28 354	18	292	323	-31	1 798	1 47	10,3	11,4	-1,1	6,3	5,2	1,85	0,0	77,4	82,1
SE	ŠVEDSKO	438 576	9 482 855	22	113 177	91 938	21 239	51 799	73 038	11,9	9,7	2,2	5,4	7,7	1,80	2,6	79,9	83,6
SE11	Stockholm	6 779	2 091 473	309	28 932	15 530	13 402	22 131	35 533	13,7	7,4	6,4	10,5	16,8	1,87	2,2	80,6	84,1
SE12	Östra Mellansverige	41 203	1 578 097	38	18 279	15 620	2 659	9 065	11 724	11,5	9,9	1,7	5,7	7,4	1,93	2,5	79,8	83,6
SE21	Smland med åarna	35 382	812 948	23	8 962	8 800	162	2 682	2 844	11,0	10,8	0,2	3,3	3,5	2,01	2,6	80,3	83,4
SE22	Västsvrige	14 341	1 405 912	98	17 194	14 059	3 135	6 356	9 491	12,2	10,0	2,2	4,5	6,7	1,90	3,0	79,7	83,4
SE23	Sydsvrige	30 934	1 892 328	61	22 515	18 105	4 410	12 235	12 235	11,9	9,5	2,3	4,1	6,4	1,90	2,1	80,1	83,9
SE31	Norra Mellansverige	69 149	825 431	12	8 486	9 853	-1 367	2 208	841	10,3	11,9	-1,7	2,7	1,0	1,96	3,5	79,2	83,1
SE32	Mellersta Norrland	76 710	368 454	5	3 653	4 408	-755	483	-272	9,9	12,0	-2,0	1,3	-0,7	1,88	2,5	79,4	83,0
SE33	Övre Norrland	164 078	508 212	3	5 156	5 563	-407	1 049	642	10,1	10,9	-0,8	2,1	1,3	1,80	3,3	78,9	83,1

(pokračování)

UK	SPOJENÉ KRÁLOVSTVÍ	248 482	63 495 303	256	812 534	567 688	2 444 846	156 743	401 589	12,8	8,9	3,8	2,6	6,4	1,92	4,0	79,1	82,8
UKC1	Tees Valley and Durham	3 047	1 176 946	386	14 325	11 745	2 580	-43	2 537	12,2	10,0	2,2	0,0	2,2	1,95	3,3	78,2	81,8
UKC2	Northumberland and Tyne ...	5 630	1 422 375	253	15 966	14 583	1 383	3 097	4 480	11,2	10,2	1,0	2,2	3,1	1,74	3,6	78,2	81,6
UKD1	Cumbria	7 183	499 421	70	4 996	5 399	-403	-457	-860	10,0	10,8	-0,8	-0,9	-1,7	1,91	4,2	79,1	82,7
UKD3	Greater Manchester	1 276	2 693 988	2 111	37 852	23 725	14 127	609	14 736	14,0	8,8	5,2	0,2	5,5	1,97	4,0	77,7	81,3
UKD4	Lancashire	3 263	1 463 495	448	17 751	14 950	2 801	961	3 762	12,1	10,2	1,9	0,7	2,6	1,98	4,7	78,0	81,8
UKD6	Cheshire	2 290	904 434	395	10 296	8 831	1 465	1 479	2 944	11,4	9,7	1,6	1,6	3,2	1,97	3,7	79,6	82,9
UKD7	Merseyside	908	1 508 892	1 662	18 316	15 357	2 959	88	3 047	12,1	10,2	2,0	0,1	2,0	1,85	4,5	77,4	81,4
UKE1	East Yorkshire and Northern ...	3 658	919 611	251	10 980	9 447	1 533	504	2 037	11,9	10,3	1,7	0,5	2,2	1,98	3,7	78,3	82,2
UKE2	North Yorkshire	8 325	800 816	96	8 016	8 005	11	3 085	3 096	10,0	10,0	0,0	3,8	3,9	1,80	3,0	80,1	83,7
UKE3	South Yorkshire	1 552	1 348 020	869	16 869	12 678	4 191	2 979	7 170	12,5	9,4	3,1	2,2	5,3	1,87	4,7	78,3	82,0
UKE4	West Yorkshire	2 029	2 234 084	1 101	31 543	19 441	12 102	308	12 410	14,1	8,7	2,9	0,1	5,5	2,02	4,3	78,3	82,1
UKF1	Derbyshire and ...	4 790	2 116 608	442	25 596	19 615	5 981	6 163	12 144	12,1	9,2	2,8	2,9	5,7	1,92	3,4	79,3	82,7
UKF2	Leicestershire, Rutland and ...	4 918	1 719 114	350	22 041	14 313	7 728	5 925	13 653	12,8	8,3	4,5	3,4	7,9	1,97	4,9	79,6	83,0
UKF3	Lincolnshire	6 103	716 837	117	8 008	7 650	358	4 480	4 838	11,1	10,6	0,5	6,2	6,7	1,98	5,5	79,2	82,9
UKG1	Herefordshire, ...	5 898	1 299 331	220	14 738	12 571	2 167	2 965	5 132	11,3	9,7	1,7	2,3	3,9	1,98	3,0	79,8	83,8
UKG2	Shropshire and Staffordshire	6 204	1 575 042	254	17 965	14 952	3 013	2 998	6 011	11,4	9,5	1,9	1,9	3,8	1,96	5,1	79,1	82,8
UKG3	West Midlands	902	2 751 164	3 051	41 237	23 377	17 860	4 033	21 893	14,9	8,5	6,5	1,5	7,9	2,10	6,2	78,3	82,5
UKH1	East Anglia	12 747	2 404 415	189	28 988	22 519	6 469	8 594	15 063	12,0	9,3	2,7	3,6	6,2	2,00	4,4	80,6	84,0
UKH2	Bedfordshire and Hertfordshire	2 879	1 745 551	606	23 902	13 947	9 955	8 853	18 808	13,6	7,9	5,7	5,0	10,7	2,03	3,5	80,2	83,5
UKH3	Essex	3 947	1 735 048	440	21 681	16 117	5 564	6 390	11 954	12,5	9,3	3,2	3,7	6,9	2,05	3,6	80,3	83,4
UKI1	Inner London ¹⁾	328	3 263 244	9 952	53 957	15 259	38 698	8 478	47 176	16,4	4,6	11,8	2,6	14,4	1,64	4,2	79,2	83,9
UKI2	Outer London ²⁾	1 267	4 993 719	3 942	80 229	32 639	47 590	11 248	58 838	16,0	6,5	9,5	2,2	11,7	2,02	3,5	80,4	84,0
UKJ1	Berkshire, Buckinghamshire, ...	5 743	2 285 445	398	31 026	16 993	14 033	6 482	20 515	13,5	7,4	6,1	2,8	8,9	1,99	3,8	80,6	83,9
UKJ2	Surrey, East and West Sussex	5 504	2 755 118	501	32 066	26 704	5 357	15 421	20 778	11,6	9,7	1,9	5,6	7,5	1,91	3,6	80,7	84,2
UKJ3	Hampshire and Isle of Wight	4 249	1 908 498	449	22 931	17 157	5 774	6 171	11 945	12,0	9,0	3,0	3,2	6,2	1,94	2,5	80,7	83,9
UKJ4	Kent	3 908	1 739 957	445	21 840	15 725	6 115	10 516	16 631	12,5	9,0	3,5	6,0	9,5	2,06	2,7	80,1	83,4
UKK1	Gloucestershire, Wiltshire, ...	7 704	2 361 987	307	29 546	20 609	8 937	2 522	11 459	12,5	8,7	3,8	4,6	8,4	1,96	3,1	80,2	84,0
UKK2	Dorset and Somerset	6 209	1 281 108	206	13 791	13 860	-461	8 262	7 801	10,4	10,8	-0,4	6,4	6,1	1,93	3,8	80,6	84,5
UKK3	Cornwall and Isles of Scilly	3 636	538 101	148	5 721	5 889	-168	3 932	3 784	10,6	10,9	-0,3	7,3	7,0	2,02	5,2	79,5	83,5
UKK4	Devon	6 840	1 139 062	167	12 465	12 722	-257	7 165	6 908	10,9	11,1	-0,2	6,3	6,0	1,96	3,8	79,7	83,5
UKL1	West Wales and The Valleys	13 443	1 936 283	144	21 815	12 075	740	3 767	4 507	11,3	10,9	0,4	1,9	2,3	1,90	3,8	78,1	81,9
UKL2	East Wales	7 782	1 132 397	146	13 423	10 427	2 996	1 817	4 813	11,8	9,2	2,6	1,6	4,2	1,84	4,2	79,0	82,9
UKM2	Eastern Scotland	18 296	2 029 148	111	22 229	20 156	2 073	7 021	9 094	10,9	9,9	1,0	3,5	4,5	1,64	4,4	77,6	81,4
UKM3	South Western Scotland	13 438	2 332 454	174	25 473	25 303	170	53	223	10,9	10,8	0,1	0,0	0,1	1,67	3,1	75,9	80,2
UKM5	North Eastern Scotland	6 498	478 319	74	5 548	4 290	1 258	3 122	4 380	11,5	8,9	2,6	6,5	9,1	1,66	3,6	78,7	81,7
UKM6	Highlands and Islands	41 960	466 336	11	4 536	4 902	-366	527	1 61	9,7	10,5	-0,8	1,1	0,3	1,83	4,0	78,2	81,9

Tab. 3: Přehled základních demografických údajů za územní jednotky NUTS 2 v roce 2012 v členských státech Evropské unie, kandidátských zemích a zemích EFTA

Overview of basic demographic data for territorial units NUTS2 in 2012 in the EU Member States, candidate countries and EFTA

Kód / Code NUTS 2013	Název územní jednotky Name of territorial unit	Rozloha km ² Area (sq. km)	Počet obyvatel Total population 1. 1. 2012	Obyv./km ² Density per sq. km	Živé narození Live births	Zemělli / Deaths	Přirozený přírůstek Natural change	Saldo migrace Net migration	Celkový přírůstek Total pop. change	Na 1000 obyvatel / Per 1,000 inhabitants					Střední délka životy / Life expectancy			
										Živé narození Live births	Zemělli Deaths	Přirozený přír. Natural change	Saldo migrace Net migration	Celk. přírůstek Total population change	Kojenecká úmrtnost Infant mortality	Muži / Males	Ženy / Females	
UKN0	Northern Ireland (UK)	14 130	1 818 935	129	25 269	14 756	10 513	-2 792	7 721	13,9	8,1	5,8	-1,5	4,2	2,03	3,4	78,3	82,4
IS	ISLAND	103 000	319 575	3	4 533	1 955	2 578	-296	2 282	14,1	6,1	8,0	-0,9	7,1	2,04	1,1	81,6	84,3
LI	LICHTENŠTEJNSKO	161	36 475	227	357	224	133	230	363	9,7	6,1	3,6	6,3	9,9	1,51	8,4	79,7	85,2
NO	NORSKO	323 787	4 985 870	15	60 255	41 992	18 263	47 142	65 405	12,0	8,4	3,6	9,4	13,0	1,85	2,5	79,5	83,5
NO01	Oslo og Akershus	5 372	1 169 539	218	16 532	8 314	8 218	12 608	20 826	14,0	7,0	7,0	10,7	17,6	1,78	2,1	79,9	83,5
NO02	Hedmark og Oppland	52 590	379 938	7	3 631	4 263	-632	1 667	1 035	9,5	11,2	-1,7	4,4	2,7	1,82	4,1	78,9	82,3
NO03	Sor-Østlandet	36 616	949 963	26	9 849	8 871	978	9 712	10 690	10,3	9,3	1,0	10,2	11,2	1,78	2,2	79,1	83,2
NO04	Agder og Rogaland	25 811	728 934	28	9 792	5 530	4 262	8 088	12 350	13,3	7,5	5,8	11,0	16,8	2,02	2,5	79,3	83,5
NO05	Vestlandet	49 179	855 399	17	10 319	7 153	3 166	7 674	10 840	12,0	8,3	3,7	8,9	12,6	1,91	2,5	80,1	84,3
NO06	Tromsdelag	41 271	431 340	10	5 079	3 557	1 522	4 336	5 858	11,7	9,2	3,5	10,0	13,5	1,84	2,2	80,1	83,9
NO07	Nord-Norge	112 948	470 757	4	5 053	4 304	749	3 057	3 806	10,7	9,1	1,6	6,5	8,1	1,84	3,6	78,9	83,0
CH	ŠVÝCARSKO	41 285	7 954 662	193	82 164	64 173	17 991	66 407	84 398	10,3	8,0	2,2	8,3	10,6	1,52	3,6	80,6	84,9
CH01	Région lémanique	8 719	1 503 500	172	16 286	11 184	5 102	10 587	15 689	10,8	7,4	3,4	7,0	10,4	1,54	2,8	80,7	85,4
CH02	Espace Mittelland	10 062	1 770 429	176	17 645	15 743	1 902	16 460	18 362	9,9	8,8	1,1	9,2	10,3	1,55	3,6	80,1	84,7
CH03	Nordwestschweiz	1 958	1 079 913	551	10 803	8 906	1 897	9 492	11 389	10,0	8,2	1,7	8,7	10,5	1,51	3,8	80,7	84,9
CH04	Zürich	1 729	1 392 396	805	15 794	10 500	5 294	10 885	16 179	11,3	7,5	3,8	7,8	11,6	1,50	4,6	81,0	84,8
CH05	Ostschweiz	11 521	1 113 929	97	10 814	9 286	1 528	8 215	9 743	9,7	8,3	1,4	7,3	8,7	1,53	3,7	80,1	84,4
CH06	Zentralschweiz	4 483	757 552	169	7 983	5 556	2 427	5 900	8 327	10,5	7,3	3,2	7,7	10,9	1,59	3,4	81,1	84,9
CH07	Ticino	2 812	336 943	120	2 839	2 998	-159	4 868	4 709	8,4	8,8	-0,5	14,3	13,9	1,38	2,5	81,5	85,7
ME	ČERNÁ HORA	13 812	621 240	45	7 459	5 992	1 537	1 676 ^{a)}	3 213 ^{a)}	12,0	9,5	2,5	2,7 ^{a)}	2,5 ^{a)}	1,71	4,4	74,3	78,4
MK	MAKEDONIE	25 713	2 059 794 ^{a)}	80	23 568	20 134	3 434	-934	2 500	11,4	9,8	1,7	-0,5	1,2	1,51	9,8	73,0	76,9
TR	TUPECKO	779 993	74 724 269	96	1 279 864	374 855	905 009	-1 894	903 115	17,0	5,0	12,0	0,0	12,0	2,09	9,8	74,8	80,5
TR10	Istanbul	5 315	13 624 240	2 563	224 469	54 558	169 911	60 589	230 500	16,3	4,0	12,4	4,4	16,8	1,79	11,6	75,3 ^{b)}	80,8 ^{b)}
TR21	Tekirdağ, Edirne, Kırklareli	18 740	1 569 388	84	20 023	10 440	9 583	14 276	23 859	12,7	6,6	6,1	9,0	15,1	1,64	7,9	73,8 ^{b)}	80,0 ^{b)}
TR22	Balıkesir, Çanakkale	24 423	1 640 759	67	18 253	13 026	5 227	8 436	13 663	11,1	7,9	3,2	5,1	8,3	1,60	13,5	74,0 ^{b)}	80,0 ^{b)}
TR31	Izmir	12 016	3 965 232	330	53 545	23 245	30 300	9 927	40 227	13,4	5,8	7,6	2,5	10,1	1,64	11,0	74,6 ^{b)}	80,3 ^{b)}
TR32	Aydın, Denizli, Muğla	32 658	2 779 765	85	37 394	16 759	20 635	7 843	28 478	13,4	6,0	7,4	2,8	10,2	1,76	10,6	74,8 ^{b)}	80,8 ^{b)}
TR33	Manisa, Afyonkarahisar, ...	45 324	2 942 695	65	41 381	20 154	21 227	1 878	23 105	14,0	6,8	7,2	0,6	7,8	1,81	13,4	73,9 ^{b)}	78,9 ^{b)}
TR41	Bursa, Eskişehir, Bilecik	29 095	3 637 222	125	52 965	20 847	32 118	12 697	44 815	14,5	5,7	8,8	3,5	12,2	1,74	8,8	73,9 ^{b)}	79,3 ^{b)}

(dokončení)

TR42	Kocaeli, Sakarya, Düzce, ...	20 272	3 315 463	164	51 460	17 305	34 155	26 712	60 867	15,4	5,2	10,2	8,0	18,2	1,84	10,6	74,4 ³⁾	79,8 ³⁾
TR51	Ankara	25 402	4 890 893	193	71 101	21 687	49 414	25 235	74 649	14,4	4,4	10,0	5,1	15,1	1,67	8,5	75,8 ³⁾	81,1 ³⁾
TR52	Konya, Karaman	49 682	2 272 560	46	39 289	11 641	27 648	-12 503	15 145	17,2	5,1	12,1	-5,5	6,6	2,15	13,7	74,2 ³⁾	79,3 ³⁾
TR61	Antalya, Isparta, Burdur	36 797	2 705 254	74	40 823	13 270	27 553	30 734	58 287	14,9	4,9	10,1	11,2	21,3	1,85	9,9	76,0 ³⁾	80,9 ³⁾
TR62	Adana, Merislin	29 558	3 776 744	128	65 728	17 145	48 583	-16 844	31 739	17,3	4,5	12,8	-4,4	8,4	2,15	12,0	74,2 ³⁾	79,8 ³⁾
TR63	Hatay, Kahramanmaraş, ...	23 484	3 013 790	128	61 866	12 846	49 020	-23 827	25 193	20,4	4,2	16,2	-7,9	8,6	2,61	13,4	75,0 ³⁾	80,0 ³⁾
TR71	Kırıkkale, Aksaray, Niğde, ...	31 823	1 495 630	47	23 200	8 332	14 868	-9 187	5 681	15,5	5,6	9,9	-6,1	3,8	2,01	11,4	73,5 ³⁾	79,6 ³⁾
TR72	Kayseri, Sivas, Yozgat	59 751	2 348 101	39	38 495	12 671	25 824	-22 211	3 613	16,4	5,4	11,0	-9,5	1,5	2,07	10,7	74,2 ³⁾	79,6 ³⁾
TR81	Zonguldak, Karabük, Bartın	9 499	1 019 425	107	12 154	6 931	5 223	-4 540	683	11,9	6,8	5,1	-4,5	0,7	1,57	9,9	74,2 ³⁾	79,9 ³⁾
TR82	Kastamonu, Çankırı, Sinop	26 466	739 997	28	8 941	6 874	2 067	3 461	5 528	12,0	9,3	2,8	4,7	7,4	1,76	11,0	74,0 ³⁾	79,9 ³⁾
TR83	Samsun, Ordu, Giresun, ...	37 937	2 717 685	72	36 923	17 617	19 306	-19 021	285	13,6	6,5	7,1	-7,0	0,1	1,83	10,9	73,9 ³⁾	80,0 ³⁾
TR90	Trabzon, Tokat, Çorum, ...	35 174	2 513 021	71	32 521	16 460	16 061	16 192	32 253	12,9	6,5	6,4	6,4	12,8	1,77	10,7	74,8 ³⁾	82,4 ³⁾
TRA1	Erzurum, Erzincan, Bayburt	40 798	1 072 848	26	20 188	5 801	14 387	-15 357	-970	18,8	5,4	13,4	-14,3	-0,9	2,34	10,2	73,8 ³⁾	76,2 ³⁾
TRA2	Agri, Kars, Iğdır, Ardahan	30 193	1 157 546	38	29 430	5 123	24 307	-27 576	-3 269	25,5	4,4	21,0	-23,9	-2,8	3,36	15,3	72,2 ³⁾	75,2 ³⁾
TRB1	Malatya, Elazığ, Bingöl, ...	37 323	1 663 811	45	27 535	8 338	19 197	-9 156	10 041	16,5	5,0	11,5	-5,5	6,0	2,02	17,1	75,1 ³⁾	79,8 ³⁾
TRB2	Van, Mus, Bitlis, Hakkari	41 755	2 046 027	49	54 785	6 683	48 102	-11 659	36 443	26,5	3,2	23,3	-5,6	17,7	3,44	11,3	72,0 ³⁾	75,7 ³⁾
TRC1	Gaziantep, Adıyaman, Kilis	15 879	2 471 979	156	61 160	9 586	51 574	-4 414	47 160	24,5	3,8	20,7	-1,8	18,9	3,01	15,8	74,1 ³⁾	79,4 ³⁾
TRC2	Sanlıurfa, Diyarbakır	34 540	3 287 197	95	99 551	11 171	88 380	-21 335	67 045	30,0	3,4	26,6	-6,4	20,2	3,80	15,4	73,3 ³⁾	78,3 ³⁾
TRC3	Mardin, Batman, Sırnak, Siirt	26 090	2 056 997	79	56 684	6 345	50 339	-22 244	28 095	27,4	3,1	24,3	-10,7	13,6	3,61	15,9	74,7 ³⁾	80,2 ³⁾

Pozn.: p) Předběžné údaje.

1) Vymezení území podle revize NUTS 2010.

2) Údaje za rok 2010.

3) Údaje za rok 2011.

Územní členění: NUTS 2, verze 2013.

Note: p) Provisional data.

1) Territorial units as of NUTS 2010 revision.

2) Data as of 2010.

3) Data as of 2011.

Territorial breakdown: NUTS 2 version 2013.

Zdroj: Databáze Eurostatu; národní statistické úřady; vlastní propočty.

Sources: Eurostat databases; national statistical institutes; own calculations.

Population et Sociétés

2014, č. 514–517

Září, č. 514

Jesle ve Francii: které děti do nich mají přístup?

(N. Le Bouteillec – L. Kandil – A. Solaz)

Přestože se ve Francii, na rozdíl od České republiky, těší jesle oblibě, byly v roce 2011 navštěvovány jen 16 % dětmi předškolního věku. Autoři ve svém textu z šetření „Rodina a bydlení“ provedeného v roce 2011 analyzují, jak je to s přednostmi pro určité vybrané skupiny dětí (charakteristické znaky – měsíc narození, pohlaví, pořadí dítěte, dvojčata a trojčata, pomoc početné rodině, nezaměstnanost matky, neúplnost rodiny apod.). Text doplňují tři ilustrující grafy. První ukazuje způsob péče o děti mladší čtyř let podle jejich věku, druhý pravděpodobnost přijetí do jeslí podle věku dítěte a měsíce jeho narození a třetí procento přijetí do jeslí podle charakteristiky dítěte a profesního zařazení jeho matky.

Říjen, č. 515

Z Evropy do Afriky: Zpětná migrace do Senegalu a Demokratické republiky Kongo

(M.-L. Flahaux – C. Beauchemin – B. Schoumaker)

Na příkladu uvedených afrických zemí autoři na základě dat z výzkumu „Migrace mezi Afrikou a Evropou“ vyvracejí tradovanou skutečnost, že migrace z Afriky je konečná. V textu postupně analyzují faktory, které vedou k návratu dotyčných migrantů do své rodné země. Skutečností ale je, že sledovaná data o migraci ukazují na klesající trend zpětné migrace, zejména v případě republiky Kongo. K návratu migranty vede spíše osobní zájem až spontánní návrat než nucený tlak hostitelské země. Jen 16 % senegalských a 15 % konžských migrantů uvedlo, že se vrací kvůli potížím v Evropě především v důsledku problémů se získáním „papírů“. V prvním grafu se čtenáři seznámí s důvody návratu deklarované senegalskými a konžskými migranty, ve druhém grafu je ilustrována pravděpodobnost návratu senegalských a konžských

migrantů do Evropy v desetiletém období následujícím po jejich migraci.

Listopad, č. 516

Lidé žijící s HIV tváří k diskriminaci v metropolitní Francii

(É. Marsicano – R. Dray-Spira – Fr. Lert – Ch. Hamelin a další členové skupiny ANRS-Vespa2)

Text s využitím výsledků celonárodní ankety provedené v roce 2011 na reprezentativním vzorku postižených HIV popisuje diskriminaci, které musí tito lidé čelit v práci, u lékaře nebo v nemocnici, ale též v rodině. Současně se pokouší rovněž i odlišit důvody vyplývající z jejich zdravotního stavu a také z jiných příčin. K diskriminaci docházelo ve dvou letech předcházejících roku 2011 u více než jedné čtvrtiny osob s HIV. Osoby žijící s tímto postižením jsou přitom současně vystaveny také diskriminaci rasistické a homofobní. Připojeny jsou dva podrobné grafy, první prezentující podíl HIV pozitivních osob podle důvodů diskriminace včetně rozdělení socio-epidemiologických skupin a druhý ukazující frekvenci diskriminace podle vnímaných motivů.

Prosinec, č. 517

Nerovnost pohlaví z pohledu demografů

(Ch. Hamelin – W. Rault)

Kolektivní práce, kterou mimo autorů vypracovala výzkumná skupina „Demografie, gender a společnost“ demografického ústavu (INED), postupně rozebírá rovnost pohlaví v jednotlivých předmětných oborech. Například ve školství pod názvem Školní úspěchy dívek nekorespondují s rovností. V případě práce a rodiny autoři konstatují, že nerovnost nadále přetrvává, v sexuální oblasti se nerovnost snižuje rychleji v praktické sféře než oficiální. Pokud se jedná o násilí, i zde nerovnost pokračuje ve shodné podobě. Zatímco muži jsou agresivní na ulici, u žen se jedná spíše o rodinu a pár. U poslední oblasti týkající se zdraví se uvádí, že ženy se dožívají vyššího věku, ale při horším zdraví než muži.

Text je ukončen konstatováním, že životní trajektorie žen a mužů se sblížují, ale nerovnost pokračuje častěji na straně žen.

LP

Population

2014, ročník 69, číslo 1

V úvodním článku s názvem **Shoda mezi etnikem oficiálně deklarovaným a etnikem zjištěným podle původu v regionu Gaspésie** (*H. Vézina – M. Tremblay – È.-M. Lavoie – D. Labuda*, s. 7–28) se autoři na základě průzkumu a genealogické rekonstrukce zabývají etnickou identitou vybraných respondentů v regionu Gaspésie ve východní části provincie Quebec. Studie srovnává údaje o původu uvedeném prvními přistěhovalci s příslušnými výpovědi jejich potomků zjištěných ve výzkumu (konečný počet byl 397 osob). Po seznámení s vlastním regionem, včetně jeho demografických charakteristik, prezentují autoři šetřenou skupinu a rekonstrukci odpovídajících genealogických dat. Základní zjištění ukazuje, že původ uvedený prvními přistěhovalci nachází shodu s údaji uváděnými jejich potomky. A to i přesto, že se jedná o přistěhovalce z různých prostředí. Příslušné grafy názorně ilustrují výsledky ve shodě u všech sledovaných skupin (např. kanadští Francouzi, Anglo-nomádi, Loyalisté a Britové). I přes odlišnou historii populačního vývoje si tedy obyvatelé regionu uchovali smysl pro etnicitu, která až do dneška odráží demografickou a genetickou realitu.

Příspěvek **Etnická mobilita domorodých Kanaďanů v období mezi sčítáním v roce 2001 a 2006** (*E. Caron-Malenfant – S. Coulombe – E. Guimond – Ch. Grodin – A. Lebel*, s. 29–55) nepřímou navazuje na předcházející článek zabývající se rovněž etnickou problematikou v Kanadě. Analýza etnické mobility především severoamerických Indiánů ukazuje s využitím dat sčítání (2001 a 2006) poprvé významný nárůst této části kanadské populace v období pěti let (početně se v roce 2006 jednalo především o tato etnika – Indiáni sev. Ameriky 1 173 tis., Mestici 390 tis. a Inuité 51 tis.). Výsledky analýzy vzorku uvedených etnik pak podrobně popisují, včetně doprovodných dat, intergenerační etnickou mobilitu. Zejména se jedná o vztahy mezi etnickou mobilitou a sociodemografickými charakteristikami, a to včetně změn v jejich územním rozložení. Text je kromě šesti statistických tabulek doplněn o mapu prezentující rozložení domorodých Kanaďanů v jednotlivých provinciích Kanady.

Další článek se věnuje **Prostorovým změnám skladby domácností v Německu v 19. století** (s. 5–83). Pracovníci demografického institutu Maxe Plancka v Roztoku (*M. Szoltysek – S. Gruber – S. Klüsener – J. R. Goldstein*) se zabývají diferenciácemi mezi demografickou situací v jednotlivých regionech Německa projevujícími se v 19. století, konkrétně na struktuře domácností. Rozdíly mezi domácnostmi jsou šetřeny především na základě dat sčítání z roku 1885. Zjištěné odlišnosti ve skladbě domácností provedená analýza dokládá např. změnami v zaměstnanosti v zemědělství, odlišnostmi v dědické praxi, v etnickém původu a v řadě dalších socioekonomických charakteristik. Podstatný rozdíl byl shledán zejména mezi jihem a severem Německa. Malá složitost skladby domácností je zejména v jižním a jihozápadním Německu a naopak vysoká na severu a severovýchodě. Tři tabulky, dva mapové kartogramy a jeden graf dokládají zjištěné diference. Německo je v analýze popisováno ve své tehdejší podobě, tedy např. i s oblastí dnešní Vratislavy (Breslau) či Kaliningradu (Königsberg).

Hodnocení rozpočtové situace domácnosti on-line s tazatelem nebo v přítomnosti partnera (s. 85–107) je název studie, ve které se autoři (*P. Festy – J. Gaymu – M. Thévenin*) věnují rozdílům mezi odpověďmi při šetření za účasti jednoho či obou partnerů domácnosti. Šetření, zejména v případě vyššího věku dotazovaného, jsou vedena za přítomnosti druhé osoby. Rozdíl v odpovědích za přítomnosti jedné či dvou osob je výraznější, když je respondentem žena. Mužem či ženou jsou častěji zdůrazňovány i jiné problémy, například v případě dotazů na finanční situaci. Faktory spojené s rozpočtovými těžkostmi jsou nicméně totožné pro muže i ženy ať už je veden rozhovor téte á téte či v přítomnosti partnera (partnerky). Práce je doplněna o osm tabulek dokládajících rozdíly mezi oběma typy vedených rozhovorů včetně rozdílů mezi muži a ženami.

Poslední příspěvek nese název **Nedobrovolný mužský celibát ve venkovských oblastech Číny: vazba na sociální síť** (s. 109–133). Čínští a američtí autoři a autorky (*L. Liu – X. Jin – M. J. Brown – M. W. Feldman*) se zabývají tímto tématem na základě šetření provedeného před šesti lety v provincii Anhui v Číně. Vlastní prezentaci výsledků a jejich hodnocení předchází poměrně rozsáhlá obecná a teoretická část ukazující na stávající situaci v Číně. V rámci teoretického přístupu

si autoři stanoví i pět hypotéz, které chtějí zodpovědět. Dále uvádí zjištěná data ankety a popisují používané metody a způsoby měření. Ve výsledcích ukazují, že podstatné pro uzavření manželství je především zapojení do sociálních sítí (nejsou myšleny internetové sítě) a to včetně rodinných. U mužů bez zapojení do těchto sítí existuje velké riziko, že zůstanou svobodnými (v úvodní části příspěvku autoři uvádí, že podle sčítání v roce 2010 u svobodných Číňanů starších 15 let byl poměr 134,5 mužů na 100 žen). Věk uzavření prvního manželství se pohybuje u mužů mezi 22–27 lety, přičemž od věku 28 let pravděpodobnost

uzavření manželství prudce klesá. Ta se pak po 34 roce přibližuje téměř k nule.

Tématem vybraných bibliografií knih jsou v tomto čísle „Děti a rodiče“. Kriticky hodnoceno je šest prací, pět francouzských a jedna americká. Věnují se např. historické demografii („Jak křežké děti. Úmrtnost fetální, neonatální a dětská v Evropě v 18.–20. století“), „Sociologii narození“, nebo aktuální problematice sexuální orientace („Homosexualita a rodičovství“).

LP

Population

2014, ročník 69, číslo 2

V prvním příspěvku **Nesoulad v počtu hlášených dětí mezi jednotlivými vlnami francouzské ankety v rámci mezinárodního šetření Generations and Gender Survey** (s. 167–190) se A. Régnier-Loilier na základě dlouhodobého šetření (stejně osoby byly osloveny třikrát – v roce 2005, 2008, 2011) zabývá dosaženými výsledky ankety Studie rodinných a mezigeneračních vztahů ve Francii. Ta byla uskutečněna v rámci dlouhodobého šetření Generations and Gender Survey prováděného ve dvaceti zejména evropských zemích. Práce obsahuje i seznámení s metodologií šetření a rovněž s kvalitou zjištěných dat. Srovnání uváděného počtu dětí u jednotlivých respondentů v průběhu uvedených let ukazuje na nesoulad uváděného počtu dětí v jednotlivých šetřeních, která často souvisí se specifickými profily odpovídajících. Obecným závěrem je zpochybnění metody počítání dětí formou zjišťování v různých částech téhož dotazníku pro určení celkového počtu dětí příslušné osoby. Autor na základě zjištěných skutečností vybízí k analogickým verifikacím v jiných průzkumech tohoto mezinárodního programu.

Italští vysokoškolské pracovníci (G. Salinari – G. De Santis – P. Festy) se s využitím údajů z databáze úmrtnosti generací narozených koncem 19. a začátkem 20. století zabývají otázkou **Porovnání rychlosti stárnutí v čase a prostoru** (s. 191–216). K tomu využívají data z pěti

zvolených západoevropských zemí (Dánsko, Finsko, Norsko, Švédsko a Švýcarsko). S použitím modelu B. Gompertze z roku 1825 založeného na analýze longitudinálních panelových dat pro porovnání rychlosti stárnutí β (parametr související s věkem, který se používá k vyhodnocení míry stárnutí generace) mezi jednotlivými kohortami u různých skupin.

Článek **Šetření TRA, matice historie** (L. Bourdieu, – L. Kesztenbaum – G. Postel-Vinay, s. 217–248) informuje o jedinečném šetření o francouzské populaci 19. století, založeném počátkem roku 1980. To vychází ze shromážděných historických dat popisujících osobní, profesionální a ekonomické postavení osob vstupujících do manželství nebo zemřelých v období zhruba od počátku 19. století do poloviny 20. století (1825–1939). Výběr 3 000 rodin, u kterých bylo šetření prováděno, je reprezentativním vzorkem prezentujícím francouzskou populaci. Rekonstrukce trajektorie příslušných rodin a jejich potomstva je prováděna u příjmení, která začínají písmeny T, R a A (což vysvětluje název šetření). Práce je doplněna několika grafy a podrobnou tabulkou specifikující proporce šetřených podle jejich charakteristik v jednotlivých zjišťovaných obdobích.

B. Masquelier z Centra výzkumu v demografii a společnosti na katolické univerzitě v Lovani si v příspěvku **Počty sourozenců a velikosti rodin v datech ankety používaných k odhadu úmrtnosti** (s. 249–268) klade za otázku jak odhadnout úmrtnost, když nejsou k dispozici spolehlivá statistická data ze státních zdrojů. Pro odhad úmrtnosti dospělých v málo rozvinutých zemích s nedostatečnou demografickou evidencí jsou

využívány údaje shromážděné v demografických a zdravotnických anketách o počtu a přežití sourozenců. Práce srovnává počty vykazovaných sourozenců s průměrným počtem dětí narozených ženám předcházejících generací. Srovnání ukazuje, že existují rozdíly mezi jednotlivými oblastmi rozvojových zemí. Rozdíly jsou zejména v zemích subsaharské Afriky a rozdílnost se zvyšuje se vzrůstajícím věkem. Text doplňují velké počty grafů i ilustrující tabulky.

Analýza s názvem **Rozklad tendencí plodnosti mimo manželství v Polsku** (s. 269–284) provedená polskou autorkou (A. Baranowska-Rataj) na základě dat narození za roky 1985–2009 ukazuje obdobně jako v jiných zemích Evropy na vzrůst počtu narozených dětí mimo manželství oproti porodům v manželském svazku. Za posledních dvacet let se jejich podíl zvýšil v Polsku z 5 % na 20 %. Samotná práce po shrnutí tendencí v plodnosti mimo manželství podrobně

rozebírá socioekonomické souvislosti svobodných matek. Hovoří o sociálním tlaku, zejména ze strany církve a ukazuje i jaké jsou ekonomické dopady jejich postavení. Analýza příslušných dat, jejich dekompozice pomocí matematického aparátu ukázala dva výrazné výsledky. Prvním je kvalitativní diference mezi proporcí narození mimo manželství před rokem 2000 a po tomto roce. Dalším významným konstatováním je podstatný rozdíl mezi venkovským a městským prostředím, kdy počet mimomanželských porodů je ve venkovských oblastech podstatně nižší. Text doplňuje pět ilustrativních grafů.

Kritická bibliografie seznamuje s pěti knižními publikacemi. Jendou z nich je „Africká migrace: rozvojové úsilí v otázkách“ a druhou vybranou prací je „Rodina a společnost prizmatem AIDS ve Vietnamu“.

LP

Historická demografie Praha: Etnologický ústav Akademie věd České republiky, v.v.i.

1/2013

VÁCLAVA VAŇKOVÁ: DEMOGRAFICKÁ A SOCIÁLNÍ STRUKTURA OBYVATELSTVA V BEROUNSKÉM KRAJI V POLOVINĚ 17. STOLETÍ

Datový podklad studie tvoří Soupis poddaných podle vÍry za kraj Berounský (Podbrdský) z roku 1651. Autorka

řeší problém neúplnosti dat, zejména neuvedení dětí mladších než věk při první zpovědi (zpravidla 10–12 let). Pro odhad chybějící dětské složky byla užita zejména metoda analogie s panstvími, kde byla dětská populace prokazatelně registrována úplně. Po rekonstrukci dat byl odhadnut podíl dětské složky populace (0–15 let) na venkově na 30 % a ve městech na 28 %. Práce se dále zabývá poměrem pohlaví podle věku, rodinným stavem, strukturou domácností a sociální strukturou obyvatelstva.

ALEXANDRA ŠIKULOVÁ: VÝVOJ PORODNOSTI VE FARNOSTI LIBČANY V „DLOUHÉM“ 19. STOLETÍ (1785–1914)
Studie podrobně analyzuje porodnost v 11 obcích tvořících farnost Libčany v blízkosti Hradce Králové v uvedeném období. Zdůrazňuje význam katolického křtu jako svátosti, která dítěti odpouští dědičný hřích a uznává příslušnost dítěte do církve i do rodiny. Byl dokonce povolen „nouzový křest“ porodní bábou s následným obřadem (pokud dítě přežilo). Vývoj porodnosti dává autorka do souvislosti s vývojem sňatečnosti. Mrtvě narozené děti v matrice zemřelých měly často křestní jména, aby nebyly pohřbeny jako „nekrtěňátka“, která nedojdou spasení (ale ani zatracení). Studie se dále zabývá rozbořením počtu dětí v rodinách, porody vícercát a sezónností koncepcí a porodů.

**MARKÉTA SKOŘEPOVÁ: OSIŘELÉ DĚTI
VE VENKOVSKÉ SPOLEČNOSTI.
SMĚRY ZAHRANIČNÍ HISTORIOGRAFIE
A INSPIRACE PRO ČESKÉ BĀDÁNÍ**

Dřívě převládající názor historiografů na téměř ve-směs neradostné období dětství v životě jedince tohto období a převážně chladný vztah rodičů k dětem je v novějších pracech kritizován jako nekorektní. Ačkoliv období dětství a adolescence našich předků nelze idealizovat, převažovaly patrně – zejména u vztahu matek a dětí – kladné emoce. K podstatným změnám pak došlo v městském prostředí 2. poloviny 19. stol., kdy se zásadně změnila ekonomická situace a funkce rodin a jejich životní cyklus. Dále se autorka zabývá předčasnými rozpady rodin a vysokým počtem nemanželských dětí, nalezců či odložených dětí (zvl. v jižní Evropě).

2/2013

**MARKÉTA HOLUBOVÁ: KARIÉRNÍ
DRÁHY ČLENŮ JEZUITSKÉHO ŘÁDU
PŮSOBÍCÍCH V LETECH 1647–1773
V REZIDENCI NA SVATÉ HOŘE
U PŘÍBRAMI**

Jezuitský řád vedl pečlivou evidenci svých příslušníků a jejich funkcí. Do řádu byli přijímáni mladí muži většinou ve věku 15–18 let, výjimečně starší 20 let a dostávalo se jim vzdělání na jezuitských gymnáziích. Laici vstupovali do řádu většinou později, ve věku 20–29 let a zastávali provozní funkce. V čele rezidence stál superior, dalšími funkcionáři byli např. zповědník, kazatel nebo prefekt kostela. Vysokými hodnostmi byli otec ministr (správce rezidence), prokurátor (ekonomický správce) a resolutor casuum (vedl interní disputace o závažných zповědních případech) aj. Kazateli se členové řádu stávali nejčastěji ve věku 30–49 let.

**VLADIMÍR JAKUB MRVÍK: OTÁZKA
AGRARITY ČESKÝCH MĚST A MĚSTEČEK
V RANÉM NOVOVĚKU NA PŘÍKLADU
KOUŘIMSKÉHO KRAJE**

Studie se zaměřuje na hospodaření zemědělských a polozemědělských měst, kde samozásobitelství zemědělskými produkty hrálo významnou roli. Situaci v období 17. a 18. stol. mapuje autor zejména

na podkladě Berní ruly, tereziánského katastru a rejstříků městských dávek. Období označuje za úpadek českých měst (zejména řemeslné výroby), do značné míry související s následky třicetileté války. Usedlí měšťané byli významnými vlastníky zemědělské půdy na předměstích a podíl zemědělské půdy na katastru měst byl poměrně značný. Významný byl i chov dobytka přímo ve městech.

**JOSEF GRULICH, MARKÉTA KOŘEPOVÁ:
CESTA Z PELHŘIMOVA DO BENÁTEK
A ZPĚT ZA 941 DNÍ. VANDR VÁCLAVA
POKORNÉHO V LETECH 1827–1829**

Studie se zabývá řemeslníckými vandry, tedy dočasnou pracovní mobilitou. U některých cechů byl „vandr“ podmínkou pro složení mistrovské zkoušky. Vandry však vedly rovněž k trvalé pracovní či sňatkové migraci. Václav (Vencl) Pokorný (1810–1884), koželužský mistr z Pelhřimova, sepsal o svém vandru velmi cenný dobový dokument – podrobný itinerář a popis navštívených lokalit v Rakousku, severní Itálii, dnešním Slovinsku i Uhrách. Pěšky prošel trasou 3 000 km dlouhou a kromě odborného výcviku v kožedělných manufakturách popsal velmi plasticky i krajinu a osídlení.

1/2014

**JOSEF KADEŘÁBEK: SOCIÁLNÍ
MOBILITA MĚŠŤANŮ V RANÉM
NOVOVĚKU. PŘÍKLAD SLANÉHO
V LETECH 1610–1635**

Za město Slaný se dochoval jedinečný soubor dokumentů umožňující podrobnější pohled na vertikální mobilitu měšťanstva. Autor se pokusil objasnit mechanismy a osobní motivace kariéerního vývoje měšťanů směrem k zařazení do městské elity, tj. mezi členy městské rady a do nejvyšších volených městských funkcí. Přelomovým byl rok 1623, kdy nový pán Smečna Jaroslav Bořita z Martinic provedl rychlou rekatolizaci města Slaného, jež byla provázena i významnými majetkoprávními změnami. Autor analyzuje vzájemné příbuzenské a zejména sňatkové poměry slánských měšťanských rodin, jež měly na pronikání mezi měšťanskou elitou zásadní vliv.

**RADEK LIPOVSKI: EKONOMICKÁ
AKTIVITA ŽEN V TEXTILNÍM MĚSTĚ
FRÝDKU NA PŘELOMU 19. A 20. STOLETÍ**

Frýdek byl jedním z nejvýznamnějších středisek textilního průmyslu ve Slezsku. Charakter výroby umožňoval vysoké zapojení ženské pracovní síly, zaměstnanost žen dosahovala až 40 %. Hlavním pramenem údajů byly sčítací archy ze sčítání lidu z let 1869, 1890 a 1910. Údaje sčítání 1880 považuje autor za metodicky nesrovnatelné. Vedle textilního průmyslu byly ženy výrazně zapojeny i v odvětví domácích služeb (včetně děveček v zemědělství). Postupně přibývalo žen i v odvětvích zdravotnictví a školství.

**MIRIAM MIKUŠOVÁ: SČÍTANIE
OBYVATEĽOV NA ÚZEMÍ SLOVENSKA
V ROKU 1857 NA PRÍKLADE
DOKUMENTOV MĚSTA TRNAVY**

Sčítání lidu v r. 1857 je přechodem mezi feudálními konskripcemi a moderními sčítáními lidu. Autorka upozorňuje, že sčítací archy z r. 1857 jsou zachovány v úplnější souboru než dokumenty dalšího sčítání r. 1869, přesto jsou dosud jako prameny dat využívány jen málo. Zajímavým údajem je např. vzestup podílu zemědělského obyvatelstva vlivem zakládání hospodářských usedlostí na okraji města a významným chovem dobytka přímo ve městě. Sumáře pořizené ze sčítacích archů za domácnosti byly sestavovány za domácí obyvatelstvo, cizince a hospodářská zvířata.

**BRANISLAV ŠPROCHA, PAVOL
TIŠLIAR: CHARAKTER PLODNOSTI
NA SLOVENSKU V MEDZIVOJNOVOM
OBDOBÍ**

Po první světové válce patřilo Slovensko k evropským regionům s nejvyšší porodností. Toto období autoři analyzují jak z longitudinálního, tak transverzálního pohledu. Počátek demografického přechodu lze vysledovat na jihu středního Slovenska, podle autorů zřejmě v souvislosti s uherskými vlivy a vyšším podílem obyvatel evangelického vyznání. Autoři poukazují na zásadní rozdíly populačního klimatu i politiky v Českých zemích a na Slovensku, kde přetrvávala agrární přelidněnost a po celé meziválečné období se podíl pracujících v zemědělství pohyboval kolem 65 %.

2/2014

**KATEŘINA PODOLSKÁ: JAK SLUNEČNÍ
AKTIVITA OVLIVŇUJE ZEMI
A PROSTŘEDÍ PRO LIDSKOU POPULACI**

V úvodu studie podává autorka přehled základní literatury dokumentující ovlivnění vývoje lidských populací a jejich životních podmínek klimatickými změnami. Vysvětluje pojmy jako „*středověké klimatické optimum*“ v letech 950 (např. Grónsko) až 1300 (největší část Evropy) nebo „malá doba ledová“ (pol. 16. – pol. 19. stol.) a oteplování klimatu od poloviny 19. stol. do současnosti. Všimá si především cyklických změn sluneční aktivity, projevujících se i na lidském zdraví včetně výskytu katastrofálních neúrod, morových a jiných epidemií. Výjimečně silné sluneční erupce vysokoenergetických částic a kosmogenních radionuklidů vyvolávají magnetické bouře s negativním vlivem na pacienty se srdečními nebo mozgovými obtížemi, ovlivňují srážlivost a sedimentaci krve, výskyt mutací bakterií a virů apod. Nadcházející dva sluneční cykly jsou predikovány jako poněkud delší, ale slabší, než dva poslední cykly (1988–1996 a 1996–2008).

**BARBORA KUPROVÁ: VYUŽÍVÁNÍ
GENEALOGICKÝCH PROGRAMŮ
V HISTORICKÉ DEMOGRAFII. PŘÍPADOVÁ
STUDIE: PANSTVÍ ŠKVOREC NA PŘELOMU
18. A 19. STOLETÍ**

Sofistikovaný software pomáhá historikům využívat ručně psané historické záznamy. Nyní je k dispozici i česká verze programu Ihiksoft Lineage. Na příkladu genealogických studií opírajících se o metodu rekonstrukce rodin a matriční záznamy autorka demonstruje využití tohoto nástroje. Do programu je možno volitelně zadat různé parametry, např. nejnižší a nejvyšší přípustný věk sňatku nebo porodu. Program pak pomáhá testovat nejpravděpodobnější variantu genealogického vývoje určité rodiny a jejich příbuzenských vztahů. Studie rekonstruuje populační vývoj škvoreckého panství v letech 1780–1819.

ANDREJ SULITKA: SNAHY
MENŠINOVÉHO MUZEA V PRAZE
USKUTEČNIT DOTAZNÍKOVÁ ŠETŘENÍ
O MENŠINOVÝCH POMĚRECH

Na přelomu 19. a 20. stol. byla věnována zvýšená pozornost dokumentaci situace české menšiny ve smíšených česko-německých oblastech. Paralelně s oficiálními sčítáními lidu se konala tzv. soukromá sčítání, tj. rozšiřující dotazníková zjišťování národnostního uvědomění menšinových a smíšených rodin, nejčastěji užívaného jazyka v rodině nebo docházky do německých a českých škol, majetkové a sociální poměry těchto rodin, účast na spolkovém životě atd. Menšinové muzeum v Praze organizovalo rozsáhlé dotazníkové šetření v návaznosti na sčítání lidu 1910. Akce však nebyla dobře připravena ani organizačně, ani obsahově-metodicky a nebyla dotažena do úplné sumarizace a vyhodnocení. Většina

materiálu se ani nezachovala. Menšinové muzeum oficiálně zaniklo r. 1920.

BRANISLAV ŠPROCHA, PAVOL TIŠLIAR:
INTENZITA A CHARAKTER ÚMRTNOSTI
NA SLOVENSKU V MEDZIVOJNOVOM
OBDOBÍ

Autoři analyzují vývoj základních měr úmrtnosti obecné specifické i kojenecké a novorozenecké. Zmiňují i diferenciální charakteristiky (míry za muže a ženy nebo kojeneckou a novorozeneckou úmrtnost manželsky a mimomanželsky narozených dětí). Pozornost je věnována vývoji střední délky života, příčinám smrti a rovněž sezónnosti úmrtnosti. Nechybí ani základní porovnání s úmrtnostními poměry vybraných evropských zemí.

Pavel Čtrnáct

SOCIOLOGICKÝ ČASOPIS / CZECH SOCIOLOGICAL REVIEW 2014, ROČNÍK 50, ČÍSLO 5

STATI

Dušan Janák – Robert Klobučký | Co bychom věděli o sociologii, kdybychom četli pouze Sociologický časopis a Sociologii? Obsahová analýza dvou sociologických periodik od „sametové revoluce“ do současnosti

Marek Skovajsa | Celková a zahraniční citovanost Sociologického časopisu: výsledky citační analýzy a trvalým usazením

Jan Balon | Jak se privatizují ideje? Neoliberální režim vědění a jeho přivlastnění postmoderního obrazu světa

Zdeněk R. Nešpor | Padesát let české sociologie náboženství na stránkách Sociologického časopisu

Sociologický časopis / Czech Sociological Review

Recenzovaný oborový vědecký časopis vydávaný Sociologickým ústavem AV ČR, v.v.i.

Přináší zásadní stati rozvíjející českou sociologii.

Obsah časopisu (od roku 1993) je uveřejněn na internetu na URL <http://sreview.soc.cas.cz>

Vychází 6 × ročně (4 × česky, 2 × anglicky).

Cena jednoho výtisku bez DPH je 85 Kč. Předplatné na rok je 510 Kč.

Informace o předplatném a objednávky vyřizuje:

Sociologický časopis/Czech Sociological Review – redakce,

Jilská 1, 110 00 Praha 1, tel. 221 183 217–218,

fax 222 220 143, e-mail: sreview@soc.cas.cz

PODKLADY

Redakce přijímá rukopisy v tištěné a elektronické podobě. V průvodním dopise uveďte úplnou kontaktní adresu, včetně e-mailu.

ROZSAH PŘÍSPĚVKU:

Textová část studie by neměla přesahovat 20 normostran (1 NS = 1800 znaků vč. mezer), tj. 36 000 znaků včetně mezer. Příspěvky do oddílů: Sčítání lidu, Diskuse a Přehledy by neměly přesahovat 8 NS, recenze 2 NS, zprávy 2 NS a anotace literatury 0,5 NS. Je třeba, aby zasláná studie obsahovala abstrakt do 5 řádků (Ř) v angličtině, resumé do 20 Ř v angličtině, abecední seznam citované literatury a stručnou informaci o autorovi – jeho odborném zaměření a názvy nejdůležitějších prací (do 5 Ř). Do anglického čísla zasílá autor článek v angličtině ve stejném rozsahu jako do české verze.

Rukopis je třeba zaslat v textovém editoru Word, zdrojová data pro tabulky a grafy v programu Excel, obrázky a mapy ve formátu *.tif, *.jpg, *.eps. Tabulky, grafy a obrázky je třeba zařadit do textu, jednotlivé strany musí být očíslovány. Názvy i těla tabulek, grafů a obrázků musí být dvojjazyčné (česko-anglické).

Recenzní řízení je oboustranně anonymní. Rozhodnutí o publikování rukopisu, resp. závěru redakční rady, je autorovi sděleno do 14 dnů po zasedání redakční rady.

Redakce provádí jazykovou úpravu textu.

ZÁSADY PRO OPTIMÁLNÍ PODOBU PODKLADŮ

A. TEXTY (v textovém editoru MS Word)

1. V nastavení odstavce použijte pouze zarovnání VLEVO (na levou zarážku).
2. Vyznačování v odstavci (kurzívou, tučně) a používání indexů bude do sazby korektně přeneseno.
3. Nepoužívejte (v nastavení vypněte) funkci, která nuceně přesunuje do další řádky jednohláskové předložky a spojky (a, s, z, v, k apod.), jež by jinak vyšly na konec řádky.

B. GRAFY, OBRAZOVÉ SOUBORY

1. Pro zpracování grafů je kromě požadovaného typu (sloupcový, spojnicový, bodový apod.) nutné připojit zdrojová data v programu Excel.
2. Všechny obrazové soubory – např. mapy, fotografie ukládejte mimo textový soubor samostatně ve formátech *.tif, *.jpg, *.eps s odkazem v textu (graf 1, schéma 1 apod.).
3. Pro další technologické zpracování je důležité, aby bitmapové soubory měly ve velikosti 1:1 rozlišení 300 dpi.

C. PRAVIDLA CITACÍ A POPISKY

Příklady základních druhů citací:

Monografie

- Roubíček, V. 1997. *Úvod do demografie*. Praha: Codex Bohemia. (U publikace s více než třemi autory se uvádí

jen příjmení prvního autora, za ním následuje zkratka aj., u zahraničních publikací et al.)

- Hantrais, L. (ed.). 2000. *Gendered Policies in Europe. Reconciling Employment and Family Life*. London: Macmillan Press.
- *Potraty*. 2005. Praha: Ústav zdravotnických informací a statistiky.

Články v časopisech

- Bakalář, E. – Kovařík, J. 2000. Otcové, otcovství v České republice. *Demografie*, 42, s. 266–272.

Pokud je časopis stránkovaný průběžně v celém ročníku, není nutný údaj o čísle.

Články ve sbornících

- Daly, M. 2004. Rodinná politika v evropských zemích. In *Perspektivy rodinné politiky v ČR*, s. 62–71. Praha: MPSV ČR.

Elektronické dokumenty

Je třeba uvést:

1. specifikaci média (on-line, CD ROM, databáze, datový soubor, disketa)
2. datum stažení (cit. 29. 10. 2005)
3. webovou adresu (dostupné z: <<http://www.czso.cz>>)

Přednášky z konferencí

Maur, E. Problémy studia migrací v českých zemích v raném novověku. Příspěvek přednesený na konferenci Dějiny migrací v českých zemích v novověku. Praha, 14. 10. 2005.

Seznam literatury a odkazy

Jednotlivé položky jsou řazeny podle abecedy, více prací od téhož autora je řazeno sestupně od nejstarší k nejnovější. Pokud má autor v seznamu v jednom roce více plošek, rozlišují se přidáním písmen a, b, c... za rok vydání.

Příklad:

Syrovátka, A. 1962a. Úrazy v domácnosti. *Česká pediatrie*, 17, s. 750–753.

Syrovátka, A. 1962b. Úmrtnost dětí v českých zemích na dopravní úrazy. *Časopis lékařů českých*, 101, s. 1513–1517.

Odkazy v textu na seznam literatury

(Srb, 2004); (Srb, 2004: 36–37); (Syrovátka aj., 1984).

Popisky tabulek a grafů (dodat v češtině a angličtině)

Tab. 1: Pohyb obyvatelstva, 1990–2010; Population and vital statistics, 1990–2010

Graf 1: Relativní věková struktura cizinců a obyvatelstva ČR celkem, 31. 12. 2009; Relative age distribution of foreigners and total population of CR, 31 Dec 2009

Demografie

revue pro výzkum
populačního vývoje



Demografie, revue pro výzkum populačního vývoje
Demografie, Review for Population Research

Vydává Český statistický úřad
Published by the Czech Statistical Office

 **ČESKÝ
STATISTICKÝ
ÚŘAD**

Redakční rada **Editorial Board:**

Pavel Čtrnáct (předseda redakční rady **Chair of the Editorial Board**),
Marie Průšová (výkonná redaktorka **Managing Editor**),
Markéta Arltová, Boris Burcin, Elwood D. Carlson, Tomáš Fiala, Ludmila Fialová,
Zuzana Finková, Natalia S. Gavrilova, Richard Gisser, Klára Hulíková, Nico Keilman,
Juris Krumins, Věra Kuchařová, Jitka Langhamrová, Martina Miskolczi, Zdeněk Pavlík,
Michel Poulain, Mirjana Rašević, Jiřina Růžková, Jitka Rychtaříková, Eduard Souček,
Luděk Šídlo, Josef Škrabal, Terezie Štyglarová, Leo van Wissen

Adresa redakce: Na padesátém 81, 100 82 Praha 10 - Strašnice

Telefon: +420 274 052 834

E-mail: redakce@czso.cz

www.czso.cz

Časopis je v plném znění uveřejněn (od roku 2004) na internetu na adrese:
(<http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/demografie>).

Informace o předplatném podává a objednávky přijímá redakce.

Objednávky vyřizuje: Myris Trade, s.r.o., P.O.Box 2, 142 01 Praha 4,

Česká Republika, e-mail: myris@myris.cz

Podávání novinových zásilek povolila Česká pošta, s.p., Odštěpný závod Praha
č.j. nov 6364/98 ze dne 9. 2. 1998

Grafická úprava: Chráněná grafická dílna Slunečnice, David Hošek

Grafický návrh: Ondřej Pazdera

Tisk: Český statistický úřad

Cena jednoho výtisku: 58,- Kč

Roční předplatné včetně poštovného: 327,- Kč

Indexové číslo 46 465, ISSN 0011-8265 (Print), ISSN 1805-2991 (Online),

Reg. Zn. MK ČR E 4781

Nevyžádané rukopisy se nevracejí.

Číslo 1/2015, ročník 57

Toto číslo vyšlo v březnu 2015

© Český statistický úřad 2015

