3

rok 2026
ročník 68

Demografie

revue pro výzkum populačního vývoje

Olga Gagauz – Mariana Buciuceanu-Vrabie
What Does Demographic Resilience Mean in the Context of Sustained Depopulation and Rapid Ageing?

Kateřina Procházková
Subjective Health and Its Determinants in the Working-Age Population in Czechia

Ján Golian – Piotr Rachwał – Grażyna Liczbińska
Population Dynamics and Demographic Crises in the Parish of Detva (1781–1920): Evidence from Inverse Projection

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD

ČLÁNKY | ARTICLES

151 Olga Gagauz – Mariana Buciuceanu-Vrabie
What Does Demographic Resilience Mean in the Context of Sustained Depopulation and Rapid Ageing?

167 Kateřina Procházková
Subjective Health and Its Determinants in the Working-Age Population in Czechia

182 Ján Golian – Piotr Rachwał – Grażyna Liczbińska
Population Dynamics and Demographic Crises in the Parish of Detva (1781–1920): Evidence from Inverse Projection

ZPRÁVY | REPORTS

206 *2026 (eng)aging! Conference & Technology Fair*

207 Pozvánka na konferenci RELIK 2026
Invitation to the RELIK 2026 Conference

PŘEHLEDY | DIGEST

208 Tomáš Katrňák – Laura Fónadová
Srovnání romské a neromské populace ve Sčítání lidu, domů a bytů v roce 2021
A Comparison of the Roma and Non-Roma Populations in the 2021 Czech Population and Housing Census

224 Jana Koukalová
Populační vývoj Česka v roce 2025
Population Development in Czechia in 2025

DATA | DATA

246 Radek Havel
Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2025 podle krajů a okresů; Pohyb obyvatelstva ve městech nad 20 tisíc obyvatel v roce 2025
Population and Vital Statistics of the Czech Republic 2025: Regions and Districts; Population and Vital Statistics of the Czech Republic 2025: Towns with More Than 20,000 Inhabitants

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.

Časopis Demografie je součástí databází **Web of Science, Scopus, ICI Journals Master List a Directory of Open Access Journals.**

*Demografie is a peer-reviewed journal included in the **Web of Science database, Scopus database, the ICI Journals Master List, and the Directory of Open Access Journals.***

WHAT DOES DEMOGRAPHIC RESILIENCE MEAN IN THE CONTEXT OF SUSTAINED DEPOPULATION AND RAPID AGEING?

Olga Gagauz[1] – **Mariana Buciuceanu-Vrabie**[2]

Abstract

Rapid ageing and sustained depopulation are reshaping the conditions under which societies maintain economic activity, social provision and institutional capacity. The study develops a conceptual framework for demographic resilience in contexts where population decline is not a temporary deviation but a long-term structural condition. The article defines resilience as the capacity of socio-demographic systems to maintain core societal functions under shrinking and ageing population structures. The framework links four interacting dimensions: economic adaptation; social and care provision; human capital formation and retention; and institutional capacity for anticipatory governance, policy coordination, and adaptive implementation. Methodologically, the article is based on a conceptual synthesis of resilience theory, demographic transition research and depopulation studies, complemented by an illustrative case study of Moldova. The article contributes to demographic debate by shifting attention from reversing decline to assessing how societies can adapt to persistent demographic constraints while preserving equity, service access and governance capacity.

Keywords: demographic resilience, depopulation, population ageing, adaptive governance
Demografie, 2026, 68(3): 151–166
DOI: https://doi.org/10.54694/dem.0382

INTRODUCTION

Rapid population ageing and sustained population decline are increasingly shaping the conditions under which contemporary societies function and develop. These processes redefine the foundations of economic reproduction, social organisation, and institutional performance. In many countries, the central challenge is society's capacity to remain functional, inclusive, and economically viable amid a shrinking and ageing population (*Diez-Nicolás*, 2004; *Dougherty et al.*, 2022; *Brzozowska et al.*, 2023). This shift in the demographic context calls for a reconsideration of how population change is conceptualised and governed.

The existing literature provides valuable insights into the drivers and consequences of depopulation, but it remains less developed in explaining how societies can adapt when population decline becomes a persistent structural condition. The application of the concept of resilience for long-term demographic

1) National Institute for Economic Research, Academy of Economic Studies of Moldova. Contact: gagauz.olga@ase.md.
2) National Institute for Economic Research, Academy of Economic Studies of Moldova.

transformations remains limited. This gap is particularly relevant for Eastern European countries, where rapid ageing, sustained out-migration, human capital depletion, social protection pressures and institutional constraints interact within the same demographic context. Such conditions are increasingly relevant for several Eastern European countries, including Bulgaria, Romania, Latvia, Lithuania, and Estonia (*Fihel – Okólski*, 2019), as well as Moldova (*Gagauz et al.*, 2024), where demographic projections indicate the continuation or further intensification of these trends. In these settings, depopulation is a systemic process with implications for labour markets, public finances, service provision, human capital, and institutional capacity.

The study aims to conceptualise demographic resilience as a core dimension of socioeconomic sustainability under depopulation and demographic ageing. By adopting an interdisciplinary perspective that draws on demography, economics, sociology, and resilience theory, the study provides a conceptual foundation for analysing demographic resilience in countries facing long-term depopulation. The framework is further illustrated through the case of Moldova, which exemplifies the combined effects of sustained depopulation, population ageing, and out-migration in Eastern Europe. The analysis emphasises adaptive pathways and policy orientations that enhance societies' capacity to function amid sustained population loss and rapid ageing.

The article makes three main contributions. First, it advances the conceptualisation of demographic resilience by shifting the analytical focus from demographic recovery to the adaptive capacity of societies facing sustained population decline and rapid ageing. Second, it develops an integrated, systems-based framework linking demographic dynamics to economic adaptation, social care provision, human capital retention, and institutional capacity. Third, by applying this framework to Moldova, the article demonstrates how demographic resilience can be assessed in high-emigration and ageing contexts where anticipatory governance instruments coexist with persistent gaps in budgeting, territorial service adaptation, and the creation of domestic opportunities.

DEMOGRAPHIC RESILIENCE: CONCEPTUAL FOUNDATIONS

Resilience is a complex, multidisciplinary concept, and its definitions vary by context. According to the United Nations, resilience is "the ability of a system, community or society exposed to hazards to resist, absorb, accommodate to and recover from the effects of a hazard in a timely and efficient manner, including through the preservation and restoration of its essential basic structures and functions" (*UN*, 2009). *Grimm and Calabrese* (2011) provide a clear, interdisciplinary definition of resilience, explaining that it is a characteristic of complex systems that reflects their ability to maintain core functions and structures despite internal and external disturbances, to adapt to change, and to recover from stressors.

Population is a complex demographic system that evolves according to internal regularities, including the generalised patterns described by demographic transition theory (*Chesnais*, 1992; *Lutz – Butz – KC*, 2014; *Cecchini*, 2019). Demographic processes are strongly shaped by economic conditions, social norms, cultural values, political institutions, and public policies, leading to significant spatial and temporal variation in population dynamics (*Deimantas – Şanlıtürk – Azzollini et al.*, 2024). Changes in population size, age structure, health status, educational attainment, migration behaviour, and value systems have direct implications for labour markets, welfare systems, economic performance, social stability, and the long-term sustainability of societal development (*Lutz – Butz – KC*, 2014). UNFPA defines resilient societies as those that understand and anticipate population dynamics and possess the skills, tools, political will, and public support required to manage demographic change, mitigate its negative impacts, and capitalise on emerging opportunities for people, prosperity, and the environment (*UNFPA*, 2024).

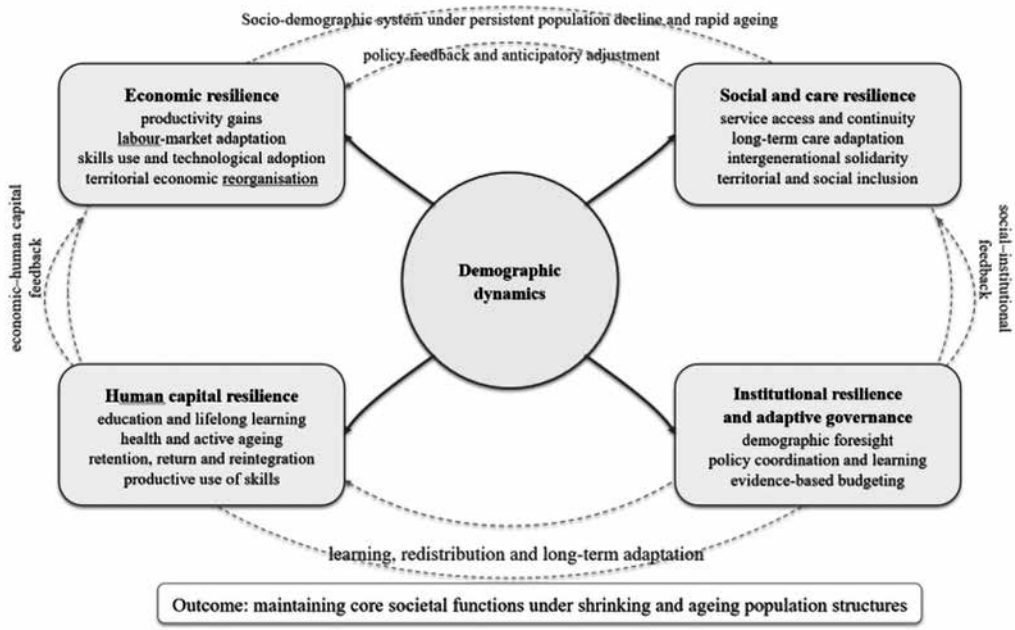
In this study, demographic resilience is defined as the system-level capacity of societies experiencing sustained population decline and ageing to maintain core economic, social and institutional functions through adaptation to changing population structures. It emerges from the interaction among long-term demographic dynamics, socio-economic adjustment,

human capital mobilisation, and adaptive governance, and is expressed not in demographic recovery but in the ability to preserve societal functionality, inclusion, and development potential under persistent demographic constraints.

From this perspective, demographic resilience is a dynamic outcome that emerges from interactions among demographic dynamics and economic, social, and institutional subsystems (Figure 1). societies are complex hierarchical systems composed of interdependent subsystems, the demographic subsystem occupies a central position, given that the population constitutes a foundational element of all social systems and a prerequisite for their reproduction. Resilience is not a static condition but an ongoing process of adaptation shaped by both structural constraints and responsive mechanisms. Economic and social resilience are interacting subsystems that typically adjust more rapidly to changing conditions, whereas demographic processes introduce longer-term constraints and impulses that shape overall trajectories of adaptation. Institutional resilience plays an enabling and coordinating role by linking governance structures to system performance through adaptive decision-making, policy feedback, and learning. The bidirectional nature of these relationships highlights both the influence on system responses and the evolution in response to outcomes and emerging challenges. Demographic resilience, therefore, emerges from the alignment between long-term population dynamics, short- and medium-term socio-economic adjustments, and institutional capacity to steer adaptive responses.

In systems theory, stability and resilience denote distinct properties of system behaviour. Stability is the capacity to resist disturbances and return rapidly to a predefined equilibrium, assuming relatively linear dynamics and the desirability of preserving existing structures. Resilience, by contrast, emphasises the ability to absorb shocks, adapt, and continue core functions, even when this entails substantial structural change. As *Holling* (1973) noted, systems may be highly stable yet fragile, whereas resilient systems can tolerate variability without collapse. Given the long-time horizons of demographic change, adaptability and anticipation are more critical than short-term stability.

Figure 1 **Demographic Resilience as a dynamic system**



Source: *Developed by the authors.*

This shift from equilibrium outcomes to adaptive demographic processes provides a robust conceptual foundation for analysing demographic resilience across diverse contexts. Within this framework, migration is understood not as a net demographic loss but as a dynamic component of demographic systems, capable of generating positive or negative feedback depending on institutional capacity for integration, transnational engagement, and the circulation of social capital (*IOM*, 2024). Similarly, population ageing is approached not only as a fiscal burden or a labour supply constraint but also as a functional transformation of social systems, creating opportunities for labour market reconfiguration, innovation in care provision, and the mobilisation of accumulated knowledge and social capital. Accordingly, demographic resilience extends beyond a narrow focus on population size to encompass qualitative characteristics of the population, including human capital, health, social capital, and behavioural patterns. Such an approach shifts the focus from demographic targets to system performance under constraints.

ECONOMIC RESILIENCE

When defining economic resilience, the World Bank draws on Hallegatte's conceptualisation, which describes it as an economy's capacity to absorb shocks, adapt to change, and maintain or restore economic performance and stability (*Hallegatte*, 2014). Similarly, the OECD defines economic resilience as the ability of an economy to sustain its functioning in the face of disruptions, including financial, environmental, and geopolitical shocks. While these definitions emphasise adaptability and continuity, their application to depopulating contexts raises specific challenges that complicate conventional interpretations of resilience (*Röhn et al.*, 2015). Depopulation poses a structural challenge for economic systems by altering the scale, composition, and spatial distribution of key economic resources. It reduces the labour supply, shrinks domestic markets, and increases pressure on public finances through a narrowing tax base and rising age-related expenditure (*van der Gaag – de Beer*, 2015; *OECD*, 2025a). These processes are cumulative and self-reinforcing, particularly when population decline is driven by the selective outmigration of young and skilled individuals.

Depopulation also reshapes patterns of demand and production. Declining and ageing populations tend to shift consumption towards health, care, and age-related services, while reducing demand in sectors linked to household formation, education, and long-term investment. At the same time, shrinking local markets limit economies of scale and weaken incentives for private investment. As a result, the capacity of firms and regions to reorient production structures, adopt new business models, or transition towards knowledge-intensive and export-oriented activities is uneven and often concentrated in a limited number of dynamic areas (*OECD*, 2025c).

At the territorial level, depopulation exacerbates spatial inequalities by reinforcing the divergence between growing urban centres and shrinking rural or peripheral regions. Population loss often triggers negative feedback loops in lagging areas, including reduced service provision, underutilised infrastructure, and weakened local economic ecosystems (*OECD*, 2025b).

In many countries where depopulation is driven by migration, population decline reflects persistent structural economic weaknesses rather than autonomous demographic dynamics (*World Bank*, 2018). Economic imbalances stimulate population outflows, which in turn exacerbate labour shortages and weaken long-term growth potential, creating self-reinforcing cycles of decline (*OECD*, 2022; *Rosinska*, 2024). Investments in education yield positive outcomes only when accompanied by productive jobs offering competitive wages and meaningful career prospects; otherwise, they tend to increase labour mobility and intensify emigration (*World Bank*, 2020). Strengthening resilience under such conditions requires addressing the economic drivers of migration by creating employment, promoting structural transformation, and improving institutional quality.

In response to labour shortages linked to depopulation, immigration is often presented as a means of strengthening economic resilience (*OECD*, 2024). Immigration may alleviate labour shortages, but it does not automatically strengthen resilience unless migrant labour is integrated into productivity-enhancing sectors and supported by coherent labour market, education, and social inclusion policies.

Otherwise, reliance on immigration risks reinforcing labour market segmentation without substantially enhancing long-term economic resilience (*Giannakis – Bruggeman*, 2020).

In depopulating contexts, resilience depends on whether economies can reduce their dependence on extensive labour-force growth and strengthen alternative sources of adaptation, including productivity gains, better use of underutilised labour, skills upgrading, technological adoption, territorial reorganisation, and institutional coordination. Thus, economic resilience to depopulation is the capacity of an economy to maintain core functions amid a shrinking, ageing population structure. This includes the ability to compensate, at least partially, for labour-force decline through productivity gains, activation of underutilised labour, skills development, technological adaptation, and more efficient territorial organisation. At the same time, such resilience is neither automatic nor evenly distributed. It depends on the quality of institutions, the capacity to retain and mobilise human capital, and the ability to coordinate labour market, migration, education, innovation, and regional development policies. From this perspective, economic resilience is not the absence of demographic constraint, but the capacity to prevent demographic decline from translating into cumulative economic fragility.

SOCIAL RESILIENCE

Unlike economic resilience, which concerns the capacity to sustain productive and fiscal functions, social resilience concerns the distributional and relational consequences of demographic decline. Social resilience is the capacity of societies and territories to sustain social reproduction, care, and overall well-being under demographic stress, including population ageing and decline. Shrinking and ageing populations place growing pressure on social systems by reshaping service demand, weakening community networks, and challenging intergenerational solidarity, thereby undermining social cohesion (*Zamfirescu-Mareș – Corman*, 2025). Social resilience depends on the ability of social institutions, communities, and support systems to adapt to these structural transformations while preventing social exclusion, rising inequality, and social fragmentation.

A central dimension of social resilience in depopulating societies is the continuity and accessibility of core public services, including health care, education, social protection, and long-term care. Population decline, particularly in rural and peripheral areas, often leads to service contraction, increased territorial disparities, and declining service quality, which can reinforce outmigration and social vulnerability (*Cabañero-Garcia et al.*, 2025). Socially resilient systems respond to these pressures by reorganising service provision, strengthening territorial connectivity, and adopting innovative delivery models, including digital, mobile, and community-based solutions, to ensure equitable access across population groups and regions.

Social resilience is closely linked to the quality of human capital and the life-course opportunities available to individuals. The ability to pursue education, employment, family formation, and active ageing in one's place of residence contributes to social stability and reduces the likelihood of involuntary or economically driven migration. Investments in education, health, and lifelong learning enhance individual adaptability and support intergenerational balance, which is particularly important in societies experiencing sustained population decline and rapid ageing. At the same time, a shrinking youth population and a growing share of older people are driving a reorientation of public spending towards pensions, health care, and long-term care, while resources allocated to education, family policies, and youth investments tend to diminish. In this context, forward-looking expenditure projections and proportional redistribution of public resources across age groups are essential for maintaining social resilience (*Gailey et al.*, 2025). Strengthening social resilience requires rebalancing public investment across the life course, ensuring that rising expenditure on ageing-related needs is complemented by sustained support for children, young people, and working-age populations.

In several depopulating countries, high levels of poverty constitute an additional structural constraint on social resilience. Bulgaria, Romania, and Moldova face elevated risks of poverty and social exclusion, especially in rural and peripheral areas (*Eurostat*, 2025). Under these conditions, limited household resources reduce individuals' and families'

capacity to adapt to demographic change, restrict access to education, health care, and adequate housing, and increase vulnerability across the life course.

Community-level mechanisms are critical to sustaining social resilience under demographic stress. Strong social networks, civic engagement, and the involvement of non-governmental and community-based organisations can partially offset demographic shrinkage by reinforcing social support structures and fostering local initiative (*Coutts – Velásques*, 2025). In high-emigration contexts, these mechanisms are essential for supporting families affected by migration, maintaining social ties across borders, and facilitating the reintegration of return migrants.

Strengthening social resilience requires a shift from governance models that treat individuals and communities as passive recipients of public services towards approaches that recognise them as active co-creators of solutions. Traditional top-down service delivery often proves insufficient to address diverse, spatially differentiated, and rapidly changing social needs (*Falanga et al.*, 2021). Participatory and collaborative governance enhances the adaptive capacity of social systems by engaging citizens, community organisations, and local actors in identifying challenges, designing interventions, and implementing responses. By mobilising local knowledge, social capital, and informal support networks, such approaches make services in education, health, care, and social support more context-sensitive, inclusive, and sustainable (*Lonbay*, 2018; *Wang et al.*, 2024). They also foster trust, ownership, and collective responsibility, while enabling experimentation with community-based care, intergenerational initiatives, and digitally enabled service models. In this sense, the transition from passive service provision to collaborative governance is a key mechanism for strengthening social resilience in rural and depopulating areas facing population decline and spatial disparities (*Meister Broekema et al.*, 2022; *Rahman et al.*, 2024).

Social resilience also depends on the capacity of societies to preserve cohesion under demographic stress. In depopulating and ageing societies, resilience is not limited to maintaining access to services and care, but also involves sustaining trust, solidarity, and a shared sense of belonging across generations, territories, and social groups. From this perspective, social resilience requires not only adaptive service provision, but also policies and institutions capable of sustaining social cohesion and preventing demographic change from deepening societal fragmentation. It determines whether adaptation to depopulation preserves access to essential services, intergenerational balance, territorial cohesion, and social inclusion, or whether it produces new forms of exclusion and vulnerability. In this sense, socially resilient systems can reorganise care, services, community support, and public investment to prevent demographic change from deepening social fragmentation.

HUMAN CAPITAL BUILDING AND DEMOGRAPHIC RESILIENCE

Human capital represents a key mechanism through which societies sustain adaptation across generations. As the population base contracts, qualitative characteristics such as education, health status, and adaptability become increasingly important for sustaining population renewal and social functioning. Yet selective outmigration and ageing may weaken the capacity of human capital investments to generate cumulative demographic effects, as smaller, older populations yield weaker feedback mechanisms in family formation, intergenerational skill transmission, and population renewal. Intergenerational care support, particularly childcare assistance provided within families, remains an important mechanism for sustaining human capital formation, labour market participation, and family resilience amid demographic ageing and social change (*Buciuceanu-Vrabie – Grigoraș*, 2023). While remittances, transnational networks, and return migration can partially mitigate skill losses, their demographic impact depends on the extent to which human capital is reintegrated into the domestic population and social systems. In many depopulating societies, migration-related human capital flows remain weakly connected to long-term demographic renewal, limiting their contribution to resilience.

Despite evidence that investments in education can influence long-term demographic trajectories under specific conditions, particularly through their effects on fertility behaviour, health, and adaptive capacity

(*Lutz – Butz – KC*, 2014), the demographic impact of human capital policies remains highly contingent on broader structural conditions. Migration alters the age and skill structure of the remaining population, particularly when emigration is concentrated among young and highly educated groups, thereby weakening the reproductive, innovative, and adaptive potential of demographic systems (*World Bank*, 2018; *Potančoková – Stonawski – Gailey*, 2021). As a result, human capital depletion may persist despite continued investment in education and training, limiting the long-term demographic benefits of such policies. Recent research indicates that in countries with high levels of migration, investments in education do not translate into GDP growth because substantial human capital is lost through emigration (*Gagauz – Samohvalov*, 2024). Where domestic opportunities for skill utilisation are limited, investments in education may primarily increase individual mobility rather than strengthen demographic resilience in the country of origin. In such cases, human capital accumulation can unintentionally reinforce migration-driven population decline, further reshaping age structures and weakening long-term demographic sustainability (*Rao*, 2010; *Dustmann – Glitz*, 2011).

In ageing and depopulating societies, human capital resilience also requires a life-course perspective. As the share of older people increases and younger cohorts become smaller, the adaptive capacity of society depends not only on the education of younger generations, but also on the health, skills and labour market participation of adults and older workers. Longer and healthier working lives, lifelong learning, reskilling, digital competencies, and age-inclusive employment practices become essential mechanisms to partially offset the contraction of the working-age population. From this perspective, active ageing policies are not only social policies, but also human capital policies, as they help preserve accumulated experience, professional knowledge and social capital within the domestic economy. However, their contribution to demographic resilience depends on the extent to which older workers have access to flexible work arrangements, continuous training, health support, and non-discriminatory employment opportunities.

Human capital strengthens demographic resilience only when it is retained, mobilised and connected to domestic opportunity structures. In high-emigration contexts, investments in education and skills may increase individual mobility rather than national adaptive capacity if labour markets do not offer productive employment, competitive wages and credible career prospects (*Dustmann – Glitz*, 2011; *World Bank*, 2018; *World Bank*, 2020). Therefore, human capital policies contribute to demographic resilience only when they are integrated with employment creation, innovation, return migration, family formation opportunities and territorial development (*Potančoková – Stonawski, – Gailey*, 2021; *Siskova et al.*, 2023; *Gagauz – Samohvalov*, 2024).

INSTITUTIONAL RESILIENCE

If human capital constitutes a key resource for demographic resilience, institutional resilience determines whether this resource can be retained, mobilised, and translated into coherent long-term adaptation strategies. At the societal level, demographic resilience therefore depends on state capacity and the quality of governance. Institutional resilience refers to the ability of public institutions to anticipate, manage, and adapt to demographic change through evidence-based demographic, social, economic, and migration policies, supported by coordination mechanisms, demographic forecasting, and institutional learning (*Anderson – De Tollenaere*, 2020; *UNFPA*, 2024). This includes demographic forecasting, assessment of socio-economic implications, and the deployment of appropriate policy instruments to mitigate adverse effects while maximising potential benefits. In the context of sustained depopulation, institutional resilience becomes an important mediating factor in translating demographic pressures into economic and social outcomes. Declining and ageing populations simultaneously increase demands on public administration, particularly in health care, social protection, and service provision, while constraining fiscal resources and administrative capacity, thereby placing institutions under persistent structural stress.

In countries experiencing depopulation alongside high poverty, institutional resilience is further constrained by a narrow fiscal base and elevated social

expenditure requirements, thereby limiting public institutions' capacity to invest in long-term adaptive reforms. Recent geopolitical shocks, particularly the war in Ukraine, have further exposed the vulnerability of depopulating societies to sudden demographic and institutional stress. In countries neighbouring the conflict, including several Eastern European states, the war has intensified migration pressures, disrupted labour markets, and increased demand for social protection and public services. These external shocks interact with pre-existing demographic decline and poverty, testing institutions' capacity to respond rapidly while maintaining long-term adaptive strategies.

In depopulating contexts, insufficient institutional adaptation may create institutional traps that hinder the effective mobilisation and transformation of demographic and human capital resources (*Balyakin et al.*, 2022). Rigid governance arrangements, fragmented policy responsibilities, and delayed responses to demographic signals can lock territories into cumulative trajectories of decline, in which shrinking populations erode administrative capacity and weakened institutions further intensify demographic and socio-economic deterioration. Empirical research indicates that institutional capacity matters not only in absolute terms but also in its ability to convert demographic decline into adaptive responses. *Colantoni et al.* (2020) show that resilience depends on the capacity of local and national systems to reframe population loss as a driver of functional adjustment through coordinated reconversion strategies, diversification, and community engagement.

Institutional resilience also depends on effective vertical and horizontal coordination across governance levels and policy domains. Depopulation often heightens governance complexity, as responsibilities for service provision, regional development, and social protection are spread across multiple institutional layers. Weak coordination between central and local authorities can lead to fragmented service delivery, inefficiencies, and uneven territorial outcomes. At the same time, local administrations, particularly in shrinking or peripheral regions, frequently face declining administrative capacity, limiting their ability to adapt service networks or implement strategic development initiatives. Depopulation requires adjustments to administrative structures, service networks, and resource allocation mechanisms. Although digitalisation, service consolidation, and territorial reorganisation are commonly proposed responses, these measures often entail trade-offs in accessibility, equity, and social acceptance (*OECD*, 2025b).

Demographic change is directly translated into financial risks for local governments: population decline erodes the tax base, while obligations for service provision and infrastructure maintenance remain high or even increase. This heightens the likelihood of fiscal imbalances and constrains municipalities' capacity to plan and implement long-term development strategies (*Navarro-Galera et al.*, 2024). Consequently, financial sustainability is a key mechanism by which demographic decline affects the institutional capacity to adapt, coordinate policies, and ensure the sustainable functioning of public institutions.

Non-state actors, including civil society organisations, the private sector, and international partners, can partially alleviate institutional capacity constraints by supporting service delivery, implementation, and policy innovation. In high-emigration contexts, diaspora engagement and international cooperation may provide financial resources, technical expertise, and opportunities for policy learning, particularly through remittances, skills transfer, and transnational networks. Remittance flows often support household consumption, community investment, and entrepreneurial activity in contexts of high emigration and limited local opportunity structures (*Stîrba et al.*, 2023). Regional analyses document best practices for leveraging diaspora contributions, ranging from financial investment to cultural and social capital (*Arifagić – Mitrović*, 2022; *Karabegović*, 2024). While diaspora engagement can therefore enhance short- to medium-term adaptive capacity, it also reflects underlying domestic institutional limitations and cannot substitute for sustained investment in public-sector capacity, territorial governance, and inclusive service provision in the long term (*OECD*, 2021).

Institutional resilience represents the coordinating dimension of demographic resilience. It determines

whether demographic pressures are translated into fragmented, reactive responses or coherent adaptation strategies that link economic policy, social protection, migration management, human capital development, and territorial governance. Its strength depends on demographic foresight, vertical and horizontal coordination, fiscal sustainability, policy learning and the capacity to integrate population projections into budgeting and implementation.

THE DEMOGRAPHIC RESILIENCE FRAMEWORK: CASE OF MOLDOVA

Moldova provides a relevant case for applying the demographic resilience framework, as population decline, ageing and migration-driven demographic change have become structural conditions shaping labour markets, social protection, territorial development, human capital formation and institutional capacity. Recent studies indicate that Moldova has entered a phase of accelerated depopulation, with an annual population decrease of approximately 1.5–2% (*Gagauz et al.*, 2024). These trends have transformed demographic change from a sectoral policy concern into a cross-cutting challenge for long-term socio-economic sustainability and governance.

Moldova's demographic governance has gradually shifted from a security-centred, predominantly natalist approach to an adaptation-oriented agenda for demographic resilience. The National Strategic Programme on Demographic Security 2011–2025 treated population decline primarily as a threat to be reversed, but its implementation revealed a limited capacity to address the structural drivers of depopulation, particularly emigration, labour-market weaknesses, and territorial disparities. Subsequent initiatives, including the Action Plan on Active Ageing 2018–2021 and the National Programme on Active and Healthy Ageing 2023–2027, introduced a broader life-course perspective and tested new service models for an ageing society. This transition has been reinforced by demographic foresight instruments, including Government Decision No. 284/2024, which formalises the regular production of national and territorial population projections as reference inputs for policy planning.

The institutional architecture underpinning this paradigm shift combines institutional discontinuity with recent consolidation efforts. The National Commission for Population and Development, established in 2007 as a whole-of-government coordination mechanism, ceased to function as a formal institution after the abrogation of its statutory basis in 2020. In the absence of a renewed inter-ministerial coordination body, demographic policy is now coordinated mainly through sectoral institutions, particularly the Ministry of Labour and Social Protection. At the strategic level, demographic change has been integrated as a cross-cutting concern in the National Development Strategy "European Moldova 2030", while UNFPA continues to provide technical and advisory support (*UNFPA Moldova*, 2026). Recent reforms, including Government Decision No. 284/2024, the Diaspora-2025 Strategy, sectoral diaspora programmes, and territorial administrative reform, indicate a stronger orientation towards anticipatory governance. However, these instruments remain only partially integrated into multi-year budgeting, sectoral planning, and local implementation, limiting their transformative potential.

To assess Moldova's resilience profile, policy responses are classified into three analytical tiers. The classification is based on the depth of institutional change, the degree of integration across policy domains, and the extent to which each measure addresses the structural conditions that reproduce demographic vulnerability (Table 1). Absorptive responses cushion immediate demographic pressures without substantially altering existing structures. Adaptive responses adjust policies, services, or institutions to changing demographic conditions but remain limited in scale or integration. Transformative responses alter the underlying opportunity structures, resource-allocation mechanisms, or governance arrangements that reproduce demographic vulnerability. This classification does not measure policy success in a narrow evaluative sense; rather, it assesses the extent to which existing instruments shift from short-term mitigation to systemic adaptation.

Table 1 **The demographic policy paradigm development in Moldova**

Period	Governing Paradigm	Primary Institutional Mechanism	Strategic Progress	Critical Barriers
2011–2020	Natalist "Demographic Security"	National Strategic Programme on Demographic Security 2011–2025	Limited effectiveness: limited relevance; the approach was assessed as unrealistic and ill-suited to emigration-driven demographic change (Buzu & Lutenco, 2016).	Top-down design without stakeholder engagement; no structural reform; lack of evidence-based integration
2018–2021	Transitional (Pilot Innovation)	Action Plan for Implementing Active Ageing 2018–2021	Pilot-stage progress: Service models tested; first official active ageing policy; paradigm shift initiated	Pilot-scale only; limited geographic coverage; insufficient financing for scaling; no institutional mandate
2020–2024	Paradigm shift "Demographic Resilience" (Anticipatory)	GD 284/2024 (mandatory population projections); National Programme on Active & Healthy Ageing 2023–2027; Diaspora-2025 Strategy; European Moldova 2030;	Institutional reorientation: Demographic foresight formally embedded in the regulatory framework; inter-ministerial coordination established (DMD focal points); demographic foresight institutionalised	Anticipatory-implementation gap: Projections inform documents but do not deterministically bind budgets; local capacity variable
2024–2027	Resilience-Centred (Institutionalisation & Scaling)	European Moldova 2030 operational; sectoral Diaspora Programmes 2024–2027; territorial administrative reform; Active Ageing Index target within the National Programme on Active and Healthy Ageing	Scaling and consolidation: Scaling service models from pilot to 50+ communities; alignment with the EU acquis in statistics, social policy and employment; multi-stakeholder consensus on demographic resilience	Evidence-to-budget translation incomplete; fiscal sustainability of expanded services uncertain; educational investment paradox unresolved; diaspora engagement financing dependent

Source: *Developed by the authors, based on national policy documents, 2011–2025.*

Across the four dimensions of the proposed framework, Moldova's resilience profile remains uneven (Table 2). Social resilience has advanced through active ageing policies, community-based services, family-support measures, and emerging care models, but territorial inequalities in access to services continue to limit transformative capacity. Economic resilience remains mainly absorptive and adaptive: employment programmes, childcare expansion, digitalised employment services, and diaspora investment schemes partially mitigate labour shortages and income vulnerability, yet they do not yet constitute a coherent strategy for productivity growth and skilled job creation. Human capital resilience is constrained by the educational investment paradox: skills formation may increase individual mobility when domestic opportunities remain insufficient, thereby weakening the capacity of education and training to support long-term demographic sustainability. Institutional resilience is comparatively stronger in the area of demographic foresight but weaker in translating demographic evidence into binding multi-year budgeting, sectoral planning, and local implementation.

Table 2 **Policy responses and remaining resilience gaps in Moldova**

Demographic pressure/resilience risk	Named instruments already initiated	Highest tier reached	Remaining gap and priority next-tier shift
Shrinking working-age population & labour shortages *(Economic)*	National Employment Programme 2022–2026; childcare expansion; digitalised employment services; PARE 1+1	Adaptive	Shortages coexist with inactivity, informality and skills mismatch. Transition to the transformative tier requires structural job creation in productive sectors
Falling birth numbers and low fertility *(Social/reproductive agency)*	"Family" Programme allowances; family-friendly workplace law (flexible & shared parental leave, flexible childcare leave); employer childcare; National Nursery Fund concept	Adaptive	Support is income- and leave-based, not yet a coherent reconciliation system. Advancing beyond adaptive capacity demands institutionalised, affordable childcare financing and life-course rebalancing
Out-migration & loss of young, skilled population *(Human capital)*	Diaspora-2025 & Sectoral Diaspora Programme 2024–2027; Diaspora Excellence Groups; "Government Closer to You"; PARE 1+1	Adaptive	Diaspora engagement cannot substitute for domestic opportunity. Reaching transformative capacity depends on building retention and structured return-reintegration tied to employment
Population ageing & rising demand for care *(Social/care)*	National Programme on Active & Healthy Ageing 2023–2027; Integrated Community Assistance; home-care & day centres; U3A; Cultural Voucher	Adaptive	Rural–urban inequality in primary social and medical services; thin infrastructure in low-income areas. Sustainable care financing remains the precondition for transformative progress
Rural & territorial depopulation *(Social + Institutional)*	Reorganisation of social-service provision; territorial-administrative reform; territorial-coverage measures	Adaptive	Consolidation raises efficiency only if accessibility and equity are preserved; otherwise, it deepens disparities and out-migration
Weak integration of demographic evidence into planning *(Institutional)*	Government Decision 284/2024 (annual/triennial projections); GGS Wave I & II; Theory of Change for Demographic Resilience; demography mainstreamed in "European Moldova 2030"	Advanced adaptive, with transformative potential	Foresight exists but is not binding. The critical next step is embedding projections into multi-year budgeting, sectoral design and local implementation

Source: *Developed by the authors.*

The analysis shows that Moldova exhibits a compressed resilience profile, in which relatively advanced anticipatory instruments coexist with predominantly absorptive and adaptive sectoral responses. The country has developed key elements of demographic foresight, active ageing policy, family support, diaspora engagement, and employment activation. However, these measures remain insufficiently integrated across economic, social, human capital, and institutional domains. The central resilience gap is therefore not the absence of policy responses, but the limited capacity to translate demographic evidence into coordinated resource allocation, adaptation of territorial services, and the creation of domestic opportunities. Moldova's demographic resilience will depend on the capacity

to translate institutional foresight into transformative action under conditions in which cohort ageing, labour-force contraction and fiscal pressures are already producing cumulative effects. This requires moving beyond anticipatory planning towards coordinated implementation that links demographic evidence with budgeting, territorial service adaptation, employment creation, care provision and human capital retention.

CONCLUSIONS

The article has examined demographic resilience in the context of sustained depopulation and rapid population ageing, conceptualising these processes not as temporary demographic deviations but as long-term structural conditions that shape socio-economic development. Moving beyond growth- and reversal-oriented perspectives, the analysis has framed demographic resilience as the capacity of societies to maintain core economic, social, and institutional functions under demographic constraints through adaptive and systemic responses, rather than through demographic recovery.

Adopting a systems-based approach, the article shows that demographic resilience emerges from the interplay between slow-moving population dynamics and economic, social, human capital, and institutional adjustments operating across different temporal and spatial scales. While demographic processes shape the structural boundaries of adaptation, institutional arrangements play a central coordinating role by linking demographic trends to policy design, implementation, and learning. From this perspective, demographic resilience is best understood as a dynamic, path-dependent process shaped by feedback mechanisms and governance capacity, rather than as a fixed or uniform outcome.

The article's broader contribution is to reposition demographic resilience as a governance and adaptation framework for societies facing long-term population decline. The case of Moldova shows that demographic resilience depends not only on recognising demographic decline and ageing as long-term structural conditions, but also on the capacity to translate demographic evidence into concrete institutional and financial decisions. Moldova has developed relatively advanced demographic foresight instruments, including regular population projections and policy frameworks oriented towards active ageing, diaspora engagement and demographic resilience. However, the main gap lies not in the absence of policy responses, but in their limited translation into multi-year budgeting, territorial service adaptation, local implementation and domestic opportunity creation. The Moldovan case shows that moving from adaptive programmes to transformative resilience requires stronger links between projections, financing, institutional coordination, employment creation, care infrastructure and human capital retention. In this sense, demographic resilience becomes a practical governance challenge rather than merely a conceptual or demographic objective.

Acknowledgements

The article was developed within the national research programme 'The demographic transition in the Republic of Moldova: particularities, socioeconomic implications and demographic resilience strengthening (TDRM, 2024–2027)'.

References

- Anderson, C. – De Tollenaere, M. 2020. Supporting Institutional Resilience. In: *OECD. Development Co-operation Report 2020: Learning from Crises, Building Resilience.* Paris: OECD Publishing, pp. 190–194. https://doi.org/10.1787/f6d42aa5-en.
- Arifagić S. – Mitrović O. 2022. *Compendium on Best Practices in Diaspora Engagement in the Western Balkans.* Editor: Siniša Marčić. 54 p. https://www.rcc.int/pubs/148/compendium-on-best-practices-in-diaspora-engagement-in-the-western-balkans.
- Balyakin, A. A. – Nurbina, M. V. – Taranenko, S. B. 2022. Depopulation Processes and Their Impact on the Quality of Human Capital. In: Solovev, D. B. – Savaley, V. V. – Bekker, A. T. – Petukhov, V. I. (eds.). *Proceeding of the International Science and Technology Conference "FarEastCon 2021".* Smart Innovation, Systems and Technologies, vol. 275. Singapore: Springer, pp. 713–724. https://doi.org/10.1007/978-981-16-8829-4_69.

- Brzozowska, Z. – Zhelenkova, E. – Gietel-Basten, S. 2023. Population Decline. *Vienna Yearbook of Population Research*, 21, pp. 1–11. https://doi.org/10.1553/p-n48k-cabb.
- Bureau for Diaspora Relations. 2016. *National Strategy "Diaspora-2025"*. Approved by Government Decision No. 200 of 26 February 2016. Chișinău: State Chancellery of the Republic of Moldova. https://brd.gov.md/wp-content/uploads/2024/08/sn_diaspora_2025_web.pdf.
- Buciuceanu-Vrabie, M. – Grigoraş, E. 2023. Intergenerational Care Support Transfer: Insights from the Generation and Gender Survey. *Economy and Sociology*, (1), pp. 53–64. https://doi.org/10.36004/nier.es.2023.1-05.
- Buzu, A. – Lutenco, V. 2016. *Assessment Report of the National Strategic Programme on Demographic Security of the Republic of Moldova 2011–2025*. Chișinău: UNFPA Moldova. https://moldova.unfpa.org/en/publications/assessment-report-national-strategic-programme-demographic-security-republic-moldova.
- Cabañero-Garcia, E. et al. 2025. Barriers to Health, Social and Long-Term Care Access among Older Adults. *International Journal for Equity in Health*, 24(72). https://doi.org/10.1186/s12939-025-02429-y.
- Cecchini, M. – Cividino, S. – Turco, R. – Salvati, L. 2019. Population Age Structure and Resilience Potential. *Sustainability*, 11. https://doi.org/10.3390/su11072050.
- Chesnais, J.-C. 1992. *The Demographic Transition: Stages, Patterns, and Economic Implications*. Oxford: Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/oso/9780198286592.001.0001.
- Colantoni, A. – Halbac-Cotoara-Zamfir, R. – Halbac-Cotoara-Zamfir, C. – Cudlin, P. – Salvati, L. – Gimenez Morera, A. 2020. Demographic Resilience in Local Systems: An Empirical Approach with Census Data. *Systems*, 8(3), Article 34. https://doi.org/10.3390/systems8030034.
- Coutts, A. P. – Velásquez, D. M. D. 2025. *Social Infrastructure and Social Capital – The Active Elements of Community Resilience.* https://www.neighbourhoodscommission.org.uk/wp-content/uploads/2025/12/ICON-Social-Infrastructure-and-Social-Capital-report-FINAL.pdf.
- Deimantas, V. J. et al. 2024. Population Dynamics and Policies in Europe. *Population Research and Policy Review*, 43. https://doi.org/10.1007/s11113-024-09871-w.
- Diez-Nicolás, J. 2004. Implications of Population Decline for the European Union (2000–2050). In *Environmental Challenges in the Mediterranean 2000–2050*. Dordrecht: Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0973-7_15.
- Dougherty, S. – de Biase, P. – Lorenzoni, L. 2022. *Funding the Future: The Impact of Population Ageing on Revenues Across Levels of Government.* Paris: OECD. https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2022/08/funding-the-future_3fcedfd6/2b0f063e-en.pdf.
- Dustmann, C. – Glitz, A. 2011. Migration and Education. In *Handbook of the Economics of Education*, vol. 4. Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53444-6.00004-3.
- Eurostat. 2025. *Living Conditions in Europe - Poverty and Social Exclusion.* https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Living_conditions_in_Europe_-_poverty_and_social_exclusion.
- Falanga, R. – Cebulla, A. – Principi, A., – Socci, M. 2021. The Participation of Senior Citizens in Policy-Making: Patterning Initiatives in Europe. *International Journal of Environmental Research and Public Health,* 18(1), 34. https://doi.org/10.3390/ijerph18010034.
- Fihel, A. – Okólski, M. 2019. Population Decline in Post-Communist Countries of the European Union. *Population & Societies*, 567(6), pp. 1–4. https://shs.cairn.info/article/E_POPSOC_567_0001?tab=texte-integral.
- Gagauz, O. – Samohvalov, A. 2024. The Paradox of Educational Investments. *Economy and Sociology*, 2, pp. 84–100. https://doi.org/10.36004/nier.es.2024.2-08.
- Gagauz, O. et al. 2024. *The Population of the Republic of Moldova at the Horizon of 2040.* Chisinau: National Institute for Economic Research, 105 p. https://doi.org/10.36004/nier.2024.go.105.en.
- Gailey, N. – Gagauz, O. – Pahomii, I. 2025. Demographic Change and the Future of Resilience Planning in Moldova. *Economy and Sociology*, 1, pp. 5–18. https://doi.org/10.36004/nier.es.2025.1-01.
- Giannakis, E. – Bruggeman, A. 2020. Regional disparities in economic resilience in the European Union across the urban–rural divide. *Regional Studies*, 54(9), pp.1200–1213. https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1698720.

- Grimm, V. – Calabrese, J. M. 2011. What Is Resilience? A Short Introduction. In *Viability and Resilience of Complex Systems.* Berlin: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-20423-4_1.
- Hallegatte, S. 2014. *Economic Resilience: Definition and Measurement.* Washington, DC: World Bank. https://www.openknowledge.worldbank.org/handle/10986/18341.
- Holling, C. S. 1973. Resilience and stability of ecological systems. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 4, pp. 1–23. https://pure.iiasa.ac.at/id/eprint/26/1/RP-73-003.pdf
- IOM. 2024. *World Migration Report.* https://publications.iom.int/books/world-migration-report-2024.
- Karabegović, D. 2024. Diaspora and development: The IOM's role in diaspora mapping in Bosnia and Herzegovina. *International Migration*, 62(5), pp.146–158. https://doi.org/10.1111/imig.13293.
- Lonbay, S. 2018. Participatory approaches to social policy in relation to ageing. *Social Policy First Hand,* pp. 211–222. Policy Press. https://doi.org/10.51952/9781447332558.ch023.
- Lutz, W. – Butz, W. P. – KC, S. 2014. World *Population and Human Capital in the Twenty-First Century.* Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/oso/9780198813422.001.0001.
- Meister Broekema, P. – Horlings, L. G. – Bulder, E. 2022. Tackling societal challenges together: Co-creation strategies and social innovation in EU policy and funded projects. *European Policy Analysis*, 8(1), pp.68–86. https://doi.org/10.1002/epa2.1133.
- Ministry of Labour and Social Protection – UNFPA Moldova. 2022. *Teoria Schimbării pentru Reziliența Demografică: adaptare, atenuare, ajustare* [Theory of Change for Demographic Resilience: Adaptation, Mitigation, Adjustment]. Chișinău: Ministry of Labour and Social Protection and UNFPA Moldova. https://ggs.gov.md/wp-content/uploads/2022/09/teoria_schimbarii_pentru_rezilienta_demografica_-_adaptare_atenuare_ajustare_compressed.pdf.
- Ministry of Labour and Social Protection – UNFPA Moldova. 2024. *Program on Active and Healthy Ageing for 2023–2027.* Chișinău: UNFPA Moldova. https://moldova.unfpa.org/en/publications/program-active-and-healthy-ageing-2023-2027.
- Navarro-Galera, A. et al., 2024. Fighting depopulation in Europe by analyzing the financial risks of local governments. *International Review of Administrative Sciences*, 90(1), 48–64. https://doi.org/10.1177/00208523231158982.
- OECD. 2021. *Empowering the Immigrant Diaspora for Sustainable Development.* https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2021/03/development-co-operation-tips-tools-insights-practices_d307b396/empowering-the-immigrant-diaspora-for-sustainable-development_241ad8b2/d054470a-en.pdf.
- OECD. 2022. *Labour Migration in the Western Balkans: Mapping Patterns, Addressing Challenges and Reaping Benefits.* https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2022/05/labour-migration-in-the-western-balkans_c885a35f/af3db4f9-en.pdf.
- OECD. 2024. *International Migration Outlook 2024.* Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/50b0353e-en.
- OECD. 2025a. *OECD guidelines on the multi-level governance of demographic change.* https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2025/10/oecd-guidelines-on-the-multi-level-governance-of-demographic-change_483643ae/f66426ea-en.pdf.
- OECD. 2025b. *Place-Based Policies for the Future, OECD Regional Development Studies.* Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/e5ff6716-en.
- OECD. 2025c. *Shrinking Smartly and Sustainably.* OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/shrinking-smartly-and-sustainably_f91693e3-en.html.
- Potančoková, M. – Stonawski, M. – Gailey, N. 2021. Migration and Demographic Disparities in Macro-Regions of the European Union, a View to 2060. *Demographic Research,* 45(44), pp. 1317–1354. https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.45.44.
- Rahman, M. H. A. – Finsterwalder, J. – Kuppelwieser, V. G. 2024. Ageing and wellbeing co-creation: systematic literature review and future avenues for Transformative Service Researchers. *The Service Industries Journal,* pp.1–30. https://doi.org/10.1080/02642069.2024.2363934.
- Rao, N. 2010. *Migration, education and socio-economic mobility.* https://doi.org/10.1080/03057920903545973.
- Röhn, O. – Sánchez, A. C. – Hermansen, M. – Rasmussen, M. 2015. *Economic resilience: A new set of vulnerability indicators for OECD countries.* https://www.oecd-ilibrary.org/economic-resilience-a-new-set-of-vulnerability-indicators-for-oecd-countries_5jrxhgjw54r8.pdf.

- Rosinska, A. 2024. *Drivers of Migration: Dimensions and Indicators. A Policy-Oriented Literature Review.* Luxembourg: Publications Office of the European Union. https://data.europa.eu/doi/10.2760/5771973.
- Siskova, M. – Kuhn, M. – Prettner, K. – Prskawetz, A. 2023. Does human capital compensate for population decline? *The Journal of the Economics of Ageing,* 26. https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2023.100469.
- Ştîrba, V. – Stratan, A. – Lucașenco, E. 2023. Migration, remittances, and local development in Moldova. Economy and Sociology, 2, pp.57–64. https://doi.org/10.36004/nier.es.2023.2-06.
- UN. 2009. *UNISDR Terminology on Disaster Risk Reduction*. https://www.undrr.org/publication/2009-unisdr-terminology-disaster-risk-reduction.
- UNFPA Moldova. 2025. *Demographic Resilience in Moldova: Projecting Future Needs and Policy Implications. Situation Report.* Chișinău: UNFPA Moldova. https://moldova.unfpa.org/en/publications/demographic-resilience-moldova-projecting-future-needs-and-policy-implications.
- UNFPA Moldova. 2026. *Shaping Demographic Resilience: Turning Challenges into Opportunities.* Chișinău: UNFPA Moldova. https://moldova.unfpa.org/en/publications/shaping-demographic-resilience-turning-challenges-opportunities.
- UNFPA. 2024. *UNFPA Demographic Resilience Programme: Strengthening demographic resilience in Europe and Central Asia* (brochure). UNFPA Eastern Europe & Central Asia Regional Office. https://eeca.unfpa.org/en/publications/unfpa-demographic-resilience-programme-brochure.
- Van Der Gaag, N. – de Beer, J. 2015. From Demographic Dividend to Demographic Burden. *Tijdschr Econ Soc Geogr,* 106, pp. 94–109. https://doi.org/10.1111/tesg.12104.
- Wang, G. et al. 2024. Co-designing community-level integral interventions for active ageing: a systematic review from the lens of community-based participatory research. *BMC Public Health,* 24, 649. https://doi.org/10.1186/s12889-024-18195-5.
- World Bank. 2018. *Moving for Prosperity: Global Migration and Labor Markets*. Washington. https://www.worldbank.org/en/research/publication/moving-for-prosperity.
- World Bank. 2020. *Moldova Higher Education Project. Project Appraisal Document, Report No. PAD3405.* https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/232091583719289928/moldova-higher-education-project.
- Zamfirescu-Mareș, D. – Corman, S. 2025. Depopulation, Ageing, and Social Sustainability: Institutionalized Elderly and the Geography of Care Between Rural and Urban Romania. *Sustainability*, 17(22), 10419. https://doi.org/10.3390/su172210419.

OLGA GAGAUZ

is a Habilitated Doctor in Sociology, an Associate Professor, and the Head of the Centre for Demographic Research "Academician Gheorghe Paladi" at the National Institute for Economic Research, Academy of Economic Studies of Moldova, in Chisinau. Her research focuses on population dynamics, fertility, demographic projections, and demographic policies.

MARIANA BUCIUCEANU-VRABIE

has a PhD in sociology, is an Associate Professor, and a senior researcher at Centre for Demographic Research "Academician Gheorghe Paladi" of the National Institute for Economic Research, Academy of Economic Studies of Moldova in Chisinau. Her research focuses on ageing and demographic policies.

SUMMARY

Rapid population ageing and sustained depopulation are increasingly shaping the socio-economic trajectories of many countries, particularly in Eastern Europe. Rather than temporary demographic deviations, these processes constitute long-term structural constraints that reshape labour markets, welfare systems, territorial organisation, human capital formation, and institutional capacity. This article develops

a conceptual framework of demographic resilience to examine how societies adapt to persistent population decline and rapid ageing without treating demographic recovery or population growth as primary policy objectives. Drawing on resilience theory and a systems-based perspective, demographic resilience is conceptualised as a system-level capacity to maintain core socio-economic and institutional functions under demographic constraints. The framework emphasises that demographic resilience emerges from dynamic interactions among demographic dynamics and economic, social, human capital, and institutional subsystems, with governance playing a central coordinating role. While demographic processes operate as slow-moving structural forces, adaptive responses unfold unevenly across space and over shorter time horizons, allowing national-level resilience to coexist with persistent local or regional fragility. The framework is illustrated through the case of Moldova, where sustained population decline, rapid ageing, and migration-driven population loss have become structural conditions affecting development and policy capacity. By synthesising key adaptive mechanisms across resilience dimensions, the article offers an analytical lens for understanding socio-economic sustainability under sustained demographic decline. It contributes to contemporary debates on depopulation by shifting the analytical focus from demographic recovery to adaptation, governance, and the preservation of societal functionality under long-term demographic constraints.

SUBJECTIVE HEALTH AND ITS DETERMINANTS IN THE WORKING-AGE POPULATION IN CZECHIA

Kateřina Procházková[1)]

Abstract

This study evaluates subjective health and identifies its key demographic, socioeconomic, and lifestyle determinants within the Czech working-age population (16–64 years) using weighted data from the 2022 EU-SILC survey (N = 8,141). Binary logistic regression models reveal that lower education, economic inactivity, material deprivation, and subjective social deficits significantly increase the odds of poor self-rated health and activity limitations. Gender patterns vary across health dimensions, while poor health among non-drinkers is likely driven by a combination of health selection and sociocultural factors, rather than direct behavioural protective effects.

Keywords: SRH, GALI, demographic factors, social and economic capital, lifestyle, working-age population, Czechia
Demografie, 2026 **68(3): 167–181**
DOI: https://doi.org/10.54694/dem.0386

INTRODUCTION

Health is a complex, multidimensional concept with physical, psychological, and social dimensions (*WHO*, 1946). It incorporates not only the physiological functioning of organs and the ability to cope with adverse influences, but also emotional well-being, the fulfilment of social roles, and the capacity to establish interpersonal relationships. Rather than merely serving as a foundation for survival, health is an essential resource for everyday life. Furthermore, *Dosedlová et al.* (2016) describe health not as a static state, but as a continuous process shaped and influenced by bio-psycho-social systems. Therefore, health cannot be reduced to the simple binary where people are either healthy or ill. Instead, for analytical purposes, this phenomenon is typically categorised into three interconnected domains: subjective, objective, and functional health.

Subjective health refers to an individual's perception of their well-being and overall quality of life. Objective health, also referred to as biological health, is evaluated by healthcare professionals based on clinical, physiological, or psychiatric examination. It includes diagnoses and other objectively measurable indicators of health that reflect an individual's internal biological characteristics. *Hübelová et al.* (2023) define it as the presence or absence of pathological conditions. Functional health relates to the ability to perform routine daily activities and whether

1) Department of Demography and Geodemography, Faculty of Science, Charles University. Contact: prochazkateri@natur.cuni.cz.

physical functions impose limitations. It considers mobility, strength, coordination, and other functional aspects of health. Functional health represents a separate category, yet it overlaps with the other two domains, as it can be objectively assessed by a physician and subjectively evaluated by the individual (*Tubeuf et al.*, 2008). For example, an individual with a permanent physical impairment (such as using a wheelchair) may possess a high degree of subjective health if they have adapted to their condition and do not perceive significant restrictions in their desired daily activities.

This study focuses on subjective health, which represents one of the indicators of an individual's overall health status. Subjective health is based on the self-assessment and personal perception of one's own health condition. It encompasses various dimensions of health such as physical, functional, social, and emotional. This indicator reflects the quality of life, the ability to manage daily activities, and overall vitality. Additionally, subjective health assessment may also indicate the quality of the healthcare in each society. If a large proportion of the population rates their health as poor, this could indicate that the level of healthcare is unsatisfactory (*Rychtaříková et al.*, 2008). Subjective health is a complex indicator influenced by a multitude of factors. Many authors consider it a reliable and irreplaceable indicator of actual health status (*Wu et al.*, 2013). In survey research, subjective health is mostly measured with two types of questions: '*How do you feel overall?*' and '*How would you rate your health in general?*'. Some studies include a supplementary comparative question, '*How would you rate your health compared to others of your age?*', which allows for comparison with peers. Responses are typically collected on a five-point Likert scale: *very good, good, fair (satisfactory), poor, very poor.* Currently, this methodology has become the standard approach in international health surveys. However, some studies point out that the results of comparing subjective health assessments among people from different cultures may vary.

The main objective of this paper is to evaluate subjective health status and its determinants within the Czech working-age population. In line with Eurostat methodology (2026), this population is conventionally defined as individuals aged 15–64 years, representing the key life stage associated with employment capabilities and economic activity. Specifically, this study addresses the following research question: *What are the key demographic, socioeconomic, and lifestyle determinants influencing self-rated health and global activity limitations in Czechia?*

Health determinants and health inequalities

Health is a desirable state and a universal goal, yet not everyone can achieve or sustain equally good health throughout their life. Health inequalities, which are systematic differences between various social and economic groups, remain a central focus of demographic and sociological research. These inequalities reveal disadvantaged population segments and geographical areas with limited access to quality healthcare, providing a basis for targeted health policies and programmes aimed at achieving health equity (*WHO*, 2024).

The factors that influence health status, both positively and negatively, are known as health determinants. They influence not only the quality and length of life but also the subjective perception of well-being. There are direct determinants, involving genetics, the environment, healthcare quality, and individual lifestyle, and indirect, distant determinants, such as political and economic systems, demographic structures, and social inequalities that shape the direct determinants (*Kachlík*, 2016).

In this study, determinants are categorised into four interconnected groups: demographic factors, economic capital, social capital, and lifestyle. Demographic factors include age and sex. These determinants are among the most frequently used predictors in health research, yet they are often merely control variables, rather than the primary focus of analysis (*Franz et al.*, 2017; *Vafaei et al.*, 2021). Research consistently shows significant gender-based differences in health perception. While many studies, such as *Park et al.* (2015), suggest that men generally report better subjective health than women, this is often attributed to higher morbidity rates and a higher prevalence of non-fatal chronic conditions among women. Conversely, women tend to be more health-conscious, possess higher health literacy, and report their health

status with greater accuracy (*Idler*, 2001). However, recent studies suggest that this relationship is heavily moderated by social and behavioural contexts. For instance, *Vafaei et al.* (2021) found that in certain populations, women may report better health than men when adjusted for gender roles and social support.

Economic capital is represented by income level, labour market status, and educational attainment (*Šubrt et al.*, 2010). Economic security is a fundamental determinant of health. Higher income levels generally correlate with better health outcomes due to reduced exposure to environmental risks and improved access to high-quality healthcare. While international research often identifies a linear relationship where higher income leads to better self-rated health (*Karlsson et al.*, 2010), this association is not always consistent. For instance, *Vafaei et al.* (2021) suggest that individuals in Canada in middle-income groups may report better health than high-income earners due to lower levels of occupational stress.

Educational attainment plays an equally critical role, as it shapes socioeconomic status and future career trajectories. Higher education is associated with better health literacy, more stable employment, and a greater emphasis on preventive measures. In Czechia, education has been identified as a key predictor of mortality and health-related quality of life. Individuals with lower education levels exhibit significantly higher mortality rates and poorer health perceptions (*Rychtaříková et al.*, 2008). Generally, respondents with higher levels of educational attainment, specifically those who have completed secondary and tertiary education, report significantly better self-rated health (*Raghupathi*, 2020).

Social capital, as the quality and quantity of social ties and networks, is an essential resource for maintaining good health. In this analysis, it is operationalised through marital status, social isolation, and the social environment (*Sociologická encyklopedie*, 2020). Historically, marital status has been recognised as a significant predictor of mortality and morbidity, as married individuals (particularly men) tend to report better physical and mental health than people who are single, divorced, or widowed (*Hamplová*, 2014; *Rychtaříková*, 2013). However, modern research highlights the importance of the *quality* of these relationships rather than mere marital status. While social isolation is a known risk factor for psychological distress and premature mortality, living alone does not automatically equate to low social capital. Recent studies, such as *Pasanen et al.* (2021), for the Finnish population, have found that individuals with high-quality social networks can maintain excellent subjective health even outside of traditional partnership structures.

Lifestyle, including behavioural factors such as alcohol consumption, smoking, physical activity, dietary habits, and BMI, plays a significant role in health outcomes (*WHO* 2010). The WHO estimates that lifestyle factors contribute to over 60% of health determinants (*Farhud*, 2015). The impact of alcohol on subjective health is often culturally mediated. While excessive consumption is a major global health risk (*WHO*, 2022), some studies have observed the 'paradox' of moderate drinkers reporting better subjective health than abstainers, though this may be influenced by social context rather than physiological benefits. Although smoking is unequivocally linked to severe health impairments (*WHO*, 2023), its effect on *subjective* perception can be contradictory. Some researchers suggest a 'compensation mechanism' exists, where smokers use tobacco to manage stress, leading to temporarily positive results for self-rated health (*Park et al.*, 2015). Healthy dietary habits and maintaining a healthy weight are essential for preventing chronic civilisation diseases, significantly influencing long-term health trajectories (*Heffer et al.*, 2021; *Vafaei et al.*, 2021).

Regular physical activity is another critical predictor, as it enhances cardiovascular health and psychological well-being through neurobiological mechanisms. Research consistently shows that individuals with regular exercise habits report significantly higher levels of subjective health (*Tanaka et al.*, 2020; *Park et al.*, 2015).

DATA AND METHODOLOGY

The primary data source is the 2022 European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) for Czechia. While core demographic and socioeconomic variables were obtained from the main questionnaire, subjective health and well-being indicators were derived from the 2022 ad-hoc

module on *Health and Quality of Life*. Following the EU-SILC design, these detailed questionnaires are administered only to individuals aged 16 and older (*Eurostat*, 2022). Therefore, the analytical sample was restricted to the 16–64 working-age group, comprising an unweighted N = 9,878 respondents, representing a weighted population of 6,350,353 individuals in Czechia.

The analysis examines two dependent variables dichotomised for binary logistic regression. Self-Rated Health (SRH), originally measured on a five-point Likert scale from very good to very poor, was transformed into a binary outcome comparing *good* (very good, good) versus *poor* (fair, poor, and very poor) health statuses. In the specific context of Czech health surveys, the *fair* (přijatelné) response category often attracts individuals who are already experiencing a clinically meaningful decline in functional capacity but are reluctant to report their health explicitly as poor (*Vrabcová*, 2014). Grouping *fair* with *poor* health establishes a balanced distribution for robust logistic modelling (approximately 20% poor vs 80% good health; Table 1 and effectively isolates individuals with optimal health from those experiencing any degree of poor health. The second dependent variable, Global Activity Limitation Indicator (GALI), is based on the respondent's perception of health-related restrictions. Respondents answered the following standardised question: '*For at least the past six months, have you been limited because of a health problem in activities people usually do?*' (*Eurostat*, 2022). The original three categories' responses (*strongly limited, limited but not strongly, not limited*) were merged into a binary indicator comparing individuals *with limitations* (approximately 25%) versus those *without limitations* (approximately 75%; Table 2).

Table 1 Dichotomised SRH in the working-age population, EU-SILC, Czechia, 2022

Original category	Frequency (N)	Percentage (%)	Analysed category	Frequency (N)	Percentage (%)
Very good	3,155	34.25	Good	7,791	80.85
Good	4,636	46.60			
Fair	1,589	14.62	Poor	2,087	19.15
Poor	432	3.90			
Very poor	66	0.63			
Total	9,878	100.00		9,878	100.00

Note: *N* represents unweighted sample sizes and *w*% indicates percentages weighted using personal cross-sectional weights (pkoef).
Source: CZSO, EU-SILC 2022 (*N* = 9,878; weighted pop. = 6,350,353), author's calculations.

Table 2 Dichotomised GALI in the working-age population, EU-SILC, 2022

Original category	Frequency (N)	Percentage (%)	Analysed category	Frequency (N)	Percentage (%)
Yes, limited	2,158	20.14	With limitations	2,596	24.40
Yes, strongly limited	438	4.27			
No, not limited	7,282	75.60	Without limitations	7,282	75.60
Total	9,878	100.00		9,878	100.00

Note: *N* represents unweighted sample sizes and *w*% indicates percentages weighted using personal cross-sectional weights (pkoef).
Source: CZSO, EU-SILC 2022 (*N* = 9,878; weighted pop. = 6,350,353), author's calculations.

Explanatory variables are categorised into demographic factors, economic capital, social capital, and lifestyle characteristics. Demographic factors include *sex* and *ten-year age groups*. Economic capital is represented by *the highest level of education attained* (ISCED classification), *labour market status*,

and *income quartiles*. It is important to note that the category of economically inactive individuals represents a highly heterogeneous group. In the context of the working-age population, this group comprises diverse sub-populations, including students, homemakers, and individuals who are out of the labour market due to severe, long-term health problems or disability.

Social capital encompasses *marital status, parenthood, feelings of loneliness, social exclusion*, and *frequency of contact with family and friends*. Finally, lifestyle factors such as *Body Mass Index* (BMI), *dietary habits, smoking status, alcohol consumption*, and *physical activity* were included.

Although educational attainment and marital status are often categorised as standard sociodemographic variables, they were theoretically reallocated for the purpose of this conceptual framework. Educational attainment is integrated into the economic capital category because it serves as the foundational driver of socioeconomic status, future career trajectories, and stable employment. By directly shaping economic security and health literacy, education represents a critical predictor of mortality and subjective health both generally (*Raghupathi*, 2020) and even within the Czech population (*Rychtaříková et al.*, 2008). Marital status is included as a part of social capital, as it represents an institutionalised form of bonding and critical emotional and material household level support. Research demonstrates a protective health effect associated with marriage. Compared to their unmarried, divorced, or widowed counterparts, married individuals, especially men, often exhibit lower morbidity and more favourable physical and mental health outcomes (*Hamplová*, 2014; *Rychtaříková*, 2013). Table 3 presents the distribution of all explanatory variables. Bivariate Chi-square tests confirmed significant associations between all explanatory variables and both health outcomes ($p < 0.05$).

Table 3 Descriptive characteristics of the studied population by SRH and GALI

Variable	Category	Frequency (N)	SRH		GALI	
			Good (%)	Poor (%)	Without limitations (%)	With limitations (%)
Sex	Men	4,825	81.71	18.29	76.80	23.20
	Women	5,053	79.97	20.03	74.36	25.64
Age groups	16–24	1,256	93.65	6.35	89.52	10.48
	25–34	1,560	92.21	7.79	86.91	13.09
	35–44	2,106	86.94	13.06	81.08	18.92
	45–54	2,493	78.56	21.44	71.34	28.66
	55–64	2,463	56.31	43.69	53.54	46.46
Educational attainment	Primary and lower secondary (ISCED 0–2)	1,058	79.18	20.82	74.60	25.40
	Upper secondary without the school-leaving exam (ISCED 3 C)	3,038	70.38	29.62	66.88	33.12
	Upper secondary with the school-leaving exam (ISCED 3 A)	3,566	83.95	16.05	78.49	21.51
	Tertiary (ISCED 5–8)	2,201	90.21	9.79	82.77	17.23
	Not stated	15	21.27	78.73	15.87	84.13
Labour market status	Economically active	7,323	83.89	16.11	78.15	21.85
	Economically inactive	255	64.07	35.93	56.39	43.61
	Other inactive	1,391	56.83	43.17	54.37	45.63
	Students	909	95.79	4.21	91.68	8.32

Table 3 (continued)

Variable	Category	Frequency (N)	SRH		GALI	
			Good (%)	Poor (%)	Without limitations (%)	With limitations (%)
Income quartile	1st quartile	2,313	77.16	22.84	73.66	26.34
	2nd quartile	2,629	74.77	25.23	69.89	30.11
	3rd quartile	2,533	82.39	17.61	76.94	23.06
	4th quartile	2,403	89.07	10.93	81.89	18.11
Marital status	Single	3,408	87.73	12.27	82.96	17.04
	Married	4,986	80.03	19.97	73.72	26.28
	Divorced	1,294	66.00	34.00	62.85	37.15
	Widowed	190	54.02	45.98	55.13	44.87
Parenthood	Yes	4,525	82.85	17.15	77.59	22.41
	No	5,353	78.93	21.07	73.68	26.32
Feelings of loneliness	Yes	1,598	68.11	31.89	62.84	37.16
	No	7,056	83.54	16.46	77.97	22.03
	Not stated	1,224	80.74	19.26	77.32	22.68
Feelings of social exclusion	Agree	327	60.10	39.90	54.83	45.17
	Neither agree nor disagree	515	62.29	37.71	60.18	39.82
	Disagree	7,808	83.30	16.70	77.21	22.79
	Not stated	1,228	78.40	21.60	77.15	22.85
Frequency of contact with relatives	At least once a week	4,750	82.24	17.76	76.10	23.90
	Several times a month	4,044	80.99	19.01	76.56	23.44
	Less often or never	638	68.24	31.76	63.31	36.69
	Not stated	446	83.70	16.30	79.73	20.27
Frequency of contact with friends	At least once a week	4,310	85.63	14.37	80.74	19.26
	Several times a month	4,512	79.22	20.78	73.49	26.51
	Less often or never	570	56.35	43.65	50.83	49.17
	Not stated	486	79.47	20.53	75.58	24.42
Body Mass Index	Underweight	229	85.43	14.57	78.64	21.36
	Normal weight	4,032	86.42	13.58	82.33	17.67
	Overweight	3,926	80.38	19.62	74.91	25.09
	Obesity	1,691	67.22	32.78	59.76	40.24
Fruit consumption	Daily	4,889	83.11	16.89	76.92	23.08
	Several times a week	4,000	79.50	20.50	75.03	24.97
	Less often or never	596	67.54	32.46	63.85	36.15
	Not stated	393	86.44	13.56	82.13	17.87

Table 3 (continued)

Variable	Category	Frequency (N)	SRH		GALI	
			Good (%)	Poor (%)	Without limitations (%)	With limitations (%)
Vegetable consumption	Daily	4,873	83.28	16.72	77.31	22.69
	Several times a week	470	79.03	20.97	74.35	25.65
	Less often or never	4,143	66.09	33.91	62.42	37.58
	Not stated	392	86.41	13.59	82.09	17.91
Smoking	Daily	2,200	74.59	25.41	71.12	28.88
	Occasionally	347	84.64	15.36	75.39	24.61
	Never or former smoker	6,934	82.27	17.73	76.55	23.45
	Not stated	397	86.55	13.45	82.99	17.91
Alcohol consumption	Daily	1,837	79.80	20.20	73.44	26.56
	Weekly or monthly	5,863	83.02	16.98	78.04	21.96
	Less often or never	1,771	73.29	26.71	67.99	32.01
	Not stated	407	86.65	13.35	82.60	17.40
Physical activity	Daily	1,478	87.93	12.07	79.57	20.43
	Several times a week	3,477	89.03	19.97	83.74	16.26
	Less often or never	4,531	71.41	28.59	67.14	32.86
	Not stated	392	86.93	13.07	82.28	17.72

Note: *N* represents unweighted sample sizes and *w*% indicates row percentages weighted using personal cross-sectional weights (pkoef), calculated horizontally to 100%. Not stated categories represent item non-response due to the survey design.
Source: CZSO, EU-SILC 2022 (N = 9,878; weighted pop. = 6,350,353), author's calculations.

A higher proportion of missing values was observed for the variables 'feelings of loneliness' and 'feelings of social exclusion' (approximately 12.5 %). The non-response for this item is directly caused by the methodological design of the EU-SILC survey, which strictly prohibits proxy interviews for subjective questionnaire modules to avoid external bias.

For the logistic regression analysis, missing values across all variables were handled using the listwise deletion method. The final analytical sample comprised N = 8,141 respondents (weighted N = 5,215,062). Within this sample, the SRH model included 6,472 good and 1,669 poor health cases, while the GALI model comprised 6,017 cases without limitations and 2,124 cases with limitations.

To account for the complex EU-SILC survey design, all statistical procedures, including descriptive statistics, bivariate adjustments (Table 1, 2, 3), and regression modelling (Table 4) utilised survey-specific SAS (v9.4) procedures (PROC SURVEYFREQ, PROC SURVEYLOGISTIC). These procedures incorporated three design components to ensure unbiased parameter estimates and correct standard errors: personal cross-sectional weights to inflate sample results to the target population, stratification by NUTS 3 regions to reflect geographical sampling, and household identification numbers as clusters to adjust for intra-household observational dependence. Prior to final modelling, potential multicollinearity was assessed using the Variance Inflation Factor (VIF), with all values remaining well below the critical threshold of 5.

The binary logistic regression models estimate the odds of reporting poor health (SRH) and living with limitations (GALI). Reference categories (Table 4) were selected a priori to represent either

the most prevalent group or the normative sociological baseline. Results are presented as Odds Ratios (*OR*) accompanied by 95% Confidence Intervals (*CI*), and statistical significance is determined by the Wald Chi-Square test (* $p < 0.05$, $p < 0.01$, and *** $p < 0.001$). Model fit was evaluated using the Akaike Information Criterion (AIC) and the ROC AUC (*c-statistic*). The full SRH model achieved an AUC of 0.814 (*AIC* = 3,846,628), indicating excellent discrimination between individuals with good and poor health. The GALI model demonstrated very good predictive capacity with an AUC of 0.758 (*AIC* = 4,917,783). The large absolute AIC values directly reflect the expected mathematical application of population-inflated cross-sectional weights, as the survey procedures scale the log-likelihood calculations to the weighted population size.

RESULTS

This section presents the empirical findings from the binary logistic regression models evaluating the determinants of subjective health status in the Czech working-age population. Two separate models were estimated: Model 1 focuses on the factors contributing to poor self-rated health (SRH), while Model 2 identifies the determinants of living with global activity limitations (GALI). The estimated Odds Ratios (*OR*) along with their 95% Confidence Intervals (*CI*) are systematically summarised in Table 4.

Table 4 Odds Ratios for poor SRH and for living with GALI in the working-age population, Czechia, 2022

Explanatory variable	Category	Model 1: Poor health (SHR) OR (95% CI)	Model 2: With limitations (GALI) OR (95% CI)
Sex	Men	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Women	0.77*** (0.65–0.90)	0.92 (0.80–1.07)
Age groups	16–24	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	25–34	1.09 (0.63–1.90)	1.21 (0.78–1.88)
	35–44	2.15** (1.25–3.68)	1.85** (1.19–2.86)
	45–54	3.93*** (2.29–6.73)	3.12*** (2.02–4.82)
	55–64	8.71*** (5.03–15.07)	5.00*** (3.21–7.78)
Educational attainment	Primary and lower secondary (ISCED 0–2)	2.24** (1.58–3.17)	1.61** (1.18–2.18)
	Upper secondary without the school-leaving exam (ISCED 3 C)	1.83*** (1.46–2.29)	1.27* (1.05–1.54)
	Upper secondary with the school-leaving exam (ISCED 3 A)	1.41*** (1.15–1.75)	1.08 (0.91–1.30)
	Tertiary (ISCED 5–8)	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
Labour market status	Employed	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Unemployed	1.22 (0.81–1.85)	1.88** (1.28–2.75)
	Other inactive	2.17*** (1.74–2.69)	1.90*** (1.55–2.33)
	Students	0.33** (0.16–0.66)	0.56* (0.32–0.96)
Income quartile	1st quartile	2.21*** (1.62–3.00)	1.40* (1.08–1.83)
	2nd quartile	1.53*** (1.21–1.94)	1.31** (1.07–1.60)
	3rd quartile	1.36** (1.11–1.68)	1.14 (0.96–1.36)
	4th quartile	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)

Table 4 (continued)

Explanatory variable	Category	Model 1: Poor health (SHR) OR (95% CI)	Model 2: With limitations (GALI) OR (95% CI)
Marital status	Married	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Single	1.20 (0.97–1.49)	0.98 (0.81–1.18)
	Divorced	1.50*** (1.23–1.84)	1.15 (0.96–1.37)
	Widowed	1.41 (0.95–2.11)	0.89 (0.61–1.32)
Parenthood	No	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Yes	0.86 (0.72–1.02)	0.76*** (0.65–0.88)
Feelings of loneliness	No	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Yes	1.58*** (1.32–1.89)	1.52*** (1.30–1.78)
Feelings of social exclusion	Agree	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Neither agree nor disagree	1.13 (0.76–1.68)	0.93 (0.64–1.35)
	Disagree	0.60** (0.43–0.84)	0.66* (0.48–0.91)
Frequency of contact with relatives	At least once a week	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Several times a month	1.06 (0.90–1.25)	0.94* (0.81–1.08)
	Less often or never	1.48* (1.09–2.01)	1.51** (1.16–1.97)
Frequency of contact with friends	At least once a week	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Several times a month	1.14 (0.97–1.35)	1.19* (1.03–1.38)
	Less often or never	2.10*** (1.56–2.83)	2.07*** (1.60–2.69)
Body Mass Index	Normal weight	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Underweight	1.47 (0.85–2.56)	1.61* (1.04–2.50)
	Overweight	1.11 (0.94–1.31)	1.17* (1.01–1.35)
	Obesity	2.09*** (1.72–2.53)	2.21*** (1.86–2.63)
Fruit consumption	Daily	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Several times a week	1.06 (0.82–1.37)	0.89 (0.72–1.10)
	Less often or never	1.15 (0.77–1.70)	0.97 (0.68–1.40)
Vegetable consumption	Daily	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Several times a week	0.89 (0.69–1.15)	1.07 (0.86–1.32)
	Less often or never	0.87 (0.57–1.31)	1.12 (0.77–1.64)
Smoking	Never or former smoker	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Daily	1.16 (0.98–1.38)	1.03 (0.88–1.20)
	Occasionally	0.85 (0.56–1.28)	1.21 (0.88–1.67)
Alcohol consumption	Abstinence	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Daily	0.65*** (0.51–0.83)	0.72** (0.58–0.90)
	Weekly or monthly	0.67*** (0.55–0.81)	0.68*** (0.57–0.80)
Physical activity	Several times a week	1.00 (ref.)	1.00 (ref.)
	Daily	0.87 (0.69–1.11)	1.16 (0.91–1.35)
	Less often or never	1.47*** (1.23–1.76)	1.32*** (1.13–1.53)

Note: *ref.* = reference category; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
Source: CZSO, EU-SILC 2022 ($N = 8{,}141$), author's calculations.

Regarding demographic characteristics, sex emerged as a significant predictor only for SRH. Holding all other variables constant, women exhibited significantly lower odds of reporting poor health compared to men (*OR* = 0.77; 95% *CI*: 0.65–0.90), whereas no statistically significant gender differences were observed for functional limitations (GALI). As expected, age demonstrated a strong, progressive gradient for both health outcomes. While the differences between the 16–24 and 25–34 age groups were not statistically significant, older groups showed a substantial increase in poor health. Respondents aged 55–64 displayed the highest risks, with more than eight times higher odds of poor SRH (*OR* = 8.71; 95% *CI*: 5.03–15.07) and five times higher odds of experiencing activity limitations (*OR* = 5.00; 95% *CI*: 3.21–7.78) compared to the youngest reference group.

Economic capital indicators revealed distinct socioeconomic gradients across both models. In terms of education, compared to the tertiary-educated reference group, individuals with primary and lower secondary education exhibited the highest odds of both poor SRH (*OR* = 2.24; 95% *CI*: 1.58–3.17) and GALI limitations (*OR* = 1.61; 95% *CI*: 1.18–2.18). A clear gradient was maintained for those with upper secondary education without the school-leaving exam, who also faced significantly elevated odds of poor health outcomes (SRH: *OR* = 1.83; 95% *CI*: 1.46–2.29; GALI: *OR* = 1.27; 95% *CI*: 1.05–1.54). For individuals with upper secondary education with the school-leaving exam, the risk remained significantly higher only for poor SRH (*OR* = 1.41; 95% *CI*: 1.15–1.75), whereas the association with GALI limitations did not reach statistical significance. Labour market status also played a critical role. Compared to employed individuals, the 'other inactive' group reported the highest risks for both poor SRH (*OR* = 2.17; 95% *CI*: 1.74–2.69) and limitations (*OR* = 1.90; 95% *CI*: 1.55–2.33). Unemployed individuals did not differ significantly from the employed regarding SRH but their odds of limitations were 88% higher (*OR* = 1.88; 95% *CI*: 1.28–2.75). Conversely, students enjoyed a substantial protective effect, showing much lower odds of both poor SRH (*OR* = 0.33; 95% *CI*: 0.16–0.66) and GALI limitations (*OR* = 0.56; 95% *CI*: 0.32–0.96). Finally, an income gradient was clearly visible, as individuals in the lowest income quartile had more than twice the odds of poor health (*OR* = 2.21; 95% *CI*: 1.62–3.00) and 40% higher odds of limitations (*OR* = 1.40; 95% *CI*: 1.08–1.83) compared to the highest income quartile.

Regarding demographic and family structures, the analysis revealed specific associations with health outcomes. Within marital status, only divorced individuals significantly differed from the married baseline, exhibiting 50% higher odds of poor SRH (*OR* = 1.50; 95% *CI*: 1.23–1.84). Parenthood displayed a significant association exclusively in the GALI model, where parents had lower odds of living with restrictions compared to non-parents (*OR* = 0.76; 95% *CI*: 0.65–0.88).

Subjective social indicators were strongly linked to health outcomes. Respondents experiencing loneliness had elevated odds of both poor SRH (*OR* = 1.58; 95% *CI*: 1.32–1.89) and limitations (*OR* = 1.52; 95% *CI*: 1.30–1.78). Similarly, those who disagreed with feeling socially excluded showed a significantly lower risk of poor health (SRH: *OR* = 0.60; 95% *CI*: 0.43–0.84; GALI: *OR* = 0.66; 95% *CI*: 0.48–0.91) compared to those who felt excluded. Regarding social interactions, individuals who met with relatives only several times a month, instead of weekly, had higher odds of poor health outcomes (SRH: *OR* = 1.48; GALI: *OR* = 1.51). A similar, more pronounced pattern emerged for peer networks: meeting friends only several times a month more than doubled the odds of both poor SRH (*OR* = 2.10; 95% *CI*: 1.56–2.83) and activity limitations (*OR* = 2.07; 95% *CI*: 1.60–2.69) compared to weekly contact.

Body Mass Index (BMI) showed that obesity more than doubled the odds of poor SRH (*OR* = 2.09; 95% *CI*: 1.72–2.53) and GALI limitations (*OR* = 2.21; 95% *CI*: 1.86–2.63) relative to normal weight. Being underweight was also associated with a higher risk of limitations (*OR* = 1.61; 95% *CI*: 1.04–2.50). Dietary habits (fruit and vegetable consumption) and smoking status did not yield statistically significant results in either model. Physical activity showed mixed results. Compared to the 'never' baseline, individuals engaging in physical exercise several times a week had higher odds of poor health outcomes (SRH: *OR* = 1.47; GALI: *OR* = 1.32). Finally, alcohol consumption revealed

a consistent pattern. Compared to abstainers, both daily drinkers (SRH: *OR* = 0.69; 95% *CI*: 0.51–0.83; GALI: *OR* = 0.72; 95% *CI*: 0.58–0.90) and weekly/monthly drinkers (SRH: *OR* = 0.67; 95% *CI*: 0.55–0.81; GALI: *OR* = 0.68; 95% *CI*: 0.57–0.80) exhibited significantly lower odds of reporting poor subjective health or activity limitations.

DISCUSSION

The findings of this study demonstrate that the determinants of activity limitations (GALI) largely mirror the structural trends observed in self-rated health (SRH) within the Czech working-age population. A compelling finding is that working-aged women in Czechia exhibit significantly lower odds of reporting poor health compared to men, while no significant gender differences emerged regarding functional limitations. This contrasts with well-established general population trends, where women typically report poorer subjective health than men despite their longer life expectancy, a phenomenon widely known as the gender health paradox (*Idler*, 2001). This deviation is likely due to the specific focus on the working-age population (ages 16–64). It is possible that the trend of poorer health perception among women primarily emerges in older age groups. In contrast, the age variable behaved in strict accordance with theoretical expectations, revealing a robust and progressive decline in both subjective health and functional capacity. This steep gradient clearly reflects the dual impact of biological ageing and the cumulative exposure to socioeconomic and occupational health risks throughout life and aligns seamlessly with international evidence (*Franz et al.*, 2017).

Economic capital proved to be a dominant structural predictor. The protective effect of education is clearly visible in both models, which can be attributed to differences in health literacy. Highly educated individuals generally possess a superior capacity to comprehend preventive care, adhere to medical recommendations, adopt protective lifestyle habits, and secure healthier work environments (*Dosedlová et al.*, 2016). While the elevated risks among the unemployed and inactive populations align with global research (*Kwon et al.*, 2020; *Vafaei et al.*, 2021), these findings should be interpreted in the light of the health selection effect (*Hoffmann et al.*, 2018). The 'other inactive' category represents a highly heterogeneous group comprising homemakers, caretakers, and individuals who are out of the labour market owing to severe or long-term health conditions. This suggests that the observed risks are heavily driven by health selection, where individuals with chronic illnesses or functional limitations face a higher likelihood of exiting the labour force. In these instances, poor health may operate as a primary driver of labour market exclusion rather than merely its consequence. In sharp contrast, students, analysed as a distinct category, enjoyed a substantial protective effect (*OR* = 0.3 for SRH; *OR* = 0.6 for GALI), highlighting the health advantages of younger populations who are still shielded from occupational stressors and cumulative labour market disadvantages. Finally, the persistent income gradient, where the lowest quartile faces more than double the odds of poor SRH, underscores that material deprivation remains a fundamental barrier to health maintenance.

Social capital emerged as a robust psychosocial protector against health decline. The protective role of parenthood against activity limitations (*OR* = 0.8) is consistent with Czech demographic literature emphasising the stabilising effect of family frameworks and the associated feelings of responsibility and purpose (*Hamplová*, 2014). Conversely, subjective social deficits severely undermine health. The strong association between feelings of loneliness and poor health outcomes matches evidence from other European contexts, such as Finland, where loneliness has been identified as a major source of chronic psychosocial stress that directly degrades subjective well-being and accelerates functional decline (*Pasanen et al.*, 2021). This may underscore the vital role of peer networks and active socialisation within the working-age population. Both models indicate that there is a particularly strong association between infrequent interactions with friends, several times a month compared to weekly, and elevated health risks (*OR* = 2.1 for both models). From a psychosocial perspective, regular contact with peers may involve higher levels of physical, emotional, and social activation, which could be crucial for sustaining an active lifestyle and mitigating activity limita-

tions. Engaging with friends might also provide unique emotional support and a sense of belonging, which can effectively buffer daily work-related or personal stressors, thereby protecting subjective well-being.

Regarding behavioural determinants, individual lifestyle patterns exhibited a strong association with both health outcomes. The severe health toll of obesity, which more than doubles the risk of poor SRH and activity limitations, remains a major determinant of subjective health status. Regarding physical activity, both models confirm that regular exercise is vital, operating through well-known physiological and psychological pathways. Physical activity is known to stimulate neurotransmitters such as serotonin and norepinephrine, which may explain its strong positive association with subjective vitality and functional resilience (*WHO*, 2022). The results demonstrate that a total lack of physical activity significantly deteriorates health outcomes. Physically inactive individuals face a 47% higher odds of poor SRH and 32% higher GALI restrictions compared to those who exercise regularly.

The lower likelihood of poor health outcomes observed among regular alcohol consumers compared to abstainers demands careful interpretation. In the specific cultural context of Czechia, regular or moderate alcohol consumption appears to be embedded in social rituals. It may serve as an indicator of higher social integration or, conversely, function as a widespread coping mechanism for stress, which might temporarily buffer subjective health deficits. However, these findings may be shaped by the 'sick quitter effect' (*Bloomfield et al.*, 2003). Individuals experiencing severe health decline or chronic conditions frequently transition to complete abstinence due to medication regimens or medical advice. Consequently, the seemingly elevated risk among abstainers could be driven by pre-existing illnesses within this reference group rather than a genuine health-promoting property of alcohol intake. Additionally, it is important to acknowledge contemporary shifting social norms regarding alcohol consumption, particularly among the younger cohorts of the working-age population, such as Generation Z. Recent literature documents a global trend of growing voluntary abstinence and declining alcohol consumption among youth, heavily driven by increased health consciousness, fitness optimization, and a focus on mental well-being (*Caluzzi et al.*, 2022; *Törrönen et al.*, 2019). In theory, the inclusion of these young, fundamentally healthy voluntary abstainers should improve the average health metrics of the non-drinking category. However, the fact that non-drinkers in Czechia still exhibit significantly higher odds of poor SRH and GALI limitations indicates that the 'sick quitter effect' and the negative impacts of social isolation among older working-age cohorts remain the dominant forces, effectively masking these emerging youth lifestyle trends in population-level data.

Limitations of the study

Several limitations must be considered when interpreting the findings of this study. First, the analysis relies strictly on cross-sectional data from the EU-SILC survey, which inherently precludes the establishment of temporal order or causal relationships between the studied determinants and health outcomes. Consequently, the observed associations may be subject to reverse causality, particularly regarding health selection effects in the labour market (where individuals with pre-existing conditions exit the workforce) and the 'sick quitter effect' in alcohol consumption patterns. Second, all measures of health status, social interactions, and lifestyle factors are based on self-reported questionnaire data, which may introduce self-report bias, social desirability bias, or systematic heterogeneity in reporting behaviour across different socioeconomic groups. Third, missing values for subjective variables, most notably the feelings of loneliness and social exclusion, which suffered from approximately 12.5% item non-response due to the prohibition of proxy interviews, were handled using the listwise deletion method. Although methodologically necessary to maintain model consistency, this approach reduced the analytical sample and could introduce bias if the missing data pattern deviates from being completely at random. Finally, due to the standardised design of the EU-SILC ad-hoc module, more detailed clinical data, history of chronic diseases, or precise dietary and lifestyle histories could not be comprehensively controlled for.

CONCLUSION

The analysis of health determinants among the Czech working-age population reveals that health outcomes and behaviours are deeply embedded in specific cultural norms, socioeconomic structures, and social contexts. The findings indicate that lifestyle factors, such as alcohol consumption, cannot be interpreted purely from a health perspective but must be considered in the context of Czech social rituals and potential methodological adjustments like the 'sick quitter' effect. Furthermore, the study highlights the critical structural and relational dimensions of health, demonstrating the pronounced impact of educational attainment, labour market status, and the substantial protective role of peer networks and parenthood in sustaining subjective well-being and mitigating daily activity limitations.

Currently, most professional and political attention is directed towards examining health in the ageing population. However, investigating the health status of individuals in their working-age years (16–64) is equally crucial, as this period represents a key life phase, when the behavioural patterns that fundamentally influence health in later adulthood and old age are formed. A deeper understanding of health determinants within this age group can serve as a foundation for targeted preventive measures and the promotion of a healthy lifestyle. Analysing the subjective health of the working-age population provides valuable insights into the links between lifestyle, socioeconomic factors, and health status, which can contribute to the development of preventive policies, support healthier ageing, and lead to an overall improvement in public health.

To further understand these dynamics, the next phase of my research will apply a comparative European perspective to identify how different political and historical contexts, institutional frameworks, healthcare systems, and social and cultural patterns influence health trajectories in the working-age population across Europe.

List of abbreviations:

BMI = Body Mass Index
ČSÚ = Czech Statistical Office
EU-SILC = European Union Statistics on Income and Living Conditions
ISCED = International Standard Classification of Education
OR = Odds Ratio
SRH = Self-Rated Health
GALI = Global Activity Limitation Indicator
WHO = World Health Organization

Literature

- Bloomfield, K. et al. 2003. International comparisons of alcohol consumption. *Alcohol Research & Health*, 27(1), p. 95.
- Caluzzi, G. – Pennay, A. – MacLean, S. 2022. Shifting norms or temporary abstinence? Reflecting on the decline in youth drinking. *International Journal of Drug Policy*, 102, 103592. https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2022.103606.
- Cockerham, W. – Wolfe, D. – Bauldry, S. 2020. Health Lifestyles in Late Middle Age. *Research on Aging*, 42(1), pp. 34–46. https://doi.org/10.1177/0164027519884760.
- Czech Statistical Office (CZSO). 2023. *Living Conditions (EU-SILC) 2022: Public database / Microdata for scientific purposes* [online] [cited 2026-02-15]. Available from: https://www.czso.cz/csu/czso/zivotni_podminky_eu_silc.
- Czech Statistical Office (CZSO). 2026. *Living Conditions (EU-SILC) – Methodology* [online] [cited 2026-03-07]. Available from: https://csu.gov.cz/zivotni-podminky-eu-silc-metodika.
- Dosedlová, J. et al. 2016. Prediktory subjektivních zdravotních stesků v dospělosti. *Československá Psychologie*, 60(4), pp. 414–429.
- Eurostat. 2022. *Methodological guidelines and description of EU-SILC target variables: 2022 operation (Version 7)*. DocSILC065. Luxembourg: Eurostat. [online] [cited 2026-07-05]. Available from: https://circabc.europa.eu/.
- Eurostat. 2026a. *Glossary: Activity Limitation*. Eurostat Statistics Explained [online] [cited 2026-02-18]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Activity_limitation.
- Eurostat. 2026b. *Glossary: Population structure*. Eurostat Statistics Explained [online] [cited 2026-03-07]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Population_structure.

- Eurostat. 2026c. *Income and living conditions: Information on data – Target population* [online] [cited 2026-03-07]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/web/income-and-living-conditions/information-data#Target%20population.
- Farhud, D. 2015. Impact of Lifestyle on Health. *Iran Journal of Public Health*, 44(11), pp. 1442–1444.
- Franz, C. et al. 2017. Facets of Subjective Health from Early Adulthood to Old Age. *Journal of Aging and Health*, 29(1), pp. 149–171. https://doi.org/10.1177/0898264315625488.
- Hamplová, D. et al. 2014. *Rodina a zdraví – jejich vzájemné souvislosti*. Praha: SLON – Sociologické nakladatelství.
- Heffer, H. – Knoester, C. 2021. The implications of gender, socioeconomic statuses, and healthy behaviors for teenagers' subjective health. *Sociological Spectrum*, 41(6), pp. 423–437. https://doi.org/10.1080/02732173.2021.1946453.
- Hoffmann, R. – Kröger, H. – Pakpahan, E. 2018. Pathways between socioeconomic status and health: Does health selection or social causation dominate in Europe? *Advances in Life Course Research*, 36, pp. 23–36. https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.02.002.
- Hübelová, D. – Chromková, B. – Kozumplíková, A. 2023. Zdraví a jeho sociální, ekonomické a enviromentální determinanty: teoretické a empirické vymezení. *Sociológia – Slovak Sociological Review*, 53(2), pp. 119–146. https://doi.org/10.31577/sociologia.2021.53.2.5.
- Idler, E. 2001. Discussion: gender differences in self-rated health, in mortality, and in the relationship between the two. *The Gerontologist*, 43(3), pp. 372–375. https://doi.org/10.1093/geront/43.3.372.
- Infurna, F. et al. 2021. Historical change in midlife health, well-being, and despair: Cross-cultural and socioeconomic comparisons. *American Psychologist*, 76(6), pp. 870–887. https://doi.org/10.1037/amp0000817.
- Kachlík, P. 2016. Lidské zdraví, jeho determinanty a možnosti jeho ovlivňování. In Bělík, M. et al. (eds.). *Sborník abstraktů 37. konference Člověk ve svém pozemském a kosmickém prostředí*, pp. X–Y, Zlíč u České Skalice.
- Karlsson, M. et al. 2010. Income inequality and health: importance of a cross-country perspective. *Social Science & Medicine*, 70(6), pp. 875–885. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.10.056.
- Kwon, M. – Ahn, S. – Kim, S. 2020. Factors influencing subjective health of adults according to economic activity. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 19(5), pp. 1800–1810.
- Lawrence, E. – Mollborn, S. – Hummer, R. 2017. Health lifestyles across the transition to adulthood: Implications for health. *Social Science & Medicine*, 193, pp. 23–32. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.09.041.
- Lawrence, E. et al. 2020. Health Lifestyles and the Transition to Adulthood. *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*, 6, pp. 1–15. https://doi.org/10.1177/2378023120942000.
- Park, S. – Ahn, J. – Lee, B. 2015. Self-rated Subjective Health Status Is Strongly Associated with Sociodemographic Factors, Lifestyle, Nutrient Intakes, and Biochemical Indices, but Not Smoking Status: KNHANES 2007-2012. *Journal of Korean Medical Science*, 30(9), pp. 1279–1287. https://doi.org/10.3346/jkms.2015.30.9.1279.
- Pasanen, T. et al. 2021. Profiles of subjective health among people living alone: a latent class analysis. *BMC Public Health*, 21, pp. 1–12. https://doi.org/10.1186/s12889-021-11396-2.
- Raghupathi, V. – Raghupathi, W. 2020. The influence of education on health: an empirical assessment of OECD countries for the period 1995–2015. *Archives of Public Health*, 78(1), pp. 1–18. https://doi.org/10.1186/s13690-020-00402-5.
- Rychtaříková, J. 2013. *Úmrtnost a rodinný stav: dříve a dnes*. Česká demografická společnost, 60, pp. 1–2 [online] [cited 2026-02-16]. Available from: https://www.czechdemography.cz/res/archive/001/000172.pdf?seek=1467188986.
- Rychtaříková, J. – Kuchařová, V. 2008. *Rodina, partnerství a demografické stárnutí*. Praha: Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta.
- Sociologická encyklopedie. 2020. *Kapitál sociální* [online] [cited 2026-02-13]. Available from: https://encyklopedie.soc.cas.cz/w/Kapitál_sociální.
- Solhi, M. – Pirouzeh, R. – Zanjari, N. 2022. Middle-aged preparation for healthy aging: a qualitative study. *BMC Public Health*, 22, p. 274. https://doi.org/10.1186/s12889-022-12715-x.
- Šubrt, J. et al. 2010. *Soudobá sociologie IV*. Praha: Nakladatelství Karolinum, s. 133–156.
- Tanaka, S. et al. 2020. The association between subjective health perception and lifestyle factors in Shiga prefecture, Japan: a cross-sectional study. *BMC Public Health*, 20, pp. 1–10. https://doi.org/10.1186/s12889-020-09911-y.
- Törrönen, J. et al. 2019. Why are young people drinking less than earlier? Reviewing and hypothesizing explanations for the decline in young people's drinking. *Addiction Research & Theory*, 27(4), 287–302. https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2018.12.001

- Tubeuf, S. et al. 2008. Social heterogeneity in self-reported health status and measurement of inequalities in health. *Institut de recherche et documentation en économie de la santé*, 12, pp. 1–25.
- Vafaei, A. – Yu, J. – Phillips, S. 2021. The intersectional impact of sex and social factors on subjective health: analysis of the Canadian longitudinal study on aging (CLSA). *BMC Geriatrics*, 21, pp. 1–16.
- Vrabcová, J. 2022. *Model prevalence zdraví* [Doctoral dissertation]. Prague: Prague University of Economics and Business [online] [cited 2026-03-10]. Available from: https://theses.cz/id/cpc678/.
- Weber-Rajek, M. et al. 2017. Health behaviors in early adulthood. *Baltic Journal of Health and Physical Activity*, 9, pp. 147–153. https://doi.org/10.29359/BJHPA.09.4.12.
- World Health Organization (WHO). 1946. *Constitution of the World Health Organization*. Adopted by the International Health Conference in New York 1946 [online] [cited 2026-01-15]. Available from: https://apps.who.int/gb/bd/PDF/bd47/EN/constitution-en.pdf.
- World Health Organization (WHO). 2010. *A healthy lifestyle* [online] [cited 2026-02-21]. Available from: https://www.who.int/europe/news-room/fact-sheets/item/a-healthy-lifestyle---who-recommendations.
- World Health Organization (WHO). 2022a. *Alcohol* [online] [cited 2026-02-21]. Available from: https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/alcohol.
- World Health Organization (WHO). 2022b. *Physical activity* [online] [cited 2026-02-21]. Available from: https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/physical-activity.
- World Health Organization (WHO). 2023. *Tobacco* [online] [cited 2026-02-21]. Available from: https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/tobacco.
- World Health Organization (WHO). 2024a. *Health inequality monitor* [online] [cited 2026-02-20]. Available from: https://www.who.int/data/inequality-monitor/about.
- World Health Organization (WHO). 2024b. *WHO remains firmly committed to the principles set out in the preamble to the Constitution* [online] [cited 2026-02-20]. Available from: https://www.who.int/about/governance/constitution.
- World Health Organization (WHO). 2026. *Constitution* [online] [cited 2026-01-15]. Available from: https://www.who.int/about/governance/constitution.
- Wu, S. et al. 2013. The relationship between self-rated health and objective health status: a population-based study. *BMC Public Health*, 13, p. 320. https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-320.

KATEŘINA PROCHÁZKOVÁ

is a PhD student in the Department of Demography and Geodemography, Faculty of Science, Charles University. Her research primary focuses on subjective health and its determinants within populations. Her master's thesis, titled 'Health Conditions of the Working-Age Population in Czechia', was awarded first place in the 9th annual competition for the best thesis organised by the Czech Demographic Society.

POPULATION DYNAMICS AND DEMOGRAPHIC CRISES IN THE PARISH OF DETVA (1781–1920): EVIDENCE FROM INVERSE PROJECTION[1)]

Ján Golian[2)] – Piotr Rachwał[3)] – Grażyna Liczbińska[4)]

Abstract

This study provides a comprehensive historical demographic analysis of the parish of Detva, located in present-day Slovakia, covering the period 1781–1920. It aims to reconstruct long-term population dynamics and assess the determinants of demographic change in a rural Central European setting, where systematic census data are limited. Parish registers of births, deaths, and marriages serve as the primary sources, with a total of 58,551 baptisms and 39,032 deaths analysed to reconstruct population dynamics. The study applies the inverse projection method, enabling the estimation of population size, age structure, fertility, mortality, and other key demographic indicators in a context where census data are incomplete or unavailable.

The results reveal that the parish experienced gradual population growth, punctuated by periods of crisis caused by epidemics, famine, economic instability, and emigration. Crude Birth and Death Rates, along with Gross and Net Reproduction Rates (GRR and NRR), indicate sustained generational replacement, with fertility remaining high until the late 19th century and only declining under the influence of economic and wartime crises. Life expectancy at birth (e_0) remained relatively low, averaging around 32 years, reflecting high mortality among children and the elderly before the demographic transition. The age structure was dominated by children and young adults, while the oldest age groups were consistently underrepresented due to high mortality. These findings suggest that the demographic regime of Detva remained largely pre-transitional well into the late 19th century, with only partial and delayed responses to broader socio-economic transformations. This research highlights the complex interplay of economic, social, and epidemiological factors in shaping population dynamics in a rural Slovak parish. The findings contribute to a deeper understanding of historical demographic processes in Central Europe and demonstrate the value of parish registers and model-based reconstructions for studying populations in pre-statistical periods.

Keywords: inverse projection method, demographic reconstruction, vital rates, life expectancy, age structure, historical population studies

Demografie, 2026, 68(3): 182–205

DOI: https://doi.org/10.54694/dem.0389

Poznámky jsou na následující straně.

INTRODUCTION

Historical demography provides crucial insights into how populations respond to environmental, social, and economic shocks. In rural Central Europe, particularly in present-day Slovakia, demographic dynamics were heavily influenced by recurrent epidemics, famines, and economic crises (*Golian – Liczbińska*, 2022; *Golian – Liczbińska*, 2023; *Rachwał – Liczbińska*, 2025). These shocks shaped fertility, mortality, and population structure, leaving long-term effects on settlement patterns, family organisation, and social life (*Hajnal*, 1982; *Reher*, 1999). Despite growing interest in historical population studies, long-term, micro-level reconstructions of demographic processes in rural Slovak communities remain relatively scarce, especially for the period preceding the availability of systematic census data.

The parish of Detva, located in central Slovakia, offers a compelling case study of population resilience and vulnerability in pre-industrial rural communities. Established in the mid-17th century, Detva developed as a scattered settlement within primeval forests, with inhabitants primarily engaged as smallholders, shepherds, and craftsmen (*Matiáš*, 2004). Historical sources document repeated environmental and epidemiological shocks, including epidemics of smallpox, cholera, and whooping cough, as well as severe famines resulting from crop failures and climatic variability (*Slezák*, 2001; *Szabó*, 1990). These events periodically disrupted population growth, mortality patterns, and family formation, highlighting the sensitivity of rural communities to environmental stressors.

Parish registers, systematically recording births, deaths, and marriages, provide an invaluable source for reconstructing population dynamics under such shocks (*Wrigley – Schofield*, 1981; *van Zanden*, 1995). Using demographic methods such as inverse projection, it is possible to estimate population size, age structure, fertility, and mortality in periods lacking reliable census data. This approach has proven effective in analysing population responses to environmental and social crises across Europe (*Galloway*, 1994; *Bengtsson – Campbell – Lee*, 2004; *McKeown*, 1976; *Rachwał – Liczbińska*, 2025).

This study examines the interplay between demographic stability and environmental shocks in Detva from 1781 to 1920. It focuses on how epidemics, famines, and economic instability affected births, deaths, life expectancy, and population structure. The study contributes to the literature by providing a rare long-term reconstruction based on parish-level data and by offering new insights into the timing and characteristics of demographic change in rural Central Europe. By tracing these patterns, the research highlights the mechanisms through which rural populations adapted to repeated crises and the long-term consequences of environmental shocks on demographic change. The findings contribute to a broader understanding of population resilience in Central Europe and underscore the value of local-level analyses for studying historical demographic processes (*Reher*, 1999; *Bengtsson – Campbell – Lee*, 2004).

BACKGROUND TO THE DETVA REGION

The research focuses on the agricultural Catholic parish of Detva, located in present-day Slovakia. The town of Detva was founded in the mid-17th century as a woodcutting settlement. The population under study consisted of two distinct parts. The first was the town of Detva itself, which served as the administrative and ecclesiastical centre. The second part of the population lived in isolated settlements founded in the surrounding area, inhabited mainly by smallholders and shepherds (*Ďurková*, 1999: 395). These settlements often consisted of only a few houses with accompanying farm buildings.

1) The paper was written with the support of project VEGA 1/0121/25 Pokles úmrtnosti ako prejav meniacej sa spoločnosti od polovice 19. do polovice 20. storočia (Mortality decline as a manifestation of a changing Slovak society from the mid-19th to the mid-20th century).

2) Pavol Jozef Šafárik University in Košice, Slovakia. Contact: jan.golian@upjs.sk.

3) The John Paul II Catholic University of Lublin, Poland. Contact: piotr.rachwal@kul.pl.

4) Adam Mickiewicz University in Poznan, Poland. Contact: grazyna.liczbinska@amu.edu.pl.

They originated from temporary, seasonal dwellings built for workers, along with provisional barns for livestock. Over time, these temporary structures developed into permanent residences. As the population increased and colonisation progressed, the share of agricultural land in the regional economy expanded (*Janšák*, 1929: 110). This settlement pattern was very rare in the territory of present-day Slovakia. The inhabitants of the scattered *lazy* gradually came to constitute the majority of the present population, while the town of Detva continued to function as the central hub. Municipal offices were located in the town, as were the residences of representatives of the landowner, forest estate administration, and the gendarmerie (*Tomeček*, 2018: 125).

Detva became a local point for all parish residents, including those living in the surrounding hamlets, as well as for people from the wider region. At the beginning of the 1870s, it served as the seat of a local electoral district (*Žudel*, 1993: 79–80). The town acquired the right to hold regular quarterly fairs and weekly markets, which significantly increased interaction among local inhabitants and with people from the broader area (*Zemko et al.*, 1988: 31). This study extends previous research on Detva (e.g. *Golian*, 2016a; *Golian*, 2016b; *Golian*, 2017; *Golian*, 2019a; *Golian*, 2019b; *Golian – Liczbińska*, 2022; *Golian – Liczbińska*, 2023), which focused mainly on crude birth and death rates, by providing a comprehensive reconstruction of population dynamics using inverse projection, including age structure, life expectancy, and reproduction indicators. This allows for a more integrated assessment of demographic processes in rural Central Europe.

Population

The parish of Detva is located in what is now central Slovakia. In the 19th century, it was part of the Kingdom of Hungary, which was part of the Austrian Empire and, later, of Austria-Hungary. More precisely, it can be described as part of Upper Hungary, specifically the territory of Zvolen County, where the parish was one of the most populous settlements. According to the Imperial Commission's population records, at the end of the 1780s the Detva parish had 4,502 parishioners (*Golian*, 2019a: 81). Earlier ecclesiastical sources, specifically the Canonical Visitation of 1781, estimated the population of the parish at approximately 4,000 faithful (*Archives of Banská Bystrica Diocese, Canonica Visitation of Detva Parish 1781*). Church sources confirm that the early 19th century was a very difficult period for the parish in terms of population growth, due to the Napoleonic Wars and the economic crisis. In the first decade of the 19th century, marked by crop failures, famine, and economic difficulties, the population increased to 5,866 people. At the beginning of the 1820s, the population began to gradually rise. Around 1830, there were approximately 7,200 inhabitants in Detva. By the mid-1840s, this had risen to 8,413; however, nearly 1,000 people subsequently emigrated due to another economic crisis (*Golian*, 2013: 37). The population continued to grow, and by the end of the 1860s, 10,035 people lived in the region. In 1890, the area counted 12,161 inhabitants (*Sebők*, 2005; *A Magyar korona országainak. 1890 és 1891 népmozgalma*. 1892). Shortly before the First World War, 14,529 people resided in the Detva region (*A Magyar Szent korona országainak. 1910. évi népszámlálás,* 1912), and after the war, the number was 14,300 (*Štatistický lexikón obcí v republike Československej III. Slovensko*, 1927: 97).

The region was composed primarily of Roman Catholics (approximately 98–99%). The inhabitants of Detva were mainly farmers, with a smaller proportion working as craftsmen, glassmakers, or shepherds. Ethnically, the population was predominantly Slovak (96%), with linguistic minorities including Germans, Hungarians, and Roma (*Golian*, 2019a: 63–68; *A Magyar Szent korona*, 1910).

Population growth was primarily driven by natural increase. Young people generally did not face significant economic or social barriers that would have delayed marriage until approximately the mid-19th century, after which certain constraints became more evident in the context of socio-economic changes and institutional factors (*Őri*, 2015: 17–18). In peasant families, newly married couples often lived in the parents' house (usually the groom's), contributing labour to the household farm. As a result, the age at first (protogamous) marriage was very low; until the 1850s, grooms were on average around 20 years old, while brides were a few years younger (*Golian*, 2016a: 65–72). In the second half of the 19th century,

Map 1 **Detva parish within a map of Slovakia during the Austro-Hungarian Monarchy.**

Source: Map modified by the authors based on 'Distribution of Races in Austria-Hungary' from the Historical Atlas by William R. Shepherd, 1911, https://commons.wikimedia.org/wiki/File:Austria_hungary_1911_and_ post_war_borders.jpg.

the age at marriage gradually rose, but generally did not exceed 25. This was partly due to new state regulations requiring compulsory military service, introduced after the Habsburg Monarchy's defeat by Prussia in 1866 (*Laclavíková – Švecová*, 2012: 603). Only upon completing service could young men marry, significantly increasing the minimum marriageable age. Improvements in health and hygiene in households during the second half of the 19th century also contributed to population growth, as the proportion of children surviving to adulthood increased (*Pekařová*, 2015).

Both the economic life of Detva and the living conditions in isolated settlements affected the spread of diseases. Extended families, composed of several nuclear families, often lived together under one roof, headed by the father as the main householder. As a result, statistical records from the second half of the 19th century frequently list households containing multiple adults and many children (*Golian*, 2019a). Poor economic conditions prevented the construction of additional housing, so these extended families often lived in just one or two rooms. These circumstances facilitated the spread of childhood infectious diseases and epidemics among adults, as isolation of the sick was rarely possible (*Golian*, 2019b).

For this study, material was drawn from the church registers of the Detva parish for the years 1781–1920. The research examined birth and death registers. In total, 58,551 baptisms and 39,032 deaths were extracted and analysed. The church registers for this period were generally well preserved and of good quality and are considered reliable sources for demographic reconstruction based on their continuity and consistency. In the Austrian lands, reforms introduced by Maria Theresa and Joseph II improved the quality and protection of registers. They became legally recognised public books, and their records were under the supervision of the relevant authorities. In the 19th century, they were elevated to the status

of state books, receiving legal protection. At the end of the 19th century, marriage laws were liberalised and state registries were established. Since 1895, there have been official state records of births, deaths, and marriages, while parishes continued to record church sacraments associated with these events (*Cimmermannová*, 1974: 76).

NUMBERS OF BIRTHS AND DEATHS

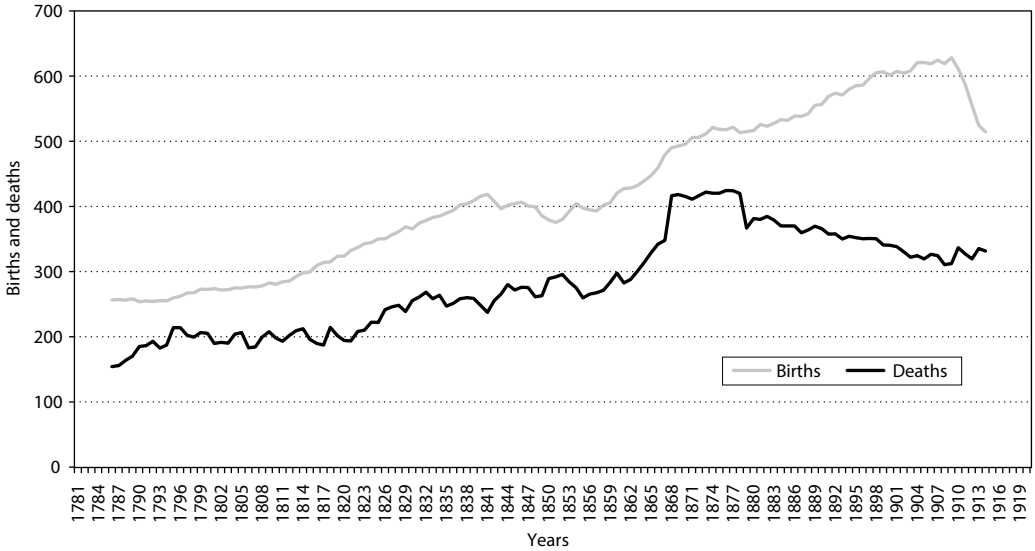
The basic indicators on which the analysis is based are the absolute numbers of births and deaths in the parish of Detva. After extracting the data, they were aggregated into five-year periods; the resulting figures (Table 1, Figure 1) show an overall upward trend in both values. A more detailed overview of births and deaths is presented in a figure displaying vital annual statistics, along with an 11-year moving average (Figure 2). The moving average confirms the general increase, which was driven by the continuous increase in population, but it also allows for a more precise assessment of temporal trends. At the beginning of the observed period, the number of births remained relatively stable, fluctuating only slightly. In the early years of the 19th century, births began to increase gradually. The slow rise in births was closely related to the low marriage rate, which was likely constrained by the difficult economic conditions prevailing in the first two decades of the century. These difficulties were linked to the Austro-French wars and subsequent state bankruptcies, which reduced the purchasing power of the population. A significant increase in births began only in the 1820s and continued until the mid-1840s. This period can be described as relatively peaceful, without internal instability (*Matula – Vozár et al.*, 1987: 560). The upward trend culminated in 1845, when 456 children were born in the parish – the highest number recorded to that time. In the following year, the number of births dropped by 65, and the decline continued in 1847, with only 289 births, followed by 305 in 1848.

Table 1 **Births and Deaths in Detva, 1781–1920**

Years	Births	Deaths	Years	Births	Deaths
1781–1785	1,327	657	1851–1855	1,870	1,411
1786–1790	1,272	795	1856–1860	2,117	1,228
1791–1795	1,250	1,125	1861–1865	2,128	1,591
1796–1800	1,338	1,096	1866–1870	2,396	1,847
1801–1805	1,424	868	1871–1875	2,601	2,334
1806–1810	1,332	956	1876–1880	2,575	1,879
1811–1815	1,479	1,025	1881–1885	2,637	1,941
1816–1820	1,559	920	1886–1890	2,742	1,678
1821–1825	1,711	1,052	1891–1895	2,867	1,897
1826–1830	1,827	1,255	1896–1900	2,999	1,615
1831–1835	1,883	1,391	1901–1905	3,050	1,759
1836–1840	2,009	1,138	1906–1910	3,169	1,500
1841–1845	2,203	1,270	1911–1915	2,987	1,843
1846–1850	1,844	1,543	1916–1920	1,955	1,418
1781–1920	x	x	x	58,551	39,032

Source: Birth and death registers of the Detva parish.

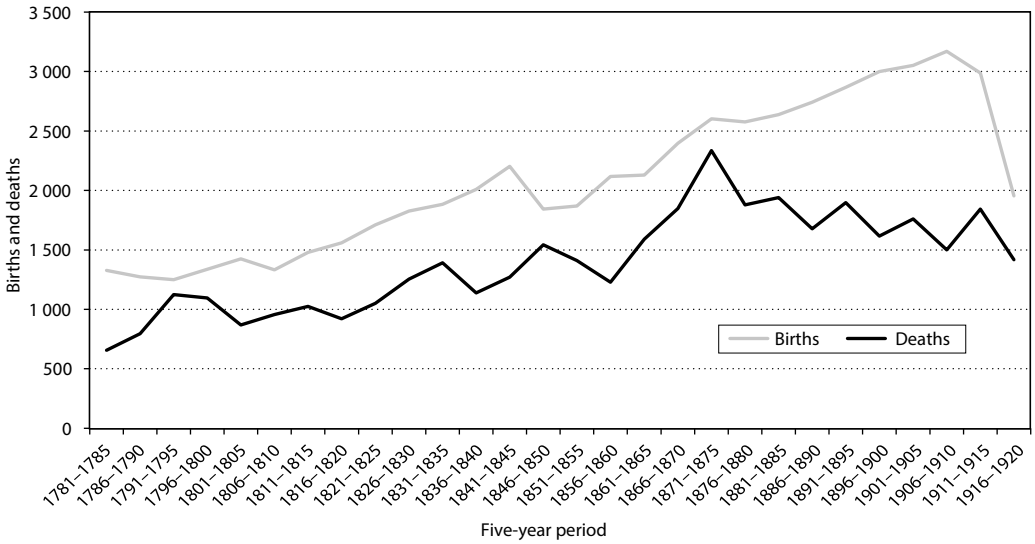
Figure 1 **Births and Deaths in Detva, 1781–1920**



Source: Birth and death registers of the Detva parish.

The decline in the number of births was directly linked to the country's economic collapse and closely associated with crop failures, particularly the potato blight. The predominance of a single crop – the potato – as the main food source had devastating consequences when harvests failed, leading to famine, as occurred in other parts of Europe (*Zadoks*, 2008). The decline in births was also exacerbated by population losses due to a wave of emigration in the mid-1840s.

Figure 2 **An 11-year average of births and deaths, 1780–1920**



Source: Authors' calculations based on the birth and death registers of the Detva parish.

Following these crisis years, the population began to increase significantly. In 1849, the number of baptised children in the Detva parish rose to 476, before declining again to 383 in 1850. From the mid-1850s onward, a significant increase in births can be observed over the following two decades, although there was a partial decline in 1860 and 1861. This temporary slowdown in the rising number of births may be associated with a decline in marriages in the preceding years, which had led to a substantial decline in first marriages (*Golian*, 2016a: 67). The number of births in Detva parish reached peak of 575 in 1872. In subsequent years, the growth of the rate of increase in births slowed, influenced by several epidemics and the crash of the Vienna Stock Exchange (*Schulze*, 1994). These events may have contributed to a decline both in marriage rates and in births within first marriages. From the early 1880s until the outbreak of the First World War, the number of births continued to increase, with occasional years showing no growth; however, these fluctuations did not alter the overall upward trend. The continuous trend of increasing births ceased during the war years, as the wartime draft led to declines in both marriage and fertility rates for social and biological reasons.

The first thirty years of the analysis of deaths in the parish of Detva reveal that the society was in a period of crisis, primarily driven by childhood epidemics. While the register records do not provide specific causes of death, the ages of the deceased suggest that epidemics of childhood diseases had a strong impact on mortality. The victims were mainly children under the age of four, with notable increases in deaths occurring in 1787, 1791, 1796, 1801, 1804, and 1809. For this period, it can be assumed that smallpox, which was widespread across Europe at the turn of the 18th and 19th centuries, was the primary cause of these child deaths (*Kahn*, 1963). In the 1810s, the consequences of the economic crisis became evident, culminating in a nationwide famine caused by crop failure by the end of the decade. The 1820s were marked by significant epidemics of childhood diseases, with notable increases in child mortality in 1823 and 1829. In 1831, the first wave of the cholera epidemic reached the area around Detva during the summer, significantly affecting the parish. Three years later, a severe dysentery epidemic further increased the death toll in 1834 and 1835. After a temporary decline in mortality, child epidemics re-emerged in 1839 and 1842. The late 1840s were marked by a Europe-wide crisis, which led to increased deaths due to famine from crop failures, followed by a wave of cholera and the Hungarian Revolution, accompanied by civil unrest (*Fazekas*, 2024).

From the 1850s onward, causes of death were recorded in the registers, allowing for more detailed analysis. In the mid-1850s, waves of cholera and smallpox contributed to elevated mortality. Childhood epidemics also played a role in increased deaths during the second half of the 1860s. The most critical year occurred in 1873, when 998 deaths were recorded in the parish, the majority due to cholera, smallpox, and whooping cough. Following this period, the number of deaths gradually decreased, although epidemics of dysentery, smallpox, and whooping cough affected the early 1880s. Four years later, measles, tuberculosis, and typhus caused a significant increase in mortality. Further gradual declines were interrupted by waves of child mortality in 1891 and 1902, primarily from whooping cough and scarlet fever. In the sub-sequent years, the number of deaths remained relatively stable, with notable changes occurring only during the First World War. In 1915, several lung diseases, particularly tuberculosis and pneumonia, along with poor nutrition due to economic hardship, led to increased mortality among middle-aged and older populations. The final major health crisis in the observed period was the Spanish flu epidemic, which primarily occurred in late 1918.

METHODS

The demographic analysis is based on the inverse projection method (*Lee*, 1974; *Wrigley et al.*, 1997), which enables the reconstruction of population size, age structure, and core demographic indicators in historical contexts where complete census data are unavailable. The method is particularly suitable for pre-statistical populations, where vital registration (especially baptisms and burials) is typically more reliable than stock population data. This is especially relevant for pre-transitional rural populations, where event registration (births and deaths) tends to be

more complete and temporally continuous than population counts derived from sporadic censuses or enumerations. Unlike conventional population projection methods, inverse projection does not aim to forecast future population trends from known demographic parameters. Instead, it reverses this logic by reconstructing past population size and structure from observed demographic events, primarily births, deaths, and, where available, migration. The method seeks parameter combinations under which a hypothetical population could have generated the observed series of births and deaths over successive time intervals.

The procedure begins with specifying an initial population size and selecting model life tables and fertility schedules, typically derived from stable population models. These serve as reference patterns for mortality and fertility. Through an iterative fitting process, mortality and fertility parameters are adjusted so that the number of births and deaths implied by the model population closely matches the empirical data. The outcome is a demographically consistent reconstruction of population size, age structure, and fundamental demographic indicators.

Migration is incorporated as an exogenous component of the model. Due to the lack of detailed historical migration data, net migration is commonly assumed to be constant over the study period. This assumption allows the analysis to focus on the roles of fertility and mortality in shaping population dynamics, while acknowledging migration as a potential source of bias. Such simplification is standard practice in applications of inverse projection (*Lee*, 1974). It is therefore important to stress that migration in this model is not estimated endogenously, but is imposed as an external parameter, and its demographic effects cannot be identified separately from fertility and mortality dynamics.

The method yields estimates of a broad range of demographic variables, including Crude Birth and Death Rates, rates of natural increase, Life Expectancy at Birth, Gross and Net Reproduction Rates (GRR and NRR), and the age distribution of the population. It also facilitates the identification of periods of excess mortality, interpreted as demographic crises, which are reflected in abrupt increases in mortality and declines in survival.

It is important to emphasise that results constitute model-based reconstructions rather than direct empirical measurements. They are sensitive to assumptions about mortality, fertility, and migration. Therefore, interpretation focuses on long-term structural trends rather than short-term fluctuations. This methodological approach follows established practice in historical demography and ensures comparability with previous inverse projection studies. Inverse projection remains one of the most robust tools for analysing historical populations and is widely used in studies of the demographic transition. This constitutes the first application of this method in Slovak historical demography. Although a formal sensitivity analysis was not performed, the inverse projection procedure was evaluated using the goodness-of-fit coefficient (K^2). The obtained value ($K^2 = 0.96$) indicates a satisfactory agreement between the empirical vital events and the reconstructed demographic parameters, suggesting that the adopted assumptions provide a plausible representation of long-term population dynamics (*McCaa – Brignoli*, 1989). In addition, the ergodic properties of inverse projection imply that the influence of possible inaccuracies in the initial population structure gradually diminishes over successive iterations of the reconstruction (*Bród – Rachwał – Strzelecki*, 2016: 97).

The inverse projection procedure used in this study was designed to ensure internal demographic consistency between observed vital events and reconstructed population stocks. All parameter choices were made to allow comparability with established historical demographic reconstructions and to ensure methodological transparency. In particular, the selection of model assumptions was guided by the principle of minimising arbitrary local calibration in favour of standardised demographic structures derived from widely used model life tables and fertility schedules.

To calculate the desired parameters characterising the population of the selected parish in the study area, version 2.9 of the Populate program (developed in 1991) was employed (*McCaa*, 1989). The projection was carried out for successive five-year periods, without distinguishing by sex. The reconstructed population stocks refer to specific dates within each five-year interval. The beginning population refers

to 1 January of the first year of the interval, whereas the mid-period population and the reconstructed age structure refer to 1 July of the middle year. Thus, for the interval 1781–1785, the beginning population refers to 1 January 1781, while the mid-period population and age structure refer to 1 July 1783. Five-year intervals were selected because they reduce the influence of short-term stochastic fluctuations in births and deaths, which are common in relatively small historical populations. Aggregation into five-year periods improves the stability of inverse projection estimates and corresponds to standard demographic practice in historical population reconstruction. The use of the Populate program requires the specification of several input parameters necessary for carrying out the projection. These include information on the initial population size, that is, the population level at the point from which the simulation begins; the natural movement of the population, more precisely the statistics of births and deaths for the entire study period (in this case aggregated data for successive five-year intervals); the pattern of mortality in the population, that is, the Probability of Death (q_x) in successive age groups or, alternatively, the probability of surviving to the next age group (survival probabilities); the value of the overall rate of population increase or decrease (growth rate – r); the age structure of the population under study; and the mean age of women at childbirth (mean age at childbearing), which corresponds to specific fertility schedules for successive five-year age groups within the range 15–49 years, that is, the assumed reproductive age span of women. An additional parameter, if migration is assumed to occur, is the fertility level of the parish population.[5] Among the input parameters listed above, only the first two – the initial population size and the numbers of births and deaths (as discussed below) – could be obtained directly or indirectly from the empirical material. In the remaining cases, the selection of parameters was based on the model life tables developed by *A. J. Coale*, *P. Demeny* and *B. Vaughan* (1983). The initial population size in 1781 was estimated at 4,000 individuals. The initial population size of 4,000 individuals was adopted because this figure is reported in the Canonical Visitation of 1781, corresponding to the starting year of the reconstruction. Although the rounded number suggests an approximate estimate, it is corroborated by data from the Joseph II parish regulation (Pfarregulierung), which recorded 4,502 inhabitants. After subtracting the natural increase recorded between 1782 and 1786 (733 persons), the estimated population at the beginning of the 1780s equals 3,769 individuals, closely matching the ecclesiastical estimate.[6] In the conducted estimates, it was assumed that during the study period Life Expectancy at Birth (e_0) was 30 years (West European model variant). The Coale–Demeny West model life tables were selected as the mortality framework for the inverse projection. Although the historical population of Detva belonged to the rural territory of the former Kingdom of Hungary and may have shared features with Eastern European demographic regimes, no empirical life tables exist for this population in the 18th and 19th centuries. The West model therefore provides a neutral and methodologically consistent baseline that ensures comparability with other historical reconstructions. The selected level of life expectancy is consistent with pre-transitional rural populations characterised by high infant and child mortality. The selected parameter corresponded to certain model age-specific

5) Populate applies, in its calculations, the age structure of migrants who arrived in Stockholm in 1841. For successive five-year age groups, the distribution was as follows: 0–4 years – 0.065; 5–9 years – 0.045; 10–14 years – 0.040; 15–19 years – 0.100; 20–24 years – 0.200; 25–29 years – 0.200; 30–34 years – 0.200; 35–39 years – 0.075; 40–44 years – 0.030; 45–49 years – 0.030; 50–54 years – 0.015 (*McCaa – Brignoli*, 1989: 37).

6) Archives of Banská Bystrica Diocese, Canonica Visitation of Detva Parish 1781; National Archives of Hungary, County Council Archives, Parish Regulation 1786–1789. Because inverse projection possesses ergodic properties, even if the initial population estimate is imperfect, its influence progressively fades during the iterative procedure, and the reconstructed age structure converges towards values implied by the empirical vital events and mortality assumptions (*Bród – Rachwał – Strzelecki*, 2016: 103; *Wachter*, 1986).

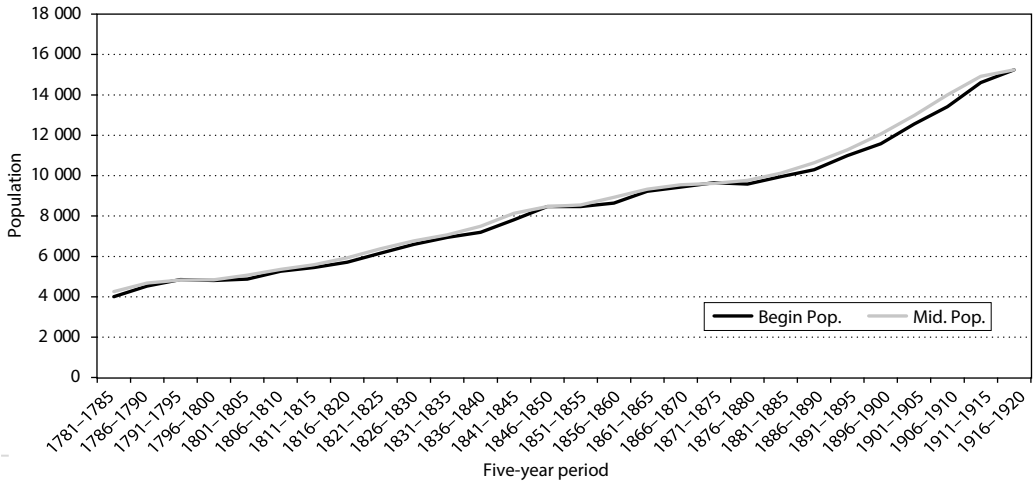
mortality rates and to a particular age structure of the population. In determining the age structure, the additional assumption of a Natural Increase Rate (r) of 0.5% per year was incorporated. It should be emphasised that the assumed rate of natural increase (r = 0.5%) was used only as an initial convergence parameter required for the construction of a stable starting population within the iterative procedure. This value is not interpreted as an empirical estimate of demographic growth and does not enter the substantive interpretation of population change in the study. For the parameter defining the mean age of the mother at childbirth, a value of 29 years was adopted. This corresponded to the following age-specific fertility rates: 0.018 for ages 15–19; 0.042 for 20–24; 0.056 for 25–29; 0.044 for 30–34; 0.028 for 35–39; 0.010 for 40–44; and 0.002 for 45–49. The assumed mean age at childbearing of 29 years corresponds closely to fertility schedules documented for pre-transitional rural populations in Central Europe, where relatively late marriage and childbearing patterns were common when compared with many non-European populations. The projection process also assumed that the population was open to migration; accordingly, a net out-migration was estimated at 7 per 1,000 inhabitants annually.[7] Because reliable historical migration statistics are not available for the parish throughout the study period, migration was treated as a constant exogenous parameter. The assumed net out-migration of 7‰ annually should therefore be regarded as a modelling simplification rather than a direct empirical observation. This approach follows standard practice in inverse projection studies, where migration is commonly incorporated as a fixed parameter in the absence of independent migration data. Inverse projection results should be interpreted as model-based reconstructions sensitive to assumptions on mortality, fertility, and migration rather than direct empirical measurements.

RESULTS

Population at age structure

Based on the reconstruction of the population using the inverse projection method, it is possible to gradually interpret the changing number of inhabitants in the parish of Detva, as shown in Figure 3.

Figure 3 **The population of Detva in 1781–1920**



Note: Begin Pop.' refers to 1 January of the first year of each five-year interval, whereas 'Mid Pop.' refers to 1 July of the middle year.
Source: Authors' calculations based on inverse projection reconstruction.

7) The level of migration was estimated under the assumption that the initial and final population sizes are known (see above regarding the source information on the population size in Detva). Under these assumptions, the coefficient measuring the fit between the empirical data and the model parameters (K^2) amounted to 0.96. A description of the implementation and operation of R. Lee's algorithm (formula 18) within the Populate program can be found in *McCaa*, 1989: 294; *McCaa – Brignoli,* 1989: 44.

Table 2 **The population of Detva in 1781–1920**

Years	Begin Pop.	Mid Pop.	Years	Begin Pop.	Mid Pop.
1781–1785	4,000	4,256	1851–1855	8,473	8,554
1786–1790	4,530	4,686	1856–1860	8,636	8,924
1791–1795	4,848	4,826	1861–1865	9,222	9,329
1796–1800	4,803	4,840	1866–1870	9,437	9,545
1801–1805	4,877	5,066	1871–1875	9,655	9,620
1806–1810	5,262	5,357	1876–1880	9,584	9,763
1811–1815	5,454	5,584	1881–1885	9,945	10,117
1816–1820	5,717	5,933	1886–1890	10,293	10,639
1821–1825	6,156	6,374	1891–1895	10,997	11,285
1826–1830	6,600	6,768	1896–1900	11,582	12,061
1831–1835	6,941	7,064	1901–1905	12,560	12,979
1836–1840	7,190	7,493	1906–1910	13,412	13,999
1841–1845	7,809	8,132	1911–1915	14,611	14,924
1846–1850	8,469	8,471	1916–1920	15,244	15,245

Note: 'Begin Pop.' refers to the population on 1 January of the first year of each five-year interval, whereas 'Mid Pop.' refers to the population on 1 July of the middle year. For example, for 1781–1785 the corresponding dates are 1 January 1781 and 1 July 1783.
Source: Data on the population of Detva and the authors' calculations.

The population estimates for Detva indicate a clear long-term upward trend between 1781 and 1920, although the pace of growth was not uniform. In the late 18th century, the population increased from 4,000 to over 4,800 inhabitants, with a temporary decline visible in 1791–1795 (the mid-period value falling below the initial figure). At the turn of the 18th and 19th centuries, growth was moderate; however, from the early decades of the 19th century a marked acceleration can be observed, particularly in the years 1816–1830. In the period 1831–1845, the dynamics remained strong, and the population exceeded 8,000 inhabitants.

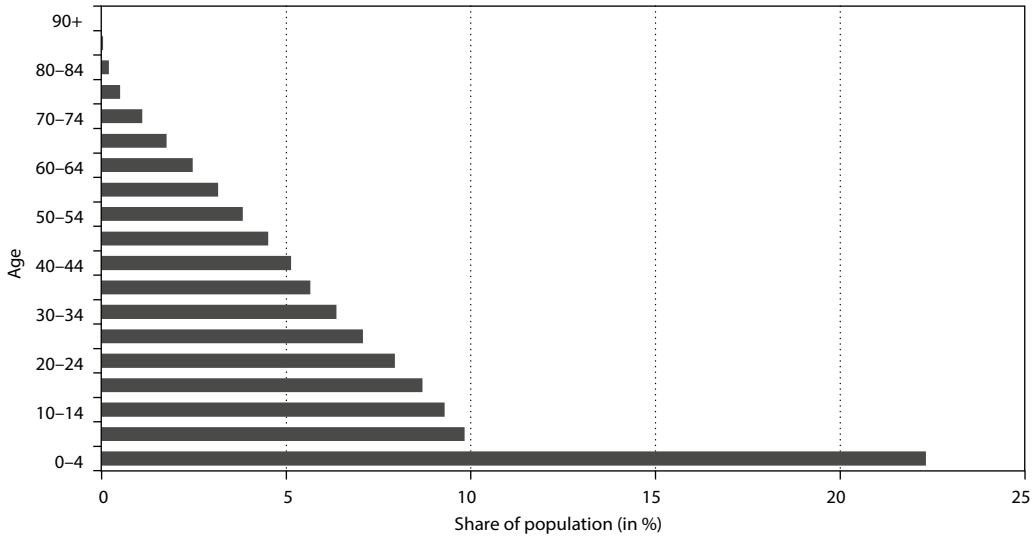
In 1846–1850, a clear stagnation occurred, which may be associated with the economic crisis and the revolutionary events of the late 1840s. After this period, growth resumed, although its pace slowed in the 1860s. Particularly noteworthy is the period 1871–1875, when a slight decline in the mid-period value was recorded, possibly indicating intensified emigration processes. The 1880s and 1890s brought renewed and relatively stable population growth.

At the turn of the 19th and 20th centuries, the growth clearly accelerated: between 1901 and 1915 the number of inhabitants increased from approximately 12,500 to nearly 15,000. The final period under analysis (1916–1920) shows almost complete stagnation, which may be linked to the conequences of the First World War. In the long run, the population of Detva nearly quadrupled, rising from 4,000 to more than 15,000 inhabitants, demonstrating the strong reproductive potential of this community despite periodic crises and migration pressures.

The age structure of the population of Detva, reconstructed using the inverse projection method, reflects a demographic pattern typical of pre-transitional societies, characterised by a very high proportion of the youngest cohorts and an age period with a narrow apex. In the late 18th century, the share of children aged 0–4 exceeded 20%, while the combined proportion of the 0–14 age group often surpassed 40%, indicating high fertility accompanied by persistently high mortality. At the same

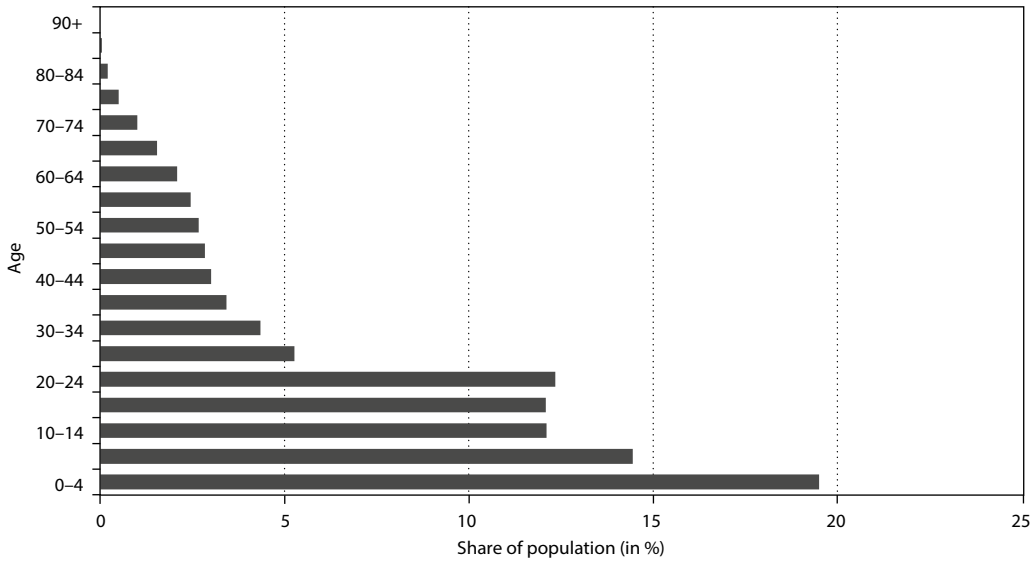
time, the proportion of individuals aged 60 and over remained very low (usually around 4–6%), reflecting the limited life expectancy characteristic of premodern populations. The age structures presented in Figures 4–8 refer to the midpoint of the corresponding five-year intervals, that is, to 1 July of the middle year, rather than to the entire interval (See Figures 4–8).

Figure 4 **The age structure of Detva on 1 July 1783**



Source: Authors' calculations based on inverse projection reconstruction.

Figure 5 **The age structure of Detva on 1 July 1803**



Source: Authors' calculations based on inverse projection reconstruction.

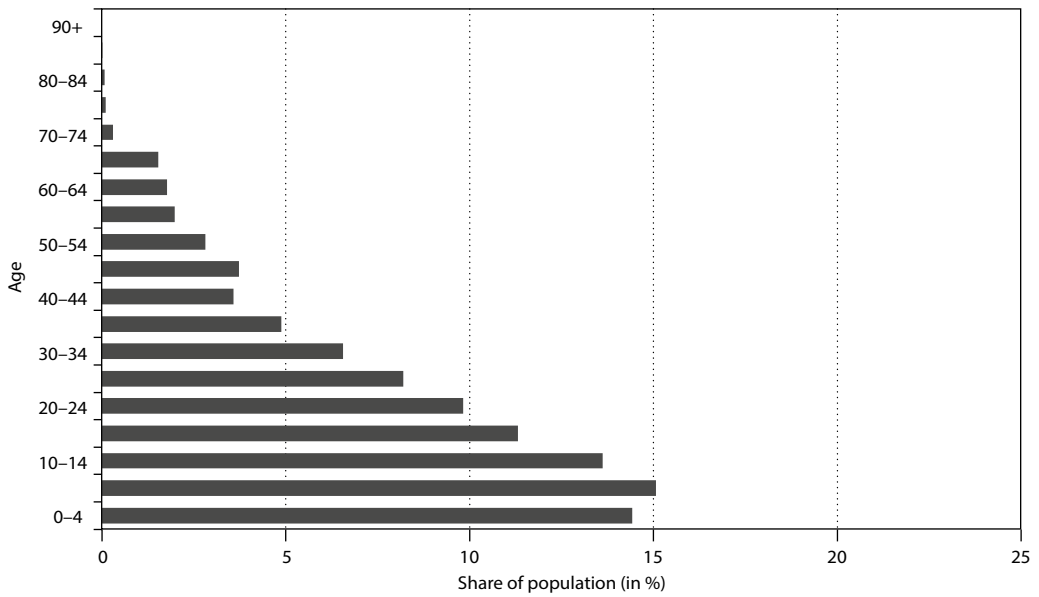
In the first decades of the 19th century, the age structure shows relative stabilisation, although distinct cohort waves appear, particularly in the 10–14 and 15–19 age groups, which may reflect earlier fluctuations in birth cohorts. In the 1840s, especially during 1846–1850, a noticeable decline in the 0–4 age group (to approximately 14%) can be observed, likely reflecting a demographic crisis associated with crop failures, political unrest, and increased migration. The age structure clearly responds to disruptions in reproduction, confirming the sensitivity of the inverse projection model to changes in the balance of vital events.

In the second half of the 19th century, the proportion of the youngest cohorts increases again and stabilises at around 17–18%, suggesting the persistence of high fertility. At the same time, a gradual – though modest – increase in the share of older individuals (60+) becomes visible, particularly towards the end of the 19th and the beginning of the 20th century. However, this was not a dynamic process; the population of Detva remained distinctly 'young' until the eve of the First World War. Irregularities in the 20–34 age groups may reflect the selective emigration of individuals in prime working ages.

At the turn of the 19th and 20th centuries, the age structure begins to show certain signs of transformation: the share of middle-aged groups (30–49) increases slightly, and fluctuations among the youngest cohorts become somewhat less pronounced. The most significant disruption appears in 1916–1920, when the proportion of the 0–4 age group declines to about 10%, a development that can be linked to the consequences of the First World War, in terms of both declining births and elevated mortality. However, there is still no clear evidence of structural population ageing; rather, the data point to a temporary disturbance of the age pyramid.

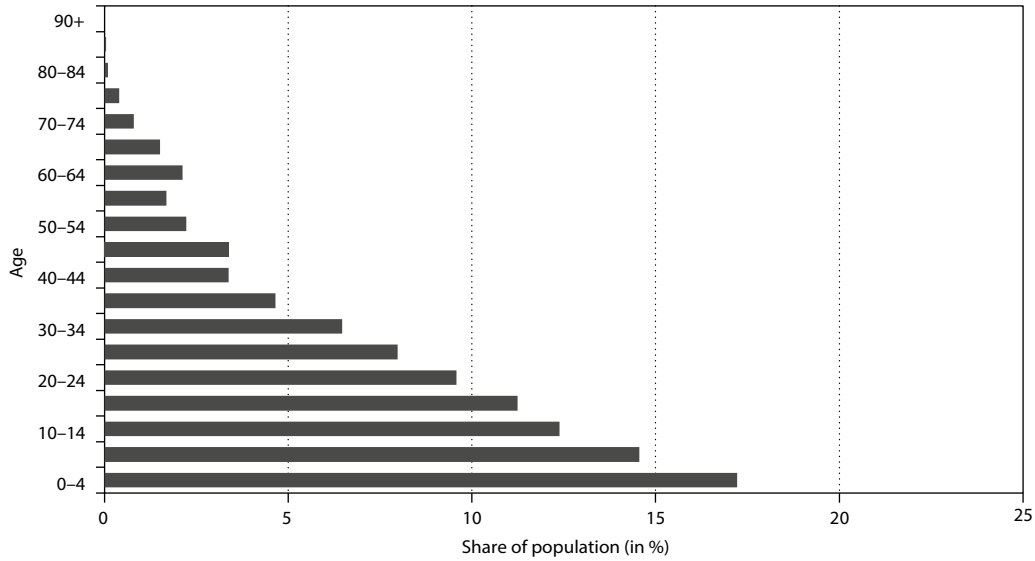
In a long-term perspective, the population of Detva retained the characteristics of a classic high-pressure demographic regime: an age pyramid with a broad base, a small proportion of elderly people, and strong sensitivity to crises and migration in the distribution of cohorts. The age structure thus confirms that until the early 20th century, this community functioned within a system of high fertility and relatively high mortality, with only limited and delayed signs of a full demographic transition.

Figure 6 **The age structure of Detva on 1 July 1848**



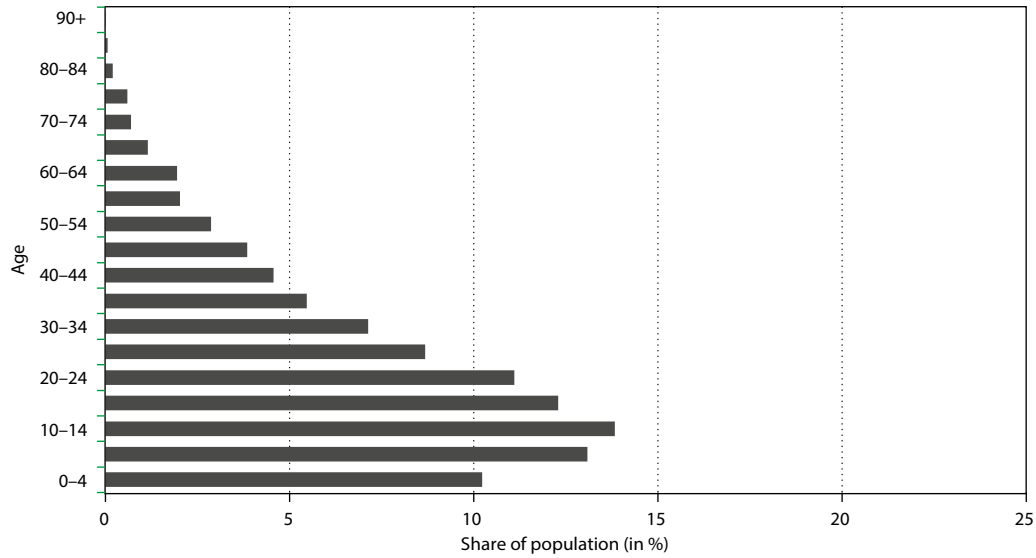
Source: Authors' calculations based on inverse projection reconstruction.

Figure 7 **The age structure of Detva on 1 July 1903**



Source: Authors' calculations based on inverse projection reconstruction.

Figure 8 **The age structure of Detva on 1 July 1918**



Source: Authors' calculations based on inverse projection reconstruction.

Crude Birth and Death Rates

A more accurate analysis of demographic processes in the parish of Detva can be derived from the Crude Birth Rate (CBR) and the Crude Death Rate (CDR) (Table 3). These measures can be used to calculate the natural rate of increase and, depending on the level of mortality, assess demographic crises. At the end of the 18th century, the CBR reached high values,

Table 3 **Crude Birth Rate, Crude Death Rate and Rate of Natural Increase, 1781–1920 (per 1,000 people)**

Years	CBR	CDR	RNI	Years	CBR	CDR	RNI
1781–1785	62.3	30.9	31.5	1851–1855	43.7	33.0	10.7
1786–1790	54.3	33.9	20.4	1856–1860	47.4	27.5	19.9
1791–1795	51.8	46.6	5.2	1861–1865	45.6	34.1	11.5
1796–1800	55.3	45.3	10.0	1866–1870	50.2	38.7	11.5
1801–1805	56.2	34.3	21.9	1871–1875	54.1	48.5	5.6
1806–1810	49.7	35.7	14.0	1876–1880	52.7	38.5	14.3
1811–1815	53.0	36.7	16.3	1881–1885	52.1	38.4	13.8
1816–1820	52.6	31.0	21.5	1886–1890	51.5	31.5	20.0
1821–1825	53.7	33.0	20.7	1891–1895	50.8	33.6	17.2
1826–1830	54.0	37.1	16.9	1896–1900	49.7	26.8	22.9
1831–1835	53.3	39.4	13.9	1901–1905	47.0	27.1	19.9
1836–1840	53.6	30.4	23.2	1906–1910	45.3	21.4	23.8
1841–1845	54.2	31.2	22.9	1911–1915	40.0	24.7	15.3
1846–1850	43.5	36.4	7.1	1916–1920	25.6	18.6	7.0

Source: Authors´ calculations.

exceeding 55‰. These results may be influenced by uncertainties in the population estimates, particularly in the early 1780s. With subsequent improvements in population data, the CBR began a downward trend. It should be noted that, in the Kingdom of Hungary, the CBR generally ranged between 50 and 60‰ at the end of the 18th century (*Svetoň*, 1969: 69–70; *Kohútová – Vozár*, 2006: 95; *Őri*, 2005: 74). The CBR in Detva remained above 50‰ until the mid-1840s, which is similar to the trends observed in other parts of present-day Slovakia (*Pocisková*, 2018: 86).

The rate declined after 1846, decreasing by approximately 10 per mile points and appearing to remain at a broadly similar level for about twenty years. This decline reflects the crisis years of the late 1840s and the subsequent period of economic consolidation in the 1850s. From the mid-1860s onward, the CBR again exceeded 50‰, a level maintained until the end of the 19th century. Comparative studies from the same region indicate that birth rates fell to approximately 40‰ in other rural areas and even lower in urban centres. The decline in Detva's CBR became noticeable only after 1900 and accelerated during the First World War. In comparison, the CBR for the Kingdom of Hungary as a whole fell to around 35‰ in the pre-war years (*Garajová*, 2019: 34; *Pocisková*, 2018: 86).

The CDR fluctuated between 30 and 40‰ from the late 18th century throughout the 19th century. The only exception was the final years of the 18th century, when it exceeded 45‰. During this period, mortality levels increased markedly, indicating the likely occurrence of epidemics or other factors affecting both children and adults. The CDR decreased during 1816–1820, following the economic collapse of the country, reaching approximately 30‰, a level similar to that observed in other rural populations in what is now Slovakia (*Garajová*, 2019: 157).

Mortality rose again in the early 1830s due to the first wave of a cholera outbreak and other childhood epidemics, resulting in a temporary increase in the CDR. After this period, the CDR decreased, reaching around 30‰ in the second half of the 1850s, comparable to other rural areas of Slovakia (*Alberty*, 1981: 25, 57, 95, 100). The situation worsened from the late 1860s to the mid-1880s due to severe childhood epidemics and cholera, trends that were observed across the country and reflected in elevated mortality levels (*Gruber*, 2009: 181). Subsequently,

the CDR gradually declined, reaching approximately 20‰ before the First World War, consistent with findings from other regions of historical Hungary (*Garajová*, 2019: 83, 157; *Pakot – Őri*, 2012: 110).

The values of these crude measures can be used to calculate the natural rate of increase, which identifies periods of natural population growth and decline. Excluding the 1780s, which likely contain unreliable population data, the 1790s represented a crisis period, with the gross growth rate ranging between 5 and 10‰. Until the mid-19th century, it stabilised between 14 and 23‰. From the late 1840s to the mid-1870s, natural population growth slowed due to rising mortality. After this period, the gap between birth and death rates widened, as death rates declined while birth rates remained relatively stable, resulting in increasing natural growth. This trend ended at the close of the study period, as the First World War caused a sharp decline in the birth rate. When absolute numbers of natural increase (births minus deaths) are considered, the long-term trajectory confirms sustained positive natural growth throughout most of the period, with only short episodes of a near-zero or temporarily reduced surplus during major crisis decades (notably the 1790s, 1846–1850, and 1871–1875). This reinforces the interpretation that population growth was primarily driven by natural increase rather than migration.

Reproduction index

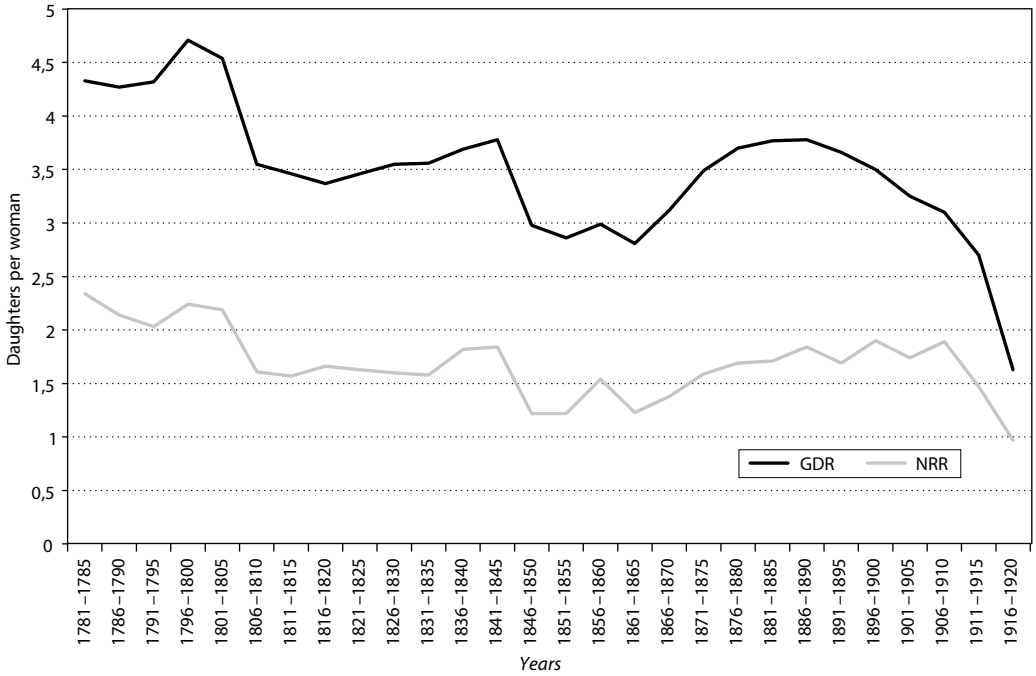
A more detailed analysis of fertility can be obtained through the calculation of the Gross Reproduction Rate (GRR) and Net Reproduction Rate (NRR). The GRR reflects the average number of female children born per woman of reproductive age. In contrast, the NRR expresses the average number of daughters who survive to the age of their mothers, per woman of childbearing age, assuming constant fertility and mortality levels according to life tables and fertility schedules. The GRR is considered when comparing the size of the parental generation, including childless individuals, with that of the offspring generation. The NRR is sued when comparing two successive parental generations (*Holzer*, 1999: 271–272). An NRR value of 1.0 indicates that fertility and mortality levels are sufficient to maintain generational replacement. Values above 1.0 indicate a growing population, while values below 1.0 signal a declining population (*Rachwał*, 2019: 345).

Table 4 **Gross and Net Reproduction Rates, 1781–1920**

Year	GRR	NRR	Years	GRR	NRR
1781–1785	4.33	2.34	1851–1855	2.86	1.22
1786–1790	4.27	2.14	1856–1860	2.99	1.54
1791–1795	4.32	2.03	1861–1865	2.81	1.23
1796–1800	4.71	2.24	1866–1870	3.12	1.38
1801–1805	4.54	2.19	1871–1875	3.49	1.59
1806–1810	3.55	1.61	1876–1880	3.70	1.69
1811–1815	3.46	1.57	1881–1885	3.77	1.71
1816–1820	3.37	1.66	1886–1890	3.78	1.84
1821–1825	3.46	1.63	1891–1895	3.66	1.69
1826–1830	3.55	1.60	1896–1900	3.50	1.90
1831–1835	3.56	1.58	1901–1905	3.25	1.74
1836–1840	3.69	1.82	1906–1910	3.10	1.89
1841–1845	3.78	1.84	1911–1915	2.70	1.47
1846–1850	2.98	1.22	1916–1920	1.63	0.97

Source: Authors´ calculations.

Figure 9 **Gross and Net Reproduction Rates (GRR and NRR), 1781–1920**



Source: Authors' calculations.

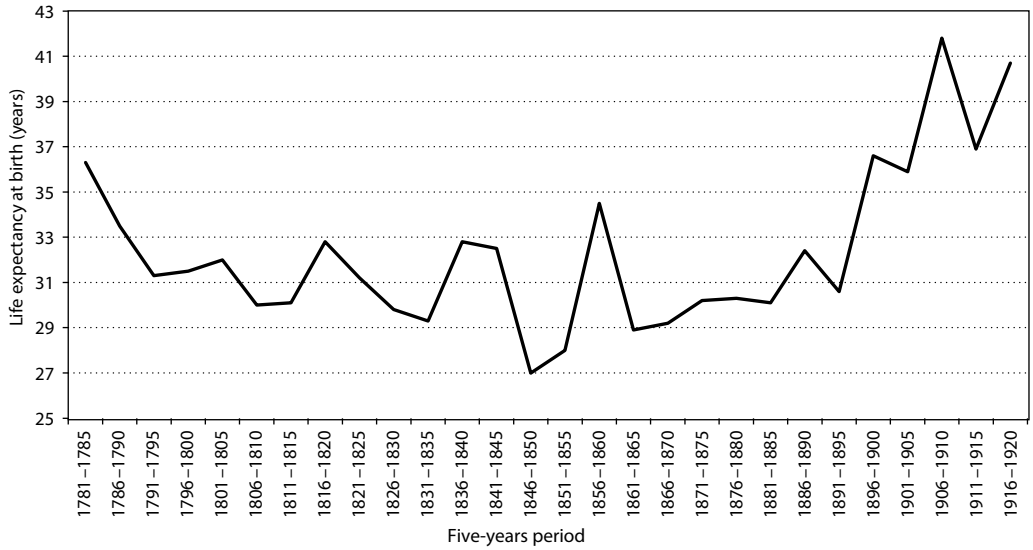
The results for the parish of Detva show that the NRR generally remained above replacement level for most of the studied period. However, during the final period (1916–1920) the NRR declined to 0.97, falling below the replacement threshold and indicating a temporary failure of generational replacement. This decline was associated primarily with a sharp reduction in fertility during the First World War rather than a sustained increase in mortality. This short-term decline in the NRR reflects a wartime fertility shock caused by broader demographic disruption, particularly the absence of young men and delayed marriages. Importantly, it does not indicate a structural demographic collapse, but rather a temporary disturbance in reproductive behaviour under wartime conditions.

Life expectancy at birth

Life expectancy at birth (e_0) is a crucial indicator of mortality that allows for comparisons across time and space. The value indicates the average number of years a person can expect to live from birth given the current conditions of population mortality as characterised by life tables. Wilhelm Lexis noted that the age at which the majority of elderly individuals die determines the 'typical' life expectancy of a population, referred to as the 'normal' age. Until the early 20th century, in most populations this typical age was significantly higher – by about 20–30 years – than the (e_0) value. Today, in populations with low mortality, the difference between these values is only a few years (*Okólski*, 2004: 77). This shift is largely explained by the demographic transition: before this transition, a substantial proportion of children died young due to epidemics, which kept the average life expectancy relatively low (*Rachwał*, 2019: 345).

The reconstruction of life expectancy at birth (e_0) for the parish of Detva, based on the inverse projection method, indicates a relatively stable long-term pattern over the 140-year study period, with an average value of approximately 32.4 years (Figure 10). Although short-term fluctuations are clearly visible, the overall level of life expectancy remained remarkably consistent throughout most of the 19th century.

Figure 10 **Life expectancy at birth (e_0), 1781–1920**



Source: Authors' calculations.

At the beginning of the period, life expectancy was relatively high, reaching about 35 years in 1781–1785. However, this early value should be interpreted with caution, as it may partly reflect the lower reliability of population estimates in the initial phase of reconstruction. From the late 18th century until the mid-19th century, life expectancy generally fluctuated between 30 and 32 years, which is characteristic of a high-mortality, pre-transitional demographic regime. Minor oscillations within this range are difficult to explain precisely, yet certain improvements in life expectancy – such as in 1816–1820 – coincided with periods of reduced mortality and are reflected in modest increases in e_0.

A marked deterioration in survival conditions occurred in the mid-19th century. Life expectancy declined sharply during the first cholera epidemic and again during the crisis of the late 1840s, reaching a low of 27.0 years in 1846–1850. The low level persisted in the subsequent five-year period, indicating sustained mortality pressure. Given the sensitivity of life expectancy at birth to infant and child mortality, these declines likely reflect significant increases in early-age deaths. Although the inverse projection method may amplify short-term instability – especially in periods affected by migration or incomplete registration – the magnitude and persistence of the mid-century decline strongly suggest a genuine mortality crisis.

With the exception of the temporary improvements observed in 1856–1860 and again in 1886–1890, life expectancy remained close to 30 years until the mid-1890s. This prolonged stagnation indicates that, despite episodic recoveries, the population continued to function within a traditional mortality regime for much of the 19th century. No sustained upward trend is visible during this phase.

A more decisive transformation only becomes apparent from the end of the 19th century onward. After 1896, life expectancy rose markedly, reaching 36–37 years and in two instances exceeding 40 years (1906–1910 and 1916–1920). This sustained improvement suggests structural changes in mortality conditions, possibly linked to better nutrition, improved hygiene, and gradual advances in public health. Interestingly, the First World War does not appear to have significantly reduced life expectancy in this population, at least as reflected in the reconstructed estimates. This relative resilience may indicate that war-related mortality pressures were either limited locally or offset by concurrent improvements in civilian survival conditions. In a long-term perspective, the trajectory of life expectancy in Detva reveals a predominantly stable

but crisis-prone mortality regime throughout the 19th century, followed by a clear upward shift at the turn of the 20th century. The results thus point to the delayed onset of sustained mortality decline and the gradual emergence of early demographic transition processes in this rural community.

DISCUSSION

The demographic history of the parish of Detva between 1781 and 1920 reveals a population that functioned for most of the 19th century within a classic high-pressure demographic regime: high fertility, high but fluctuating mortality, a persistently young age structure, and strong sensitivity to external shocks. Despite recurrent crises – epidemics, famine, economic collapse, and war – the long-term trajectory was one of sustained population growth. The population of Detva increased from approximately 4,000 inhabitants in 1781 to more than 15,000 in the early 20th century, indicating a more than threefold increase over the study period. This expansion was primarily driven by natural increase, as confirmed by consistently positive rates of natural growth and NRR values generally above replacement level. Although the inverse projection model includes an exogenous migration parameter, migration effects cannot be directly identified in the reconstructed results and should therefore be interpreted as secondary and uncertain within the model framework. This long-term stability, however, was repeatedly interrupted by a series of pronounced crisis episodes that shaped short-term demographic dynamics.

The persistence of generational replacement, even during crisis decades, is particularly noteworthy. Although the NRR approached replacement level during the mid-19th-century crisis, it rarely fell below unity for extended periods. This suggests that short-term mortality shocks, however severe, did not fundamentally undermine the reproductive capacity of the community. In this respect, Detva resembles other rural populations in Central and Eastern Europe, where high fertility acted as a buffer against mortality crises well into the late 19th century. The generally high NRR values, remaining mostly above one, demonstrate the demographic resilience of the Detva population even during periods of epidemic and famine. The GRR follows a similar long-term pattern to the NRR but remains consistently higher due to the absence of mortality effects. Its gradual decline towards the end of the 19th century reflects the initial changes in fertility patterns prior to sustained mortality decline.

Several crisis phases clearly stand out in the reconstructed indicators. The end of the 18th century, the early 1830s, the late 1840s, and the early 1870s appear to be periods of heightened demographic strain. The 1790s were marked by poor harvests and an economically unfavourable situation in the country, caused by the fact that the Austrian Monarchy had entered the Austro-Turkish War (1788–1791) and subsequently remained a long-term member of the so-called Anti-French Coalitions. This period persisted into the first two decades of the 19th century, during which Austria went bankrupt twice, in 1811 and 1816 (*Bérenger*, 2014). During this period, the population of Detva was also struck by several epidemics of childhood diseases (*Golian*, 2017: 46). These were likely cases of smallpox, which were particularly prevalent in Central Europe, especially at the turn of the 18th and 19th centuries *(Fialová et al.*, 1998: 175–176). The crisis of the early 1830s corresponds to the first wave of cholera in 1831, during which nearly 90 people died in the parish. The demographic situation of the population was further worsened by severe childhood epidemics in 1834 and 1835, the actual cause of which is unknown, as church records did not yet list causes of death (*Golian*, 2019: 272). The crisis of the late 1840s was caused mainly by crop failure and the ensuing famine that affected nearly all of Europe. However, the territory of the Kingdom of Hungary was also unique in that a revolution and civil war broke out in 1848–1849, plunging the nation into political, economic, and social instability (*Fazekas*, 2018). In 1849, another wave of cholera broke out in the country, claiming 84 victims in Detva. The most severe crisis occurred around 1873 and was caused by severe epidemics of whooping cough, smallpox, and cholera. In the first two months of the year, 108 children died of whooping cough; from March to June, nearly 200 children died of smallpox; and during August and September, the parish was hit by an extremely severe cholera outbreak, during which more than 400 people died (*Golian*, 2019b: 372–373). The epidemics thus

caused the sharpest short-term increase in deaths in the entire period under review. These crises are visible across multiple indicators: spikes in the CDR, declines in life expectancy at birth, temporary stagnation in population growth, and distortions in the age structure. Importantly, each crisis was followed by recovery. Life expectancy, after declining sharply during crisis years, typically rebounded within one or two five-year intervals. Such oscillatory behaviour is characteristic of pre-transitional demographic systems, in which mortality shocks were episodic rather than structurally transformative (*Livi Bacci*, 2000: 40). The absence of a sustained long-term decline in fertility during most crisis episodes further underscores the resilience of the reproductive regime.

The population's resilience can be attributed to several factors. High marital fertility, early and near-universal marriage, and dispersed settlement patterns enabled the community to recover rapidly from mortality shocks. Economic flexibility, based on small-scale agriculture and pastoralism, may have further mitigated the long-term impact of crises. From a theoretical perspective, these dynamics are consistent with a classic Malthusian regime, in which population growth was periodically constrained by positive checks (mortality crises), while preventive checks such as fertility control remained limited (*Langer*, 1972: 93). It should be noted that the identification of specific epidemics is constrained by the nature of the sources: parish registers did not always record causes of death, and some crises are inferred from indirect evidence and the broader historical context (*Golian*, 2025: 56). Alongside these cyclical crises, longer-term changes in mortality patterns only gradually began to emerge towards the end of the 19th century.

One of the most significant findings concerns the timing of sustained mortality improvement. For much of the 19th century, life expectancy at birth fluctuated within a relatively narrow band around 30–32 years, indicating persistent high mortality, particularly among infants and children. Only from the mid-1890s onward does a structural upward shift become visible, with e_0 rising to the mid-30s and even exceeding 40 years in the early 20th century.

This late and relatively abrupt improvement suggests that Detva entered the early stages of mortality transition only at the turn of the 20th century. The improvement reflects gradual changes in hygiene, nutrition, and medical knowledge, as well as broader socio-economic transformations occurring within the Habsburg Monarchy (*Buklijas – Lafferton*, 2007: 679). The First World War does not appear to have produced a lasting deterioration in life expectancy in the reconstructed series, although this may partly reflect aggregation effects and the smoothing properties of the inverse projection method rather than the absence of wartime demographic stress. These mortality and fertility dynamics were also reflected in the changing age structure of the population.

The reconstructed age structure confirms the dominance of young cohorts throughout most of the study period. Children and adolescents consistently constituted over 40% of the population, while the elderly represented only a small fraction. This pattern is fully consistent with a regime of high fertility and elevated mortality. The modest increase in the proportion of older age groups in the early 20th century aligns with the observed rise in life expectancy but does not yet indicate full demographic ageing.

Irregularities in the 20–34 age groups may partly reflect broader demographic processes affecting working-age cohorts, including possible selective out-migration, although this cannot be directly identified within the inverse projection framework. However, part of these distortions may also be explained by cohort effects linked to earlier fertility fluctuations. Major demographic crises were often followed by prolonged reductions in births, which resulted in smaller cohorts entering young adulthood 20–30 years later. This mechanism likely contributed to the observed irregularities, particularly in periods such as 1871–1875 (when there was a cohort deficit following mid-19th century crises) and 1901–1905. While qualitative evidence suggests that migration from rural areas of the Kingdom of Hungary occurred, the model assumption of constant net migration does not allow these movements to be explicitly captured; therefore, migration-related interpretations should be treated as tentative and not primary explanatory factors. Recognising this limitation is essential, as cohort effects and migration can produce similar distortions in age-specific population structures.

In a comparative perspective, Detva's demographic trajectory aligns with patterns observed in other rural regions of historical Hungary and Central Europe. A high CBR persisted until the late 19th century, mortality decline was delayed relative to Western Europe, and the demographic transition unfolded gradually and unevenly. The parish thus represents a peripheral yet typical example of late-transition rural Central Europe, where demographic modernisation lagged behind industrialised regions but eventually emerged through structural mortality decline rather than immediate fertility limitation. Taken together, these findings highlight the dual nature of demographic change in Detva, combining long-term resilience with episodic crisis-driven disruptions.

Overall, the case of Detva demonstrates that rural populations could maintain long-term growth despite repeated crises, provided that high fertility compensated for mortality shocks. The demographic regime remained fundamentally pre-transitional for most of the 19th century, characterised by instability but also resilience. Only at the turn of the 20th century did more durable changes in mortality patterns become visible, signalling the gradual onset of the demographic transition. The study confirms the analytical value of combining parish-register data with model-based reconstruction. Even in the absence of continuous census data, it is possible to trace long-term demographic processes and to situate local population histories within broader regional transformations.

Research limitations

This study offers a detailed glimpse into the demographic history of Detva, but it is important to recognise the inherent limitations of such an endeavour. Much of the analysis relies on parish registers, which, while remarkably detailed, do not always capture the causes of death or the short-term fluctuations in migration that could shape local population dynamics. As a result, some uncertainty remains in reconstructing mortality patterns and fertility levels, particularly during periods of crisis.

The use of the inverse projection method further introduces complexity: by assuming constant net migration, it may obscure the effects of selective out-migration, especially among young adults in the 20–34 age groups, temporarily masking the true pace of natural population growth. Early population estimates, especially from the late 18th century, may have been underestimated, potentially affecting the calculated Crude Birth Rates and Net Reproduction Rates.

Certain mortality spikes and crisis periods, such as epidemics, famines, or episodes of political unrest, had to be inferred from historical context rather than direct records, leaving a degree of interpretative uncertainty. Additionally, while Detva provides a fascinating case study of a rural, inland community in Central Europe, its experiences may not be directly transferable to urban areas or regions with different socio-economic and environmental conditions.

Despite these challenges, the study illustrates the power of combining parish records with model-based reconstruction. Even with imperfect sources and methodological assumptions, it is possible to trace long-term demographic processes, capture the resilience of local populations, and situate the history of a single community within broader regional transformations.

References

- *A Magyar korona országainak. 1890 és 1891 népmozgalma*. 1892. II. Kötet. Budapest: KSH.
- *A Magyar Szent korona országainak. 1910. évi népszámlálás*. 1912. I. Kötet. Budapest: KSH.
- Alberty, J. 1981. *Formovanie robotníckej triedy v obvode Brezna*. Martin: Osveta.
- Archives of Banská Bystrica Diocese, Canonica Visitation of Detva Parish 1781.
- Buklijas, T. – Lafferton, E. 2007. Science, medicine and nationalism in the Habsburg-4 Empire from the 1840s to 1918. *Studies in history and philosophy of biological and biomedical sciences*, 38(4), 679. https://doi.org/10.1016/j.shpsc.2007.09.004.
- Bengtsson, T. – Campbell, C. – Lee, J. Z. 2004. *Life Under Pressure: Mortality and Living Standards in Europe and Asia, 1700–1900.* MIT Press. https://doi.org/10.7551/mitpress/4227.001.0001.

- Bérenger, J. 2014. Austria Confronts the French Revolution (1792–1815). In *The Habsburg Empire 1700–1918*. Routledge, 125–137. https://doi.org/10.4324/9781315844725.
- Bród, D. – Rachwał, P. – Strzelecki, P. 2016. Inverse Projection as a Tool That Supports Understanding Demographic Past. *Przeszłość Demograficzna Polski*, 38(4), 89–117. https://doi.org/10.18276/pdp.2016.4.38-04.
- Cimmermannová, E. 1974. Matrika ako historický prameň. *Historický časopis*, 22(1), 71–83.
- Coale, A. J. – Demeny, P. – Vaughan, B. 1983. *Regional Model Life Table and Stable Populations. Second edition*. Academic Press.
- Ďurková, M. 1999. Podpoľanie a najstaršie dejiny Detvy. *Historický časopis*, 47, 383–403.
- Fazekas, Cs. 2024. Revolution, War and Cholera in 1848-49: The Case of Hungary. *Austrian History Yearbook*, 55, 103-120. https://doi.org/10.1017/S0067237824000122.
- Fialová, L. et al. 1998. *Dějiny obyvatelstva českých zemí*. Praha: Mladá fronta.
- Galloway, P. R. 1994. A Reconstruction of the Population of North Italy from 1650 to 1881 using Annual Inverse Projection with Comparison to England, France, and Sweden. *European Journal of Population*, 10, 223–274. https://doi.org/10.1007/BF01265303.
- Garajová, D. 2019. *Historicko-demografický náčrt dejín Kysúc v 19. storočí na príklade obce Oščadnica*. Nitra: Univerzita Konštantína Filozofa.
- Golian, J. – Liczbińska, G. 2022. The Influence of Extreme Exegenous Shocks on the Sex Ratio at Birth. A Study of the Population of Detva (Upper Hungary), 1801 – 1920. *Romanian Journal of Population Studies*, 2022, 16(2), 27–52. https://doi.org/10.24193/RJPS.2022.2.02.
- Golian, J. – Liczbińska, G. 2023. The Operation of Natural Selection through Differential Mortality: The Detva Population during the Great Epidemics, 1831–1920. *Przeszłość Demograficzna Polski*, 45, 73–99. https://doi.org/10.18276/pdp.2023.45-03.
- Golian, J. 2025. Identification of Cholera Victims in Parish Registers in Present-Day Slovakia During the Cholera Epidemics of 1831 and 1872 – 1873. In Liczbińska G., Vögele J. P., Riswick T. (eds.). *Towards the Elimination of Cholera Epidemics: From the Past to Contemporary Societies*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza: Mówią Wieki, 40–67.
- Golian, J. 2013. Škica historickej demografie Podpoľania. *Historický zborník*, 23(2), 11–45.
- Golian, J. 2016a. Vývoj sobášnosti vo farnosti Detva v rokoch 1781 – 1920. *Historická demografie*, 40(1), 49–92.
- Golian, J. 2016b. Vývoj pôrodnosti vo farnosti Detva v rokoch 1781 – 1920. *Historická demografie*, 40(2), 227–256.
- Golian, J. 2017. Vývoj úmrtnosti vo farnosti Detva v rokoch 1781 – 1920. *Historická demografie*, 41(1), 39–72.
- Golian, J. 2019a. *Život ľudu detvianskýho*. Ružomberok: Society for Human Studies.
- Golian, J. 2019b. Detva zahalená do smútku. Tri ničivé epidémie pustošiace mestečko v roku 1873. In Bada, M. – Duchoňová, D. *Pohromy, katastrofy a nešťastia v dejinách našich miest*. Pp. 359–380. Bratislava: Igor Iliť–RádioPrint.
- Gruber, G. 2009. Demographic Change and the Family. Demographic Changes in the Time of Industrializiation (1750–1918). *Transylvanian Review*, 18(1), 159–194.
- Hajnal, J. 1982. Two kinds of preindustrial household formation systems. *Population and Development Review*, 8(3), 449–494. https://doi.org/10.2307/1972376.
- Holzer, J. Z. 1999. *Demografia*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Hungary National Archive, County Council Archives, Parish Regulation 1786–1789.
- Janšák, Š. 1929. Príspevok k štúdiu osídlenia Slovenska. Obce a kopanice. *Sborník Muzeálnej slovenskej spoločnosti*, 23(3-4), 93–111.
- Kahn, Ch. 1963. History of Smallpox and Its Prevention. *Ameriacan Journal of Diseaes of Children,* 106(6), 597–609. https://doi.org/10.1001/archpedi.1963.02080050599011.
- Kohútová, M. – Vozár, J. (eds.). 2006. *Hospodárske dejiny Slovenska*. Bratislava: Veda.
- Laclavíková, M. – Švecová, A. 2012. *Pramene práva na území Slovenska II.* Trnava: Typi Universitatis Tyrnaviensis.
- Langer, W. L. 1972. Checks on population growth. *Scientific American*, 226(2), 92–99. https://doi.org/10.1038/scientificamerican0272-92.
- Lee, R. D. 1974. Estimating series of vital rates and age structures from baptisms and burials: A new technique, with applications to pre-industrial England. *Population Studies*, 28(3), 495–512. https://doi.org/10.1080/00324728.1974.10405195.
- Livi Bacci, M. 2000. *Mortality crises in a historical perspective: The European experience.* Oxford University Press, 38–58. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198297413.003.0002.

- Matiáš, M. 2004. *Osídlenie a spoločenské štruktúry stredného Slovenska v 17.–19. storočí.* Bratislava: Historický ústav SAV.
- Matula, V. – Vozár, J. et al. 1987. *Dejiny Slovenska II.* Bratislava: Veda.
- McCaa, R. – Brignoli, H. P. *Populate: From Births and Deaths to the Demography of the Past, Present, and Future.* Minneapolis 1989. Available online: https://perezbrignoli.com/wp-content/uploads/2020/10/Populate_from_birts_and_deaths_to_the_demography_of_the_past_present_and_future.pdf.
- McCaa, R. Populate. 1989. A Microcomputer Projection Package for Aggregative Data Applied to Norway, 1736–1970. *Annales de démographie historique*, 287–298. https://doi.org/10.3406/adh.1989.1747.
- McKeown, T. 1976. *The Modern Rise of Population.* Academic Press. https://doi.org/10.2307/1971906.
- Okólski, M. 2004. *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*. Warszawa: Wydawnictwo naukowe.
- Őri, P. 2015. Long-term demographic change and local socio-cultural patterns: marriages and household structure in 18–20th century Hungary. *Przeszłość Demograficzna Polski*, 37(3), 7–37. https://doi.org/10.18276/pdp.2015.3.37-01.
- Őri, P. 2005. Patterns of demographic behavior in late 18th Century Hungary. *Demografia*, 49(5), 43–76.
- Pakot, L. – Őri, P. 2012. Marriage system and remarriage in 19th century Hungary: a comparative study. *The History of the Family*, 17(2), 105–124. https://doi.org/10.1080/1081602X.2012.662016.
- Pekařová, K. 2015. Zdravotníctvo na území Slovenska v 19. storočí (1780 – 1918) In Kováč, D. – Kowalská, E. – Šoltés, P. (Eds.) *Spoločnosť na Slovensku v dlhom 19. storočí.* Pp. 151–182. Bratislava: Veda.
- Pocisková, M. 2018. *Historicko-demografické aspekty populačného vývoja Trnavy v polovici 19. storočia na príklade vybranej mestskej časti*. Bratislava: Univerzita Komenského.
- Rachwał, P. – Liczbińska, G. 2025. The Impact of Wars and Epidemics of Infectious Diseases on Selected Demographic Parameters of the Roman Catholic Population in Lublin in the 19th Century. *Historická demografie,* 49(1), 59–82. https://doi.org/10.21104/HD.2025.1.03.
- Rachwał, P. 2019. *Ruch naturalny ludności rzymskokatolickiej w Lubelskiem w świetle rejestracji metrykalnej z lat 1582–1900*. Lublin: Wydawnictwo KUL.
- Reher, D. S. 1999. *Economic and Social Implications of the Demographic Transition. Population Studies*, 53(1), 83–98.
- Sebők, L. 2005. *Az 1869 évi népszámlálás vallási adatai*. Budapest: KSH Levéltar.
- Schulze, M. S. 1997. The Machine–Building Industry and Austria's Great Depression after 1873. *The Economic History Review*, 50(2), 282–304. https://doi.org/10.1111/1468-0289.00055.
- Slezák, J. 2001. Epidémie a zdravotný stav obyvateľstva stredného Slovenska v 19. storočí. *Historický časopis*, 49(2), 211–234.
- Svetoň, J. 1969. *Vývoj obyvateľstva na Slovensku*. Bratislava: Epocha.
- Szabó, J. 1990. *Rural Demography in the Kingdom of Hungary: 18th–19th Centuries.* Budapest: Akadémiai Kiadó.
- *Štatistický lexikón obcí v republike Československej III. Slovensko*. 1927. Praha: Státní úřad statistický.
- Tomeček, O. 2018. Sídlo a jeho miestne časti. Formovanie sídelnej štruktúry na území chotára Detvy. In A. Ostrihonova (ed.). *Detva. Monografia Mesta*, 122–129.
- van Zanden, J. L. 1995. Tracing the beginning of the Kuznets Curve: Western Europe during the early modern period. *Economic History Review*, 48(4), 643–664. https://doi.org/10.1111/j.1468-0289.1995.tb01437.x.
- Wachter, K. W. 1986. Ergodicity and Inverse Projection. *Population Studies*, 40(2), 275–287. https://doi.org/10.1080/0032472031000142076.
- Wrigley, E. A. et al. 1997. *English Population History from Family Reconstitution 1580 – 1837.* Cambridge: Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511660344.
- Wrigley, E. A., – Schofield, R. S. 1981. *The Population History of England 1541–1871: A Reconstruction.* Cambridge University Press.
- Zadoks, J. C. 2008. The Potato Murrain on the European Continent and the Revolutions of 1848. *Potato Research*, 51(1), 5–45. https://doi.org/10.1007/s11540-008-9091-4.
- Zemko, J. et al. 1988. *Detva*. Martin: Osveta.
- Žudel, J. 1993. Administratívne členenie územia Slovenska za dualizmu (1867–1918), *Slovenská archivistika*, 28(2), 70–81.

JÁN GOLIAN

is an associate professor at the Pavol Jozef Šafárik University in Košice, Slovakia. He is a member of the Department of History at the Faculty of Arts of the Pavol Jozef Šafárik University in Košice. His research interests are the historical demography of Slovak urban and rural societies in the 19th century, the history of everyday life, and the history of the national movement in Upper Hungary at the turn of the 19th and 20th centuries. He has been the principal investigator on two 'VEGA' research projects (Research Agency of the Ministry of Education of the Slovak Republic) and has published more than 60 scientific articles and seven books.

PIOTR RACHWAŁ

is a professor at the John Paul II Catholic University of Lublin (KUL) and a member of the Department of Source Studies, Archival Science, and History Didactics at the Institute of History of the John Paul II Catholic University of Lublin. Since 2008, he has served as the Scientific Secretary of the Section for the History of Demographic and Social Structures within the Committee of Historical Sciences of the Polish Academy of Sciences. His research interests include historical demography, economic history, digital archival science, and studies on the Polish diaspora. He is the founder and editor of an online portal that hosts, among other resources, a digital repository of early modern parish registers from the Lublin region: https://ksiegimetrykalne.pl.

GRAŻYNA LICZBIŃSKA

is an associate professor at the Faculty of Biology, Adam Mickiewicz University in Poznań, where she is affiliated with the Institute of Human Biology and Evolution. Her research focuses on human biology and ecology, epidemiology, historical and contemporary demographic behaviour, and the effects of environmental stressors on health, biology, and social mobility. She has led and collaborated on numerous national and international projects, with a particular emphasis on historical demography and the biological consequences of social and environmental crises, and on her own initiative, the Poznań Historical Population Database (poznandatabase.pl), which was created to facilitate research on historical demography.

2026 (eng)aging! Conference & Technology Fair

The 9th International (eng)aging! Conference[1)], organized within the framework of the (eng)aging! project, concluded on Friday, June 15, in Prague after two days of discussions dedicated to one of the key societal challenges of the 21st century – how to build "Communities for All Ages" in the context of demographic change, technological transformation, and growing social inequalities. The conference welcomed more than 70 experts, researchers, policy-makers, practitioners, and innovators from over 10 countries. Through keynote lectures, thematic panels, and the accompanying Technology Fair, participants explored how communities, labour markets, healthcare systems, and public policies can respond to population ageing in ways that strengthen dignity, participation, resilience, and intergenerational solidarity. In her keynote lecture, Jolanta Perek-Białas from the Jagiellonian University and Warsaw School of Economics emphasized that participation must become a fundamental principle of age-friendly communities: "Participation is not a trend – it's a necessity." She highlighted the importance of local action, intergenerational cooperation, and listening to people's diverse needs to create inclusive and sustainable communities. Anette Scoppetta, Executive Director of the European Centre for Social Welfare Policy and Research in Vienna, warned about the growing inequalities connected to digitalization, unstable employment, and demographic change. "We are facing multiple transitions at once – digital, social, and economic – which are increasing inequalities and exclusion," she noted, calling for integrated and transformative policy responses rather than merely adapting existing systems. Discussions throughout the conference repeatedly stressed that healthy and active ageing is a shared societal responsibility. Kateřina Macháčová from Faculty of Humanities at Charles University reminded participants that "we live longer, but not necessarily healthier," emphasizing the importance of lifelong movement, education, and self-care through initiatives such as the Permanento programme. The panel on social isolation and emotional wellbeing highlighted the growing risks of loneliness and weakening social ties. Hungarian sociologist Fruzsina Albert stressed the importance of maintaining family relationships and friendships before social isolation becomes irreversible. Zuzana Katreniaková added a broader perspective by reminding participants that "humans are not supposed to be alone" and emphasized the importance of solidarity and cooperation across generations. Several panels focused on the future of work, digital inclusion, and artificial intelligence. Cecilia Sik Lányi discussed how AI and innovation can help reduce social exclusion while also warning against the risks of cognitive offloading and reduced critical thinking. Oliver Lohaj emphasized the importance of trust in digital participation and combating misinformation among older adults: "A trustworthy tool should not decide for users. It should help users make informed decisions." The debate on technology and care also raised ethical questions concerning intimacy, autonomy, and the role of social robots in ageing societies. Lucie Vidovićová pointed out that the discussion about artificial intimacy and robot-assisted care reflects broader societal questions about dignity, trust, and human relationships. The conference also addressed pension sustainability, labour market reforms, and welfare systems in ageing societies. Besnik Fetahu highlighted the demographic and labour market pressures affecting pension systems in Kosovo, while Merita Xhumari presented ongoing reforms

1) The 9th international conference was organized in the framework of the long-term (eng)aging! project, which focuses on fostering society-wide debate about the accelerating demographic change and population ageing. The project aims to stimulate constructive discussion about these trends and look for ways to make use of them for the benefit of society.

in Albania aimed at shifting from institutional care toward community-based services and strengthening digital skills across generations. Davide Lucantoni from the IRCCS INRCA Centre for Socio-Economic Research on Ageing presented examples of participatory and multi-level approaches to active ageing policies in Italy, stressing the importance of involving stakeholders at local, regional, and national levels. The accompanying Technology Fair showcased innovative digital tools, AI-supported solutions, assistive technologies, and community-oriented innovations designed to support healthy, active, and independent ageing. Video recordings of all conference sessions are available on www.engagingprague.com, along with the full conference programme and the list of speakers. The organizers will also publish a conference report and policy recommendations in the coming weeks. The conference, which took place under the auspices of the Ministry of Labour and Social Affairs, is co-organized by the Active Aging Centre and the KEYNOTE company. The partners of the conference are the International Visegrad Fund, Czech-German Future Fund, and Česká spořitelna. The full program as well as the list of speakers can be found here.

Martin Špáta

Pozvánka na konferenci RELIK 2026

Ve dnech **19.–20. listopadu 2026** se v prostorách Vysoké školy ekonomické v Praze uskuteční **19. ročník mezinárodní vědecké konference *Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti (RELIK 2026)***. Setkání pořádá již tradičně katedra demografie Fakulty informatiky a statistiky VŠE v Praze.

RELIK vytváří prostor pro diskusi o proměnách populace, trhu práce a společnosti i o jejich dopadech na reprodukci lidského kapitálu. Téma nahlíží v souvislostech demografie, ekonomie, sociální a hospodářské politiky a dalších příbuzných oborů. K výměně poznatků zve akademické pracovníky, studenty, zástupce veřejných institucí a neziskových organizací i odborníky z praxe.

Vedle hlavního odborného programu bude opět zařazena sekce „Mladí vědci". Studentům, doktorandům a začínajícím výzkumníkům umožní představit výsledky své práce a získat zpětnou vazbu od zkušenějších kolegů. Příspěvky lze prezentovat v češtině, slovenštině nebo angličtině.

Konferenční poplatek se nehradí. Přijaté příspěvky budou publikovány v recenzovaném online sborníku s ISBN, který bude zaslán k indexaci do databáze Web of Science.

Pro aktivní účast je třeba vyplnit registraci a zaslat abstrakt v maximálním rozsahu 10 řádků nejpozději do **20. září 2026**. Celý příspěvek je následně třeba odevzdat do **11. října 2026**. Registrační formulář je dostupný na **relik.vse.cz/signup**.

Podrobnosti o konferenci, úplný harmonogram a pokyny pro zpracování příspěvků jsou k dispozici na **relik.vse.cz/cz/.**

Jana Vrabcová
za organizační výbor RELIK 2026

SROVNÁNÍ ROMSKÉ A NEROMSKÉ POPULACE VE SČÍTÁNÍ LIDU, DOMŮ A BYTŮ V ROCE 2021

Tomáš Katrňák[1] – Laura Fónadová[2]

A COMPARISON OF THE ROMA AND NON-ROMA POPULATIONS IN THE 2021 CZECH POPULATION AND HOUSING CENSUS

Abstract

The text compares the Roma population with the non-Roma population in the Czech Republic using data from the 2021 Census. The authors distinguish four definitions of the Roma population: based on Roma nationality, based on the native Romani language, based on a combination of Roma nationality and the Romani language, and based on a broader combination of either Roma nationality or the Romani language. These four groups are compared both to each other and with the non-Roma population, which is defined as individuals who neither declared Roma nationality nor reported Romani as their native language. The analysis includes basic demographic indicators and housing conditions for all the observed populations. In addition, the most broadly defined Roma population (based on nationality or language) is compared to the non-Roma population based on the municipality size of their residence place. The authors also explore the regional distribution of this broadly defined Roma population across the Czech Republic. The results show significant differences between the Roma and majority populations. The Roma population displays distinct characteristics compared to the non-Roma population. Furthermore, differences are also present within the Roma population itself, depending on the definition used to delineate it.

Keywords: Roma population, population census, Czech Republic, demographic characteristics, regional distribution
Demografie, 2026, 68(3), 208–223
DOI: https://doi.org/10.54694/dem.0394

ÚVOD

V České republice existuje řada administrativních, výzkumných i expertních zdrojů dat o romské populaci, které jsou však dlouhodobě zatíženy problémy spojenými s jejich vzájemnou srovnatelností. V důsledku toho neposkytují plně konzistentní a jednoznačný obraz o velikosti a struktuře celé romské populace. Významným zdrojem informací je Sčítání lidu, domů a bytů (SLDB), které představuje nejrozsáhlejší populační šetření a umožňuje zachytit početně největší skupinu osob, které lze do romské populace zahrnout.

V tomto textu představujeme srovnání romské a neromské populace z posledního Sčítání lidu, domů a bytů (dále jen SLDB) z roku 2021 v České republice. Romskou populaci vymezujeme pomocí dvou kritérií, jimiž jsou přihlášení se k romské národnosti a uvedení romského mateřského jazyka. Samostatně nebo

1) Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity; RILSA. Kontakt: katrnak@fss.muni.cz.
2) Ekonomicko-správní fakulta Masarykovy univerzity. Kontakt: Laura.Fonadova@econ.muni.cz.

kombinací těchto kritérií identifikujeme čtyři skupiny romských osob v rámci SLDB: 1) skupina vymezená na základě romské národnosti nebo romského mateřského jazyka; 2) skupina vymezená pouze na základě romské národnosti; 3) skupina vymezená pouze na základě romského mateřského jazyka a 4) skupina vymezená na základě romské národnosti a romského mateřského jazyka. Zatímco první kritérium vymezuje romskou populaci nejšířeji, zbylé dvě kritéria a jejich spojení definují tři specifičtější subpopulace v rámci první maximálně možně vymezené skupiny. Naším cílem je jednak představit základní sociodemografickou strukturu těchto čtyř skupin a ukázat, jak se liší nejen mezi sebou, ale především od neromské populace (vymezené jako osoby, které v SLDB neuvedly ani romskou národnost, ani romský mateřský jazyk).

V minulých letech se srovnáním romské a neromské populace ve SLDB z roku 2011 zabývala stať *Fónadové*, *Katrňáka* a *Šimíkové* (2021). Text byl explicitně zaměřen na komparaci romské a neromské populace. I když autoři rozlišili v rámci romské populace tři skupiny (romská národnost nebo romský mateřský jazyk, pouze romská národnost a pouze romský mateřský jazyk), analýza se soustředila jen na data ze SLDB 2011. O dva roky později *Katrňák*, *Fónadová* a *Šimíková* (2023) nabídli analýzu proměn romské populace mezi SLDB 2001, 2011 a 2021. Tato studie se oproti předchozí zaměřila na sledování vývoje romské populace napříč posledními třemi SLDB, nicméně pracovala pouze s jednou, a to nejšířeji vymezenou romskou populací (romská národnost nebo romský mateřský jazyk). Tento druhý text sice používá jako explanační rámec údaje o neromské populaci, nejedná se však o explicitní komparaci romské a neromské populace, ale především o zmapování vývoje romské populace napříč třemi SLDB (2001, 2011 a 2021).

Z tohoto důvodu předkládáme přehled navazující na předchozí dva texty, který se zaměřuje na komparaci romské populace (a jejího typů vymezení) a neromské populace na základě zatím posledního SLDB z roku 2021. Soustředíme se přitom, podobně jako dva předchozí texty, na srovnání základních demografických charakteristik, jako je pohlaví, věk, vzdělání a rodinný stav. Tato srovnání však oproti dvěma předchozím textům jednak z komparativních důvodů věkově specifikujeme a nově doplňujeme o základní informace týkající se způsobu bydlení. V neposlední řadě srovnáváme distribuci nejšířeji vymezené romské populace (romská národnost a/nebo romský mateřský jazyk) s neromskou populací z hlediska sídelní velikosti a ukazujeme rozložení takto vymezené romské populace napříč Českou republikou, i její detailnější regionální rozložení.

SLDB JAKO ZDROJ DAT O ROMSKÉ POPULACI

Romská populace bývá řazena do kategorie označené jako „hard-to-survey" skupina (srov. *Tourangeau*, 2014; *Font – Mendez*, 2013; *Kappelhof*, 2015; *Katrňák – Fónadová – Šimíková*, 2023). Důvodem je především obtížnost jejího jednoznačného vymezení. Zároveň se nejedná o snadno zachytitelnou populaci, protože na území České republiky není rozložena rovnoměrně.

V tomto kontextu mají data z jakéhokoliv SLDB zásadní význam a v českém prostředí představují klíčový, respektive nejdůležitější zdroj informací o romské populaci. Pokud jde o způsob jejího vymezování, Český statistický úřad od roku 2001 umožňuje respondentům uvést až dvě národnosti. Zároveň však v posledních třech SLDB (2001, 2011 a 2021) bylo vyplnění otázky na národnost ponecháno na vlastním rozhodnutí (údaj byl nepovinný). Oproti tomu odpověď na otázku týkající se mateřského jazyka byla povinná. Obdobně však jako u otázky na národnost bylo možné u sčítání uvést jeden či dva mateřské jazyky.

Přínosem dat SLDB je jejich celostátní rozsah, díky němuž lze analyzovat prostorové rozložení romské populace napříč Českou republikou. Za jejich hlavní limit je však třeba považovat nejistotu, zda populace identifikovaná prostřednictvím SLDB skutečně odpovídá reálnému počtu a struktuře populace Romů v ČR. Validita údajů o etnických menšinách je proto dlouhodobě předmětem odborných diskusí, přičemž se tento problém netýká pouze České republiky, ale obecně všech zemí, kde se cenzy realizují (srov. *Simpson – Akinwale*, 2007; *Langhamrová – Fiala*, 2008; *Simon*, 2012; *Messing*, 2014; *Farkas*, 2017; *Surdu*, 2019). Zásadní otázkou zůstává, do jaké míry data ze sčítání lidu skutečně zachycují romskou populaci – nejen v rovině územní distribuce, ale zejména z hlediska její velikosti, demografické a sociální struktury – a nakolik jsou zatížena systematickou chybou vyplývající z dobrovolné sebedeklarace romské příslušnosti

prostřednictvím uvedení národnosti či mateřského jazyka. I přes tyto pochybnosti jsou data ze sčítání primárním zdrojem údajů o etnických menšinách. A to jak pro zkoumání jejich základních demografických charakteristik, tak jako opora pro konstrukci reprezentativního vzorku těchto subpopulací. V obou případech, aspoň v českém kontextu, nic relevantnějšího neexistuje.

ROMSKÁ POPULACE V DATECH SLDB

Kromě několika starších odborných studií (např. *Langhamrová – Fiala*, 2008), samotných údajů ze sčítání lidu a několika parciálních šetření (*Čada*, 2015; *MŠMT*, 2016) nebyly v České republice až do roku 2022 dostupné prakticky žádné ucelené statistické informace o romské populaci. Komplexní data o situaci Romů u nás tak pocházejí až ze šetření Agentury Evropské unie pro základní práva (*EU FRA*, 2022), a dále pak ze dvou výběrových šetření romské populace realizovaných pod záštitou RILSA (srov. *Šimíková a kol.*, 2024).

V publikaci vycházející z dat ze SLDB z roku 2011 se *Fónadová*, *Katrňák* a *Šimíková* (2021) zaměřili nejen na srovnání neromské a romské populace, ale také na rozdíly v rámci romské populace podle způsobu jejího vymezení, a to na základě národnosti, jazyka a jejich kombinací. Výsledky jejich komparace ukázaly, že ačkoli Romové v České republice žijí převážně ve městech, lze jednotlivé kraje z hlediska charakteristik romské populace na jejich území rozčlenit do čtyř základních typů. Zároveň se potvrdilo výrazné překrývání romské populace s obyvatelstvem žijícím v sociálně vyloučených lokalitách. V oblasti sociodemografické struktury se projevily podstatné rozdíly mezi Romy identifikovanými na základě deklarované národnosti a těmi, kteří byli vymezeni na základě romského jazyka. Národnost bez jazyka uvádějí osoby, které jsou oproti těm, co uvádějí pouze jazyk (nebo také v kombinaci s národností) mladší, ve větším podílu svobodní a mají vyšší vzdělání. Tato skupina žije převážně ve větších městech. Nicméně je početně menší oproti skupině deklarující romský jazyk. Ještě výraznější odlišnosti pak vyplynuly ze srovnání romské populace (bez ohledu na způsob její identifikace) s neromskou populací. Romská populace byla výrazně mladší. Průměrný věk mužů a žen v této populaci byl nižší než v neromské populaci. Průměrný počet dětí na jednu ženu byl naopak ve srovnání s neromskou populací vyšší a z hlediska rodinného stavu největší podíl představovaly svobodné osoby. Z hlediska vzdělání pak byla romská populace výrazně více zastoupena v nižších vzdělanostních stupních.

V dalším textu *Katrňák*, *Fónadová*, a *Šimíková* (2023) zmapovali vývoj romské populace mezi posledními třemi SLDB (do roku 2001, 2011 a 2021). Jejich výsledky ukázaly, že ve všech třech SLDB byl podíl mužů v romské populaci vyšší než podíl žen. Mezi lety 2001 a 2021 se průměrný věk romských mužů i žen zvýšil, čímž romská populace kopírovala trend stárnutí patrný v neromské populaci. Ženy byly v průměru starší než muži, avšak věkový rozdíl mezi pohlavími byl relativně malý a v posledních dvaceti letech se stále zmenšoval. Přesto romská populace jako celek vykazovala nižší průměrný věk než populace neromská. Vzdělanostní struktura měřená nejvyšším dosaženým vzděláním zaznamenala za posledních dvacet let zlepšení, nicméně většina romské populace nadále spadala do nižších vzdělanostních kategorií. Celkově byla tato populace vychýlena směrem k nižším stupňům vzdělání. Výsledky též ukázaly, že Romové identifikovaní ve SLDB žijí převážně ve městech, přičemž jejich nejvyšší zastoupení bylo zaznamenáno v Moravskoslezském a Ústeckém kraji.

Z nedávných studií ze sousedních zemí využívajících data ze sčítání lidu lze zmínit například práce *Nestorové Dické* (2021) a *Szabó et al.* (2021) věnované demografickému vývoji romské populace na Slovensku či studii *Pénzese et al.* (2026) zaměřenou na početní a prostorové charakteristiky romské populace v Maďarsku.

DEMOGRAFICKÉ SROVNÁNÍ ROMSKÉ A NEROMSKÉ POPULACE Z DAT SLDB 2021

V SLDB 2021 lze romskou populaci identifikovat stejně jako v předchozích dvou SLDB, tedy jako osoby, které se buď přihlásily k romské národnosti (a to jak samostatně, tak v kombinaci s jinou národností), nebo které jako mateřský jazyk uvedly romský jazyk (samostatně nebo v kombinaci s jiným mateřským jazykem). Lze také uvést obojí současně. Agregovaná data o takto vymezené populaci jsme získali z Českého statistického úřadu, a to pro potřeby projektu *Vytvo-*

ření systému sběru kvantitativních dat pro vyhodnocování situace Romů v české společnosti.[3] Tato data nám byla poskytnuta v podobě kontingenčních tabulek, případně konkrétních statistik, které jsme zpracovali do komparativního přehledu. Vzhledem k tomu, že mikrodata, tedy individuální údaje o jednotlivých osobách jsme k dispozici neměli, je naše analytická práce s daty do jisté míry limitovaná.[4]

Tabulka 1 ukazuje rozlišení čtyř variant romské populace ve srovnání s neromskou populací v datech SLDB 2021. Romskou národnost nebo romský mateřský jazyk uvedlo 38 708 lidí, což je 0,37 % z celkové populace SLDB.[5] V posledních čtyřech polistopadových SLDB je to druhý nejmenší absolutní počet. K romské národnosti nebo romskému mateřskému jazyku se v České republice v roce 1991 přihlásilo 40 567, v roce 2001 to bylo 28 820, v roce 2011 45 949 osob. Zbylé tři subkategorie vzniklé odlišným vymezením romské populace jsou specifičtější a jejich součet tvoří maximálně možně vymezenou první kategorii, jíž je romská národnost a/nebo romský mateřský jazyk. Nejvíce osob se identifikuje pouze na základě mateřského jazyka (44 %). Zbylé dvě kategorie jsou na tom z hlediska velikosti podobně. Identifikaci na základě národnosti bez jazyka uvedlo 27,4 % a identifikaci na základě národnosti i jazyka uvedlo 28,6 % osob.[6]

Tabulka 2 ukazuje distribuci čtyř kategorií romské populace ve srovnání s neromskou populací podle pohlaví, věku, vzdělání, rodinného stavu a počtu dětí.[7] Ve všech čtyřech kategoriích je podíl mužů vyšší než podíl žen (nejvýrazněji v případě skupny jazyk bez národnosti – 53,3 % mužů versus 46,7 % žen). Oproti neromské populaci se jedná o kontradiktorní zjištění, protože v ní identifikujeme vyšší podíl žen oproti mužům (50,7 % žen a 49,3 % mužů). *Katrňák*, *Fónadová*, *Šimíková* (2023) ukazují, že toto zjištění najdeme ve všech třech posledních SLDB (2001, 2011, 2021) a v čase tento rozdíl ve prospěch mužů dokonce vzrostl. Když tento trend srovnáme s trendem v neromské populaci, zjistíme, že se v ní rovněž napříč posledními SLDB mírně zvyšuje podíl mužů ve srovnání s ženami, nicméně stále v ní zůstává vyšší podíl žen oproti mužům

Tab. 1: Romská a neromská populace z hlediska velikosti v SLDB 2021
The Roma and non-Roma populations by size in the 2021 Population and Housing Census

	Sčítání lidu domů a bytů 2021 / *Census 2021*					
	Národnost nebo jazyk *Nationality or language*	**Národnost bez jazyka *Nationality without language***	**Jazyk bez národnosti *Language without nationality***	**Národnost i jazyk *Nationality and language***	**Neromská populace *Non-Roma population***	**Celkem *Total***
Absolutní počet *Absolute number*	38 708	10 606	17 017	11 085	10 485 459	10 524 167
Relativní počet (v %) *Relative number (in %)*	0,4	x	x	x	99,6	100,0
Podíl z Národnost nebo jazyk *Share of Nationality or language*	x	27,4	44,0	28,6	x	100,0

Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

3) Projekt byl podpořen v rámci programu Fondů EHP a Norska 2014-2021 a byl realizován pod hlavičkou Výzkumného ústavu práce a sociálních věcí (RILSA) mezi lety 2020 až 2024. Odkaz na projekt zde: https://esd.rilsa.cz/.

4) Za zpracování dodatečných, věkově specifických makrodat pro účely tohoto textu, děkujeme Romanu Kurkinovi z ČSÚ.

5) Jak jsme již uvedli, vyplnění otázky na národnost bylo dobrovolné. Z celkového počtu osob svou národnost neuvedlo 31,6 %. Při sčítání v roce 2011 to bylo 25,3 % (srov. *Sčítání 2021 – národnost*, 2026)

6) Kategorie národnost bez jazyka a kategorie národnost i jazyk nerozlišují, zdali osoba uvedla pouze romskou národnost nebo tuto národnost v kombinaci s jinou, další národností.

7) Všechny distribuce ukazují validní procenta. Tedy bez kategorií jako je „nezjištěno“ nebo „nedefinováno“ (v tomto případě se jedná o osoby mladší 15 let, např. u vzdělání). Z tohoto důvodu nejsou celkové součty (N) v jednotlivých distribucích proměnných v Tabulkách 2 a 3 vždy totožné a mohou být nižší než celkové součty pro čtyři skupiny Romů a obecnou populaci v Tabulce 1.

Vyšší podíl mužů oproti ženám v romské populaci může mít statistickou povahu. Ta je dána buď vyšší mírou přihlašování se k romské národnosti nebo vyšší mírou uvádění romského jazyka mezi muži ve srovnání s ženami. Pokud by se však jednalo o věcný rozdíl, znamenalo by to, že vyšší podíl mužů ve srovnání s ženami v romské populaci by mohl být výsledkem buď vyšší porodnosti nebo přežití do jednoho roku života chlapců ve srovnání s dívkami nebo nižší úmrtnosti mužů ve srovnání s ženami. V obou případech by se jednalo o specifický rys romské populace, který je výrazně odlišný od neromské populace.

Z hlediska věku jsou všechny čtyři kategorie romské populace výrazně mladší ve srovnání s neromskou populací. Do 29 let věku bylo v první, nejširší kategorii (romská národnost a/nebo romský mateřský jazyk) více jak dvě pětiny osob (43,3 %), zatímco v neromské populaci to byla jedna třetina (30,9 %). V rámci všech čtyř vymezených skupin romské populace převažovaly osoby do 49 let věku. V nejširší skupině vymezené romskou národností nebo romským jazykem dosahoval jejich podíl 60,4 %, zatímco v neromské populaci činil pouze 44,3 %. Když srovnáme romské skupiny mezi sebou, nejvyšší podíl do věku 29 let má skupina identifikovaná pouze na základě národnosti (52,8 %) a nejmenší podíl skupina identifikovaná pouze na základě mateřského jazyka (38,3 %). Zastoupení osob do 49 let věku činilo v těchto dvou skupinách 69,4 % versus 56,3 %

Když se podíváme na průměrný věk ve všech čtyřech skupinách romské populace, rozdíly odpovídají předchozímu srovnání založeném na procentuálních komparacích. V nejširší skupině (romská národnost nebo romský mateřský jazyk) byl v roce 2021 průměrný věk 34,6 let, zatímco v neromské populaci to bylo 42,7 let (neromská populace je v průměru starší o 8 let). To může indikovat buď nižší naději dožití romské populace, ale může souviset s odlišnou věkovou strukturou s vyšším zastoupením mladších věkových skupin a případně i vyšší plodností v rámci této populace. *Katrňák*, *Fónadová* a *Šimíková* (2023) konstatují, že v romské populaci, stejně jako v neromské populaci, jsou ženy v průměru o něco starší než muži. Napříč posledními třemi SLDB (2001, 2011, 2021) navíc průměrný věk pro obě pohlaví kontinuálně roste, a to jak v romské populaci, tak v neromské populaci. Na rozdíl od neromské populace, kde věkový rozdíl mezi muži a ženami zůstává v čase prakticky beze změny, v romské populaci se tento rozdíl zmenšuje. Zatímco v SLDB 2001 byly ženy v průměru o 2,5 roku starší než muži (srov. *Katrňák – Fónadová – Šimíková*, 2023), v SLDB 2021 to bylo o 0,5 roku. Muži v romské populaci se věkově přiblížili ženám.

Romská populace je jako celek posunutá do nižších vzdělanostních stupňů. V prvních dvou kategoriích vzdělání[8] (bez vzdělání, nedokončená základní škola a základní škola) jsou více než tři pětiny této nejšířeji vymezené populace (66,5 %). Ve srovnání s neromskou populací je to sedmkrát více (v neromské populaci je v prvních dvou vzdělanostních kategoriích 9,2 % osob). Když sečteme všechny kategorie vysokoškolského vzdělání (bakalář, magistr a doktorské studium), v nejšířeji vymezené romské populaci má takové vzdělání 4,2 % osob. Oproti tomu v neromské populaci je to 20,5 % osob. Srovnání jednotlivých romských subkategorií ukazuje, že největší podíl osob s nejnižším vzděláním je mezi osobami identifikujícími se na základě jazyka nebo jazyka a národnosti dohromady. Naopak nejmenší podíl těchto osob je ve skupině identifikované pouze na základě národnosti. V této kategorii je zároveň největší podíl osob s nejvyšším vzděláním. Vysokoškolské vzdělání (součet všech tří kategorií tohoto vzdělání) v jejím rámci dosáhlo 8,8 % osob starších 25 let, což je ve srovnání se zbylými skupinami, kde se tato vzdělanost pohybuje pod úrovní 4 %, výrazně více.

Pokud přiřadíme k jednotlivým vzdělanostním kategoriím hodnoty a budeme předpokládat, že se jedná o kontinuální škálu (rozmezí 1 až 9 stupňů, kde číslo 1 označuje nedokončenou základní školu a číslo 9 vysokoškolské doktorské vzdělání), můžeme pro ilustraci identifikovat průměrnou vzdělanost. Pro nejširší romskou skupinu (národnost nebo jazyk) je tato vzdělanost 2,4, tedy v rozmezí základní školy a střední úrovní vzdělání bez maturity (výuční list).[9] Pro neromskou populaci je průměrná vzdělanost 4,5,

8) Komparace je zde vymezena věkovou hranicí 25+. Předpokládáme, že formální vzdělávání je za touto věkovou hranicí pro drtivou většinu populace již ukončeno.

9) Jedná se o váženou průměrnou vzdělanost.

tedy v rozmezí středního odborného vzdělání s maturitou a středního všeobecného vzdělání s maturitou. Rozdíl mezi neromskou a romskou populací jsou tedy v průměru 2 stupně vzdělání. Když spočítáme průměrnou vzdělanost pro zbylé tři romské podskupiny, vidíme, že nejvyšší vzdělanost je u skupiny, která se identifikuje pouze na základě romské národnosti (3,0). Naopak nejnižší průměrnou vzdělanost má skupina identifikovaná pouze na základě romského mateřského jazyka (2,3).

Katrňák, *Fónadová* a *Šimíková* (2023) ukázali, že v meziročním srovnání SLDB 2001, 2011 a 2021 vzdělanost u romské populace roste (větší podíl lidí se posunuje mezigeneračně k vyšším vzdělanostním stupňům), nicméně rozdíly mezi romskou populací a neromskou populací zůstávají stále markantní. „V roce 2001 bylo více jak 80 % romské populace se základním vzděláním nebo nedokončeným základním vzděláním (82.3 %). V roce 2021 se tento podíl snížil na 64 %. Oproti tomu narostl podíl vyučených z 13 % v roce 2001 na 24 % v roce 2021. Podíl vysokoškoláků je v romské populaci zachycené ve sčítáních velmi nízký. V roce 2001 byl 1 %. V roce 2021 byl tento podíl 4 %“ (*Katrňák – Fónadová – Šimíková*, 2023:3).

Poslední dvě kritéria v Tabulce 2 jsou rodinný stav a průměrný počet dětí na jednu ženu starší 40 let a starší 50 let.[10] Největší podíl v nejšířeji definované romské skupině připadá na svobodné (54,8 %).

Tab. 2: Vybrané demografické charakteristiky romské a neromské populace v SLDB 2021
Selected demographic characteristics of the Roma and non-Roma populations in the 2021 Population and Housing Census

		Sčítání lidu domů a bytů 2021 / *Census 2021*									
		Národnost nebo jazyk *Nationality or language*		**Národnost bez jazyka *Nationality without language***		**Jazyk bez národnosti *Language without nationality***		**Národnost i jazyk *Nationality and language***		**Neromská populace *Non-Roma population***	
		počet *number*	**%**	**počet *number***	**%**	**počet *number***	**%**	**počet *number***	**%**	**počet *number***	**%**
Pohlaví *Gender*	Muž / *Men*	20 133	52,0	5 399	50,9	9 074	53,3	5 660	51,1	5 166 415	49,3
	Žena / *Women*	18 575	48,0	5 207	49,1	7 943	46,7	5 425	48,9	5 319 044	50,7
	Celkem / *Total*	38 708	100	10 606	100	17 017	100	11 085	100	10 485 459	100
Věkové skupiny *Age groups*	0–9	4 419	11,4	1 857	17,5	1 373	8,1	1 189	10,7	1 106 237	10,6
	10–19	5 625	14,5	1 816	17,1	2 166	12,7	1 643	14,8	1 065 315	10,2
	20–29	6 719	17,4	1 929	18,2	2 974	17,5	1 816	16,4	1 071 512	10,2
	30–39	6 605	17,1	1 754	16,5	3 072	18,1	1 779	16,0	1 403 045	13,4
	40–49	6 194	16,0	1 456	13,7	2 807	16,5	1 931	17,4	1 729 339	16,5
	50–59	4 939	12,8	1 026	9,7	2 460	14,5	1 453	13,1	1 349 562	12,9
	60–69	3 178	8,2	597	5,6	1 609	9,5	972	8,8	1 281 511	12,2
	70–79	868	2,2	141	1,3	459	2,7	268	2,4	1 037 129	9,9
	80–89	148	0,4	27	0,3	89	0,5	32	0,3	378 536	3,6
	90–99	13	0,0	3	0,0	8	0,0	2	0,0	62 626	0,6
	100+	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	647	0,0
	Celkem *Total*	38 708	100,0	10 606	100,0	17 017	100,0	11 085	100,0	10 485 459	100,0
Průměrný věk *Mean age*		34,57		30,04		36,96		35,22		42,72	

10) Rodinný stav je vymezen věkem 16+, což je nejnižší možný věk pro uzavření sňatku. Průměrný počet dětí je počítán pro dokončené reprodukční období ženy, v tomto případě vymezené věkem ženy jednak 40+ a jednak také 50+.

Tab. 2: (pokračování / *continued*)

		Sčítání lidu domů a bytů 2021 / *Census 2021*									
		Národnost nebo jazyk ***Nationality or language***		**Národnost bez jazyka** ***Nationality without language***		**Jazyk bez národnosti** ***Language without nationality***		**Národnost i jazyk** ***Nationality and language***		**Neromská populace** ***Non-Roma population***	
		počet ***number***	**%**	**počet** ***number***	**%**	**počet** ***number***	**%**	**počet** ***number***	**%**	**počet** ***number***	**%**
Nejvyšší dokončené vzdělání 25+ *Educational attainment 25+*	Bez vzdělání, nedokončená základní škola / *No education, unfinished elementary school*	5 439	23,0	765	13,0	3 055	28,6	1 619	22,8	96 037	1,3
	Základní škola *Elementary school*	10 280	43,5	2 387	40,7	4 515	42,2	3 378	47,6	584 005	7,9
	Střední a vyučení bez maturity / *Secondary school without a high school diploma*	5 279	22,3	1 518	25,9	2 222	20,8	1 539	21,7	2 607 770	35,4
	Střední odborné s maturitou / *Secondary vocational school with a high school diploma*	622	2,6	269	4,6	195	1,8	158	2,2	1 261 064	17,1
	Střední všeobecné s maturitou / *Secondary general school with a high school diploma*	730	3,1	292	5,0	268	2,5	170	2,4	959 715	13,0
	Pomaturitní, nástavbové, konzervatoř *Post-secondary, extension, conservatory*	300	1,3	118	2,0	127	1,2	55	0,8	353 037	4,8
	Vysokoškolské – Bc. *University – Bachelor's degree*	274	1,2	134	2,3	87	0,8	53	0,7	291 112	4,0
	Vysokoškolské – Mgr. Ing. *University – Master's degree, Engineer's degree*	554	2,3	323	5,5	130	1,2	101	1,4	1 139 508	15,5
	Doktorské / *Ph.D.*	177	0,7	60	1,0	96	0,9	21	0,3	76 909	1,0
	Celkem / *Total*	23 655	100,0	5 866	100,0	10 695	100,0	7 094	100,0	7 369 157	100,0
Průměrná vzdělanost 25+ *Average education level 25+*		2,44		2,97		2,26		2,28		4,46	
Rodinný stav 16+ *Marital status 16+*	Svobodný/svobodná *Single*	16 857	54,8	4 403	58,3	7 725	54,0	4 729	53,2	2 696 264	31,2
	Ženatý/vdaná *Married*	8 889	28,9	2 033	26,9	4 162	29,1	2 694	30,3	3 998 453	46,2
	Rozvedený/rozvedená *Divorced*	3 618	11,8	863	11,4	1 704	11,9	1 051	11,8	1 229 494	14,2
	Vdovec/vdova *Widowed*	1 330	4,3	233	3,1	696	4,9	401	4,5	719 245	8,3
	Registrované partnerství *Registered partnership*	44	0,1	20	0,3	16	0,1	8	0,1	6 688	0,1
	Celkem / *Total*	30 738	100,0	7 552	100,0	14 303	100,0	8 883	100,0	8 650 144	100,0
Průměrný počet dětí *Average number of children*	Ženy 40+ / *Women 40+*	3,21		2,89		3,34		3,21		1,95	
	Ženy 50+ / *Women 50+*	3,42		3,13		3,52		3,44		2,01	

Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

Ve srovnání s neromskou populací je to o více než o 20 procentních bodů (v neromské populaci tvoří svobodní 31,2 %). Ženatí a vdané jsou pak v nejširším vymezení romské populace o 18 procentních bodů zastoupeni méně než v neromské populaci (28,9 % versus 46,2 %). Rozvedení jsou v obou populacích zastoupeni v podobném podílu (v nejširší vymezené romské skupině je to 11,8 %, v neromské populaci je to 14,2 %). V nejširší vymezené romské skupině však najdeme menší podíl ovdovělých (4,3 % oproti 8,3 % v neromské populaci). Když srovnáme romské skupiny mezi sebou, dominance svobodných nad lidmi žijícími v manželství je ještě silnější ve skupině vymezené pouze romskou národností (58,3 % je zde svobodných a 26,9 % žije v manželství). Zbylé dvě skupiny romských osob jsou na tom z hlediska struktury rodinného stavu podobně jako nejšířeji vymezená romská skupina.

Průměrný počet dětí u romských žen starších 40 a 50 let je u všech romských skupin výrazně vyšší než u neromské populace. U všech romských skupin toto číslo výrazně překračuje tzv. záchovnou populační hranici (2,1 dítěte na ženu). Ve srovnání s tím v neromské populaci byl průměrný počet dětí na jednu ženu 1,95 ve věkové skupině žen 40+ a 2,01 ve věkové skupině 50+, což znamená, že se neromská populace zmenšuje a také stárne (početně menší kohorty dětí mezigeneračně nahrazují početně větší kohorty svých rodičů). I když, jak konstatují *Katrňák*, *Fónadová* a *Šimíková* (2023), průměrný počet živě narozených dětí u romských žen v čase klesá, ve srovnání s neromskou populací je tento údaj stále výrazně vyšší.

SROVNÁNÍ ROMSKÉ A NEROMSKÉ POPULACE V SLDB 2021 Z HLEDISKA BYDLENÍ

Tabulka 3 ukazuje vybrané indikátory bydlení pro čtyři odlišně vymezené romské skupiny a neromskou populaci. Podobně jako u neromské populace, i ve všech čtyřech romských skupinách drtivě převažuje bydlení v bytech. Oproti neromské populaci nicméně větší podíl osob žije v zařízeních.[11] V nejširší vymezené romské skupině je to 8,7 %, v neromské populaci jsou to 1,8 %. Podíl žijících v zařízeních je nejvyšší v subpopulaci jen romský jazyk bez národnosti, naopak je nejnižší ve skupině vymezené na základě romské národnosti bez jazyka (4,8 %).

Průměrný počet osob v bytě indikuje hustotu zalidnění domácnosti. Tento údaj vyjadřuje průměrný počet lidí, kteří trvale nebo dlouhodobě bydlí v jedné bytové jednotce. Počítá se jako podíl z celkového počtu osob žijících v bytech a celkového počtu obydlených bytů (více k tomu srov. *Metodické vysvětlivky…*, 2026). U všech čtyř romských skupin je toto číslo totožné, a přitom výrazně vyšší než u neromské populace. Jedná se o údaj, který je definován jako průměrný počet osob v bytě, kde žije alespoň jedna osoba z dané romské skupiny, ať už je vymezena na základě národnosti, jazyka nebo jejich kombinace. Další údaj v Tabulce 3 ukazuje průměrný počet osob v bytě, kde žijí pouze osoby z dané skupiny. Tento údaj indikuje velikost domácnosti, která je daná pouze sledovanou skupinou lidí při vyloučení domácností, kde s touto sledovanou skupinou žije také ještě někdo jiný (v našem případě se jedná pouze o domácnosti, kde jsou všichni její členové vymezení na základě romské národnosti, jazyka nebo jejich kombinace). U tohoto údaje jsou rozdíly mezi jednotlivými romskými skupinami a neromskou populací pouze minimální. Znamená to, že když je aplikováno vymezující kritérium romské příslušnosti na celé domácnosti, a nikoliv pouze na nejméně jednoho člena domácnosti, v průměru se velikost romské domácnosti neliší od domácnosti neromské populace. Jedná se pravděpodobně o selektivní vliv toho, že u menších domácností je větší pravděpodobnost, že se přihlásí k romské národnosti nebo uvádějí romský mateřský jazyk všichni členové.

U všech čtyř romských skupin žije podstatně menší podíl osob ve vlastních domech nebo v bytech v osobním vlastnictví. Tento podíl se napříč těmito skupinami neliší. V průměru je to za tyto skupiny čtvrtina osob (24 %), zatímco u neromské populace jsou

11) Zařízení označuje budovy nebo jejich části, jež slouží primárně k ubytování osob, které zde však obvykle netvoří hospodařící domácnost (např. ubytovny, zařízení pro seniory – domovy důchodců, ústavy sociální péče, studentské koleje a internáty, kláštery a podobná zařízení) (srov. *Způsob bydlení obyvatelstva…*, 2024).

to necelé tři čtvrtiny (73 %). Oproti tomu drtivá většina romské populace žije v nájemním nebo pronajatém bytě (v průměru za všechny čtyři skupiny 71,7 %), přitom v neromské populaci připadne na bydlení v nájmu či pronájmu 18,8 % případů. Jedná se o převrácený vzorec u romské a neromské populace.

Poslední dva ukazatele v Tabulce 3 se týkají počtu obytných místností a velikosti bytu. Ve srovnání

Tab. 3: Vybrané charakteristiky bydlení romské a neromské populace v SLDB 2021
Selected characteristics of housing for the Roma and non-Roma populations in the 2021 Population and Housing Census

		Sčítání lidu domů a bytů 2021 / *Census 2021*									
		Národnost nebo jazyk *Nationality or language*		Národnost bez jazyka *Nationality without language*		Jazyk bez národnosti *Language without nationality*		Národnost i jazyk *Nationality and language*		Neromská populace *Non-Roma population*	
		počet *number*	%	počet *number*	%	počet *number*	%	počet *number*	%	počet *number*	%
Způsob bydlení *Type of housing*	V bytech / *In apartments*	34 416	88,9	9 849	92,9	14 610	85,9	9 957	89,8	10 069 969	96,0
	V zařízeních / *In facilities*	3 373	8,7	505	4,8	1 994	11,7	874	7,9	184 205	1,8
	Mimo byty a zařízení *Outside apartments and facilities*	847	2,2	234	2,2	377	2,2	236	2,1	227 631	2,2
	Osoby bez domova *Homeless*	72	0,2	18	0,2	36	0,2	18	0,2	3 654	0,0
	Celkem / *Total*	38 708	100,0	10 606	100,0	17 017	100,0	11 085	100,0	10 485 459	100,0
Průměrný počet osob v bytě / *Average number of persons in a dwelling*		3,22		3,24		3,34		3,25		2,26	
Průměrný počet osob subpopulace v bytě / *Average number of persons in a subpopulation in a dwelling*		2,38		2,25		2,06		2,28		2,25	
Právní užívání bytu / *Legal use of the apartment*	Ve vlastním domě *In own house*	4 186	13,9	1 257	14,0	1 819	15,0	1 110	12,4	4 381 464	47,3
	V osobním vlastnictví *Owned*	3 067	10,2	996	11,1	1 270	10,5	801	9,0	2 377 074	25,7
	Družstevní *Cooperative*	697	2,3	242	2,7	257	2,1	198	2,2	284 167	3,1
	Jiné bezplatné užívání bytu / *Other*	595	2,0	191	2,1	213	1,8	191	2,1	482 616	5,2
	Nájemní / pronajatý *Rented*	21 530	71,6	6 314	70,2	8 570	70,7	6 646	74,3	1 738 771	18,8
	Celkem / *Total*	30 075	100,0	9 000	100,0	12 129	100,0	8 946	100,0	9 264 092	100,0
Počet obytných místností (včetně kuchyně) *Number of living rooms (including kitchen)*	1	1 300	4,3	349	3,7	563	4,4	388	4,2	183 705	1,9
	2	4 943	16,4	1 484	15,8	1 975	15,5	1 484	15,9	794 007	8,3
	3	10 203	33,9	2 931	31,2	4 176	32,8	3 096	33,2	1 995 957	20,9
	4	9 237	30,7	2 809	29,9	3 731	29,3	2 697	29,0	3 068 164	32,1
	5+	5 755	19,1	1 830	19,5	2 278	17,9	1 647	17,7	3 502 642	36,7
	Celkem / *Total*	31 438	104,5	9 403	100,0	12 723	100,0	9 312	100,0	9 544 475	100,0
Celková plocha bytu v m² *Total area of the apartment in m²*	Do 39,9	3 048	10,3	813	8,8	1 326	11,5	909	10,2	382 451	4,1
	40,0–59,9	8 563	28,9	2 560	27,9	3 363	29,2	2 640	29,7	1 362 445	14,5
	60,0–79,9	9 647	32,6	3 058	33,3	3 707	32,2	2 882	32,4	2 591 792	27,5
	80,0–99,9	4 141	14,0	1 288	14,0	1 612	14,0	1 241	14,0	1 477 159	15,7
	100,0–119,9	1 749	5,9	617	6,7	650	5,6	482	5,4	1 018 080	10,8
	120,0–149,9	1 161	3,9	387	4,2	409	3,5	365	4,1	1 041 813	11,1
	150,0 a více / *or more*	1 297	4,4	469	5,1	457	4,0	371	4,2	1 537 415	16,3
	Celkem / *Total*	29 606	100,0	9 192	100,0	11 524	100,0	8 890	100,0	9 411 155	100,0

Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

s neromskou populací žije větší podíl osob v romské populaci v bytech s menší obývanou plochou. Jednotlivé romské skupiny se v tomto údaji výrazněji neliší. V bytech do dvou obytných místností žije asi o 10 procentních bodů více osob v romské populaci než u neromské populace (v průměru za všechny romské skupiny je to 20 %, u neromské populace je to 10,2 %). Podobný rozdíl, o 10 procentních bodů, existuje také v případě bytů se třemi obytnými místnostmi. U více obytných místností (4 a 5+) se tento rozdíl převrací ve prospěch neromské populace. V bytech o pěti a více místnostech žije 36,7 % osob neromské populace, zatímco u nejšířeji vymezené romské populace je to 19,1 %.

S těmito údaji pak korespondují podíly dané celkovou plochou bytu v metrech čtverečních. V bytech do 50 metrů čtverečních žije v romské populaci dvakrát více osob než je tomu u neromské populace V průměru napříč všemi romskými skupinami je to téměř 40 %, u neromské populace je to 18,5 % osob. Jednotlivé romské skupiny se v tomto údaji opět prakticky neliší. U plochy bytu 100 metrů čtverečních a více je tento rozdíl pak převrácený ve prospěch neromské populace. V průměru napříč romskými skupinami žije v těchto bytech 14,3 % osob, u neromské populace je to 38,2 %.

VELIKOST OBCE A ÚZEMNÍ DISTRIBUCE ROMSKÉ POPULACE PODLE SLDB 2021

Tabulka 4 ukazuje distribuci romské populace (v tomto případě nejšířeji vymezené) podle velikosti obce. Její zastoupení sice není napříč rozdílnými velikostmi obcí rovnoměrné, nicméně je tato populace přítomna ve všech těchto kategoriích. Pětina romské populace (20,3 %) žije ve středně velkých obcích o velikosti 20 až 50 tisíc. Ve srovnání s neromskou populací je to o necelých 8 procentních bodů více (z neromské populace žije v těchto středně velkých obcích 12,3 % osob). Ve velkých obcích (200 tisíc až 500 tisíc) žije 11,4 % romské populace. Je to opět více než v neromské populaci, v níž v takto velkých obcích žije 6,5 % osob. Naopak v nejmenších obcích (do 5 tisíc obyvatel), žije 24,4 % romské populace, zatímco v neromské populaci tvoří podíl osob žijících v těchto malých obcích téměř dvě pětiny (39,7 %).

Tab. 4: Distribuce romské a neromské populace podle velikosti obce v SLDB 2021
The Roma and non-Roma population by municipality size in the 2021 Population and Housing Census

		Sčítání lidu domů a bytů 2021 / *Census 2021*			
		Národnost nebo jazyk ***Nationality or language***		**Neromská populace** ***Non-Roma population***	
		počet / *number*	**%**	**počet / *number***	**%**
Velikost obce *Size of the municipality*	do 199	164	0,4	178 049	1,7
	200 až 499	1 177	3,0	653 292	6,2
	500 až 999	1 869	4,8	959 337	9,1
	1 000 až 1 999	2 031	5,2	1 080 171	10,3
	2 000 až 4 999	4 191	10,8	1 287 715	12,3
	5 000 až 9 999	3 473	9,0	939 561	9,0
	10 000 až 19 999	4 709	12,2	946 513	9,0
	20 000 až 49 999	7 854	20,3	1 288 854	12,3
	50 000 až 99 999	4 761	12,3	793 644	7,6
	100 000 až 199 999	1 275	3,3	383 135	3,7
	200 000 až 499 999	4 426	11,4	676 534	6,5
	1 000 000 a více / *or more*	2 778	7,2	1 298 654	12,4
	Celkem / *Total*	38 708	100,0	10 485 459	100,0

Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

Fónadová, *Katrňák* a *Šimíková* (2021) konstatují, že romská populace na základě údajů SLDB 2011 představuje v České republice převážně městské obyvatelstvo. SLDB data z roku 2021 toto potvrzují. Při sloučení kategorií velikosti obcí do dvou (do 20 tisíc obyvatel a nad 20 tisíc obyvatel), připadá do druhé kategorie 55 % romské populace, zatímco v neromské populaci 42 %.

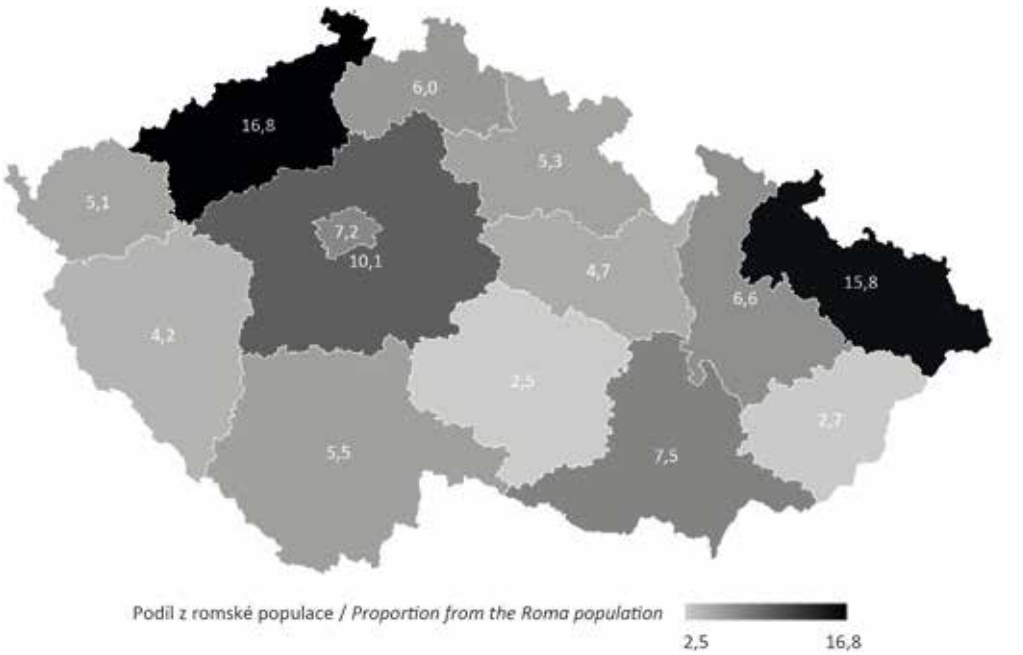
Mapa 1 demonstruje územní rozložení romské populace (opět nejšířeji vymezené na základě romské národnosti nebo romského mateřského jazyka) napříč kraji České republiky. Největší podíl této populace (z celku této populace) žije v Ústeckém a Moravskoslezském kraji (16,8 % a 15,8 %). Dohromady tedy přibližně jedna třetina romské populace. Ve zbylých krajích je romská populace koncentrována již výrazně méně. Nejmenší podíl romské populace připadá na Zlínský kraj a kraj Vysočina (oba s necelými 3 %). *Katrňák*, *Fónadová* a *Šimíková* při své komparaci SLDB z let 2001, 2011 a 2021 ukazují, že toto rozložení napříč kraji zůstává v čase prakticky beze změny.

Mapa 2 ukazuje územní rozložení romské populace (opět při jejím nejširším vymezení) v okresech České republiky, což uvnitř krajů umožňuje přesnější lokalizaci této populace. Největší podíl z celku této populace připadá na okresy s největšími městy, konkrétně jde o Prahu (7,2 %), Ostravu-město (6,7 %) a Brno-město (4,7 %). Znamená to, že dohromady v těchto třech metropolích, spolu s Karvinou, která tvoří čtvrté největší město v počtu romské populace (4,3 %), žije necelá čtvrtina romské populace (22,9 %). V Ústeckém kraji se pak nacházejí čtyři další okresy s vysokým podílem romské populace: Ústí nad Labem, Most, Chomutov a Děčín (průměrný podíl romské populace v těchto okresech je 3 %).

Když spojíme údaje o velikosti obce s údaji o krajích a okresech, můžeme konstatovat, že v rámci krajů se romská populace koncentruje převážně v hlavních městech těchto krajů – jedná se tedy o velkoměstskou populaci. V případě Prahy je to zřetelné, v Jihomoravském a Moravskoslezském kraji se jedná o koncentraci do metropolí těchto krajů (Brno a Ostrava).

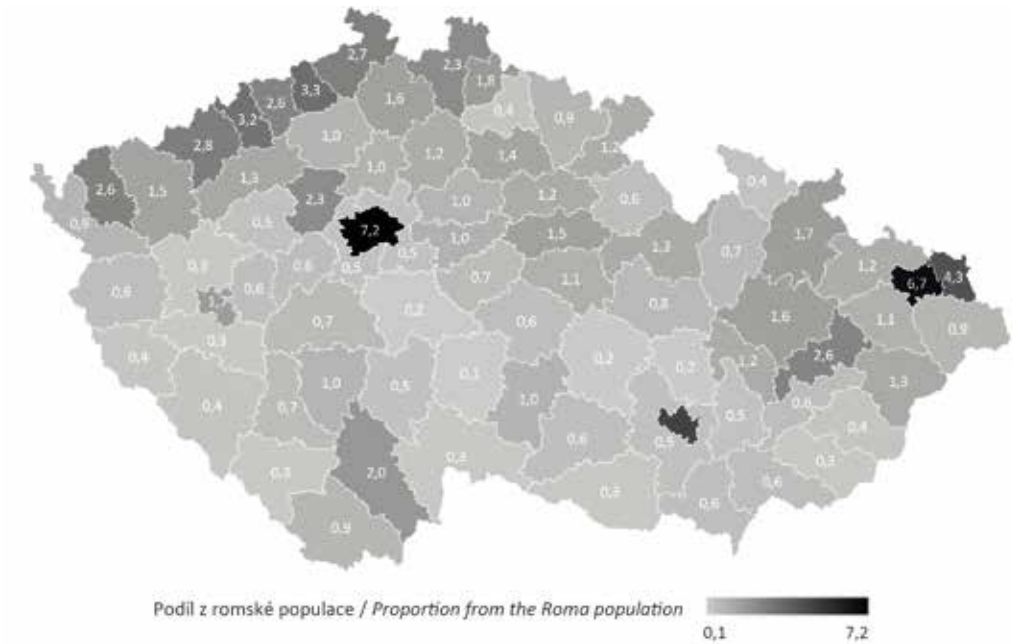
Mapa 1: Územní rozložení romské populace v krajích ČR podle SLDB 2021 (v %)

Distribution of the Roma population in Czech regions according to the 2021 Population and Housing Census (in %)



Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

Mapa 2: Územní rozložení romské populace v okresech ČR podle SLDB 2021 (v %)
Distribution of the Roma population in Czech districts according to the 2021 Population and Housing Census (in %)



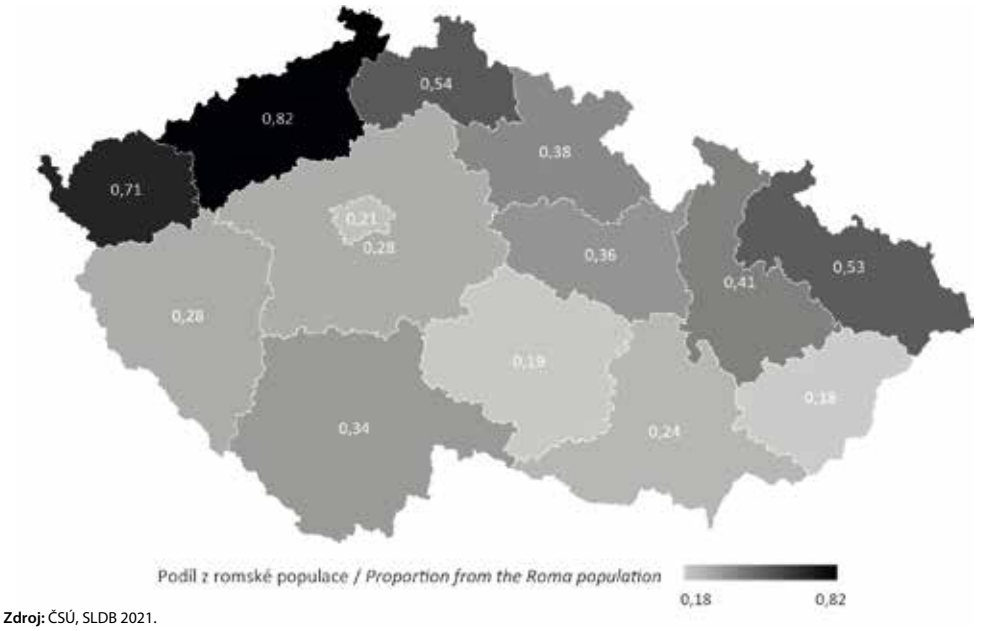
Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

K tomu lze dodat, že v krajích jako je Ústecký, Karlovarský nebo Pardubický se romská populace soustřeďuje převážně do krajských měst a lze ji v těchto případech rovněž charakterizovat jako populaci středně velkého města (*Fónadová – Katrňák – Šimíková*, 2021).

Mapy 3 a 4 ukazují podíl romské populace (opět nejšířeji vymezené na základě romské národnosti nebo romského mateřského jazyka) v jednotlivých krajích (Mapa 3) a okresech (Mapa 4) na celkovém počtu obyvatel v těchto krajích a okresech. Největší podíl Romů je v Ústeckém kraji a Karlovarském kraji (Mapa 3). V Ústeckém kraji je přibližně každý 120. obyvatel Rom (vypočítáno jako: 100/0,82), v Karlovarském kraji je to asi každý 140. (vypočítáno: 100/0,71). Třetí a čtvrtý největší podíl Romů na celkovém počtu obyvatel v krajích najdeme v Libereckém a Moravskoslezkém kraji. Naopak nejmenší podíl Romů na celkovém počtu obyvatel daného kraje je v Kraji Vysočina a ve Zlínském kraji (v obou krajích to je asi každý 555. obyvatel, vypočítáno jako 100/0,19 a 100/0,18). Srovnání zastoupení Romů v Ústeckém kraji a Zlínském kraji na celkovém počtu obyvatel obou těchto krajů ukazuje velikost rozdílů v zastoupení Romů napříč kraji. V Ústeckém kraji žije 2,2 krát více Romů než ve Zlínském kraji (vypočítáno jako 120/55).

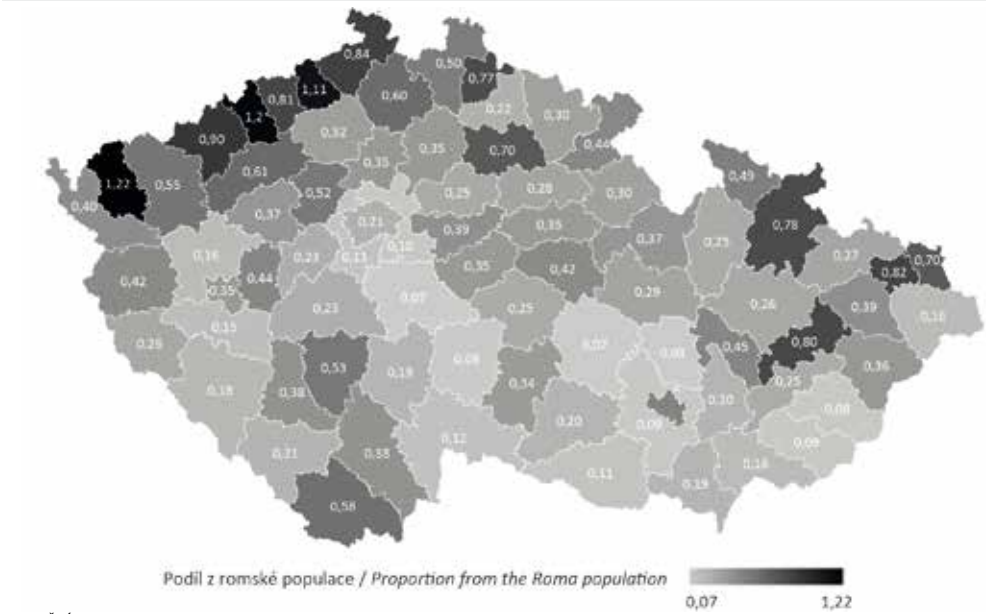
Z hlediska okresů je největší zastoupení Romů v okresech Sokolov, Most a Ústí nad Labem (Mapa 4). V okrese Sokolov je přibližně každý 80. obyvatel Rom (vypočítáno jako 100/1,22). Nejmenší podíl Romů na celkovém počtu obyvatel je pak v okresech Blansko, Žďár nad Sázavou a Benešov. V těchto okresech je asi každý 140. obyvatel Romem (vypočítáno jako 100/0,07). Srovnání okresu Sokolov a okresu Benešov, tedy okresu s nejvyšším a nejnižším zastoupením Romů, ukazuje že v okrese Sokolov žije na celku obyvatel 1,75 krát více Romů než v okrese Benešov (vypočítáno jako 140/80). Tento rozdíl, stejně jako v případě krajů, demonstruje vysoké rozdíly v zastoupení romské populace napříč okresy.

Mapa 3: Podíl romské populace na celkové populaci v krajích ČR podle SLDB 2021 (v %)
Proportion of the Roma population in Czech regions according to the 2021 Population and Housing Census (in %)



Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

Mapa 4: Podíl romské populace na celkové populaci v okresech ČR podle SLDB 2021 (v %)
Proportion of the Roma population in Czech districts according to the 2021 Population and Housing Census (in %)



Zdroj: ČSÚ, SLDB 2021.
Source: *CZSO, Population and Housing Census 2021.*

ZÁVĚR

V tomto přehledu jsme se zabývali srovnáním romské populace a neromské populace z dat posledního SLDB 2021. Romskou populaci jsme vymezili na základě dvou kritérií (romská národnost a romský mateřský jazyk), jejichž kombinací jsme rozlišili čtyři skupiny romské populace, zatímco neromská populace je tvořena osobami, které nespadají do žádné z těchto kategorií. Zaměřili jsme se na vybraná dostupná srovnatelná kritéria ve SLDB 2021. Srovnání neromské populace a nejšířeji vymezené romské populace z hlediska těchto kritérií ukázalo, že v romské populaci je podíl mužů vyšší než podíl žen. Jedná se o specifický rys této populace, který je odlišný od neromské populace. Zdali se však jedná o statistický nebo věcný rozdíl, je výzvou pro další analýzy. Z hlediska věku je romská populace výrazně mladší než neromská populace. V romské populaci jsou ženy, stejně jako v neromské populaci, v průměru starší než muži, nicméně mezi sčítáními 2001 až 2021 se průměrný věk mužů vyrovnává s průměrným věkem žen. V romské populaci dominují osoby s nejnižšími stupni dosaženého vzdělání. Bez vzdělání, nedokončenou základní školu nebo pouze základní školu má více jak tři pětiny této populace. Vysokoškolské vzdělání je naopak v této populaci dle dat SLDB 2021 stále velmi řídkým jevem.

V romské populaci je vysoký podíl svobodných osob starších 16 let a ve srovnání s neromskou populací nižší podíl osob žijících v manželství. V případě romské populace může tento jev souviset s převahou mladších věkových skupin. Co se týká reprodukčního chování, průměrný počet živě narozených dětí na ženu v ukončeném reprodukčním cyklu je v romské populaci přibližně o jedno dítě vyšší než u žen neromské populace. Z hlediska bytových podmínek většina romské populace žije v bytech, přičemž jejich průměrná obytná plocha je menší než u neromské populace. Ve většině případů se nejedná o byty v osobním vlastnictví. Větší podíl romské populace ve srovnání s neromskou žije v zařízeních. Hustota zalidnění romských domácností je výrazně vyšší než u neromské populace. Romská populace je přítomna ve všech velikostně odlišných sídelních jednotkách, i když v rozdílném zastoupení (nejvíce se soustřeďuje ve větších městech a aglomeracích jako je Praha, Brno a Ostrava). Z hlediska podílu Romů na obyvatelstvu vyšších celků, jako jsou kraje a okresy, existují v rámci ČR značné rozdíly. Největší podíl romské populace žije v Karlovarském a Ústeckém kraji, konkrétně v okresech Sokolov, Most, Ústí nad Labem, Chomutov a Děčín.

Kdo jsou osoby, které se v SLDB identifikují pouze na základě romské národnosti a kdo jsou ty, které se identifikují pouze na základě romského mateřského jazyka? Lze se domnívat, že první skupina již nepoužívá romštinu jako mateřský či každodenní jazyk a k romství se hlásí pouze na základě deklarované národnosti, zatímco druhá skupina romskou národnost neuvádí z nejrůznějších důvodů, nicméně uvádí romštinu jako mateřský jazyk. Liší se tyto skupiny od sebe navzájem? Naše odpověď zní ano. První skupina (identifikace pouze na základě romské národnosti) je ze všech skupin nejmladší, druhá skupina (identifikace pouze na základě romského jazyka) je naopak nejstarší. První skupina je nejvzdělanější ze všech romských podskupin. Největší podíl nejméně vzdělaných naopak připadá na druhou skupinu (identifikující se pouze romským jazykem). V první skupině je největší podíl svobodných a nejmenší podíl žijících v manželství. Ve druhé skupině je naopak menší podíl svobodných a větší podíl žijící v manželství. V první skupině je také nejmenší průměrný počet narozených dětí na jednu ženu v ukončeném reprodukčním cyklu, ve druhé skupině je tento průměrný počet dětí výrazně vyšší. Větší podíl první skupiny oproti druhé skupině žije v bytech. Srovnání bydlení v zařízeních pak ukazuje, že v případě první skupiny je podíl připadající na tuto kategorii nižší než v případě druhé skupiny. Tyto závěry celkově naznačují, že identifikace pouze na základě romské národnosti nebo pouze na základě romského jazyka má hlubší demografické a zřejmě i socioekonomické souvislosti, které by měly sloužit jako východisko pro další odborné zkoumání.

Poděkování

Tento výsledek byl finančně podpořen z institucionální podpory na dlouhodobý koncepční rozvoj výzkumné organizace na léta 2023–2027 a je součástí výzkumného úkolu Nástroje adaptace společnosti na stárnutí obyvatelstva s důrazem na gender řešeného Research Institute for Labour and Social Affairs v letech 2024–2026.

Literatura

- Čada, K. (ed.). 2015. *Analýza sociálně vyloučených lokalit v ČR.* Praha: GAC, s. r. o. Dostupné z: https://www.gac.cz/userfiles/File/nase_prace_vystupy/Analyza_socialne_vyloucenych_loka-lit_GAC.pdf.
- EU-FRA. 2022. *Roma in 10 European countries – main results.* Vienna: European Union Agency for Fundamental Rights. Dostupné z https://fra.europa.eu/sites/default/files/fra_uploads/fra-2022-roma-survey-2021-main-results2_en.pdf.
- Farkas, L. 2017. *Data collection in the field of ethnicity.* Luxembourg: European Union.
- Fónadová, L. – Katrňák, T. – Šimíková, I. 2021. Populace Romů ve Sčítání lidu 2011 z hlediska územní distribuce a sociodemografické struktury. In. *Conference Proceedings of the 14th annual International Conference RELIK 2021*, s. 201–219, Praha: VŠE.
- Font, J. – Méndez, M. (eds.). 2013. *Surveying Ethnic Minorities and Immigrant Populations Methodological Challenges and Research Strategies*. Amsterdam: Amsterdam University Press. https://doi.org/10.1515/9789048519187.
- Kappelhof, J. W. S. 2015. Face-to-face or sequential mixed-mode surveys among non-western minorities in the Netherlands: The effect of different survey designs on the possibility of nonresponse bias. *Journal of Official Statistics*. roč. 31, č. 1, s. 1–30. https://doi.org/10.1515/jos-2015-0001.
- Katrňák, T. – Šimíková, I. – Fónadová, L. 2023. Proměny romské populace ve Sčítáních lidu, domů a bytů mezi lety 2001, 2011 a 2021. *FÓRUM sociální politiky*. Praha, VÚPSV, roč. 17, č. 3, s. 2–5.
- Langhamrová, J. – Fiala, T. 2008. Současná charakteristika romské populace a projekce jejího vývoje do roku 2050. In: Jakoubek, M., Budilová, L. (eds.). *Romové a Cikáni – neznámí i známí. Interdisciplinátní pohled.* Voznice, Leda, s. 94–122.
- Metodické vysvětlivky Sčítání lidu, domů a bytů. ČSÚ, 2026, online dokument: https://csu.gov.cz/produkty/13-6116-03--metodicke_vysvetlivky.
- Messing, V. 2014. Methodological puzzles of surveying Roma/Gypsy populations. *Ethnicities*. roč. 14, č. 6, s.2,75 811–829. https://doi.org/10.1177/1468796814542180.
- MŠMT ČR. 2016. *Zpráva ze zjišťování kvalifikovaných odhadů počtu romských žáků v základních školách ve školním roce 2016/17*. Praha: MŠMT ČR.
- Nestorová Dická, J. 2021. Demographic Changes in Slovak Roma Communities in the New Millennium. *Sustainability*, 13(7), 3735. https://doi.org/10.3390/su13073735.
- Pénzes, J. – Pásztor, I. Z. – Balázs, D. – Kovács, D. 2026. Trendforduló vagy mérési dilemma? – A magyarországi roma népesség számának alakulása és területi sajátosságai. [Trend reversal or dilemma of measuring? Number and spatial characteristics of Hungarian Roma population]. *Területi Statisztika*, 66(2), s. 274–296. https://doi.org/10.15196/TS660205.
- *Sčítání 2021 – národnost.* 2026. https://scitani.gov.cz/narodnost.
- Simon, P. 2012. Collecting ethnic statistics in Europe: a review. *Ethnic and Racial Studies.* roč. 35, č. 8, s. 1366–1391. https://doi.org/10.1080/01419870.2011.607507.
- Simpson, L. – Akinwale, B. 2007. Quantifying Stability and Change in Ethnic Group. *Journal of Official Statistics*, 23(2), s. 185–208.
- Surdu, M. 2019. Why the "real" numbers on Roma are fictitious: Revisiting practices of ethnic quantification. *Ethnicities*, 19(3), 486–502. https://doi.org/10.1177/1468796819833424.
- Szabó, L. et al. 2021. Fertility of Roma Minorities in Central and Eastern Europe. *Comparative Population Studies*. 46 (2021). https://doi.org/10.12765/CPoS-2021-14.
- Šimíková, I. – Katrňák, T. – Rákoczyová, M. – Fónadová L. 2024. *Report on the Socio-economic Situation of the Roma Population in the Czech Republic 2023/2024. Results of the sample survey.* Praha: Research Institute for Labour and Social Affairs (RILSA), v. v. i.
- Tourangeau, R. 2014. Defining hard-to-survey populations. In: Tourangeau, R. – Edwards, B. – Johnson, T. – Wolter, K. – Bates, N. (eds.). *Hard-to-Survey Populations*. Cambridge: Cambridge University Press, s. 3–20. https://doi.org/10.1017/CBO9781139381635.
- *Způsob bydlení obyvatelstva podle výsledků sčítání lidu. 2024.* Sčítání lidu, domů a bytů. Praha: ČSÚ.

TOMÁŠ KATRŇÁK

je profesorem sociologie na Katedře sociologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Působí také ve výzkumném oddělení Výzkumného ústavu práce a sociálních věcí, v. v. i. (Research Institute for Labour and Social Affairs). Zaměřuje se na sociální stratifikaci, sociální statistiku a metody analýzy dat. Napsal pět sociologických knih a publikoval v řadě odborných časopisů v českém i anglickém jazyce.

LAURA FÓNADOVÁ

je odbornou asistentkou na Katedře veřejné ekonomie Ekonomicko-správní fakulty Masarykovy univerzity v Brně. Zaměřuje se na problematiku nerovností a sociální mobility v souvislosti s etnicitou. Je autorkou jedné odborné sociologické monografie a publikovala řadu českých a anglických odborných textů.

SUMMARY

This overview compares the Roma population with the general (non-Roma) population in the Czech Republic, using selected indicators from the 2021 Population and Housing Census. The Roma population is identified based on four criteria: Roma nationality, the Romani language, and combinations of nationality and language. The results show that the Roma population has a higher proportion of men and a markedly younger age structure than the non-Roma population. In both populations, women are generally older than men, although the age gap has gradually narrowed over time. Educational attainment among the Roma population is strongly skewed towards the lowest levels, while tertiary education remains rare. Substantial differences are also observed in marital status composition. The Roma population has a relatively high proportion of single individuals and a low proportion of married individuals, while this difference is much smaller in the non-Roma population. Fertility rates also differ markedly, and the average number of live births among Roma women is substantially higher than that of women in the non-Roma population. Regarding housing conditions, most Roma individuals live in apartments with a smaller average living space than those in the non-Roma population, and these dwellings are typically not privately owned. Lastly, there are also differences between the individuals identified as Roma solely on the basis of Roma nationality and those identified solely on the basis of the Romani language.

POPULAČNÍ VÝVOJ ČESKA V ROCE 2025

Jana Koukalová[1)]

POPULATION DEVELOPMENT IN CZECHIA IN 2025

Abstract

The article describes demographic development in Czechia during 2025 and sets it in the context of the last decade. The study focuses on the main demographic processes: fertility, mortality, nuptiality, the divorce rate, and migration. In 2025, the population in Czechia grew as a result of positive net international migration. The population continued to age. The number of live births was the lowest ever in the history of statistical surveys and remained lower than the number of deaths. Life expectancy at birth again reached a slightly higher value than in previous years for both sexes and is the highest it has ever been. The number of marriages was the lowest since the end of World War I, while the number of divorces increased slightly year-on-year. The volume of international migration remained at a high level in 2025.

Keywords: demographic development, population, age structure, nuptiality, divorce, fertility, mortality, migration, Czechia
Demografie, 2026, 68(3), 224–245
DOI: https://doi.org/10.54694/dem.0399

ÚVOD

Podle bilance Českého statistického úřadu[2)] mělo Česko ke konci roku 2025 celkem 10,916 milionu obyvatel. V průběhu roku 2025 došlo pouze k mírnému nárůstu populace, a to o 6,3 tisíce osob. Populace Česka zaznamenává kladné přírůstky obyvatel nepřetržitě od roku 2014. Posledních sedm let je však zajišťuje pouze zahraniční stěhování (Tab. 1), bilance přirozené měny je záporná. Převaha zemřelých nad živě narozenými dětmi o 35,7 tisíce osob v roce 2025 byla přitom vůbec největší od roku 1919.

SLOŽENÍ OBYVATEL PODLE POHLAVÍ, VĚKU A RODINNÉHO STAVU

V populaci Česka tradičně mírně převažují ženy nad muži (Tab. 2). Na konci roku 2025 dosahoval podíl žen 50,8 %, absolutně šlo o 174,9 tisíce více žen než mužů. Nejvyšší podíl měly ženy v rámci posledního desetiletí v letech 2022 a 2023 (shodně 51,0 %), a to vlivem specifické skladby imigrační vlny přistěhovalých z válkou zasažené Ukrajiny, ve které převládaly ženy.

Na konci roku 2025 bylo v produktivním věku 15–64 let 64,1 % populace Česka, v seniorském věku 65+ let 20,8 % a dětská složka 0–14 let tvořila 15,1 % populace.

1) Český statistický úřad, kontakt: jana.koukalova@csu.gov.cz.

2) Český statistický úřad každoročně bilancuje stav a strukturu obyvatel na základě výsledků posledního sčítání lidu, domů a bytů (SLDB) a bilance demografických událostí v jednotlivých letech. Stav a struktura obyvatel od roku 2021 vychází z výsledků SLDB 2021, zatímco údaje za předchozí vybrané roky 2016 a 2020 navazují na výsledky SLDB 2011. Pokles početního stavu populace mezi roky 2020 a 2021 je odrazem nasazení nových stavů pro bilanci obyvatel, srovnání počátečního a koncového stavu roku 2021 ukazuje početní růst populace i v průběhu roku 2021 (o 21,9 tisíce).

Tab. 1: Přírůstek obyvatel, 2016 a 2020–2025
Population increase, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator*
Přirozený přírůstek	4 913	–19 089	–28 098	–18 920	–21 646	–27 900	–35 701	*Natural increase*
Přírůstek stěhováním	20 064	26 927	49 969	329 742	94 672	36 845	42 040	*Net migration*
Celkový přírůstek	24 977	7 838	21 871	310 822	73 026	8 945	6 339	*Total increase*
	Na 1 000 obyvatel / *Per 1,000 population*							
Přirozený přírůstek	0,5	–1,8	–2,7	–1,8	–2,0	–2,6	–3,3	*Natural increase*
Přírůstek stěhováním	1,9	2,5	4,8	30,6	8,7	3,4	3,9	*Net migration*
Celkový přírůstek	2,4	0,7	2,1	28,9	6,7	0,8	0,6	*Total increase*

Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office.*

Dětská složka populace početně každoročně rostla od roku 2008 až do roku 2022. Nejprve to bylo v důsledku přecházení populačně slabších ročníků do produktivní složky a jejich nahrazení generacemi početně silnějšími. Vlivem přílivu uprchlíků z Ukrajiny, jež tvořily zejména ženy a děti, dětská složka populace rostla ještě v roce 2022, a to dokonce nezvykle velkou měrou (o 3,4 %, absolutně o 57,4 tisíce). Velký propad počtu narozených dětí měl vliv na klesání početnosti dětské složky od roku 2023. V roce 2025 se počet osob ve věku do 14 let (včetně) snížil o 44,1 tisíce (tj. o 2,6 %). Bylo to způsobeno jednak nižším přírůstkem zahraničním stěhováním, jednak dalším poklesem porodnosti. I přes klesající trend z posledních let byl počet dětí v Česku ke konci roku 2025 vyšší o 23,0 tisíce než na počátku roku 2016. Celkem patřilo k 31. 12. 2025 do dětské složky 1,647 milionu obyvatel (Tab. 2). Nejsilněji zastoupe-

Tab. 2: Obyvatelstvo podle pohlaví a hlavních věkových skupin, 2016 (k 1. 1.) a 2020–2025 (k 31. 12.)
Population by sex and main age groups, 2016 (1 Jan.) and 2020–2025 (31 Dec.)

Ukazatel	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator*
	Počet obyvatel (tis.) / *Population (thousands)*							
Celkem	10 553,8	10 701,8	10 516,7	10 827,5	10 900,6	10 909,5	10 915,8	*Total*
v tom: muži	5 186,3	5 275,1	5 183,8	5 308,5	5 342,6	5 354,6	5 370,5	*Men*
ženy	5 367,5	5 426,7	5 332,9	5 519,0	5 557,9	5 554,9	5 545,4	*Women*
v tom: 0–14 let	1 623,7	1 719,7	1 693,4	1 750,8	1 727,8	1 690,8	1 646,7	*Aged 0–14*
15–64 let	6 997,7	6 823,7	6 654,2	6 868,9	6 935,5	6 962,8	6 996,4	*15–64*
65+ let	1 932,4	2 158,3	2 169,1	2 207,8	2 237,3	2 255,9	2 272,8	*65+*
	Podíl v obyvatelstvu (%) / *Percentage of the total population*							
Ženy	50,9	50,7	50,7	51,0	51,0	50,9	50,8	*Women*
0–14 let	15,4	16,	16,1	16,2	15,9	15,5	15,1	*Aged 0–14*
15–64 let	66,3	63,8	63,3	63,4	63,6	63,8	64,1	*15–64*
65+ let	18,3	20,2	20,6	20,4	20,5	20,7	20,8	*65+*

Pozn.: Stav a struktura obyvatel do roku 2020 včetně navazují na výsledky SLDB 2011, zatímco od roku 2021 data vychází z výsledků SLDB 2021. Vlivem zaokrouhlení se mohou lišit meziroční rozdíly uvedené v textu.
Note: *The size and structure of the population from 2021 are based on the results of the 2021 Population and Housing Census, while the data for previous years follow the results of the 2011 census.*
Year-on-year differences stated in the text may vary due to rounding.
Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office CZSO.*

nou věkovou skupinou byla až do roku 2018 skupina 5–9letých, v letech 2019–2023 se stala nepočetnější věkovou skupinou kategorie 10–14letých, jak se nejsilnější ročníky narozených postupně přesouvaly do staršího věku, a v posledních dvou letech opět převzala pomyslné žezlo věková skupina dětí ve věku 5–9 let. Meziročně nejvíce ubylo dětí ve věkové kategorii 0–4 roky, a to 34,4 tisíce dětí; 10–14letých dětí ubylo 6,0 tisíc a dětí ve věku 5–9 let 3,7 tisíc. Oproti počátku roku 2016 přibylo dětí ve věkové skupině 10–14letých, a to o 101,0 tisíc. Počet dětí ve věku 5–9 let se snížil (o 4,5 tis.) a největší pokles zaznamenala věková skupina 0–4letých, a to o 73,6 tisíc dětí, což bylo dáno propadem porodnosti v posledních třech letech.

Produktivní složka obyvatelstva zahrnující osoby ve věku 15–64 let v letech 2016–2021, resp. již od roku 2009, každoročně početně ubývala. Poslední čtyři roky naopak tato věková skupina početně rostla. V roce 2022 přibylo téměř 215 tisíc obyvatel tohoto věku, za čímž stála imigrační vlna osob z válkou zasažené Ukrajiny. Do konce roku 2025 se počet obyvatel ve věku 15–64 let zvýšil o dalších 127,5 tisíc, na 6,996 milionů, což bylo téměř stejně jako na počátku roku 2016 (Tab. 2). Z hlediska pětiletých věkových skupin byla v roce 2025 nejpočetněji zastoupenou (nejen v rámci věkové skupiny 15–64 let, ale i celé populace) věková skupina 45–49letých osob, do níž na konci roku spadalo 898,1 tisíc osob. Velikostně tato skupina rostla mezi roky 2016 a 2023 a nejpočetnější věkovou skupinou se stala na konci roku 2021, kdy vystřídala skupinu osob ve věku 40–44 let, která dominovala v letech 2016 až 2020. Hlavní roli sehrály populačně silné generace ze 70. let 20. století, které se postupně přesouvaly z věkové skupiny 40–44letých do věku 45–49 let a v posledních třech letech překročily hranici věkové skupiny 50–54letých (zahrnující populačně silné ročníky narozených 1973 až 1975). Na konci roku 2025 byla tato věková skupina druhá nejpočetnější s 882,5 tisíci obyvateli. Třetí nejvyšší počet obyvatel byl v roce 2025 ve věkové skupině 40–44letých, a to s celkovým počtem osob 764,1 tisíc. Naopak početně nejslabší věkovou skupinou produktivního věku se stala skupina 25–29letých, která v současnosti obsahuje početně nejslabší generace druhé poloviny 90. let 20. století a počátku 21. století. Na konci roku 2025 čítala skupina 25–29letých 526,1 tisíc osob, což bylo o 164,0 tisíc méně než na počátku roku 2016 a o 4,2 tisíce méně než na konci předchozího roku. Nejvyšší relativní změnu zaznamenala ve sledovaném desetiletí nejmladší věková skupina (15–19 let), jež narostla o dvě pětiny. Naopak nejvyšší úbytek (o 24 %) je patrný u 25–29letých.

Seniorská složka obyvatelstva představující osoby ve věku 65 let a více se po celé sledované desetiletí každoročně rozrůstala. Na konci roku 2025 žilo v Česku 2,273 milionu seniorů, tedy meziročně o 16,9 tisíc (o 0,7 %) více a o 340,3 tisíce (o 17,6 %) více než na počátku roku 2016 (Tab. 2). Za posledních deset let zaznamenala tato složka největší meziroční navýšení (o 2,9 %) v roce 2016, následně se tempo jejího meziročního růstu postupně snižovalo, nejprve mírně, v letech 2020 a 2021 pak výrazněji (na 1,3 %, resp. 0,8 %), a to v důsledku epidemie covidu-19 a jejího negativního vlivu na úmrtnost. V posledních dvou letech se počet seniorů zvýšil však jen o 0,8 %, resp. 0,7 %, a to z důvodu přesunu početně slabších ročníků konce 50. let do seniorského věku. Z hlediska pětiletých věkových skupin byla početně nejsilnější nejmladší skupina seniorů (65–69letých), a to téměř po celou poslední dekádu. V roce 2024 však převyšovala skupinu 70–74letých pouze o 106 osob a v roce 2025 bylo nejvíce osob právě v této věkové kategorii (70–74 let), a to 610,9 tisíc. To bylo o 2,6 tisíce méně než v předchozím roce, ale o 115,7 tisíc více než na počátku roku 2016. Meziroční pokles byl v roce 2025 zaznamenán ještě u 65–69letých, a to o 21,9 tisíc. Zároveň je tato skupina jediná seniorská skupina, u které se počet obyvatel mezi počátkem roku 2016 a koncem 2025 snížil, celkem o 101,4 tisíc. Relativně nejvýrazněji za poslední dekádu posílila skupina osob ve věku 95 a více let, a to více než dvojnásobně (z 6,4 tisíc na počátku roku 2016 na 13,0 tisíc na konci roku 2025). Slabé ročníky narozených za 1. světové války zde byly postupně nahrazeny silnějšími poválečnými generacemi z 20. let 20. století, navíc se díky zlepšování úmrtnostních poměrů dožívá vyššího věku stále větší část obyvatelstva. Nejmenší – 14% nárůst (absolutně o 18,2 tisíc) zaznamenala věková skupina 85–89letých, ve které se aktuálně nachází narození ve 2. polovině 30. let 20. století.

Tab. 3: Ukazatele věkového složení obyvatelstva, 2016 (k 1. 1.) a 2020–2025 (k 31. 12.)
Characteristics of the age structure of population, 2016 (1 Jan.) and 2020–2025 (31 Dec.)

Ukazatel	**2016**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**	**2024**	**2025**	***Indicator***
Průměrný věk	41,9	42,6	42,8	42,6	42,8	43,1	43,3	*Average age*
Věkový medián	41,5	43,3	43,8	43,7	44,0	44,3	44,5	*Median age*
Index stáří[1)]	119	126	128	126	130	133	138	*Ageing index[1)]*
Index závislosti[2)]	61,4	69,0	71,0	71,5	71,9	72,0	71,7	*Total age dependency ratio[2)]*
v tom: 65+ let / 20–64 let	29,5	34,1	35,3	35,0	35,3	35,6	35,7	*in: 65+ / 20–64 years*
0–19 let / 20–64 let	31,8	34,9	35,7	36,6	36,6	36,4	35,9	*0–19 / 20–64 years*

Pozn.: Stav a struktura obyvatel do roku 2020 včetně navazují na výsledky SLDB 2011, zatímco od roku 2021 data vychází z výsledků SLDB 2021. Vlivem zaokrouhlení se mohou lišit meziroční rozdíly uvedené v textu.
1) Počet osob ve věku 65 a více let na 100 osob ve věku 0–14 let.
2) Počet osob ve věku 0–19 a 65 a více let na 100 osob ve věku 20–64 let.
Note: *The size and structure of the population from 2021 are based on the results of the 2021 Population and Housing Census, while the data for previous years follow the results of the 2011 census.*
Year-on-year differences stated in the text may vary due to rounding.
1) The number of people aged 65 and over per 100 children aged 0–14.
2) The number of children aged 0–19 and people aged 65 and over per 100 people aged 20–64.
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

Vývoj souhrnných ukazatelů věkového složení dokládá dlouhodobé stárnutí populace Česka. Tento proces byl v roce 2022 zpomalen imigrací uprchlíků z Ukrajiny, ale pouze dočasně (Tab. 3). Průměrný věk obyvatel se již po roce 2023 opět zvyšoval. V roce 2025 činil 43,3 roku. Za posledních 10 let, od počátku roku 2016, vzrostl o 1,4 roku. Věkový medián, který rozděluje populaci na dvě stejně početné části, se během let 2016–2025 zvýšil více než průměrný věk obyvatel, a to o 3,0 roku na 44,5 let. Meziročně se zvýšil o 0,3 roku. Index stáří porovnávající početnost seniorské a dětské složky obyvatelstva, s výjimkou roku 2022 nepřetržitě roste již od poloviny 80. let 20. století. V letech 2016–2021 se počet seniorů na sto dětí do 15 let věku zvýšil ze 119 na 128. Po nevelkém poklesu v roce 2022 na hodnotu 126, způsobeném nárůstem počtu dětí v důsledku imigrační vlny uprchlíků z Ukrajiny, se v roce 2023 vrátil k rostoucímu trendu, ve kterém pokračoval i v dalších dvou letech. V roce 2025 se jeho hodnota vyšplhala na 138 seniorů na 100 dětí. Index ekonomické závislosti v letech 2016–2024 plynule rostl, a to z 61,4 na 72,0 osob ekonomicky neaktivního věku na 100 osob ekonomicky aktivního věku. V roce 2025 index ekonomické závislosti poprvé od roku 2007 poklesl, a to na 71,7, a to v důsledku meziročního snížení poměru dětské složky (0–19 let) populace na aktivní složce populace – z 36,4 na 35,9. Zatímco v roce 2016 bylo na 100 osob ekonomicky aktivního věku 32 osob 0–19letých a 30 osob 65letých a starších, v roce 2025 šlo o 36 osob u obou neaktivních skupin.

Ačkoli bylo poslední desetiletí poznamenáno velkými historickými událostmi – epidemií covid-19 a válkou na Ukrajině, které měly nepochybně vliv na demografický vývoj Česka, hlavní trendy v oblasti struktury obyvatelstva podle rodinného stavu zůstaly zachovány – pokračoval růst počtu i podílu svobodných osob, zatímco zastoupení sezdaných osob klesá. Na konci roku 2025 bylo ve věku 15 let a více 43,9 % sezdaných, mezi muži bylo 44,9 % ženatých a mezi ženami 43,0 % vdaných (Tab. 4). Od počátku roku 2016 do konce roku 2025 pokleslo jejich zastoupení o 3,5 p. b. Svobodných osob ve věku 15 let a více bylo na konci roku 2025 celkem 34,6 %, o 3,7 p. b. více než na počátku roku 2016. Mužů bylo svobodných 40,2 % (za deset let o 4,0 p. b. více) a žen 29,3 % (o 3,4 p. b. více než na počátku dekády). Vyšší zastoupení svobodných mezi muži než mezi ženami, a to zhruba o deset procentních bodů platí dlouhodobě a odráží mj. nižší úroveň sňatečnosti mužů. Trend rostoucího podílu

Tab. 4: Složení obyvatel ve věku 15 a více let podle rodinného stavu (v %), 2016 (k 1. 1.) a 2020–2025 (k 31. 12.)
Structure of the population aged 15+ years by marital status (in %), 2016 (1 Jan.) and 2020–2025 (31 Dec.)

Rodinný stav	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Marital status*
	Celkem / *Total*							
Svobodní/é	31,0	32,1	32,3	32,8	33,4	33,9	34,6	*Single*
Ženatí a vdané	47,4	46,1	45,5	45,3	45,0	44,5	43,9	*Married*
Rozvedení/é	13,2	13,7	14,0	13,8	13,7	13,7	13,6	*Divorced*
Ovdovělí/é	8,4	8,1	8,2	8,0	8,0	7,9	7,8	*Widowed*
	Muži / *Men*							
Svobodní	36,3	37,5	37,8	38,3	38,8	39,4	40,2	*Single*
Ženatí	48,8	47,3	46,7	46,5	46,1	45,6	44,9	*Married*
Rozvedení	12,0	12,3	12,6	12,3	12,2	12,1	12,0	*Divorced*
Ovdovělí	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,8	*Widowed*
	Ženy / *Women*							
Svobodné	25,9	27,0	27,1	27,7	28,2	28,7	29,3	*Single*
Vdané	46,1	44,8	44,3	44,2	43,9	43,5	43,0	*Married*
Rozvedené	14,4	15,0	15,3	15,2	15,2	15,1	15,2	*Divorced*
Ovdovělé	13,5	13,1	13,2	12,9	12,8	12,7	12,5	*Widowed*

Pozn.: Stav a struktura obyvatel do roku 2020 včetně navazují na výsledky SLDB 2011, zatímco od roku 2021 data vychází z výsledků SLDB 2021.
Vlivem zaokrouhlení se mohou lišit meziroční rozdíly uvedené v textu.

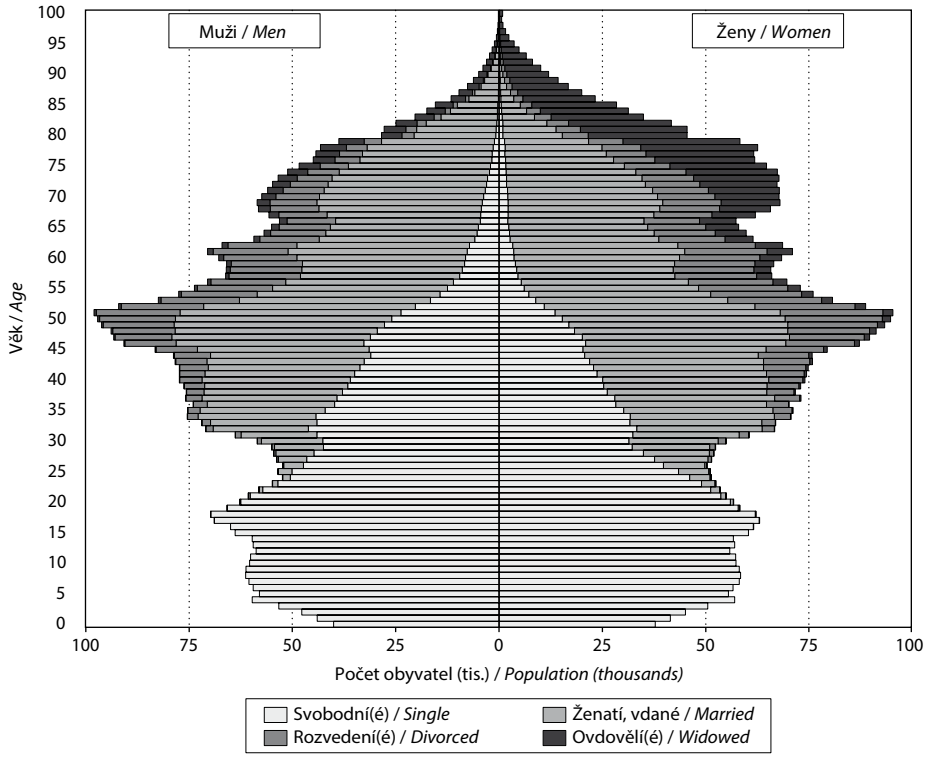
Note: *The size and structure of the population from 2021 are based on the results of the 2021 Population and Housing Census, while the data for previous years follow the results of the 2011 census.*
Year-on-year differences stated in the text may vary due to rounding.

Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office.*

rozvedených osob v populaci nastartoval ještě dříve než v případě svobodných (již v 60. letech 20. století), nicméně od roku 2022 jejich podíl i přes rostoucí počty nepatrně klesá. Na konci roku 2025 představovali rozvedení 13,6 % populace 15letých a starších, v případě mužů 12,0 % a u žen 15,2 %. Ve srovnání s podíly k 1. 1. 2016 šlo o hodnoty vyšší o 0,4 p. b. v úhrnu a o 0,7 p. b. u žen. Zastoupení rozvedených mužů na počátku a na konci desetiletí bylo na obdobné úrovni. Vyšší podíl rozvedených mezi ženami odráží mj. skutečnost, že muži častěji uzavírají po rozvodu další manželství. Zastoupení ovdovělých osob se za posledních deset let snížilo z 8,4 % na 7,8 %. K celkovému snížení přispěl zejména pokles podílu ovdovělých mezi ženami (z 13,5 % na 12,5 %), a to v důsledku o něco rychlejšího zlepšování úmrtnosti mužů než žen.

Skladba obyvatel podle rodinného stavu v jednotlivých věkových skupinách se pochopitelně liší a v čase se mění. U nejmladších osob dominují osoby svobodné, které pak postupně u starších ustupují ženatým a vdaným (Graf 1). Osoby žijící v manželství v roce 2025 tvořily majoritní skupinu poprvé u 33letých žen (zatímco na počátku roku 2016 u 32letých) a u 41letých mužů (v roce 2016 již u 36letých). Relativně nejvíce však bylo sezdaných až mezi 60–64letými ženami (58,4 %) a 75–79letými muži (70,8 %). Převahu si ženatí muži a vdané ženy udržují až do seniorského věku, podle údajů k 31. 12. 2025 platila ještě pro 85–89leté muže a 70–74leté ženy (stejně jako před 10 lety). U nejstarších věkových kategorií převládají osoby ovdovělé, a to mnohem výrazněji u žen (mezi 95+letými bylo v roce 2025 ovdovělých 89,7 % žen a 68,2 % mužů). Rozvedené osoby nepředstavují většinu v žádné pětileté věkové skupině. Na konci roku 2025 měli rozvedení relativně nejvyšší zastoupení u obyvatel ve věku 55–59 let (25,8 % mužů, 29,5 % žen). Ve starších věcích pak podíl rozvedených opět klesá, přičemž v každé věkové skupině zůstává lehce vyšší u žen než u mužů.

Graf 1: Obyvatelstvo podle pohlaví, věku a rodinného stavu, 31. 12. 2025
Population by sex, age, and marital status, 31 Dec. 2025



Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office.*

SŇATEČNOST

Počet sňatků od počátku sledované dekády každoročně narůstal až do roku 2019. Do dalšího vývoje zasáhla pandemie onemocnění covid-19, kdy v důsledku omezování svatebních obřadů vlivem vládních opatření došlo v roce 2020 k meziročnímu poklesu počtu sňatků o 17 % a v roce 2021 počet sňatků sice meziročně mírně narostl (o 3 %), nicméně jejich počet nedosáhl úrovně z let 2016–2019. Podstatná část roku 2022 již nebyla ovlivněna proticovidovými nařízeními, a tak se úhrn sňatků téměř vrátil počtem 54,8 tis. (meziroční nárůst o 17,2 %) na úroveň z roku 2019, kdy bylo uzavřeno jen o 50 sňatků více. Od roku 2023 však počet uzavřených manželství začal výrazně klesat. V roce 2025 uzavřeli obyvatelé Česka 42,5 tisíce manželství, o 1,9 tisíce (o 4 %) méně než v předchozím roce (Tab. 5). Počet sňatků dosáhl nejnižší hodnoty od konce první světové války. Rok 2025 tak ještě o necelých tisíc sňatků předčil rok 2013, což bylo dosavadní historické minimum, kdy bylo uzavřeno 43,5 tisíce sňatků.

Poprvé do manželství v roce 2025 vstoupilo 31,9 tisíce mužů (75,0 % ze všech ženichů) a 31,8 tisíce žen (74,6 % ze všech nevěst). U obou pohlaví to značí pokles počtu sňatků oproti předchozímu roku, u mužů o 1,2 tisíce sňatků, u žen o 1,5 tisíce sňatků (Tab. 5). Poprvé od roku 2021 uzavřelo první sňatek méně žen než mužů. Do manželství druhého a vyššího nebo neznámého vyššího pořadí[3)] vstoupilo 10,6 tisíce mužů a 10,8 tisíce žen. Celkem 80 % sňatků

3) Od roku 2024 se nově přebírají data o sňatcích dvou českých občanů z CENZISu (Cenzový informační systém). Pro roky 2024 a 2025 bylo možné získat pouze rozdělení na první a vyšší pořadí sňatku. Pokud bylo pořadí sňatku v roce 2024 a 2025 podrobně rozlišeno, jednalo se o sňatky s alespoň jedním cizincem (tato data byla získávána z Hlášení o uzavření manželství).

Tab. 5: Sňatky podle pořadí, 2016 a 2020–2025
Marriages by order, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator*
Sňatky celkem	50 768	45 415	46 778	54 820	48 268	44 486	42 548	*Total marriages*
z toho: první pro oba snoubence	34 284	29 694	30 519	35 869	31 439	29 010	27 873	*in: – marriages of singles*
Pořadí sňatku ženicha – první	38 578	33 814	34 930	40 847	35 827	33 148	31 920	*Men order of marriage – first*
– vyšší	11 162	11 601	11 848	13 973	12 441	939	904	*– higher*
Pořadí sňatku nevěsty – první	39 007	33 974	34 856	41 138	36 028	33 228	31 759	*Women order of marriage – first*
– vyšší	10 916	11 441	11 922	13 682	12 240	1 115	1 151	*– higher*
Podíl protogamních sňatků (%)	67,5	65,4	65,2	65,4	65,1	65,2	65,5	*Protogamous marriages (%)*
Podíl prvních sňatků (%) – ženich	76,0	74,5	74,7	74,5	74,2	74,5	75,0	*First marriages (%) – men*
– nevěsta	76,8	74,8	74,5	75,0	74,6	74,7	74,6	*– women*

Pozn.: Protogamní sňatky = oba snoubenci jsou svobodní.
Note: *Protogamous marriages = both the groom and the bride are single.*
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

bylo uzavřeno snoubenci shodného rodinného stavu, v 65,5 % případů se jednalo o první manželství pro oba. Druhé nejčastější byly sňatky dvou rozvedených osob (14,2 %).

Jako v předchozích letech byly v roce 2025 nejčastějšími měsíci uzavírání sňatků měsíce letní. Celkově nejfrekventovanější byl červen (7,7 tisíce sňatků), následovaly srpen (7,1 tisíce sňatků) a září (6,5 tisíce sňatků). Z celého roku bylo od června do září uzavřeno 62 % všech sňatků. Podobně jako v předchozích letech byly nejméně oblíbenými zimní měsíce, v lednu bylo uzavřeno 800 sňatků, v prosinci a v únoru shodně 1,0 tisíce sňatků. Stejně jako v předchozích letech byla v roce 2025 nejoblíbenějším dnem v týdnu pro vstup do manželství sobota, kdy bylo uzavřeno 64 % všech sňatků a dalších 25 % v pátek. Nejčastějším datem svateb byla sobota 6. září 2025, kdy vstoupilo do manželství 1,5 tisíce párů.

Intenzitu vstupu svobodných do prvního manželství popisuje nejlépe ukazatel úhrnné sňatečnosti svobodných neboli prvosňatečnost. Rok 2025 se přiblížil historickému minimu prvosňatečnosti, ke kterému došlo v roce 2013, kdy činila 51,4 % u mužů a 59,0 % u žen. Podobné hodnoty jako v roce 2025 byly zaznamenány ještě během roku 2020, který byl však ovlivněn pandemií covid-19 a protiepidemickými opatřeními. V roce 2025 prvosňatečnost činila 51,7 % u mužů a 60,9 % u žen, což znamená pokles o 1,3 p.b. u mužů a 1,5 p.b. u žen oproti předchozímu roku (Tab. 6). Značí to tedy pokračující trend poklesu intenzity vstupu svobodných do prvního manželství, který začal po roce 2022. V roce 2022 došlo k významnému oživení prvosňatečnosti po pandemických letech 2020 a 2021, avšak toto oživení bylo pouze krátkodobé a od roku 2023 postupně klesala. Průměrný věk při 1. sňatku u ženichů v posledních letech stabilně kolísá mezi 32 a 33 lety, u nevěst ještě dochází k jeho zvyšování. Mezi lety 2016 a 2025 se průměrný věk při prvním sňatku žen zvýšil o 1 rok na 30,9 let, u mužů došlo k nárůstu o 0,6 roku na 32,8 let. Průměrný věkový rozdíl mezi snoubenci v roce 2025 poprvé od 60. let klesl pod 2 roky a činil 1,9 roku. S největší intenzitou vstupovali v roce 2025 do prvního manželství muži ve věku 29 let (46 z 1 000 svobodných mužů). V posledních letech je toto maximum právě v 29 nebo 30 letech. Po rychlém vzestupu kolem věku 23–27 let intenzita sňatečnosti svobodných mužů postupně klesá, v roce 2025 ve 35 letech vstupovalo do manželství 32 z 1 000 svobodných mužů, ve 40 letech 19 z 1 000 a v 45 letech 12 mužů z 1 000 svobodných.

Ženy do prvního manželství s největší intenzitou vstupovaly v roce 2025 v 27 letech (63 z 1 000 svobodných žen). V poslední dekádě je nárůst intenzity sňatečnosti u žen rychlejší než u mužů a zároveň po dosažení maxima právě mezi 26 a 30 lety dochází k rychlejšímu poklesu. Mezi lety 2016 a 2025 je u žen znatelnější pokles pravděpodobnosti uzavření prvního sňatku – ve věcích s nejvyšší sňatečností o 12–14 ‰, u mužů to je pokles o něco menší, a to o 8–11 ‰. Naopak ve vyšším věku se v roce 2025 oproti roku 2016 pravděpodobnost prvního sňatku u obou pohlaví o jednotky promile zvýšila.

Při setrvání měr sňatečnosti rozvedených[4] podle doby uplynulé od rozvodu by v roce 2025 uzavřelo další sňatek 41,1 % rozvedených mužů a 40,6 % rozvedených žen (Tab. 6). V posledních letech úhrnná sňatečnost rozvedených značně fluktuovala, a to i z důvodu pandemie covid-19 v letech 2020 a 2021, kdy došlo k jejímu poklesu (*Koukalová*, 2024). Naopak v roce 2022 došlo k jejímu oživení na hodnoty až kolem 50 % (nejvyšší od roku 1993). Od roku 2023 znovu klesá, v roce 2025 meziročně o 2,1 p. b. u mužů a o 1,3 p. b. u žen. Obecně rozvedené osoby uzavírají nejčastěji nový svazek hned v prvních letech po právním zániku předchozího manželství, častěji rozvedení muži než ženy, a s rostoucím časovým intervalem úroveň opakované sňatečnosti klesá a zároveň se stírá rozdíl mezi pohlavím (Graf 2). V roce 2025 vstoupili muži znovu do manželství průměrně po 10,1 letech od rozvodu a ženy po 10,3 letech. Za posledních 10 let se tato doba prodloužila u mužů o 1,6 roku a u žen o 1,4 roku.

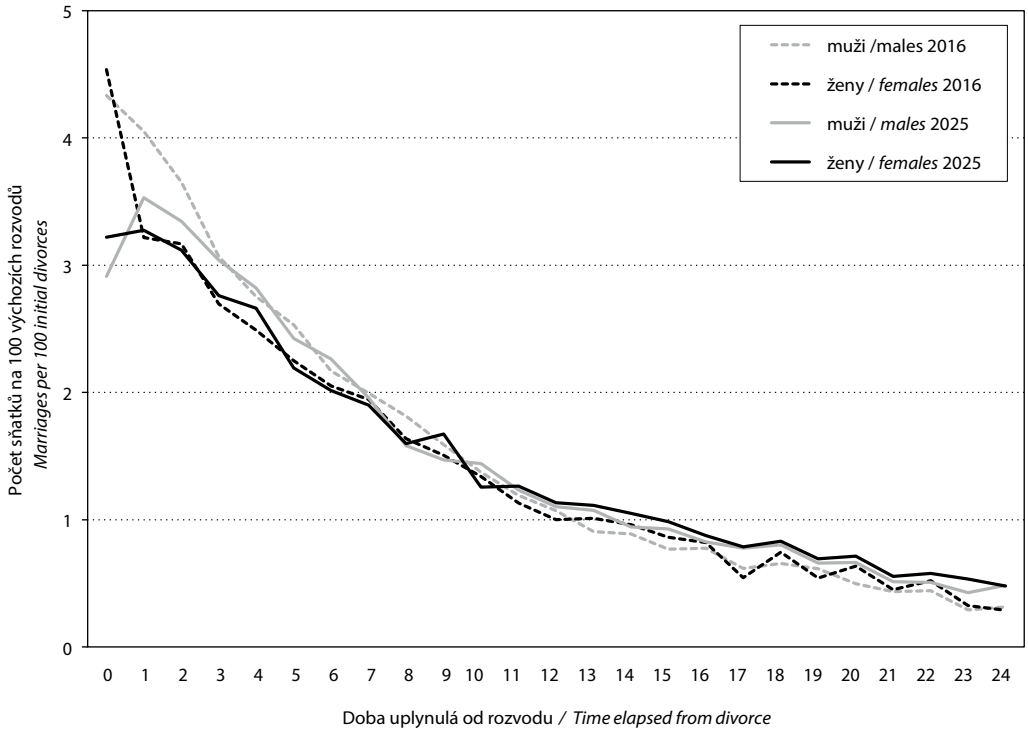
Tab. 6: Sňatečnost, 2016 a 2020–2025
Nuptiality indicators, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	**2016**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**	**2024**	**2025**	***Indicator***
Úhrnná tabulková prvosňatečnost (%) – muži	56,2	51,9	54,4	60,4	55,6	53,0	51,7	*Total first marriage rate (%) – men*
– ženy	64,3	60,8	63,7	70,2	65,2	62,4	60,9	*– women*
Průměrný věk při 1. sňatku – muži	32,2	32,6	32,6	32,5	32,7	32,9	32,8	*Mean age at first marriage – men*
– ženy	29,9	30,4	30,3	30,3	30,6	30,8	30,9	*– women*
Sňatečnost rozvedených (%) – muži	40,7	40,8	42,5	51,3	46,6	43,2	41,1	*Total remarriage rate of divorcees (%) – men*
– ženy	38,7	39,4	42,0	48,9	44,7	41,9	40,6	*– women*
Průměrná doba mezi rozvodem a dalším sňatkem – muži	8,4	9,3	9,3	9,7	9,8	9,8	10,1	*Average elapsed time from divorce – men*
– ženy	8,9	9,6	9,7	10,1	10,2	10,3	10,3	*– women*

Pozn.: Ukazatele prvosňatečnosti vychází z jednovýchodných tabulek sňatečnosti svobodných, ukazatele sňatečnosti rozvedených z rozložení redukovaných měr podle doby mezi rozvodem a sňatkem.
Note: *First marriage indicators are based on single decrement primo-nuptiality tables. The remarriage rates of divorcees are constructed from the distribution of remarriage rates by time elapsed from divorce.*
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

4) Úroveň sňatečnosti ovdovělých se z důvodů nízkých počtů událostí zpravidla samostatně nehodnotí.

Graf 2: Sňatečnost rozvedených podle pohlaví a doby od rozvodu, 2016 a 2025
The remarriage rates of divorcees by sex and time elapsed since divorce, 2016 and 2025



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

ROZVODOVOST

Podle údajů Ministerstva spravedlnosti ČR bylo v roce 2025 rozvedeno 21,2 tisíce manželství, a byl nejvyšší od roku 2021 (Tab. 7). Počet rozvodů měl mezi roky 2016 a 2025 klesající trend, mírný meziroční nárůst byl zaznamenán v roce 2017 (o 3 %) a v posledních dvou letech, kdy se zvýšil v roce 2024 o 7 % a v roce 2025 o další 2 %. Rozvodové řízení ukončené v roce 2025 bylo v 56 % zahájené na základě společného návrhu obou manželů, dalších 28 % na návrh ženy a 16 % na návrh muže. Dlouhodobě přes 80 % rozvádějících se mužů i žen absolvují rozvodové řízení poprvé. V roce 2025 se jednalo o 17,5 tisíce mužů a 17,5 tisíce žen. Zbylá necelá jedna pětina absolvuje svůj druhý či v pořadí další rozvod (tzv. opakovaný rozvod). Meziroční nárůst rozvodů v roce 2025 se projevil výhradně u prvních rozvodů (u mužů i žen shodně o 3 %).

Téměř u třetiny rozvádějících se manželství (abs. 6,8 tisíce) byla v roce 2025 zjišťována příčina rozvratu. V 86 % těchto tzv. sporných rozvodů byla příčina evidována na straně obou partnerů, u dalších 11 % jen na straně muže a ve zbylých 3 % jen na straně ženy. Pokud byla uvedena jen jedna příčina rozpadu manželství a zjištěna na straně obou manželů, jednalo se ve většině případů o „rozdíl povah názorů, zájmů a postojů, vzájemné odcizení" (abs. 5,1 tisíce rozvodů). Byla-li příčina zjištěna pouze na straně jednoho z manželů, šlo nejčastěji o nevěru.

V roce 2025 bylo rozvedeno 12,5 tisíce manželství s nezletilými dětmi, o 4 % více než v roce 2024, zatímco počet rozvodů bez nezletilých dětí meziročně mírně klesl o 1 % na 8,7 tisíce (Tab. 7). Podíl rozvodů s nezletilými dětmi na celkovém počtu rozvodů

Tab. 7: Rozvody, 2016 a 2020–2025
Divorces, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	**2016**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**	**2024**	**2025**	***Indicator***
Rozvody celkem	24 996	21 734	21 107	19 846	19 453	20 796	21 231	*Total divorces*
Podíl opakovaných rozvodů (%) – muži	19,7	19,0	18,9	19,5	19,2	18,1	17,5	*Percentage of repeated divorces – men*
– ženy	19,2	18,6	18,4	19,2	18,5	18,0	17,6	*– women*
Rozvody manželství bez nezletilých dětí	10 270	9 015	8 253	8 378	8 190	8 766	8 708	*Divorces without minor children*
Rozvody manželství s nezletilými dětmi	14 726	12 719	12 854	11 468	11 263	12 030	12 523	*Divorces with minor children*
Podíl rozvodů s nezletilými dětmi (%)	58,9	58,5	60,9	57,8	57,9	57,8	59,0	*– percentage of total*
Celkový počet nezletilých dětí v rozvedených manželstvích	22 855	20 187	20 444	18 369	17 961	19 294	20 301	*Number of minor children in divorced marriages*
– průměrný počet nezletilých dětí na jedno rozvedené manželství s nezl. dětmi	1,55	1,59	1,59	1,60	1,59	1,60	1,62	*– average number of minor children per divorced marriages with minor children*

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

se meziročně zvýšil o 1,1 p. b. na 59,0 % a nijak významně nevybočoval oproti předchozím letům. Rozvod se v roce 2025 dotkl celkem 20,3 tisíce nezletilých dětí, o 5 % více než v předchozím roce. Ve většině rozvedených rodin s nezletilými dětmi žilo v roce 2025 v době rozvodu jedno dítě (46,9 % případů) nebo dvě děti (45,4 %). Tři a více dětí mělo v roce 2025 celkem 7,7 % rozvádějících se rodin, což bylo relativně nejvíce od roku 1989. Průměrný počet dětí připadající na jedno rozvedené manželství s dětmi narostl z 1,55 v roce 2016 na 1,62 dítěte v roce 2025.

Z pohledu pětiletých intervalů délky trvání manželství při rozvodu byly v roce 2025 tradičně nejpočetnější (platí již od poloviny 90. let 20. století) rozvody po 5–9 letech manželství (abs. 5,2 tisíce). Jejich podíl dosáhl 25 % a v rámci sledovaného desetiletí byl nejvyšší; v ostatních letech se pohyboval mezi 20 a 24 %. V intervalu 5–9 let trvání manželství také vrcholí intenzita rozvodovosti (průměrně v každé délce 2,0 rozvodů v roce 2025 na sto příslušných sňatků), s prodlužující se délkou manželství poté klesá (Tab. 8). Mezi rokem 2016 a 2025 poklesla úroveň rozvodovosti ve všech pětiletých intervalech, nejvýrazněji u délky 0–4 let (z 1,82 na 1,58; relativně o 13 %) a 5–9 let (z 2,26 na 2,01; relativně o 11 %). Klesající trend měla intenzita rozvodovosti do roku 2023, v posledních dvou letech naopak ve většině intervalů meziročně vzrostla. V roce 2025 se meziročně mírně snížila pouze u manželství trvajících 0–4 roky (z 1,59 na 1,58; relativně o 0,3 %) a 25–29 let (z 0,53 na 0,51; o 3 %), ve všech ostatních intervalech vzrostla.

Při setrvání intenzit rozvodovosti v jednotlivých délkách trvání manželství na úrovni roku 2025 by rozvodem skončilo 41,0 % manželství. Úroveň rozvodovosti vzrostla druhým rokem v řadě, meziročně o 1,0 p. b., oproti roku 2016 byla však o 4,2 p. b. nižší. Průměrná délka trvání manželství do jeho zániku rozvodem vykazovala v posledních třech desetiletích s drobnými výkyvy rostoucí trend, v roce 2025 meziročně vzrostla o 0,2 roku na 13,7 let.

Tab. 8: Rozvodovost, 2016 a 2020–2025
Divorce indicators, 2016 and 2020–2025

Ukazatel / Délka trvání	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator / Time elapsed*
Úhrnná rozvodovost (%)	45,2	40,6	39,7	37,7	37,1	40,0	41,0	*Total divorce rate (%)*
Průměrná délka trvání manželství (roky)	13,1	13,7	13,6	13,5	13,5	13,5	13,7	*Mean duration of marriage at divorce (years)*
	Míry rozvodovosti (na 100 výchozích sňatků) /							
0–4	1,82	1,49	1,51	1,47	1,47	1,59	1,58	*0–4*
5–9	2,26	1,94	1,92	1,81	1,79	1,94	2,01	*5–9*
10–14	1,69	1,60	1,55	1,45	1,41	1,51	1,58	*10–14*
15–19	1,24	1,18	1,18	1,10	1,03	1,12	1,14	*15–19*
20–24	0,94	0,86	0,81	0,78	0,75	0,81	0,84	*20–24*
25–29	0,57	0,54	0,52	0,48	0,48	0,53	0,51	*25–29*
30+	0,24	0,25	0,24	0,23	0,24	0,25	0,28	*30+*

Pozn.: Úhrnná rozvodovost a průměrná délka trvání manželství vychází z redukovaných měr rozvodovosti podle doby uplynulé od sňatku.
Note: *The total divorce rate and mean duration of marriage at divorce are based on the distribution of reduced divorce rates by time elapsed since entering into marriage.*
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

PLODNOST

V roce 2025 pokračoval trend poklesu počtu narozených dětí, živě se jich narodilo 77,6 tisíce (Tab. 9), což je nejméně v historii celoplošného statistického zjišťování, které u nás probíhá již od roku 1785. Meziročně se počet živě narozených dětí snížil o 6,7 tisíc (8 %) a jednalo se o čtvrtý pokles počtu narozených v řadě. Ve srovnání s počátkem posledního desetiletí se tedy v roce 2025 narodilo o 35,0 tisíce (31 %) dětí méně. V průběhu poslední dekády se počet narozených snižoval také v letech 2018–2020, ovšem výrazně mírněji (o 2 %). Klesající počty živě narozených dětí jsou důsledkem jednak úbytku počtu potenciálních rodiček, tj. žen v tzv. reprodukčním věku (15–49 let), jednak nižší intenzity plodnosti. Počet žen ve věkovém intervalu 26 až 33 let, kdy je plodnost úplně nejvyšší, se mezi roky 2016 a 2025 snížil o 90 tisíc. Mrtvě se v roce 2025 narodilo 269 dětí, o 22 méně než v roce 2024. Míra mrtvorozenosti (podíl mrtvě narozených ze všech narozených dětí) se však meziročně mírně zvýšila, a to na 3,5 ‰. V průběhu poslední dekády se míra mrtvorozenosti pohybovala v rozpětí 3,3 ‰ (v letech 2017–2018 a v roce 2023) až 3,9 ‰ (v roce 2020).

Počátek posledního desetiletí byl ve znamení pokračujícího poklesu podílu dětí narozených vdaným ženám. V roce 2016 se vdaným ženám narodilo 51,4 % živě narozených dětí (Tab. 9), v roce 2017 to bylo historické minimum (51,0 %). Následovalo období stagnace na hodnotách 51,5–51,8 % které trvalo pět let. Od roku 2023 podíl dětí narozených v manželství každoročně mírně rostl, a to až na 53,2 % v roce 2025. Pokles počtu narozených dětí v posledních čtyřech letech se mírně více projevoval u mimomanželsky narozených dětí než u těch narozených do manželství. Absolutně se v roce 2025 narodilo vdaným ženám 41,3 tisíce dětí, ženám svobodným 33,4 tisíce dětí (43,1 %), rozvedenou matku mělo 2,8 tisíce dětí (3,7 %) a ovdovělou 100 dětí (0,1 %). Oproti roku 2016 došlo k největšímu poklesu u dětí narozených rozvedeným (o 51 %) a ovdovělým (o 49 %) matkám. To souviselo se snížením počtu rozvedených a ovdovělých žen v reprodukčním věku.

Struktura živě narozených dětí podle pořadí narození se v posledních deseti letech měnila jen pozvolna (Tab. 9). Podíly živě narozených dětí v prvním a druhém pořadí se od roku 2018 pomalu přibližovaly

Tab. 9: Živě narození podle legitimity a pořadí narození, 2016 a 2020–2025
Live births by legitimacy and birth order, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator*
Živě narození	112 663	110 200	111 793	101 299	91 149	84 311	77 636	*Live births*
V manželství	57 930	56 792	57 590	52 427	48 224	44 712	41 281	*Within marriage*
Mimo manželství	54 733	53 408	54 203	48 872	42 925	39 599	36 355	*Outside marriage*
1. pořadí	54 918	52 414	51 900	46 905	42 165	38 522	36 204	*First order*
2. pořadí	41 302	41 432	43 623	39 130	35 658	33 177	29 852	*Second order*
3. a vyšší pořadí	16 443	16 354	16 270	15 264	13 326	12 612	11 580	*Third and higher order*
Podíl (%)								*Share (%)*
V manželství	51,4	51,5	51,5	51,8	52,9	53,0	53,2	*Within marriage*
Mimo manželství	48,6	48,5	48,5	48,2	47,1	47,0	46,8	*Outside marriage*
1. pořadí	48,7	47,6	46,4	46,3	46,3	45,7	46,6	*First order*
2. pořadí	36,7	37,6	39,0	38,6	39,1	39,4	38,5	*Second order*
3. a vyšší pořadí	14,6	14,8	14,6	15,1	14,6	15,0	14,9	*Third and higher order*

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

– zatímco prvorozených mírně ubývalo (z 49 % v roce 2016 na 47 % v roce 2025), druhorozených lehce přibývalo (z 37 % v roce 2016 na 38 % v roce 2025). Děti narozené ve třetím a vyšším pořadí stabilně po celé desetiletí tvořily 15 % všech živě narozených dětí. Meziročně došlo v roce 2025 k poklesu absolutního počtu živě narozených dětí všech pořadí – nejvíce se pokles projevil u druhorozených (o 10 %), dále u narozených ve třetím a vyšším pořadí (o 8 %) a o 6 % u prvorozených.

Úroveň úhrnné plodnosti rostla od roku 2012, na počátku posledního desetiletí, kdy dosáhla 1,63 děti na jednu ženu, byla tedy zachycena v éře svého vzestupu, který vyvrcholil v roce 2018 na hodnotě 1,71 dítěte na jednu ženu, na které se plodnost udržela ještě následující dva roky. V roce 2021 se zvýšila na 1,83 dítěte na ženu a poté následoval v letech 2022 a 2023 výrazný pokles (o 11 %, resp. 10 %), který v o něco menší míře (o 6 %) pokračoval i v letech 2024 a 2025, kdy dosáhla hodnot 1,37, resp. 1,28 dítěte na ženu (Tab. 10). Pokles úhrnné plodnosti mezi lety 2021 a 2022 byl umocněn změnami v počtu žen v reprodukčním věku[6]. Obdobně se v posledních deseti letech vyvíjela i čistá míra reprodukce[7], která se mezi lety 2016 a 2025 snížila z hodnoty 0,79 na 0,62. Průměrný věk žen při narození dítěte se v posledních deseti letech postupně zvolna zvyšoval, a to z 30,0 let v roce 2016 na 30,6 let v roce 2025, tedy 0,6 roku (Tab. 10). Absolutně i relativně nejvíce vzrostl u prvorodiček, a to o 1,0 rok z 28,2 na 29,2 let. Průměrný věk matek-druhorodiček se ve stejném období mírně zvýšil z 31,2 na 31,6 let. Průměrný věk matek při narození dítěte třetího a vyššího pořadí se v letech 2016 až 2022 držel na úrovni 33,3–33,4 let a v posledních třech letech se pohybuje mírně níže, a to mezi 33,1 a 33,2 roky.

6) V roce 2021 proběhlo sčítání lidu, domů a bytů, na jehož základě byla provedena korekce počtu obyvatel. U žen v reproduktivním věku (15–49 let) došlo oproti roku 2020 meziročně k poklesu o 83 tisíc žen, což částečně podpořilo zvýšení hodnoty ukazatele. V roce 2022 zasáhla Česko migrační vlna uprchlíků z Ukrajiny, která zahrnovala především ženy v produktivním věku a děti, což naopak mírně přispělo k poklesu úrovně plodnosti.

7) Vyjadřuje průměrný počet dívek narozených jedné ženě, které se při zachování měr plodnosti a úmrtnosti daného roku dožijí věku své matky při porodu.

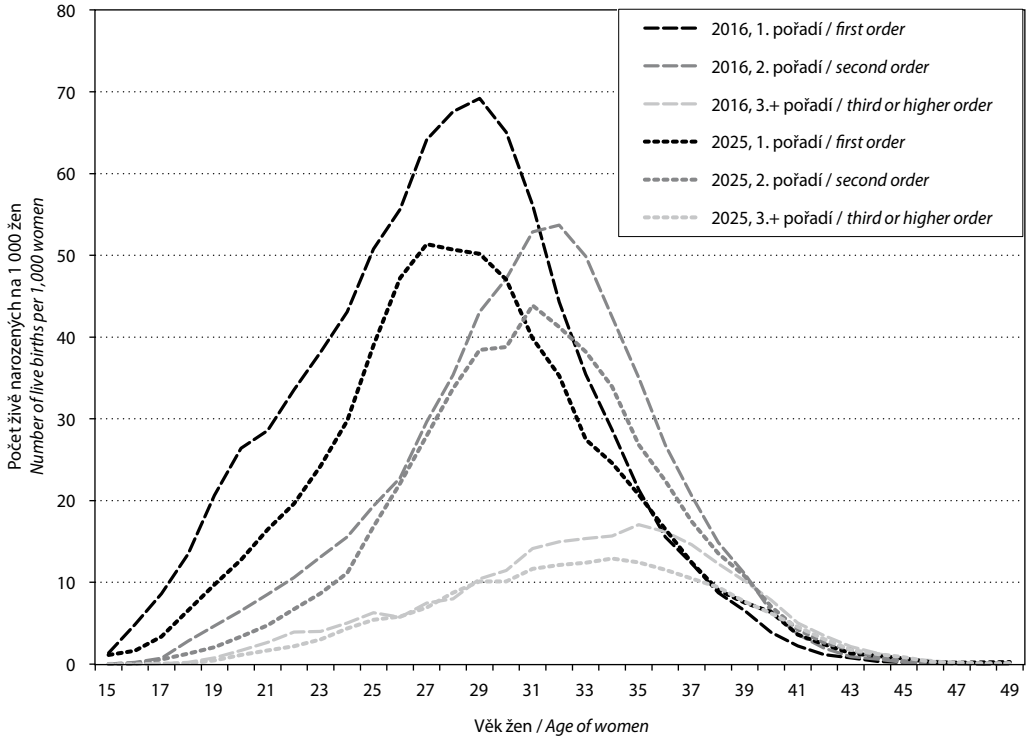
Dvě třetiny celkové plodnosti žen se odehrávají ve věku 25–34 let a na zbývající jedné třetině plodnosti se společně podílí ženy do 25 let věku a ve věku 35 let a více. V počátečních dvou letech sledované dekády byla váha plodnosti mladších žen nepatrně vyšší a klesala, zatímco váha plodnosti starších žen rostla. V roce 2018 se váhy obou skupin srovnaly na obdobné úrovni a od roku 2019 se jazýček pomyslných vah přiklonil ke starší věkové skupině. V celém posledním desetiletí byla v rámci pětiletých věkových skupin nejvyšší intenzita plodnosti 30–34letých žen, která však jen mírně převyšovala úroveň plodnosti žen ve věku 25–29 let. V roce 2025 připadlo v průměru na tisíc žen ve věku 30–34 let 85 živě narozených dětí a na tisíc žen ve věku 25–29 let 83 narozených (Tab. 10). Během posledních čtyř let došlo k poklesu plodnosti ve všech věkových skupinách. Nejvyšší snížení zaznamenaly dvě nejmladší věkové skupiny (15–19 a 20–24 let), a to o 34, resp. 38 %. O necelou třetinu nižší byla ve srovnání s rokem 2021 v roce 2025 plodnost 25–29letých, 30–34letých a 35–39letých žen. Z pohledu jednoletých měr plodnosti příslušela nejvyšší intenzita plodnosti ženám ve věku 29 (roky 2020, 2022, 2023 a 2025) či 30 let (v letech 2016–2019, 2021 a 2024). V letech 2016–2020 byla na úrovni 124–129 dětí na tisíc žen, vrcholu dosáhla v roce 2021, a to na úrovni 142 dětí na tisíc žen. V roce 2022 se vrátila k hodnotám z první poloviny sledovaného desetiletí a činila 125 dětí a od té doby postupně klesala až do roku 2025, kdy se na tisíc žen daného věku narodilo pouze 99 dětí.

Tab. 10: Ukazatele plodnosti, 2016 a 2020–2025
Fertility indicators, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	**2016**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**	**2024**	**2025**	***Indicator***
Úhrnná plodnost – celkem	1,63	1,71	1,83	1,62	1,45	1,37	1,28	*Total fertility rate – total*
– 1. pořadí	0,83	0,85	0,88	0,78	0,70	0,65	0,62	*– first order*
– 2. pořadí	0,58	0,62	0,69	0,61	0,55	0,53	0,49	*– second order*
– 3.+ pořadí	0,22	0,24	0,25	0,23	0,20	0,19	0,18	*– third and higher order*
Čistá míra reprodukce	0,79	0,83	0,89	0,78	0,70	0,66	0,62	*Net reproduction rate*
Průměrný věk matek při narození dítěte – celkem	30,0	30,2	30,4	30,4	30,4	30,5	30,6	*Mean age of mother at childbirth – total*
– 1. pořadí	28,2	28,5	28,8	28,8	28,9	29,0	29,2	*– first order*
– 2. pořadí	31,2	31,3	31,4	31,4	31,4	31,4	31,6	*– second order*
– 3.+ pořadí	33,3	33,3	33,4	33,4	33,2	33,1	33,2	*– third and higher order*
Míry plodnosti v pětiletých věkových skupinách (‰)								*Fertility rates in the five-year age groups (‰)*
15–19	11,8	9,3	8,1	7,2	6,2	5,7	5,3	*15–19*
20–24	49,4	49,7	47,6	42,7	37,7	34,5	29,7	*20–24*
25–29	99,4	108,8	117,6	105,0	94,7	87,5	83,1	*25–29*
30–34	109,2	110,4	122,5	106,2	95,4	90,8	85,3	*30–34*
35–39	47,6	53,3	58,7	51,5	45,9	43,8	41,6	*35–39*
40–44	8,7	10,2	10,9	10,7	9,7	9,8	9,5	*40–44*
45–49	0,5	0,7	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	*45–49*

Pozn.: Úhrnné míry plodnosti podle pořadí jsou počítány jako míry druhé kategorie, kdy se ve jmenovateli nerozlišují ženy podle počtu živě narozených dětí.
Note: Total fertility rates by birth order are calculated as rates of the second category, where women are not distinguished in the denominator by the number of live births.
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

Graf 3: Míry plodnosti podle pořadí, 2016 a 2025
Age-specific fertility rates of women by birth order, 2016 and 2025



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

V jednoletém věkovém detailu (Graf 3) byla v uplynulé dekádě míra plodnosti prvního pořadí maximální nejčastěji u žen ve věku 28 (v letech 2018–2019, 2021 a 2023–2024). V letech 2016–2017 a 2022 to bylo ve věku 29 let a v letech 2020 a 2025 již v 27 letech (51 prvorozených na tisíc žen v roce 2025). Srovnání měr plodnosti podle věku mezi roky 2016 a 2025 ukazuje snížení měr plodnosti u prvorodiček 35letých a mladších. Matky 36leté a starší si i přes celkový pokles plodnosti v posledních čtyřech letech udržely v roce 2025 vyšší míry plodnosti než v roce 2016. Nejvyšší úroveň plodnosti druhého pořadí byla zaznamenávána ve věku 31 nebo 32 let (44 ‰ u 31letých žen v roce 2025) s výjimkou let 2023–2024, kdy se objevila již ve 30 letech, u třetího či vyššího pořadí pak ve věku 34 nebo 35 let (13 ‰ u 34letých v roce 2025). V případě druhorozených dětí se oproti počátku poslední dekády snížila plodnost matek do 39 let včetně. U dětí třetího a vyššího pořadí došlo k poklesu plodnosti v celém věkovém spektru s několika výjimkami (26, 28, 45 a 47 let).

ÚMRTNOST[8)]

Za rok 2025 zemřelo v Česku 113,3 tisíce obyvatel, počet úmrtí se meziročně lehce zvýšil (o 1,1 tisíce, relativně o 1,0 %). Pomineme-li covidové roky 2020 až 2022 s vysokými hodnotami a úvodní rok dekády s jednorázovým propadem v počtu zemřelých, byly během období 2016–2025 počty úmrtí poměrně vyrovnané s relativními meziročními rozdíly kolem

8) Data k příčinám úmrtí za rok 2025 nebyla v době vydání textu dostupná.

Tab. 11: Zemřelí, 2016 a 2020–2025
Deaths, 2016 and 2020–2025

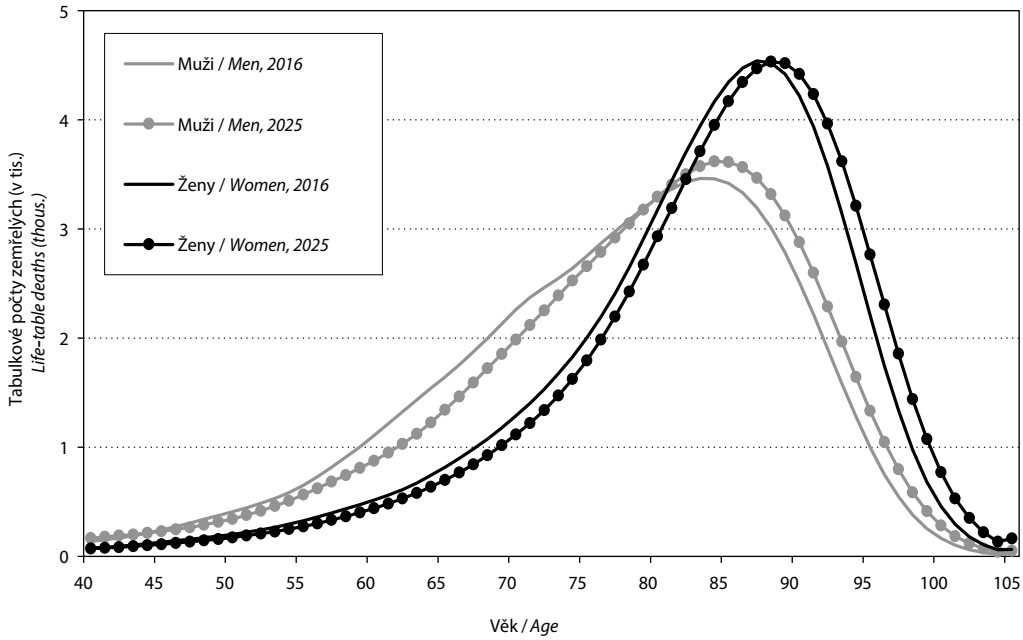
Ukazatel	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator*
Zemřelí celkem	107 750	129 289	139 891	120 219	112 795	112 211	113 337	*Deaths*
v tom: muži	54 880	66 599	73 522	61 404	58 030	57 670	57 780	*– men*
ženy	52 870	62 690	66 369	58 815	54 765	54 541	55 557	*– women*
Zemřelí ve věku: 0–14	483	397	406	397	360	362	332	*Deaths at age: 0–14*
15–64	19 601	19 648	22 493	18 567	17 560	17 370	16 892	*15–64*
65+	87 666	109 244	116 992	101 255	94 875	94 479	96 113	*65 and over*
Zemřelí ve věku 80+ (%) – muži	32,7	34,6	31,9	34	34,3	34,7	36,4	*Percentage of deaths at age 80 and over – men*
– ženy	57,7	58,4	54,8	57,4	57	58,1	59,4	*– women*
Zemřelí ve věku 90+ (%) – muži	6,8	8	7,4	8,2	8,2	8,3	8,7	*Percentage of deaths at age 90 and over – men*
– ženy	18,2	21,3	19,5	21,5	21,4	21,4	21,6	*– women*
Zemřelí do 1 roku věku	317	249	246	230	200	196	195	*Deaths under 1 year of age*
Míra kojenecké úmrtnosti (‰)	2,8	2,3	2,2	2,3	2,2	2,3	2,5	*Infant mortality rate (‰)*

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

1 %. Mezi lety 2016 a 2025 se množství zemřelých zvýšilo o 5,6 tisíce, a to v korespondenci s ještě dlouhodobějším vývojem, kdy počet úmrtí v Česku má, s určitými meziročními výkyvy, rostoucí trend již od roku 2007. Souvislost je třeba hledat ve vlivu změn věkového složení populace.

Struktura zemřelých podle věku není totožná pro muže a ženy. Celkově představovali v roce 2025 muži 51,0 % úhrnu úmrtí, zemřelo jich 57,8 tisíce, žen 55,6 tisíce (Tab. 11). Největší, seniorská, skupina zemřelých představovala 79,7 %, tj. 46,0 tisíce úmrtí mužů, žen 65letých a starších umírá více, 90,1 %, tj. 50,1 tisíce v roce 2025. Podíl žen umírajících ve věku 65 a více let byl v průběhu celé dekády vyšší o 10–13 p. b. než podíl mužů. Ještě markantnější rozdíl mezi pohlavími je u starších seniorů ve věku 80 a více let – takto starých mužů zemřelo v roce 2025 36,4 %, tj. 21,1 tisíce úmrtí, žen ale 59,4 %, tj. 33,0 tisíce. Rozdíl v podílu 80letých a starších na všech úmrtích mužů, respektive žen, tak dosáhl 23 p. b., největší byl na počátku desetiletí, 25 p. b. I úmrtí ve věku 90 a více let jsou četnější u žen než u mužů, v tomto případě se v roce 2025 jednalo o 8,7 % (5,0 tisíce) zemřelých mužů a 21,6 % (12,0 tisíce) zemřelých žen, tj. rozdíl 13 p. b. Uvedené věkové skupiny seniorů mezi lety 2016 a 2025 posílily jak v absolutních počtech, tak i v relativním zastoupení na všech zemřelých. U mužů se více zvedl podíl 80letých a starších (o 3,8 p. b. z 32,7 % všech zemřelých mužů na 36,4 %) u žen podíl 90letých a starších (o 3,4 p. b. z 18,2 % úhrnu úmrtí žen na 21,6 %). Úmrtí ve věku 15–64 let jsou naopak častější u mužů než u žen. V roce 2025 zemřelo v produktivním věku 20,0 %, tj. 11,6 tisíce mužů a jen 9,6 %, tj. 5,3 tisíce žen. V průběhu dekády se rozdíl v zastoupení mužů a žen umírajících ve věku 15–64 let pohyboval v rozmezí 10–13 p. b., adekvátně rozdílu u 65letých a starších, protože dětská úmrtí tvořila po celou dekádu jen 0,3–0,4 % všech úmrtí. Dětí do jednoho roku v roce 2025 zemřelo jen 195 (meziročně pokles o 1 úmrtí, od roku 2016 ale pokles o 122 úmrtí). Snižující se počty dětí zemřelých do jednoho roku věku jsou pochopitelně spoluurčovány i snižováním počtu živě narozených dětí, takže kojenecká úmrtnost sice zpočátku období 2016–2025 klesala z hodnoty 2,8 ‰ na hodnotu 2,2 ‰ (rok 2021), ale následně kolísala a v roce 2025 se zvýšila na hodnotu 2,5 ‰.

Graf 4: Tabulkové počty zemřelých podle pohlaví a věku, 2016 a 2025
Life-table deaths by sex and age, 2016 and 2025



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

Tabulkové počty zemřelých jsou nezávislé na změnách ve věkové struktuře a při srovnání let 2016 a 2025 dokládají posun počtů zemřelých směrem k vyššímu věku (Graf 4). Mužů by v tabulkové populaci umíralo v roce 2016 více než v roce 2025 až do věku 79 let, od věku 80 let se situace obrací směrem k vyšším počtům úmrtí v roce 2025. U žen k obdobné situaci došlo ve věku 87, resp. 88 let. U obou pohlaví se také o rok posunul modální věk při úmrtí (věk nejvyššího počtu úmrtí) na 84 let u mužů a 88 let žen. Dlouhodobě platí, že u žen je v porovnání s muži vyšší modální věk provázen kumulací tabulkových počtů úmrtí do užšího intervalu ve vyšším věku. Muži začínají více umírat dříve, koncentrace úmrtí kolem věku nejvyššího počtu úmrtí není tolik výrazná a ve vyšších věcích (od 83 let) jich umírá méně než žen.

Střední délka života neboli počet let, kterých mají osoby narozené v roce 2025 naději se dožít při zachování měr úmrtnosti tohoto roku, dosáhla v roce 2025 pro muže 77,5 let, meziročně o 0,3 roku více a oproti roku 2016 o 1,4 roku více (Tab. 12). Ženy měly naději dožít se 83,2 let, meziročně o 0,1 roku více a oproti roku 2016 o 1,4 roku více. Rozdíl v naději dožití mužů a žen, který se na počátku sledovaného desetiletí čtyři roky držel na hodnotě 5,8 roku, poté v letech vrcholící epidemie covidu-19 vzrostl a následně poklesl na rozdíl 5,9–6,0 roku, se v posledním roce snížil, když naděje dožití při narození u žen byla vyšší než u mužů jen o 5,7 roku. Tak nízký rozdíl byl naposledy pozorován na úplném počátku šedesátých let 20. století. Narůstá nejen naděje dožití osob narozených v roce 2025, ale i osob žijících. Například muži a ženy, kteří v roce 2025 dosáhli seniorského věku 65 let, měli naději prožít ještě 17,1 let (muži), resp. 20,8 let (ženy), tj. dožít se 82,1 let (muži), resp. 85,8 let (ženy). A to znamená zvýšení naděje dožití ve věku 65 let mezi roky 2016 a 2025 o 1,0 roku pro muže, resp. 1,1 roku pro ženy.

Celkové zvýšení naděje dožití při narození mezi roky 2016 a 2025 můžeme rozdělit mezi jednotlivé věkové skupiny, respektive zjistit příspěvky jednotlivých věkových skupin podle vývoje úmrtnosti v nich

Tab. 12: Naděje dožití podle pohlaví a věku, 2016 a 2020–2025

Life expectancy by sex and age, 2016 and 2020–2025

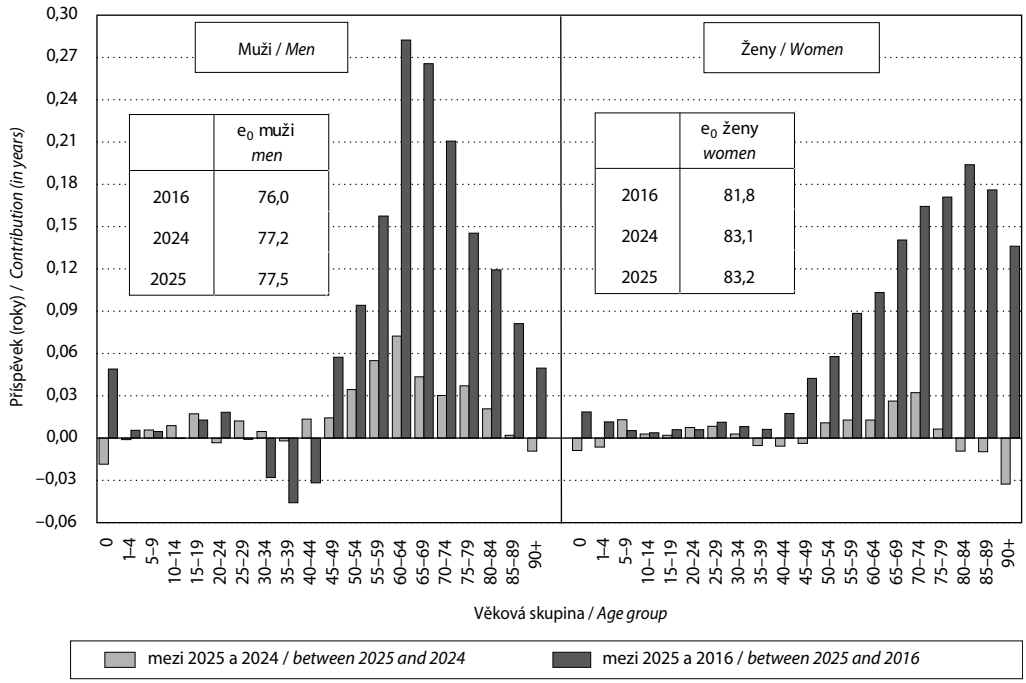
Ukazatel	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Indicator*
Naděje dožití mužů ve věku: 0 let	76,0	75,3	74,1	76,1	76,9	77,2	77,5	*Life expectancy of men at age: 0*
65 let	16,1	15,2	14,5	16,1	16,7	17,0	17,1	*65*
80 let	7,3	6,6	6,5	7,2	7,5	7,8	7,8	*80*
Naděje dožití žen ve věku: 0 let	81,8	81,4	80,5	82,0	82,8	83,1	83,2	*Life expectancy of women at age: 0*
65 let	19,7	19,2	18,6	19,8	20,4	20,8	20,8	*65*
80 let	8,7	8,2	8,2	8,7	9,2	9,5	9,4	*80*

Pozn.: Ukazatel vychází z úmrtnostních tabulek vypočtených jednotnou metodikou používanou ČSÚ od roku 2018.
Vlivem zaokrouhlení se mohou lišit meziroční rozdíly uvedené v textu.
Note: *The indicator is based on life tables calculated according to the uniform methodology that has been used by the Czech Statistical Office since 2018.*
Year-on-year differences stated in the text may vary due to rounding.
Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office.*

(Graf 5). U mužů zapříčinil vývoj úmrtnosti ve věkové skupině 60–64 let nárůst střední délky života o 0,28 roku (z celkových 1,45 roku, tj. 19,5 % celkového navýšení). Ve věkových skupinách od 60 do 74 let se odehrálo zvýšení o 0,76 roku, tj. o 52,4 % z celkové gradace naděje dožití mezi roky 2016 a 2025. U žen

Graf 5: Příspěvky věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození mezi roky 2016, 2024 a 2025 podle pohlaví

Contributions of age groups to the difference in life expectancy at birth by sex, 2016, 2024, and 2025



Pozn.: Metoda výpočtu na základě Pressat (1985).
Note: *Method of calculation according to Pressat (1985).*
Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office.*

se na zvýšení hodnoty nejvíce podílel vývoj úmrtnosti ve věkových skupinách o deset až dvacet let starších. Věková skupina 80–84 let přispěla hodnotou 0,19 roku (z celkových 1,37, tj. 14,2 %) a vývoj úmrtnosti ve věcích mezi 70 a 89 lety zapříčinil nárůst střední délky života žen o 0,71 roku, tj. o 51,5 %. Na meziročním nárůstu střední délky života o 0,3 roku u mužů se nejvíce podílely věkové skupiny od 55 do 69 let nárůstem o 0,17 roku. Hlavní díl zvýšení naděje dožití při narození u žen nesly meziročně věkové skupiny v rozmezí 65 až 74 let, které meziročně přispěly nárůstem 0,06 roku z celkových 0,1 roku, u 90letých a starších došlo naopak k úbytkům.

ZAHRANIČNÍ MIGRACE

Po prudkém nárůstu obyvatel zahraniční migrací v roce 2022 v důsledku uprchlické vlny z Ukrajiny (329,7 tisíce) zůstalo saldo migrace vysoké i v roce 2023 (94,7 tisíce). V posledních dvou letech 2024 a 2025 se však přírůstek obyvatel zahraničním stěhováním již zásadně nelišil od hodnot zaznamenávaných v letech 2018–2021, a to v důsledku nárůstu počtu vystěhovalých při zachování nadprůměrných počtů přistěhovalých. V roce 2025 získalo Česko zahraničním stěhováním 42,0 tisíce obyvatel, meziročně o 5,2 tisíce více (Tab. 13).

Během roku 2025 se do Česka přistěhovalo celkem 110,6 tisíce osob, přičemž počet těchto osob poslední tři roky postupně klesá (Tab. 13). Před rokem 2022 bylo obvyklé, že mezi přistěhovalými ze zahraničí převažují muži nad ženami, po vypuknutí války na Ukrajině v letech 2022–2024 však bylo mezi přistěhovalými více žen než mužů (*Koukalová*, 2025). V roce 2025 vlivem legislativních změn na Ukrajině (schválení možnosti vycestování pro muže ve věku 18 až 22 let) došlo k nárůstu podílu mužů mezi přistěhovalými na 57 %. Vystěhovalých osob bylo v roce 2025 evidováno celkem 68,6 tisíce, druhý nejvyšší počet vystěhovalých od odsunu německého obyvatelstva po 2. světové válce (maximum v roce 2024). Zesílení

Tab. 13: Zahraniční migrace podle pohlaví a věku, 2016 a 2020–2025
International migration by sex and age, 2016 and 2020–2025

Ukazatel	2016	2020	2021	2022[1)]	2023	2024	2025	***Indicator***
Přistěhovalí	37 503	55 661	69 201	349 548	141 263	121 823	110 600	*Immigrants*
z toho podíl mužů (%)	55,5	59,1	59,8	41,9	48,2	50,0	57,1	*– percentage of men*
Vystěhovalí	17 439	28 734	19 232	19 806	46 591	84 978	68 560	*Emigrants*
z toho podíl mužů (%)	54,0	67,8	63,4	62,2	49,2	40,8	42,8	*– percentage of men*
Objem stěhování	54 942	84 395	88 433	369 354	187 854	206 801	179 160	*Volume of migration*
Saldo migrace	20 064	26 927	49 969	329 742	94 672	36 845	42 040	*Net migration*
v tom: muži	11 400	13 430	29 216	134 165	45 207	26 248	33 748	*by sex: men*
ženy	8 664	13 497	20 753	195 577	49 465	10 597	8 292	*women*
v tom ve věku: 0–14	3 270	3 498	4 547	75 862	12 251	4 052	2 425	*aged: 0–14*
15–64	16 581	24 166	45 036	243 340	79 575	32 348	40 286	*15–64*
65+	213	–737	386	10 540	2 846	445	–671	*65+*

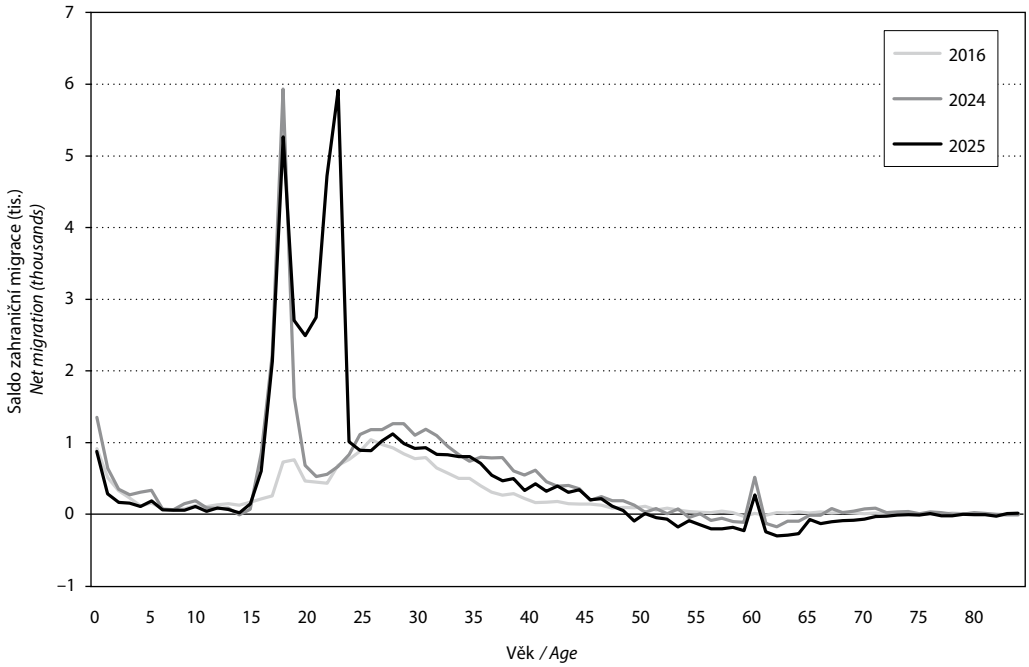
Pozn.: 1) statistiky zahrnuti pouze ti migranti, kteří naplnili statistickou definici obyvatele Česka. V případě uprchlíků šlo (pouze) o ty osoby, které měly platnou dočasnou ochranu v Česku ke konci roku 2022 a zároveň do konce března 2023 požádaly o její prodloužení. Osoby, které si do tohoto termínu o prodloužení dočasné ochrany nepožádaly, nebyly zahrnuty ani do přistěhovalých, ani do vystěhovalých.

Note: *1) The statistics include only those migrants who meet the statistical definition of a resident of Czechia. In the case of refugees, this meant (only) those individuals who held valid temporary protection at the end of 2022 and who by the end of March 2023 had applied for it to be extended. Individuals who had not applied for an extension of temporary protection by that date were not included among either immigrants or emigrants.*

Zdroj: ČSÚ.

Source: *Czech Statistical Office.*

Graf 6: Saldo zahraniční migrace podle věku, 2016, 2024 a 2025
Net migration by age, 2016, 2024, and 2025



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

emigračního proudu v posledních třech letech úzce souvisí s vývojem imigrace a mechanismem udělování a prodlužování dočasné ochrany. V roce 2025 osoby s udělenou dočasnou ochranou představovaly téměř 70 % vystěhovalých. Na rozdíl od let 2016–2022, kdy mezi emigranty převažovali muži, poslední tři roky 2023–2025 mají naopak větší váhu ženy (57 % v roce 2025).

Zatímco v letech 2023 a 2024 bylo saldo zahraniční migrace z velké části tvořeno osobami ve věku 15–19 let, v roce 2025 se největší zisk obyvatel zahraniční migrací posunul na věkovou skupinu 20–24 let (15,3 tisíce) a ve skupině 15–19 let byl druhý největší (13,2 tisíce). Kladný přírůstek zahraničním stěhováním v těchto dvou pětiletých věkových skupinách zajistil 68 % celkového salda. Detailnější pohled na jednotlivé věky (Graf 6) ukazuje, že saldo zahraničního stěhování se mezi roky 2024 a 2025 velice výrazně změnilo (narostlo) v úzkém intervalu 18–22 let, jinak jeho věkový profil zůstal meziročně obdobný. V třídění na jednotky věku byl přírůstek zahraničním stěhováním v roce2025 absolutně největší ve věku 22 let (5,9 tisíce) a 17 let (5,3 tisíce), na třetím místě pak ve věku 21 let (4,7 tisíce). Stejně jako v předchozích třech letech bylo i v roce 2025 znatelné skokové zvýšení salda zahraničního stěhování ve věku 60 let.

Z pohledu státního občanství migrantů v saldu zahraniční migrace (Tab. 14) převládají pravidelně od roku 2017 občané Ukrajiny, v roce 2025 to bylo 23,1 tisíce. Druhou nejpočetnější skupinu představovali téměř po celé poslední desetiletí občané Slovenska (výjimkou roky 2016 a 2021). V roce 2025 saldo činilo 5,9 tisíce osob-občanů Slovenska a bylo v rámci období 2016–2025 vůbec největší. Třetí nejvyšší saldo zahraničního stěhování připadlo třetím rokem v řadě na občany Filipín, v roce 2025 dosahovalo 3,9 tisíce osob. Bilance zahraničního stěhování občanů Česka, kteří tvoří důležitou součást jak proudu přistěhovalých, tak vystěhovalých, je obvykle záporná. Nejinak tomu bylo v roce 2025, kdy skončila s výsledkem –1,1 tisíce.

Tab. 14: Saldo zahraniční migrace podle státního občanství, 2016 a 2020–2025
Net migration by citizenship, 2016 and 2020–2025

Státní občanství	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Citizenship*
Ukrajina	3 335	15 959	28 366	304 983	75 153	17 035	23 099	*Ukraine*
Slovensko	5 292	3 009	1 909	5 562	5 584	4 652	5 940	*Slovakia*
Filipíny	142	412	416	1 226	2 058	2 970	3 909	*Philippines*
Indie	474	368	829	1 416	1 096	1 029	1 024	*India*
Mongolsko	522	256	462	715	537	1 104	650	*Mongolia*
Čína	146	–41	57	191	589	1 057	594	*China*
Vietnam	541	757	1 243	1 384	1 377	1 370	959	*Vietnam*
Ostatní	9 612	6 207	16 687	14 265	8 278	7 628	5 865	*Others*

Pozn.: Vybraná občanství jsou seřazena podle velikosti salda zahraniční migrace v roce 2025.
Note: *Net migration by citizenship, 2016 and 2020–2025*
Zdroj: ČSÚ.
Source: *Czech Statistical Office.*

VNITŘNÍ MIGRACE

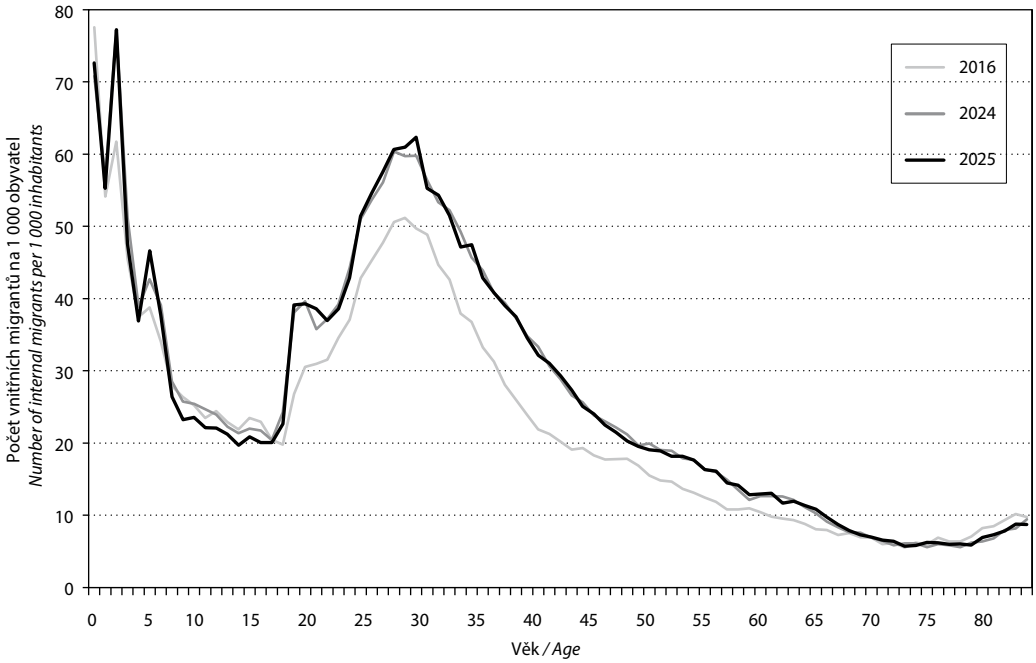
V rámci vnitřní migrace bylo v roce 2025 evidováno 285,8 tisíce stěhování obyvatel mezi obcemi, meziročně o 4,8 tisíce méně. Byl to však třetí největší objem vnitřní migrace od vzniku samostatné České republiky. Vyšší než v roce 2025 byl objem vnitřní migrace pouze v letech 2024 (290,6 tisíce) a 2023 (288,6 tisíce). Minimum náleželo roku 2020, kdy v části roku platila protiepidemická opatření omezující pohyb obyvatel (Tab. 15). Ve vnitřním stěhování, na rozdíl od zahraničního, běžně mírně převažují ženy nad muži – mezi lety 2016 a 2025 se jejich zastoupení mírně snížilo z 53 % na 51 %. Zatímco v letech 2016–2022 měl podíl cizinců v objemu vnitřní migrace jen mírně rostoucí trend (nárůst z necelých 8 % na 12 %), v roce 2023 meziročně skokově vzrostl na 32 % a na úrovni necelé jedné třetiny se držel i v dalších dvou letech (30 % v roce 2025). Podíl občanů Ukrajiny na celkovém objemu vnitřního stěhování cizích státních příslušníků, který v letech 2023 a 2024 dosahoval 81 %, se v roce 2025 mírně snížil na 77 %, přitom ještě v roce 2022 byl pouze 44 %.

Tab. 15: Vnitřní stěhování podle pohlaví a věku, 2016 a 2020–2025
Internal migration by sex and age, 2016 and 2020–2025

Objem stěhování	2016	2020	2021	2022	2023	2024	2025	*Volume of migration*
Celkem	250 722	231 989	248 149	244 125	288 628	290 601	285 794	*Total*
z toho podíl mužů (%)	46,7	47,9	48,3	48,6	47,5	47,9	49,0	*– percentage of men*
z toho podíl cizinců (%)	7,6	10,1	11,1	12,1	32,2	31,7	29,6	*– percentage of foreign nationals*
Ve věku: 0–14	59 998	57 076	59 437	59 488	65 688	63 137	58 713	*Aged: 0–14*
15–64	175 441	161 585	172 341	168 747	206 991	210 679	209 834	*15–64*
65+	15 283	13 328	16 371	15 890	15 949	16 785	17 247	*65 and over*

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

Graf 7: Míra vnitřní migrace podle věku, 2016, 2024 a 2025
Internal migration rate by age, 2016, 2024, and 2025



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.
Source: *Czech Statistical Office; author's calculations.*

Od roku 2021 je v objemu vnitřní migrace každoročně nejsilnější skupina osob ve věku 30–34 let, zatímco v předcházejících letech to byla věková skupina 25–29 let. V pozadí tohoto posunu stojí měnící se početnost daných věkových skupin. V průběhu roku 2025 změnilo obec bydliště v rámci Česka 34,3 tisíce obyvatel ve věku 30–34 let a 31,2 tisíce ve věku 25–29 let. Třetí nejsilnější byl v roce 2025 objem vnitřní migrace osob ve věku 35–39 let (28,6 tisíce), zatímco v předchozích letech první dvojici doplňovaly děti ve věku 0–4 roky (27,9 tisíce v roce 2025). Věkový profil intenzity stěhování ukazuje, že intenzita stěhování se v posledním desetiletí s věkem mění v podstatě se stejným vzorcem (Graf 7), pouze s tím, že aktuální míry vnitřní migrace jsou ve věkovém intervalu cca od 15 do 65 let znatelně vyšší než v období let 2016–2022. To může souviset s nárůstem podílu cizinců v obyvatelstvu. Nejčastěji mění adresu z obce do obce v rámci Česka nejmladší děti ve věku 0–2 roky; v průměru v každém z těchto věků šlo v roce 2025 o 68 dětí z tisíce. U starších dětí míra vnitřní migrace s věkem klesá, v roce 2025 dosáhla lokálního minima 20 ‰ ve věku 13 let. Tento trend je přerušen pouze zvýšenou migrací ve věku 5 let. U mladistvých míra vnitřní migrace naopak s věkem roste, výjimkou bývá v posledních letech období rané dospělosti (18–20 let). Druhého vrcholu nabývá míra stěhování mezi 25. a 30. rokem věku, v roce 2025 připadlo lokální maximum v hodnotě 62 ‰ na věk 29 let. U třicátníků a starších míra vnitřní migrace s věkem znovu klesá, když nejnižší míru migračního pohybu vykazují osoby okolo věku 75 let (v roce 2025 na úrovni 6 ‰ ve věcích 73–79 let). Mírný nárůst vnitřní migrace u starších seniorů může souviset s přesunem do zařízení sociální péče, k rodině nebo do menšího obydlí.

SHRNUTÍ

Na konci roku 2025 mělo Česko téměř 10,916 milionu obyvatel, nejvíce od konce 2. světové války. Počet obyvatel nepřetržitě roste od roku 2014, v průběhu roku 2025 se zvýšil mírně (o 6,3 tisíce), a to výhradně

díky kladnému saldu zahraniční migrace. Pokračoval proces populačního stárnutí, který se projevil růstem podílu osob ve věku 65 let a více i dalším zvýšením průměrného věku, věkového mediánu a indexu stáří. Ve věku 65 a více let bylo na konci roku 2025 téměř 21 % obyvatel (absolutně 2,27 milionu). Počet živě narozených dětí klesl čtvrtým rokem v řadě a dosáhl historicky nejnižší úrovně od počátku celoplošného statistického zjišťování. Pokračoval také pokles intenzity plodnosti, přičemž úhrnná plodnost se snížila na 1,28 dítěte na jednu ženu. Nadále mírně rostl podíl dětí narozených v manželství. Počet uzavřených manželství dále poklesl a byl nejnižší od konce první světové války. Při setrvání intenzity sňatečnosti svobodných na úrovni roku 2025 by do manželství před dosažením 50 let věku vstoupilo 52 % mužů a 61 % žen. Počet rozvodů druhým rokem mírně vzrostl, avšak jejich úroveň zůstala nižší než na počátku sledovaného desetiletí. Úhrnná rozvodovost se meziročně zvýšila na 41 %, přesto byla nižší než v roce 2016. Střední délka života se meziročně navýšila na nová historická maxima: 77,5 let pro muže a 83,2 let pro ženy. Polovina zemřelých byla ve věku 75–89 let, nejvíce jich patřilo k populačně silné generaci narozených v roce 1946. V roce 2025 byl objem stěhování se zahraničím nadále významně ovlivněn migrací občanů Ukrajiny. Zahraniční migrací Česku přibylo 42,0 tisíce obyvatel, z toho 23,1 tisíce mělo občanství Ukrajiny. Změnu obce bydliště v rámci republiky v roce 2025 nahlásilo 285,8 tisíc osob.

Literatura (zdroje dat):

- Český statistický úřad. 2017a…2025a. *Demografická ročenka České republiky v roce 2016 …2024.* Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. 2017b…2025b. *Vývoj obyvatelstva České republiky v roce 2016 …2024.* Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. 2026. *Úmrtnostní tabulky – 2016–2025.* Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. Interní databáze demografických dat. Praha: ČSÚ.
- Koukalová, J. 2024. Populační vývoj Česka v roce 2023. *Demografie,* 2024, 66(3), pp. 224–244. https://doi.org/10.54694/dem.0350.
- Koukalová, J. 2025. Population Development in the Czech Republic in 2024. *Demografie,* 2025, 67(4), pp. 248–265. https://doi.org/10.54694/dem.0336.
- Pressat, R. 1985. Contribution des écarts de mortalité par âge à la différence des vies moyennes [Contribution of age-specific mortality differentials to mean lifetimes]. *Population* (French edition), pp. 766–770. https://doi.org/10.2307/1532986.

JANA KOUKALOVÁ

je absolventkou oboru demografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy. Působí na Českém statistickém úřadě v oddělení demografické statistiky, kde se věnuje především analýzám sňatečnosti a rozvodovosti.

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2025 podle krajů a okresů / Population and vital statistics of the Czech Republic 2025: regions and districts

Území / *Region*	Počet obyvatel 1. 7. *Population 1 July*	Počet obyvatel 31. 12. *Population 31 December*	Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí / *Deaths*			Přírůstek (úbytek) *Increase (decrease)*			Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Celkový přírůstek *Total increase*
						celkem *total*	do 1 roku *within 1 years*	do 28 dnů *within 28 days*	přirozený *natural*	stěhováním *net migration*	celkový *total*	na 1 000 obyvatel / *per 1 000 inhabitants*				
Česko	**10 891 162**	**10 915 839**	**42 548**	**21 231**	**77 636**	**113 337**	**195**	**120**	**–35 701**	**42 040**	**6 339**	**3,9**	**1,9**	**7,1**	**10,4**	**0,6**
Hlavní město Praha	**1 398 674**	**1 407 084**	**6 025**	**2 345**	**10 946**	**12 128**	**16**	**11**	**–1 182**	**10 386**	**9 204**	**4,3**	**1,7**	**7,8**	**8,7**	**6,6**
Středočeský kraj	**1 469 457**	**1 477 134**	**5 492**	**3 257**	**10 201**	**13 718**	**23**	**12**	**–3 517**	**14 436**	**10 919**	**3,7**	**2,2**	**6,9**	**9,3**	**7,4**
Benešov	104 052	104 433	360	222	734	1 055	4	3	–321	846	525	3,5	2,1	7,1	10,1	5,0
Beroun	102 961	103 455	365	228	715	958	–	–	–243	1 136	893	3,5	2,2	6,9	9,3	8,7
Kladno	171 750	172 388	670	372	1 223	1 802	4	1	–579	1 461	882	3,9	2,2	7,1	10,5	5,1
Kolín	108 395	108 760	405	233	757	1 067	–	–	–310	789	479	3,7	2,1	7,0	9,8	4,4
Kutná Hora	78 455	78 903	283	156	534	905	–	–	–371	709	338	3,6	2,0	6,8	11,5	4,3
Mělník	114 818	115 209	450	237	776	1 179	2	1	–403	829	426	3,9	2,1	6,8	10,3	3,7
Mladá Boleslav	137 755	138 955	549	311	972	1 268	2	1	–296	1 525	1 229	4,0	2,3	7,1	9,2	8,9
Nymburk	108 176	108 742	402	267	745	993	4	–	–248	1 352	1 104	3,7	2,5	6,9	9,2	10,2
Praha-východ	205 803	207 567	781	509	1 431	1 424	2	2	7	3 013	3 020	3,8	2,5	7,0	6,9	14,7
Praha-západ	162 652	163 488	572	361	1 147	1 136	2	1	11	1 557	1 568	3,5	2,2	7,1	7,0	9,6
Příbram	118 044	118 487	434	251	794	1 308	2	2	–514	716	202	3,7	2,1	6,7	11,1	1,7
Rakovník	56 596	56 747	221	110	373	623	1	1	–250	503	253	3,9	1,9	6,6	11,0	4,5
Jihočeský kraj	**652 249**	**652 896**	**2 433**	**1 265**	**4 645**	**7 094**	**13**	**9**	**–2 449**	**2 118**	**–331**	**3,7**	**1,9**	**7,1**	**10,9**	**–0,5**
České Budějovice	202 034	202 423	798	417	1 505	2 007	6	4	–502	753	251	3,9	2,1	7,4	9,9	1,2
Český Krumlov	61 592	61 584	230	124	403	639	2	1	–236	165	–71	3,7	2,0	6,5	10,4	–1,2
Jindřichův Hradec	89 450	89 343	264	165	612	994	–	–	–382	161	–221	3,0	1,8	6,8	11,1	–2,5
Písek	72 595	72 765	285	147	519	834	1	1	–315	168	–147	3,9	2,0	7,1	11,5	–2,0
Prachatice	50 864	50 952	238	94	363	573	1	1	–210	101	–109	4,7	1,8	7,1	11,3	–2,1
Strakonice	71 548	71 636	258	132	501	833	2	2	–332	366	34	3,6	1,8	7,0	11,6	0,5
Tábor	104 166	104 193	360	186	742	1 214	1	–	–472	404	–68	3,5	1,8	7,1	11,7	–0,7

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2025 podle krajů a okresů / Population and vital statistics of the Czech Republic 2025: regions and districts

Území / *Region*	Počet obyvatel 1. 7. *Population 1 July*	Počet obyvatel 31. 12. *Population 31 December*	Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí / *Deaths*			Přírůstek (úbytek) *Increase (decrease)*			Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Celkový přírůstek *Total increase*
						celkem *total*	do 1 roku *within 1 years*	do 28 dnů *within 28 days*	přirozený *natural*	stěhováním *net migration*	celkový *total*	na 1 000 obyvatel / *per 1 000 inhabitants*				
Plzeňský kraj	**611 537**	**614 683**	**2 413**	**1 207**	**4 239**	**6 592**	**9**	**6**	**–2 353**	**2 396**	**43**	**3,9**	**2,0**	**6,9**	**10,8**	**0,1**
Domažlice	55 621	55 625	195	126	384	628	3	3	–244	–45	–289	3,5	2,3	6,9	11,3	–5,2
Klatovy	86 586	86 710	308	187	573	1 022	2	1	–449	437	–12	3,6	2,2	6,6	11,8	–0,1
Plzeň-město	206 144	208 169	838	375	1 402	2 185	–	–	–783	491	–292	4,1	1,8	6,8	10,6	–1,4
Plzeň-jih	71 565	71 585	282	141	442	773	2	–	–331	188	–143	3,9	2,0	6,2	10,8	–2,0
Plzeň-sever	83 719	84 037	349	193	625	835	–	–	–210	598	388	4,2	2,3	7,5	10,0	4,6
Rokycany	50 694	50 770	204	83	381	576	–	–	–195	169	–26	4,0	1,6	7,5	11,4	–0,5
Tachov	57 208	57 787	237	102	432	573	2	2	–141	558	417	4,1	1,8	7,6	10,0	7,3
Karlovarský kraj	**291 942**	**292 027**	**1 152**	**639**	**1 798**	**3 399**	**8**	**6**	**–1 601**	**433**	**–1 168**	**3,9**	**2,2**	**6,2**	**11,6**	**–4,0**
Cheb	93 080	93 534	376	186	591	1 084	1	1	–493	491	–2	4,0	2,0	6,3	11,6	0,0
Karlovy Vary	114 172	114 178	443	241	650	1 280	4	3	–630	241	–389	3,9	2,1	5,7	11,2	–3,4
Sokolov	84 690	84 315	333	212	557	1 035	3	2	–478	–299	–777	3,9	2,5	6,6	12,2	–9,2
Ústecký kraj	**806 231**	**805 943**	**3 232**	**1 702**	**5 443**	**9 407**	**26**	**14**	**–3 964**	**1 551**	**–2 413**	**4,0**	**2,1**	**6,8**	**11,7**	**–3,0**
Děčín	125 329	124 991	461	263	827	1 552	4	2	–725	–74	–799	3,7	2,1	6,6	12,4	–6,4
Chomutov	123 090	123 049	483	265	871	1 322	3	1	–451	47	–404	3,9	2,2	7,1	10,7	–3,3
Litoměřice	118 931	119 094	485	241	758	1 343	1	–	–585	575	–10	4,1	2,0	6,4	11,3	–0,1
Louny	86 652	86 840	337	173	598	1 020	2	2	–422	539	117	3,9	2,0	6,9	11,8	1,4
Most	107 306	107 062	433	204	714	1 319	5	2	–605	131	–474	4,0	1,9	6,7	12,3	–4,4
Teplice	127 524	127 658	507	265	871	1 510	7	5	–639	558	–81	4,0	2,1	6,8	11,8	–0,6
Ústí nad Labem	117 399	117 249	526	291	804	1 341	4	2	–537	–225	–762	4,5	2,5	6,8	11,4	–6,5
Liberecký kraj	**448 050**	**448 610**	**1 716**	**977**	**3 055**	**4 756**	**8**	**2**	**–1 701**	**817**	**–884**	**3,8**	**2,2**	**6,8**	**10,6**	**–2,0**
Česká Lípa	102 301	102 204	409	243	660	1 181	4	2	–521	–135	–656	4,0	2,4	6,5	11,5	–6,4
Jablonec nad Nisou	92 752	92 836	364	207	633	967	1	–	–334	122	–212	3,9	2,2	6,8	10,4	–2,3
Liberec	180 552	181 092	679	390	1 262	1 793	2	–	–531	668	137	3,8	2,2	7,0	9,9	0,8
Semily	72 445	72 478	264	137	500	815	1	–	–315	162	–153	3,6	1,9	6,9	11,2	–2,1

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2025 podle krajů a okresů / Population and vital statistics of the Czech Republic 2025: regions and districts

Území / *Region*	Počet obyvatel 1. 7. *Population 1 July*	Počet obyvatel 31. 12. *Population 31 December*	Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí / *Deaths*			Přírůstek (úbytek) *Increase (decrease)*			Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Celkový přírůstek *Total increase*
						celkem *total*	do 1 roku *within 1 years*	do 28 dnů *within 28 days*	přirozený *natural*	stěhováním *net migration*	celkový *total*	na 1 000 obyvatel / *per 1 000 inhabitants*				
Královéhradecký kraj	**554 161**	**554 668**	**2 057**	**1 115**	**3 855**	**6 029**	**10**	**5**	**–2 174**	**919**	**–1 255**	**3,7**	**2,0**	**7,0**	**10,9**	**–2,3**
Hradec Králové	167 680	167 887	598	322	1 230	1 799	5	3	–569	55	–514	3,6	1,9	7,3	10,7	–3,1
Jičín	80 224	80 272	298	193	577	867	–	–	–290	149	–141	3,7	2,4	7,2	10,8	–1,8
Náchod	109 300	109 238	405	223	739	1 199	–	–	–460	–49	–509	3,7	2,0	6,8	11,0	–4,7
Rychnov nad Kněžnou	80 806	81 263	304	158	588	823	2	1	–235	690	455	3,8	2,0	7,3	10,2	5,6
Trutnov	116 151	116 008	452	219	721	1 341	3	1	–620	74	–546	3,9	1,9	6,2	11,5	–4,7
Pardubický kraj	**529 871**	**530 950**	**1 943**	**1 004**	**3 809**	**5 491**	**7**	**5**	**–1 682**	**2 163**	**481**	**3,7**	**1,9**	**7,2**	**10,4**	**0,9**
Chrudim	106 487	106 533	387	216	828	1 205	4	3	–377	251	–126	3,6	2,0	7,8	11,3	–1,2
Pardubice	180 992	181 657	669	379	1 273	1 732	–	–	–459	903	444	3,7	2,1	7,0	9,6	2,5
Svitavy	104 371	104 459	374	200	739	1 138	2	1	–399	317	–82	3,6	1,9	7,1	10,9	–0,8
Ústí nad Orlicí	138 021	138 301	513	209	969	1 416	1	1	–447	692	245	3,7	1,5	7,0	10,3	1,8
Kraj Vysočina	**515 719**	**515 953**	**1 952**	**870**	**3 896**	**5 440**	**15**	**12**	**–1 544**	**–150**	**–1 694**	**3,8**	**1,7**	**7,6**	**10,5**	**–3,3**
Havlíčkův Brod	95 439	95 359	355	161	723	1 028	5	3	–305	–213	–518	3,7	1,7	7,6	10,8	–5,4
Jihlava	117 331	117 418	418	193	874	1 156	2	1	–282	–765	–1 047	3,6	1,6	7,4	9,9	–8,9
Pelhřimov	74 078	74 205	275	146	541	851	1	1	–310	297	–13	3,7	2,0	7,3	11,5	–0,2
Třebíč	110 135	110 200	445	180	795	1 176	2	2	–381	372	–9	4,0	1,6	7,2	10,7	–0,1
Žďár nad Sázavou	118 736	118 771	459	190	963	1 229	5	5	–266	159	–107	3,9	1,6	8,1	10,4	–0,9
Jihomoravský kraj	**1 227 149**	**1 230 516**	**4 942**	**2 302**	**8 912**	**12 474**	**19**	**11**	**–3 562**	**4 735**	**1 173**	**4,0**	**1,9**	**7,3**	**10,2**	**1,0**
Blansko	111 004	111 052	394	221	784	1 165	1	–	–381	166	–215	3,5	2,0	7,1	10,5	–1,9
Brno-město	401 811	404 296	1 749	724	3 132	4 194	8	4	–1 062	2 619	1 557	4,4	1,8	7,8	10,4	3,9
Brno-venkov	234 255	234 833	852	468	1 665	2 154	1	1	–489	707	218	3,6	2,0	7,1	9,2	0,9
Břeclav	117 767	117 941	466	230	816	1 170	1	1	–354	211	–143	4,0	2,0	6,9	9,9	–1,2
Hodonín	150 549	150 352	607	263	914	1 657	4	3	–743	141	–602	4,0	1,7	6,1	11,0	–4,0
Vyškov	95 795	95 991	376	198	768	917	1	–	–149	503	354	3,9	2,1	8,0	9,6	3,7
Znojmo	115 968	116 051	498	198	833	1 217	3	2	–384	388	4	4,3	1,7	7,2	10,5	0,0

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2025 podle krajů a okresů / Population and vital statistics of the Czech Republic 2025: regions and districts

Území / *Region*	Počet obyvatel 1. 7. *Population 1 July*	Počet obyvatel 31. 12. *Population 31 December*	Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí / *Deaths*			Přírůstek (úbytek) *Increase (decrease)*			Sňatky *Marriages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Celkový přírůstek *Total increase*
						celkem *total*	do 1 roku *within 1 years*	do 28 dnů *within 28 days*	přirozený *natural*	stěhováním *net migration*	celkový *total*	na 1 000 obyvatel / *per 1 000 inhabitants*				
Olomoucký kraj	**630 218**	**631 480**	**2 428**	**1 217**	**4 576**	**6 922**	**11**	**7**	**–2 346**	**2 326**	**–20**	**3,9**	**1,9**	**7,3**	**11,0**	**0,0**
Jeseník	36 397	36 386	159	71	235	474	–	–	–239	133	–106	4,4	2,0	6,5	13,0	–2,9
Olomouc	239 058	240 779	928	509	1 788	2 384	2	1	–596	1 976	1 380	3,9	2,1	7,5	10,0	5,8
Prostějov	108 773	108 873	411	197	813	1 265	5	3	–452	402	–50	3,8	1,8	7,5	11,6	–0,5
Přerov	126 913	126 664	495	242	879	1 466	3	2	–587	–35	–622	3,9	1,9	6,9	11,6	–4,9
Šumperk	119 077	118 778	435	198	861	1 333	1	1	–472	–150	–622	3,7	1,7	7,2	11,2	–5,2
Zlínský kraj	**577 656**	**577 515**	**2 097**	**1 023**	**4 091**	**6 235**	**8**	**5**	**–2 144**	**661**	**–1 483**	**3,6**	**1,8**	**7,1**	**10,8**	**–2,6**
Kroměříž	103 976	103 787	400	206	738	1 141	–	–	–403	60	–343	3,8	2,0	7,1	11,0	–3,3
Uherské Hradiště	140 902	140 823	514	245	964	1 459	4	2	–495	120	–375	3,6	1,7	6,8	10,4	–2,7
Vsetín	141 541	141 322	484	246	1 066	1 544	1	1	–478	155	–323	3,4	1,7	7,5	10,9	–2,3
Zlín	191 237	191 583	699	326	1 323	2 091	3	2	–768	326	–442	3,7	1,7	6,9	10,9	–2,3
Moravskoslezský kraj	**1 178 248**	**1 176 380**	**4 666**	**2 308**	**8 170**	**13 652**	**22**	**15**	**–5 482**	**–751**	**–6 233**	**4,0**	**2,0**	**6,9**	**11,6**	**–5,3**
Bruntál	87 893	87 396	330	167	563	1 089	–	–	–526	–366	–892	3,8	1,9	6,4	12,4	–10,1
Frýdek-Místek	213 495	213 442	845	420	1 488	2 335	3	3	–847	292	–555	4,0	2,0	7,0	10,9	–2,6
Karviná	237 673	237 040	964	497	1 532	2 965	6	2	–1 433	54	–1 379	4,1	2,1	6,4	12,5	–5,8
Nový Jičín	150 823	150 834	566	325	1 070	1 580	1	1	–510	13	–497	3,8	2,2	7,1	10,5	–3,3
Opava	174 000	173 864	667	324	1 270	1 906	2	2	–636	77	–559	3,8	1,9	7,3	11,0	–3,2
Ostrava-město	314 364	313 804	1 294	575	2 247	3 777	10	7	–1 530	–821	–2 351	4,1	1,8	7,1	12,0	–7,5

Radek Havel

Pohyb obyvatelstva ve městech nad 20 tisíc obyvatel v roce 2025

Population and vital statistics of the Czech Republic 2025: towns with more than 20 thous. inhabitants

Město / *Town*	Počet obyvatel 1. 7. *Population 1 July*	Počet obyvatel 31. 12. *Population 31 December*	Sňatky *Mar–riages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Přírůstek (úbytek) *Increase (decrease)* přirozený *natural*	stěhováním *net migration*	celkový *total*	Sňatky *Mar–riages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Celkový přírůstek *Total increase*
										na 1 000 obyvatel / *per 1 000 inhabitants*				
Praha	1 398 674	1 407 084	6 025	2 345	10 946	12 128	–1 182	10 386	9 204	4,3	1,7	7,8	8,7	6,6
Brno	401 811	404 296	1 749	724	3 132	4 194	–1 062	2 619	1 557	4,4	1,8	7,8	10,4	3,9
Ostrava	281 376	280 853	1 161	490	2 035	3 449	–1 414	–920	–2 334	4,1	1,7	7,2	12,3	–8,3
Plzeň	185 770	187 863	752	334	1 269	1 998	–729	664	–65	4,0	1,8	6,8	10,8	–0,3
Liberec	107 702	108 214	413	226	768	1 060	–292	416	124	3,8	2,1	7,1	9,8	1,2
Olomouc	102 952	105 297	393	219	798	1 021	–223	2 457	2 234	3,8	2,1	7,8	9,9	21,7
České Budějovice	96 928	97 128	402	176	720	1 052	–332	229	–103	4,1	1,8	7,4	10,9	–1,1
Hradec Králové	93 476	93 534	335	187	648	1 094	–446	–331	–777	3,6	2,0	6,9	11,7	–8,3
Pardubice	92 333	92 713	340	190	671	926	–255	649	394	3,7	2,1	7,3	10,0	4,3
Ústí nad Labem	90 234	90 035	388	215	624	1 060	–436	–395	–831	4,3	2,4	6,9	11,7	–9,2
Zlín	74 085	74 917	283	130	485	839	–354	587	233	3,8	1,8	6,5	11,3	3,1
Kladno	69 508	69 728	259	132	491	781	–290	354	64	3,7	1,9	7,1	11,2	0,9
Havířov	68 298	67 998	302	143	426	938	–512	–164	–676	4,4	2,1	6,2	13,7	–9,9
Most	63 324	63 160	245	117	435	732	–297	–17	–314	3,9	1,8	6,9	11,6	–5,0
Opava	54 847	54 881	208	102	395	670	–275	47	–228	3,8	1,9	7,2	12,2	–4,2
Jihlava	53 564	53 686	187	89	392	577	–185	–753	–938	3,5	1,7	7,3	10,8	–17,5
Frýdek-Místek	53 242	53 164	193	100	373	635	–262	–164	–426	3,6	1,9	7,0	11,9	–8,0
Teplice	50 875	50 856	204	112	308	581	–273	217	–56	4,0	2,2	6,1	11,4	–1,1
Karlovy Vary	48 824	48 788	177	96	282	564	–282	–3	–285	3,6	2,0	5,8	11,6	–5,8
Karviná	48 855	48 684	167	91	329	682	–353	100	–253	3,4	1,9	6,7	14,0	–5,2
Mladá Boleslav	47 286	47 874	173	89	314	444	–130	658	528	3,7	1,9	6,6	9,4	11,2
Chomutov	46 521	46 560	183	107	366	516	–150	–61	–211	3,9	2,3	7,9	11,1	–4,5
Jablonec nad Nisou	46 140	46 206	192	103	334	500	–166	163	–3	4,2	2,2	7,2	10,8	–0,1
Děčín	46 148	46 003	165	105	304	579	–275	–98	–373	3,6	2,3	6,6	12,5	–8,1
Prostějov	43 281	43 236	130	68	295	540	–245	73	–172	3,0	1,6	6,8	12,5	–4,0
Přerov	40 729	40 492	146	70	238	514	–276	–138	–414	3,6	1,7	5,8	12,6	–10,12
Česká Lípa	36 448	36 364	119	76	249	422	–173	–278	–451	3,3	2,1	6,8	11,6	–12,4
Třebíč	34 466	34 476	145	51	215	340	–125	71	–54	4,2	1,5	6,2	9,9	–1,6
Tábor	34 310	34 339	115	49	260	430	–170	153	–17	3,4	1,4	7,6	12,5	–0,5
Znojmo	34 081	33 989	143	50	228	410	–182	–1	–183	4,2	1,5	6,7	12,0	–5,4
Třinec	33 621	33 523	145	57	229	434	–205	–124	–329	4,3	1,7	6,8	12,9	–9,8

Pohyb obyvatelstva ve městech nad 20 tisíc obyvatel v roce 2025

Population and vital statistics of the Czech Republic 2025: towns with more than 20 thous. inhabitants

Město / *Town*	Počet obyvatel 1. 7. *Population 1 July*	Počet obyvatel 31. 12. *Population 31 December*	Sňatky *Mar–riages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Přírůstek (úbytek) *Increase (decrease)* přirozený *natural*	stěhování *net migration*	celkový *total*	Sňatky *Mar-riages*	Rozvody *Divorces*	Živě narození *Live births*	Zemřelí *Deaths*	Celkový přírůstek *Total increase*
										na 1 000 obyvatel / *per 1 000 inhabitants*				
Kolín	33 355	33 392	135	69	244	337	–93	41	–52	4,0	2,1	7,3	10,1	–1,6
Příbram	32 590	32 917	126	78	211	373	–162	306	144	3,9	2,4	6,5	11,4	4,4
Cheb	32 535	32 892	128	62	215	365	–150	234	84	3,9	1,9	6,6	11,2	2,6
Písek	30 938	31 002	126	58	235	346	–111	–8	–119	4,1	1,9	7,6	11,2	–3,8
Trutnov	29 417	29 337	119	60	200	353	–153	–117	–270	4,0	2,0	6,8	12,0	–92
Kroměříž	27 871	27 781	109	52	197	317	–120	–16	–136	3,9	1,9	7,1	11,4	–4,9
Orlová	27 442	27 383	108	68	187	380	–193	36	–157	3,9	2,5	6,8	13,8	–5,7
Vsetín	25 037	24 974	63	34	192	302	–110	–101	–211	2,5	1,4	7,7	12,1	–8,4
Uherské Hradiště	24 842	24 852	91	47	174	248	–74	39	–35	3,7	1,9	7,0	10,0	–1,4
Břeclav	24 453	24 583	102	43	164	256	–92	137	45	4,2	1,8	6,7	10,5	1,8
Šumperk	24 591	24 444	105	36	153	330	–177	–114	–291	4,3	1,5	6,2	13,4	–11,8
Chrudim	23 544	23 562	82	57	161	249	–88	86	–2	3,5	2,4	6,8	10,6	–0,1
Havlíčkův Brod	23 516	23 368	89	41	163	264	–101	–322	–423	3,8	1,7	6,9	11,2	–18,0
Hodonín	23 431	23 344	101	42	129	270	–141	–32	–173	4,3	1,8	5,5	11,5	–7,4
Klatovy	22 774	22 921	74	46	161	264	–103	261	158	3,2	2,0	7,1	11,6	6,9
Český Těšín	22 982	22 870	77	34	131	252	–121	–84	–205	3,4	1,5	5,7	11,0	–8,9
Nový Jičín	22 785	22 740	82	52	150	258	–108	–157	–265	3,6	2,3	6,6	11,3	–11,6
Litoměřice	22 691	22 627	91	48	161	247	–86	–54	–140	4,0	2,1	7,1	10,9	–6,2
Valašské Meziříčí	22 610	22 568	69	41	169	267	–98	86	–12	3,1	1,8	7,5	11,8	–0,5
Krnov	22 419	22 303	91	54	127	269	–142	–73	–215	4,1	2,4	5,7	12,0	–9,6
Strakonice	22 310	22 275	77	33	164	280	–116	36	–80	3,5	1,5	7,4	12,6	–3,6
Litvínov	22 305	22 258	85	43	154	297	–143	14	–129	3,8	1,9	6,9	13,3	–5,78
Sokolov	21 945	21 908	78	61	136	273	–137	38	–99	3,6	2,8	6,2	12,4	–4,5
Kutná Hora	21 506	21 787	88	39	160	245	–85	230	145	4,1	1,8	7,4	11,4	6,7
Beroun	21 572	21 744	73	41	161	232	–71	294	223	3,4	1,9	7,5	10,8	10,3
Kopřivnice	21 218	21 245	75	50	136	229	–93	–36	–129	3,5	2,4	6,4	10,8	–6,1
Brandýs nad Labem--Stará Boleslav	20 563	20 926	83	51	142	174	–32	645	613	4,0	2,5	6,9	8,5	29,8
Vyškov	20 596	20 664	64	37	160	207	–47	66	19	3,1	1,8	7,8	10,1	0,9
Jindřichův Hradec	20 470	20 369	59	40	141	241	–100	–71	–171	2,9	2,0	6,9	11,8	–8,4
Mělník	20 307	20 301	88	37	122	258	–136	159	23	4,3	1,8	6,0	12,7	1,1
Žďár nad Sázavou	20 305	20 247	68	25	142	249	–107	–50	–157	3,3	1,2	7,0	12,3	–7,7
Bohumín	20 263	20 234	82	36	135	223	–88	7	–81	4,0	1,8	6,7	11,0	–4,0

Radek Havel

Výběr z české demografické literatury za 2. pololetí 2025 a 1. pololetí 2026

I. Knižní publikace, studie, výzkumné zprávy

1. Barvíková, J. *Rozchod a vybrané aspekty porozchodové péče z pohledu dětí a rodičů*. Praha: RILSA. 72 s. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_584.pdf.
2. Bubeníková, M. *Přehled druhů antikoncepce*. Praha: RILSA. 20 s. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_583.pdf.
3. Goldin, C. *Kariéra a rodina. Sto let ženského úsilí o rovnost*. Brno: Host, 2025. 400 s. ISBN: 978-80-275-2617-8.
4. Hora, O. – Horáková, M. – Sirovátka, T. *Zkrácená pracovní doba v době pandemie COVID-19 v Evropě a Česku: srovnání a zhodnocení.* Praha: RILSA, 2026, 54 s. Dostupné z: https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_573.pdf.
5. Hozová, L. – Křečková Tůmová, N. *Cesta k nové rodině: Proces osvojení v České republice*. Praha: Wolters Kluwer, 2025. 392 s. ISBN: 978-80-286-0291-8.
6. Krejčí, O. *Geopolitika střední Evropy: pohled z Prahy a Bratislavy.* Praha: Professional Publishing, 2025. 495 s. ISBN: 978-80-88260-81-3.
7. Kroupa, A. – Kyzlinková, R. – Lehmann, Š. – Váňová, J. – Veverková, S. *Czechia: Developments in working life 2024*. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (Eurofound), 2025. Dostupné z: https://www.eurofound.europa.eu/en/publications/all/czechia-developments-in-working-life-2024.
8. Kuchařová, V. *Život ve stáří I. a II. Datová analýza opakovaného šetření seniorů z let 2002 a 2022*. Praha: RILSA, 2025. 153 s. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_586.pdf.
9. Machulová, H. – Žižka Motlová, L. *Výzvy a inovace v sociální práci se seniory.* České Budějovice: Nakladatelství Jihočeské univerzity. 176 s. ISBN: 978-80-7694-155-7.
10. Poloncyová, J. – Höhne, S. *Vyhodnocení dotačního titulu Rodina za rok 2024*. Praha: RILSA, 2025. 33 s. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_590.pdf.
11. Pavelková Čavelová, Z. a kol. *Od stolu a lože. Rozvodová řízení 1857–1903.* Praha: Nakladatelství Lidové noviny, 2026. 274 s. ISBN: 978-80-7422-539-0.
12. Rákoczyová, M. – Sirovátka, T. – Trbola, R. *Klíč k potenciálu starších žen – nejen na trhu práce? Pilotní projekty výzvy 037 OPZ+*. Praha: RILSA, 2026, 99 s. Dostupné z: https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_601.pdf.
13. Sobotková, V. – Pečený, M. – Tarant, Z. – Tlili, V. *Antropologická demografie Blízkého východu a severní Afriky*. Díl I. Porodnost. Plzeň: Západočeská univerzita. 120 s. ISBN: 978-80-261-1325-6.
14. Šilhan, F. – Paloncyová, J. *Rodinná politika a plodnost v EU: šest případových studií z vybraných unijních států.* Praha: RILSA, 2025. 126 s. Dostupné z: https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_596.pdf.
15. Lucie Vidovićová, L. – Mládenková, B. *V jaké společnosti chcete zestárnout? Výsledky veřejné konzultace k prioritám a nové podobě politiky stárnutí a společnosti pro každý věk*. Praha: RILSA, 2025. 47 s. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/vz_592.pdf.

II. Soubory údajů a analýzy

16. Asistovaná reprodukce v ČR 2021–2023. Praha: ÚZIS, 2025.
17. *Cizinci v ČR – 2025.* Praha: ČSÚ, 2025.
18. *Demografická příručka – data za rok 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
19. *Demografická ročenka České republiky – data za rok 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
20. *Demografická ročenka krajů – za období 2015 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
21. *Demografická ročenka měst – za období 2015 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
22. *Demografická ročenka okresů – za období 2015 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
23. *Demografická ročenka správních obvodů obcí s pověřeným obecním úřadem – za období 2015 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
24. *Demografická ročenka správních obvodů obcí s rozšířenou působností – za období 2015 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
25. *Finanční situace domácností – za období 2022 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
26. *Malý lexikon obcí České republiky – 2025.* Praha: ČSÚ, 2025.
27. *Obyvatelstvo – stav a věková struktura – 2025, 2026.* Praha: ČSÚ, 2026.
28. *Obyvatelstvo – měsíční ČŘ – 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
29. *Obyvatelstvo Plzeňského kraje – data za rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
30. *Počet zemřelých (týdenní a měsíční časové řady) – 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
31. *Pohyb obyvatelstva – rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
32. *Pohyb obyvatelstva v obcích Jihočeského kraje – data za rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
33. *Příjmy a životní podmínky domácností – data za rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
34. *Příjmy domácností zaměstnanců a důchodců – 2024.* Praha: ČSÚ, 2026.
35. *Spotřební výdaje domácností – data za rok 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
36. *Stav a pohyb obyvatelstva v ČR – rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
37. *Studenti a absolventi vysokých škol v Česku – za období 2001–2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
38. *Školy a školská zařízení – školní rok 2024/25.* Praha: ČSÚ, 2025.
39. *Trh práce (krajské srovnání) – 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
40. *Úmrtnostní tabulky – za období 2021–2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
41. *Věkové složení a pohyb obyvatelstva v Jihočeském kraji – data za rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
42. *Věkové složení a pohyb obyvatelstva v Jihomoravském kraji – data za rok 2025.* Praha: ČSÚ, 2026.
43. *Vybrané údaje o sociálním zabezpečení – data za rok 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
44. *Výsledky zdravotnických účtů v ČR – v letech 2010–2023.* Praha: ČSÚ, 2025.
45. *Vývoj obyvatelstva České republiky – data za rok 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
46. *Základní tendence demografického, sociálního a ekonomického vývoje Jihomoravského kraje – 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
47. *Základní tendence demografického, sociálního a ekonomického vývoje Karlovarského kraje – 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
48. *Základní tendence demografického, sociálního a ekonomického vývoje Plzeňského kraje – 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
49. *Základní údaje o pohybu obyvatel – 2025. Praha: ČSÚ, 2026.*
50. *Zemřelí podle příčin smrti a pohlaví* v ČR, krajích a okresech – 2024. Praha: ČSÚ, 2025.
51. *Zemřelí podle seznamu příčin smrti, pohlaví a věku v ČR, krajích a okresech – za období 2015 až 2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
52. *Zemřelí podle zkráceného seznamu příčin smrti v ČR, krajích a okresech – za období 2015–2024.* Praha: ČSÚ, 2025.
53. *Žáci a absolventi středních škol podle trvalého pobytu – školní rok 2024/25.* Praha: ČSÚ, 2025.

III. Výběr statí

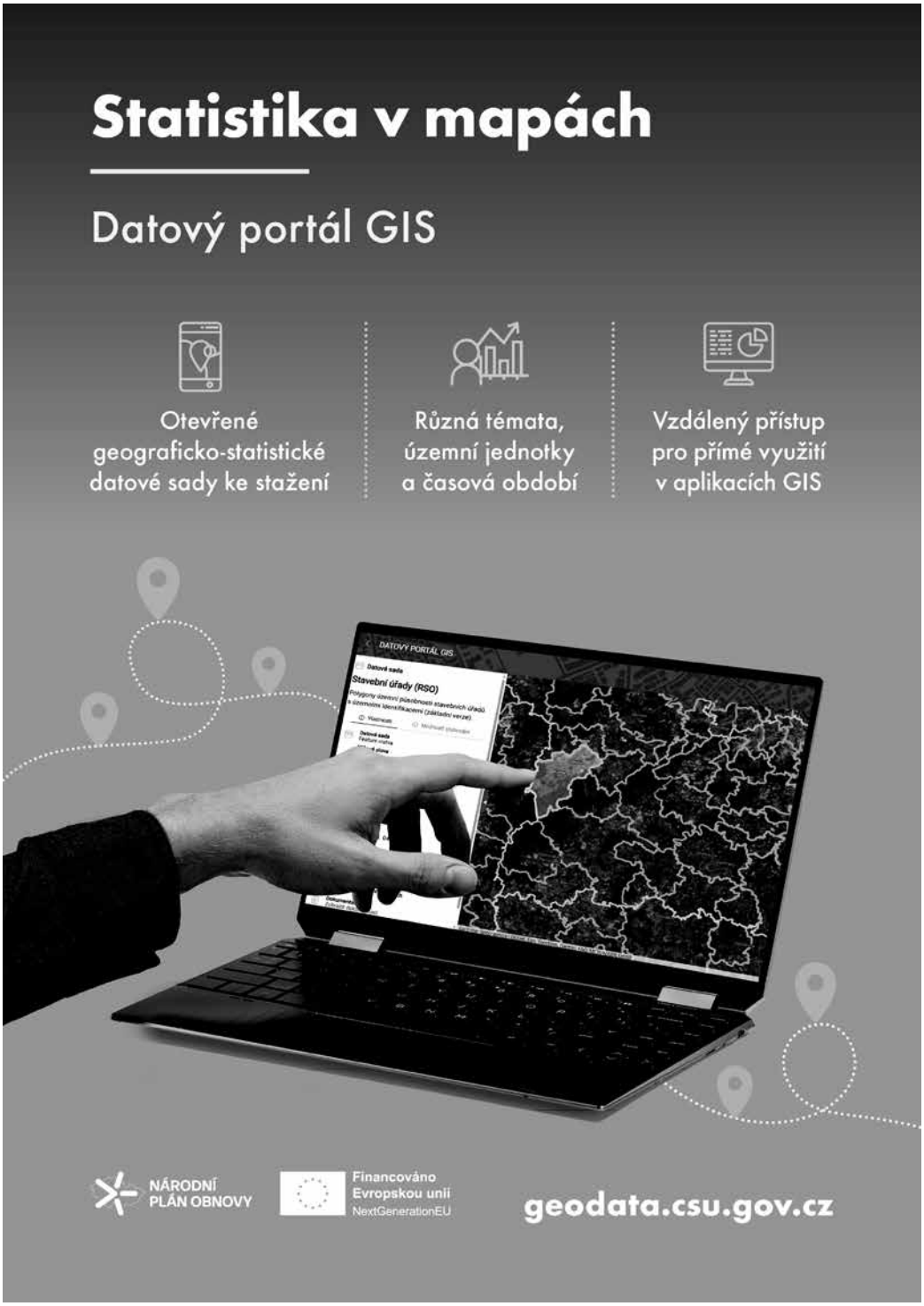
54. Balková, L. Vývoj podielu štátnych príslušníkov SR v obciach v selektovaných rakúskych okresoch (2008–2025). *Sborník příspěvků RELIK 2025 Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti 13. a 14. listopad 2025*, s 1–15. ISBN 978-80-245-2571-6. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/863-Balkova-Lucia-paper.pdf.
55. Chistruga-Sînchevici, I. – Crîşmaru, M. Social Representations of Assisted Reproductive Medicine Among the Population of the Republic of Moldova. *RELIK*, 2025, s 169–180. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/898-Chistruga-Inga-paper.pdf.
56. Chrtková, S. – Kocourková, J. Family planning programs in South Asia: Developments and effectiveness. *AUC GEOGRAPHICA*, 2025, 60(2), s. 269–284. https://doi.org/10.14712/23361980.2025.24.
57. Čábela, F. – Šídlo, L. Demographic ageing through alternative indicators in the NUTS 2 regions of Czechia between 2003 and 2023. *AG*, 2025, 60(2), s. 155–170. https://doi.org/10.14712/23361980.2025.13.
58. Dušek, A. An introduction to the demography of genocide: The Timor-Leste case study. *AG*, 2025, 60(2), s. 204–220. https://doi.org/10.14712/23361980.2025.19.
59. Fabián, P. Sendvičové rodiny 2.0 "přesun lidského kapitálu. *RELIK*, 2025, s 56–75. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/915-Fabian-Petr-paper.pdf.
60. Gagauz, O. – Buciuceanu-Vrabie, M. Population Ageing Impact on Health Expenditure: Evidence from Moldova. *RELIK*, 2025, s 76–85. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/874-Gagauz-Olga-paper.pdf.
61. Gežová, M. Nemanželské děti v Prostějově v druhé polovině 19. stoletÍ. *Historická demografie*, 2026, 50(1), s. 23–60. https://doi.org/10.21104/HD.2026.1.02.
62. Grigoraş, E. – Gagauz O, Popescu R. Comparative Insights of Fertility Transition in Romania and Moldova. *RELIK*, 2025, s 95–106. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/897-Grigoras-Ecaterina-paper.pdf.
63. Hon, F. Formy mezigenerační výpomoci dle počtu dětí a pohlaví. *RELIK*, 2025, s 135–145. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/916-Hon-Filip-paper.pdf.
64. Klímová Chaloupková, J. Parents under Pressure? Involvement in Childcare and the Perception of Time Pressure among Czech Mothers and Fathers. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 2026, 62(2), s. 89–116. https://doi.org/10.13060/csr.2025.008.
65. Pánik, M. – Golej, J. The Impact of Socio-Economic and Demographic Determinants on Housing Availability in Slovakia. *RELIK*, 2025, s 301–308. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/881-Panik-Miroslav-paper.pdf.
66. Pavlíček, T. Fertility as part of a lifelong employment and income strategy in Europe – data from SHARE. *RELIK*, 2025, s 309–319. https://relik.vse.cz/2025/download/pdf/903-Pavlicek-Tomas-paper.pdf.
67. Perlín, R. Změny v sídelní struktuře ČR po roce 1991. *Urbanismus a územní rozvoj*, 2025, č. 3, s. 10–23. https://www.uur.cz/media/bniginko/3-zm%C4%9Bny-v-s%C3%ADdeln%C3%AD-struktu%C5%99e.pdf.
68. Pospěch, P. – Hubatková, B. – Klíma, O. Existuje v ČR polarizace mezi městy a venkovem? *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 2025, 61(3), s. 251–276. DOI: 10.13060/csr.2024.009.
69. Šprocha, B. – Tišliar, P. Households in Slovakia in the 1930 Census. *HD*, 2025, 49(2), s. 125–145. https://doi.org/10.21104/HD.2025.2.02.
70. Šťastná, A, – Burcin, B. Multiple births in an era of assisted reproduction and delayed motherhood: Evidence from Czechia and an international comparison. *AG*, 2025, 60 (2), s. 221–232. https://doi.org/10.14712/23361980.2025.20.
71. Tleshova, U. COVID-19 mortality data and level of democracy in post-communist countries: Data sources and accuracy. *Moravian Geographical Reports*, 2025, 33(3), s. 176–184. https://doi.org/10.2478/mgr-2025-0014.

72. Vitnerová, M. Česko rychle stárne: Obce se musí připravit na novou generaci seniorů. Veřejná správa, 2026, č. 4, s. 4–5.
73. Vitnerová, M. Demografie nepočká: Proč budoucnost obcí stojí na společenstvích obcí. Veřejná správa, 2026, č. 3, s. 4–5.
74. Vyhlídal, J. Diskriminace z důvodu chronologického věku v období pandemie. *RPB*, 2025, č. 9. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/PB_09-2025.pdf.
75. Vyhlídal, J. Přechod do ekonomické neaktivity v kohortě 50–65 let: Analýza faktorů ovlivňujících rozhodování na datech Výběrového šetření pracovních sil. *SČ*, 2025, online first. https://doi.org/10.13060/csr.2025.031.
76. Vyhlídal, J. Vliv věku uchazečů na strategie zaměstnavatelů. *RPB*, 2025, č. 7. https://katalog.vupsv.cz/fulltext/PB_09-2025.pdf.

Excerpované časopisy / sborníky:

ACTA VŠFS, AntropoWebzin (AWZ), AUC Geographica (AG), AUC Historia Universitatis Carolinae Pragensis (AHUCP), Auspicia (A), Časopis lékařů českých (ČLČ), Český lid (ČL), Fórum sociální politiky (FSP), Gender a výzkum (GV), Geografické rozhledy (GR), Geografie (G), Health&Caring. (HC), Historická demografie (HD), Historická sociologie (HS), Kontakt (K), Lidé města (LM), Moravian Geographical Reports (MGR), Politická ekonomie (PE), Prague Economic Papers (PEP), RILSA Policy Briefs (RPB), RILSA Policy Papers (RPP), Rovné příležitosti v souvislostech (RP), Sborník příspěvků RELIK 2025 Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti 13. a 14. listopad 2025 (RELIK*),* Scientia et Sociates (SetS), Scientific Papers of the University of Pardubice: Series D (SciPap), Sociální studia / Social Studies (SS), Socioekonomické a humanitní studie (SHS), Sociologický časopis / Czech Sociological Review (SČ), Urbanismus a územní rozvoj (UUR), Veřejná správa (VS), Veřejná správa a sociální politika (VSSP).

Marie Průšová


Statistika v mapách
Datový portál GIS
Otevřené geograficko-statistické datové sady ke stažení
Různá témata, územní jednotky a časová období
Vzdálený přístup pro přímé využití v aplikacích GIS
DATOVÝ PORTÁL GIS
Stavební úřady (RSO)
NÁRODNÍ PLÁN OBNOVY
Financováno Evropskou unií
NextGenerationEU
geodata.csu.gov.cz

PODKLADY

Redakce přijímá rukopisy v elektronické podobě.

ROZSAH PŘÍSPĚVKU:

Doporučený maximální rozsah textové části článku je 50 000 znaků včetně mezer. Příspěvky do oddílů: Přehledy by neměly přesahovat 38 000 znaků vč. mezer, recenze a zprávy 10 000 znaků vč. mezer. Je třeba, aby studie obsahovala anglický abstrakt do 5 řádků (Ř), klíčová slova v angličtině, anglické resumé do 20 Ř, abecední seznam citované literatury a CV – stručnou informaci o autorovi a jeho odborném zaměření (do 5 Ř). Součástí článku je abecední seznam citované literatury.

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. 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. Anglický text je revidován rodilým mluvčím na náklady redakce.

ZÁSADY PRO OPTIMÁLNÍ PODOBU PODKLADŮ

A. TEXTY (v textovém editoru MS Word)

1. V nastavení odstavce používejte 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 řádku. Textový editor vsune do textu programové informace o tomto tzv. nuceném dělení, které nelze jinak než pracně odstranit.

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

Pokud má dokument přiděleno doi, musí být v citaci uvedeno.

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 a kol., 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

Dudová, R. – Vohlídalová, M. 2018. Muži a ženy pečující o seniory v rodině. Sociologický časopis, 54(2), s. 219–252. https://doi.org/10.13060/00380288.2018.54.2.400.

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, databáze, datový soubor)
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 položek, 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 a kol.,* 1984*)*. (*Dudová – Vohlídalová*, 2018)

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

D. DOPORUČENÁ STRUKTURA ČASOPISU

Viz: https://csu.gov.cz/pokyny_pro_autory.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD

Demografie

revue pro výzkum populačního vývoje

csu.gov.cz

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

Vydává Český statistický úřad
Published by the Czech Statistical Office

Redakční rada Editorial Board:
Roman Kurkin (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,
Natalia S. Gavrilova, Richard Gisser, Sylva Höhne, Jakub Hrkal, Klára Hulíková,
Nico Keilman, Juris Krumins, Věra Kuchařová, Jitka Langhamrová, Michala Lustigová,
Markéta Majerová, Martina Miskolczi, Michel Poulain, Ladislav Průša, Mirjana Rašević,
Jiřina Růžková, Jitka Rychtaříková, Jaroslav Sixta, Eduard Souček, Luděk Šídlo,
Branislav Šprocha, Leo van Wissen, Martin Zelený

Adresa redakce: Na padesátém 81, 100 82 Praha 10, Česká Republika
Telefon: +420 274 054 240
E-mail: redakce@csu.gov.cz
Web: https://csu.gov.cz

Časopis je v plném znění uveřejněn (od roku 2004) na internetu na adrese:
https://csu.gov.cz/demografie

Demografie je od roku 2024 časopis s otevřeným přístupem. Veškerý obsah je licencován v souladu s CC BY-NC-SA.

Objednávky vyřizuje: Informační servis, Český statistický úřad, Na padesátém 81, 100 82 Praha 10-Strašnice, Česká republika, e-mail: objednavky@csu.gov.cz

Grafická úprava: Český statistický úřad
Grafický návrh: Ondřej Pazdera
Tisk: Český statistický úřad
Cena jednoho výtisku: 58,- Kč
Roční předplatné 4 x 58,- Kč + poštovné

Indexové číslo 46 465, ISSN 0011-8265 (Print), ISSN 1805-2991 (Online),
Reg. Zn. MK ČR E 4781

Číslo 3/2026, ročník 68
Toto číslo vyšlo v září 2026
© Český statistický úřad 2026