

**Úřad  
Národní  
rozpočtové  
rady**

**Projekce veřejných  
výdajů na zdravotnictví -  
srovnání metodik pro  
české podmínky**

Úřad Národní rozpočtové rady

**Projekce veřejných výdajů na zdravotnictví – srovnání metodik pro české podmínky**

Informační studie

sekce Makroekonomických a fiskálních analýz

květen 2021

Jan Kubíček (janek.kubicek@gmail.com)

Úřad Národní rozpočtové rady

Holečkova 31, 150 00 Praha 5

tel.: 277 771 010

e-mail: [podatelna@unrr.cz](mailto:podatelna@unrr.cz)

[www.rozpoctovarada.cz](http://www.rozpoctovarada.cz)

## Úvod

Cílem této studie je podrobněji prezentovat a případně doplnit metodologii pro dlouhodobou projekci veřejných výdajů na zdravotnictví (resp. přesněji řečeno běžných veřejných výdajů na péči) zejména pro potřeby Národní rozpočtové rady (NRR). Současná metodologie NRR pro projekce těchto výdajů je založena na profilu výdajů podle věku příjemců péče, což je dominantní přístup používaný i jinými institucemi jako je např. OECD (2016), Evropská komise (2018) atd.<sup>1</sup> Tuto metodiku však lze variantně modifikovat tak, aby mohla odrážet i některé komplikovanější jevy.

Struktura studie je následující: nejprve je pozornost věnována datovým otázkám, které jsou v českém prostředí poněkud nejasné, následně je shrnut základní teoretický rámec s podrobnějším pojmovým rozlišením různých typů výdajových profilů jakožto základních nástrojů projekce. Na vymezení výdajových profilů navazuje v dalším oddíle diskuze velikosti důchodové elasticity výdajů. V oddíle 5 jsou sestaveny výdajové profily pro Českou republiku, korigována data a proveden odhad cenového vývoje v českém zdravotnictví. V následující části jsou výdajové profily vztaženy k různým ukazatelům důchodu a v 7. oddíle je podrobněji analyzován tzv. cenový vliv a založena jeho projekce pro ČR. Zbývající čtyři obsahové oddíly obsahují návrh a diskuzi modifikací metodiky výdajových profilů (jedná se o věkově specifické elasticity, zdravé stárnutí, náklady spojené se smrtí a přístup diagnóz), které by mohly být variantně využity při vytváření projekcí. Poslední oddíl studii uzavírá.

<sup>1</sup> Viz NRR (2020).

## 1 Vymezení výdajů na zdravotnictví a datové otázky

Předtím než se budeme podrobněji věnovat metodickým otázkám spojeným s projekcí veřejných výdajů na zdravotnictví, je nutné nejprve blíže vymezit předmět projekce jako takový. Veřejné výdaje na zdravotnictví totiž až do nedávna nebyly jednoznačně zavedeným agregátem. Teprve po roce 2010 se prosadila jednotná metodika systému zdravotnických účtů. To znamená, že delší časové řady (např. od roku 1995, nebo i řady od roku 2000) nutně mají poněkud omezenou mezinárodní srovnatelnost a jsou do určité míry ovlivněny subjektem, který jejich statistiku zpracovával (OECD, WHO, národní statistické úřady atd.). I když se budeme dívat na zdravotnictví optikou užití, tj. výdajů, a to dokonce ještě jen výdajů veřejných, vždy existuje určité diskutabilní pomezí výdajů, u kterých není zřejmé, zda je vhodné je považovat za výdaje zdravotnické či nikoliv. Toto pomezí se týká především výdajů na dlouhodobou péči, kde není ostře jasné, zda se jedná o výdaje sociální či zdravotnické. Tato klasifikační otázka potom vede k metodickým zlomům v časové řadě celkových zdravotnických výdajů v ČR podle toho, zda a do jaké míry jsou tyto výdaje považovány za zdravotnické. To je patrné zejména na zdravotnických výdajích státního rozpočtu, které jsou podle současné metodiky systému zdravotnických účtů, již používá ČSÚ (viz ČSÚ, 2020), výrazně vyšší, než byly podle metodiky aplikované Ministerstvem financí (přebíranou Úřadem zdravotnických informací a statistiky, dále ÚZIS, a publikovanou ve Zdravotnických ročenkách ČR). Výdaje podle zdravotnických účtů totiž zahrnují i výdaje pro domovy seniorů nebo peněžité dávky pro osoby dlouhodobě nemocné.<sup>2</sup> Jednoznačnější vymezení poskytují výdaje zdravotních pojišťoven, které představují naprostou většinu veřejných zdravotnických výdajů a jsou také většinou důsledkem konkrétních zdravotnických výkonů (nikoliv však vždy, mezi výdaje pojišťoven patří totiž např. i výdaje na jejich vlastní správu).

Pro srovnání poznamenejme, že metodika EK (2018) rozlišuje tři druhy ukazatelů celkového objemu veřejných výdajů na zdravotnictví podle různých klasifikací. První je *systém zdravotnických účtů* (System of Health Accounts, SHA), kde jsou běžné veřejné výdaje na zdravotnictví definovány jako veřejné výdaje na základní funkce zdravotního systému. Zvlášť jsou uváděny výdaje na dlouhodobou péči, dodatečně je sledována i hrubá tvorba fixního kapitálu v oblasti zdravotnictví, která ale nepatří mezi běžné výdaje (v případě kapitálových výdajů navíc není dostupné rozlišení na soukromé a veřejné výdaje).<sup>3</sup>

Dalším typem veřejných výdajů zmiňovaným EK (Ageing Report, 2018) jsou *výdaje založené na údajích získaných z Classification of the Functions of the Government* (COFOG).<sup>4</sup> Nevýhodou je zde nejasné oddělení výdajů na dlouhodobou péči od ostatních běžných zdravotnických výdajů, nicméně zde lze lépe než v SHA rozlišit veřejné a soukromé výdaje na hrubou tvorbu fixního kapitálu v oblasti zdravotnictví, což ale pro účely projekce NRR není podstatné.

Posledním druhem veřejných výdajů na zdravotnictví zvažovaným v Ageing Report jsou *výdaje sestavené na základě ESSPROS* (European System of Integrated Social Protection), což je systém, který sleduje výdaje z perspektivy poskytovaných dávek a schémat sociální ochrany. Takto získaná data mají ale nevýhodu především v tom, že ESSPROS nebyl zamýšlen primárně pro sledování zdravotnických výdajů, takže zdravotnická data se v něm získávají pouze jako data sekundární.

Graf 1 poskytuje pro srovnání údaje o veřejných výdajích na zdravotnictví v ČR v různém pojetí a od různých subjektů. Údaje MF ČR (přebírané do Zdravotních ročenek ÚZIS) jsou trojí: 1) celkové běžné veřejné výdaje na zdravotnictví, které kromě výdajů zdravotních pojišťoven obsahují i běžné výdaje státního rozpočtu a místních rozpočtů, 2) výdaje zdravotních pojišťoven celkem a 3) výdaje zdravotních pojišťoven na péči (zatímco ad 2 zahrnuje i výdaje zdravotních pojišťoven na vlastní správu a další neklasifikované výdaje). Podstatně vyšší veřejné výdaje na zdravotnictví vykazuje ČSÚ (údaje od roku 2010, metodika SHA 2011), což je dáno širším vymezením zdravotnických výdajů. Nicméně ani výdaje zdravotních pojišťoven na péči podle ČSÚ se neshodují s údaji MF ČR (viz graf 1), což poukazuje na určitou datovou diskrepanci.

Údaje OECD o výdajích na vládní a povinná schémata jsou více podobná údajům MF ČR než údajům ČSÚ (ačkoliv také vycházejí z metodiky SHA 2011). Údaje EUROSTATu o celkových veřejných výdajích na zdravotnictví

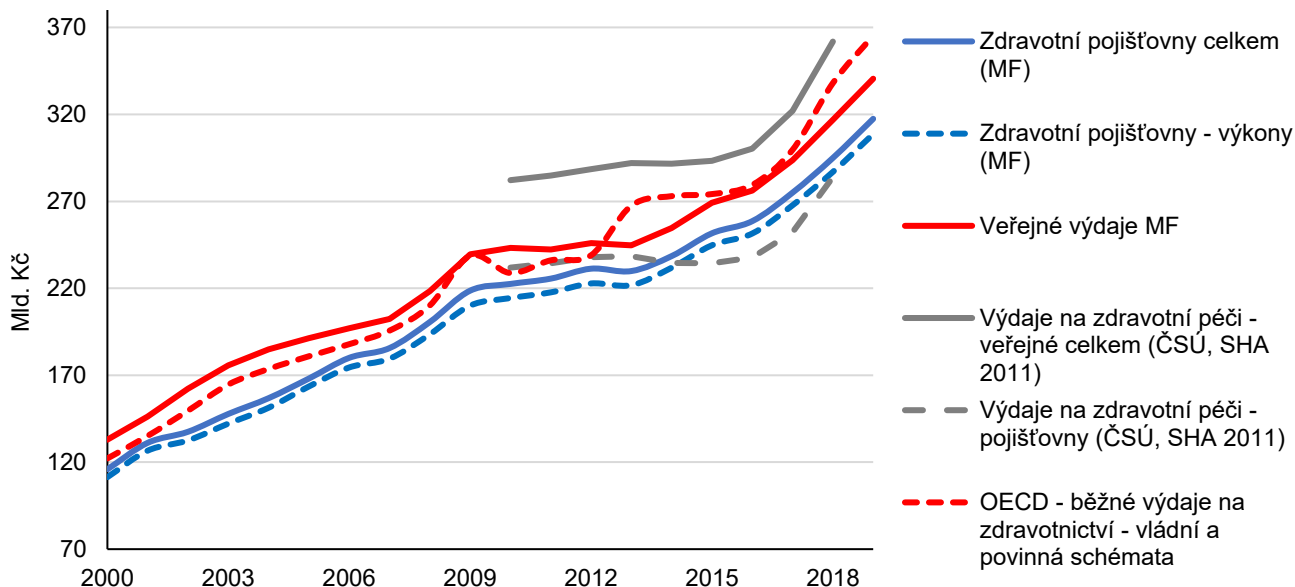
<sup>2</sup> Podle ČSÚ při současné metodice SHA 2011 platí, že „úloha státního rozpočtu v oblasti přímého financování zdravotní péče spočívá především v podpoře zařízení dlouhodobé sociálně-zdravotní péče (domovy pro seniory, domovy se zvláštním režimem, domovy pro zdravotně postižené a týdenní stacionáře) a poskytování peněžitých dávek pro osoby dlouhodobě nemocné či zdravotně postižené. [...] Ze státního rozpočtu je navíc hrazena i správa rezortu zdravotnictví, tj. provoz Ministerstva zdravotnictví, Státního zdravotního ústavu, Státního ústavu pro kontrolu léčiv a Ústavu zdravotnických informací a statistiky.“ viz ČSÚ (2020, s. 11).

<sup>3</sup> Hrubá tvorba fixního kapitálu v oblasti zdravotnictví hrazená z veřejných zdrojů je obsažena v agregátu investic veřejných institucí a v metodice projekcí NRR je tak vlastně předpokládán její konstantní podíl na HDP. Je otázkou, zda by nebylo vhodnější tyto investice modelovat jako určitou funkci výkonu zdravotnictví. Kvantitativní rozdíl by však byl zřejmě zanedbatelný, protože se jedná o 0,2 až 0,3 % HDP ročně (viz EK: Ageing Report, 2018).

<sup>4</sup> Klasifikace COFOG je využívána zejména k určení výdajů poskytovaných vládními institucemi podle funkcí (např. obrana, zdraví, vzdělávání apod.), blíže ČSÚ (2014).

(dostupné pouze od roku 2013) jsou shodné s údaji OECD, výdaje na péči hrazené zdravotním pojištěním podle EUROSTATu (pouze krátká řada 4 údajů za roky 2014 až 2018) se shodují s odpovídajícími údaji ČSÚ.

**Graf 1 Veřejné výdaje na zdravotnictví podle různých vymezení a zdrojů (v letech 2000 až 2019, běžné ceny, v mld. Kč)**



Zdroj: ČSÚ (2021), EUROSTAT (2021), MF ČR (2021), OECD (2021), ÚZIS (2021); výpočty ÚNRR.

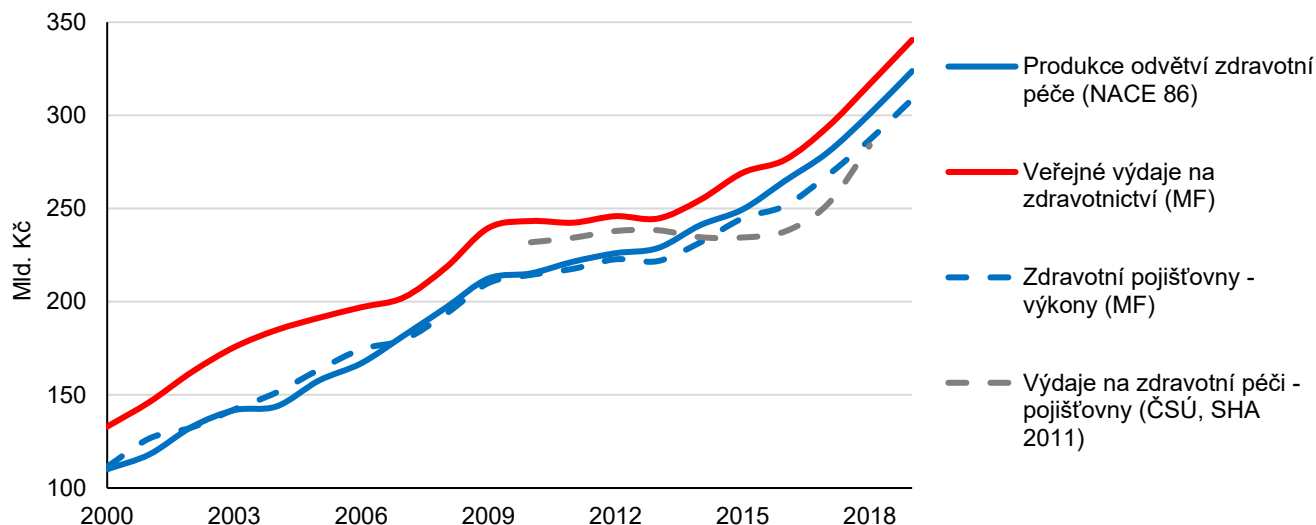
Pozn.: Časová řada podle EUROSTATu (zde nezobrazená), která zachycuje „vládní schémata a povinné vládní příspěvky – ICHA 11HF“, je dostupná až od roku 2013 a kvantitativně se přesně shoduje s údaji OECD.

Pro účely projekcí NRR je zřejmě vhodné používat vymezení veřejných výdajů na zdravotnictví, které publikuje MF ČR, čímž je zaručeno, že nebude docházet ke dvojímu započítávání výdajů při kompletaci projekcí spolu s dalšími segmenty výdajů sektoru veřejných institucí.<sup>5</sup> Je však patrné, že v údajích existují diskrepance, které nelze zcela vysvětlit pouze odlišným okruhem sledovaných zdravotnických výdajů. Tato skutečnost představuje pro dlouhodobé projekce potenciálně problematické místo.

Zmíníme zde ještě další dva ukazatele, které se týkají zdravotnictví, byť se nejedná o výdajový pohled, ale naopak o pohled výrobní. Jde o ukazatel produkce v odvětví zdravotní péče a ukazatel vytvořené přidané hodnoty v tomto odvětví. Ačkoliv tyto dodatečné ukazatele nejsou tím, co je předmětem projekce pro účely NRR, poskytují mimo jiné představu o cenovém vývoji ve zdravotnictví, což je jeden z důležitých faktorů dlouhodobého vývoje (viz níže). Informace o produkci, resp. přidané hodnotě ve zdravotnictví také umožní získat představu o vývoji objemu zdravotních výkonů v reálném vyjádření a o jejich souvislosti s dalšími veličinami.

<sup>5</sup> Data od roku 2014 podle databáze <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/rozpocetove-ramce-statisticke-informace/statisticke-informace>. Starší údaje jsou čerpány ze Zdravotnických ročenek ČR vydávaných ÚZIS (různá vydání).

**Graf 2** Produkce ve zdravotnictví a výdaje na zdravotnictví v různých vymezeních (v letech 2000 až 2019, běžné ceny, v mld. Kč)

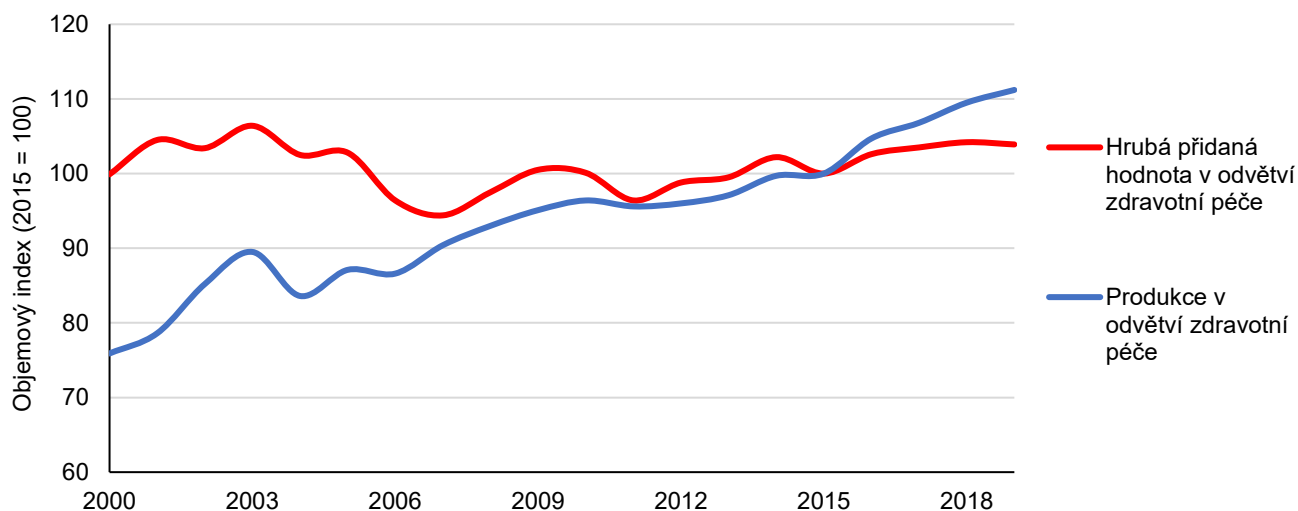


Zdroj: ČSÚ – databáze národních účtů (2021), MF ČR – Statistické informace (2021); výpočty ÚNRR.

Produkce v daném odvětví je chápána jako suma produkce všech subjektů, které na základě převažující ekonomické aktivity do daného odvětví spadají. Je tak pochopitelné, že údaje o výdajích na zdravotnictví (např. údaj podle MF ČR) se nebudou přesně shodovat s velikostí produkce odvětví zdravotní péče podle národních účtů. Produkce ve zdravotnictví (v běžných cenách) podle národních účtů sestavovaných ČSÚ je nicméně dosti podobná objemu výdajů zdravotních pojišťoven na zdravotní péči, je ale odlišná od údajů o výdajích zdravotních pojišťoven podle zdravotnických účtů (což opět poukazuje na určitou diskrepanci v údajích podle zdravotnických účtů), viz graf 2. Celkové výdaje na zdravotnictví (podle MF ČR), které zahrnují i běžné zdravotnické výdaje státního rozpočtu a místních rozpočtů, jsou systematicky vyšší než objem produkce, ale jsou s ní silně korelovány.

Problematičtější jsou údaje o hrubé přidané hodnotě ve zdravotnictví. Vykazovaná hrubá přidaná hodnota ve stálých cenách v odvětví zdravotní péče totiž stagnuje již dvacet let (viz graf 3). To se jeví jako obtížně přijatelný údaj, který poukazuje na možné datové problémy jak s objemovými indexy, tak zřejmě i s cenovými indexy (deflátoři hrubé přidané hodnoty v odvětví). Zaměstnanost v odvětví totiž ve sledovaném období trendově rostla (viz níže), takže stagnace hrubé přidané hodnoty ve stálých cenách by znamenala setrvalý pokles produktivity v odvětví, což vzhledem k dlouhodobě probíhajícímu technologickému pokroku a akumulaci lidského kapitálu je ne-realistické.

**Graf 3** Hrubá přidaná hodnota a produkce v odvětví zdravotní péče (objemové indexy, 2015 = 100)



Zdroj: ČSÚ – databáze národních účtů (2021); výpočty ÚNRR.

## 2 Rozklad zdravotnických výdajů – teoretický rámec

Pro projekce je nejprve nutné vymezit alespoň základní teoretický rámec, o který by bylo možné projekce opřít. Tento teoretický rámec je skutečně pouze základní v tom smyslu, že není ekonomickou teorií o chování různých typů subjektů, které se zdravotními výdaji souvisí. Je to spíše nástroj pro odlišení vlivů základních faktorů, které na objem výdajů působí.

Pro účely projekcí je potřeba výdaje na zdravotní péči v první řadě rozložit alespoň tak, aby bylo možné oddělit vliv změny demografické struktury obyvatelstva na změnu zdravotnických výdajů. Základním nástrojem pro zachycení vlivu změny demografické situace (ale i pro zachycení vlivu dlouhodobé změny důchodu) na objem výdajů z veřejného pojištění je funkce, která přiřazuje danému věku (resp. věkové skupině) objem zdravotnických výdajů připadající v průměru na jednoho člena této věkové skupiny. Tuto funkci budeme označovat jako výdajový profil podle věku (zkráceně výdajový profil). Pro účely predikcí je ještě vhodné tyto výdajové profily konstruovat odděleně podle pohlaví. Výdajový profil však může být konstruován různě: jednak je možné volit různou granularitu věkových skupin (tj. jaká je šířka zvolené věkové skupiny), ale především je možné zdravotnické výdaje připadající na jednoho člena věkové skupiny uvádět v různých jednotkách. Pro větší přehlednost proto zavedeme podrobnější terminologii, která bude výdajové profily detailněji odlišovat podle toho, co fakticky vyjadřují.

Pokud jsou zdravotnické výdaje připadající v průměru na člena věkové skupiny (za jeden rok) uvedeny v nominálních jednotkách, budeme takto konstruovaný výdajový profil označovat jako *nominální výdajový profil*. Naproti tomu *reálným výdajovým profilem* budeme označovat výdajový profil, ve kterém jsou výdaje uvedeny v cenách zdravotních výkonů nějakého bazického roku.<sup>6</sup> Zde je však třeba zdůraznit, že cenami bazického roku rozumíme skutečné cenovou hladinu zdravotních výkonů. Nejedná se tedy o cenovou hladinu v ekonomice měřenou např. deflátořem HDP. Jde totiž o to, že ceny ve zdravotnictví se mohou systematicky a dlouhodobě vyvíjet odchylně od široce chápané cenové hladiny v ekonomice. Reálný výdajový profil tak podle naší definice nezachycuje výdaje připadající na členy jednotlivých věkových skupin v korunách nějakého konkrétního zvoleného roku, ale měl by ideálně zachycovat fyzický objem zdravotních výkonů připadající na členy věkových skupin. Ceny zdravotních výkonů ve zvoleném bazickém roce tak slouží k převedení různých výkonů na společnou kvantitu, kterou budeme považovat za reálný objem výkonů.<sup>7</sup>

Pojmově tak můžeme rozlišit následující druhy věkových profilů. *Nominální výdajový profil* v roce  $t$ , který má jednoznačný empirický protějšek v podobě dat ze zdravotních pojišťoven, označíme jako  $c_t(a)$ , kde argument funkce  $a$  označuje věk (age), resp. věkovou skupinu. Pro *reálný výdajový profil* v roce  $t$  zavedeme označení  $c_t^*(a)$ , přičemž mezi reálným a nominálním výdajovým profilem v daném roce  $t$  platí identita:

$$c_t(a) = p_t(a) \cdot c_t^*(a) \quad (1)$$

Zde jsme navíc použili označení  $p_t(a)$  pro cenový index zdravotních výkonů v roce  $t$  (při daném bazickém roce), které připadají na člena věkové skupiny  $a$ . Cenové indexy  $p_t(a)$  vlastně představují deflátoři zdravotnických výdajů a v daném roce jich je v principu tolik, s kolika věkovými skupinami pracujeme. Závislost deflátořů zdravotnických výdajů na věku je způsobena především odlišnou skladbou zdravotní péče pro odlišné věkové skupiny. Pro účely projekce se však již jedná o příliš podrobné rozlišení, se kterým je obtížné pracovat, protože by to znamenalo brát v potaz i systematické změny relativních cen zdravotních výkonů mezi věkovými skupinami. Navíc i v případě cen ve zdravotnictví existují podstatné datové problémy, takže věkově specifické deflátoři zdravotnických výdajů nejsou empiricky dostupné. Nadále tak budeme pracovat s jednotným deflátořem zdravotnických výdajů, tj. budeme předpokládat, že  $p_t(a)$  je stejné pro každé  $a$ . Za tohoto zjednodušujícího předpokladu tak můžeme zjednodušit identitu (1) na:

$$c_t(a) = p_t \cdot c_t^*(a) \quad (2)$$

Mimo nominální a reálný výdajový profil ještě můžeme zavést *výdajový profil vyjádřený v peněžních jednotkách bazického roku*. Pro výdajový profil v jednotkách bazického roku nezavedeme zvláštní značení, ale lze ho jednoduše zapsat jako podíl  $c_t(a)/P_t$ , kde  $P_t$  označuje deflátoř HDP. Distinkce mezi reálným výdajovým profilem a výdajovým profilem v peněžních jednotkách bazického roku je důležitá zejména proto, že existují důvody k systematicky rychlejšímu růstu cen ve zdravotnictví než v ekonomice jako celku. Výdajový profil v peněžních jednotkách bazického roku má význam pro projekci zdravotnických výdajů ve vztahu k HDP.

<sup>6</sup> Zdravotní výkony zde chápeme v širokém smyslu, tj. zahrnují například i předepisované léky a diagnostiku.

<sup>7</sup> Nutně potom ale platí, že reálný výdajový profil je závislý na volbě bazického roku (tj. na volbě vektoru cen jednotlivých zdravotních výkonů). Pokud bychom pro stanovení reálného výdajového profilu použili ceny výkonů jiného roku, měl by reálný výdajový profil nejen jinou číselnou hodnotu, ale jeho graf by mohl mít i jiný „tvar“, protože i ceny jednotlivých zdravotních výkonů se vyvíjejí *navzájem* odlišně (tj. dochází ke změnám *relativních* cen zdravotních výkonů). Jinými slovy neplatí, že by reálný výdajový profil v cenách roku  $x$  byl vyjádřitelný jako násobek reálného výdajového profilu v cenách roku  $y$ .

Celkově můžeme rozložit nominální výdajový profil na tři složky:

$$c_t(a) = P_t \cdot \frac{p_t}{P_t} \cdot c_t^*(a) \quad (3)$$

Složka  $P_t$  zachycuje zjevnou skutečnost, že hodnota peněžního měřítka používaného v ekonomice se postupně mění. Pro účely dlouhodobé projekce výdajů není příliš podstatná, pokud jsou výdaje srovnávány s nominálním HDP, což je případ většiny projekcí. V jednotlivých letech však může docházet ke zpoždění vývoje indexu cen ve zdravotnictví ( $p_t$ ) za deflátorem HDP v závislosti na institucionálním nastavení, takže změny  $P_t$  mohou mít (zřejmě dočasně) vliv i na druhou a třetí složku v (3).

Druhá složka v součinu (3),  $p_t/P_t$ , ztělesňuje vývoj cen ve zdravotnictví relativně ve srovnání s celkovým cenovým vývojem v ekonomice, tj. reprezentuje vývoj relativní ceny zdravotních výkonů. A právě změnu této složky budeme považovat za cenový vliv.

Poslední složkou je reálný výdajový profil  $c_t^*(a)$ , který upravený o cenový vliv dává výdajový profil vyjádřený v peněžních jednotkách bazického roku  $\frac{p_t}{P_t} \cdot c_t^*(a)$ .

Celkové nominální výdaje na výkony v roce  $t$  (označíme  $C_t$ ) lze zapsat jako součin nominálního výdajového profilu a počtu obyvatel z příslušných věkových skupin:

$$C_t = \sum_a L_t(a) \cdot P_t \cdot \frac{p_t}{P_t} \cdot c_t^*(a) \quad (4)$$

Zde jsme ještě označili počet obyvatel daného věku (nebo daného věkového rozmezí)  $a$  v roce  $t$  jako  $L_t(a)$  (funkce  $L_t(a)$  tak plně popisuje demografickou strukturu v daném roce). Z identity (4) je tak patrné, že problém dlouhodobé projekce celkových zdravotnických výdajů by spadal pouze do oblasti demografie, pokud by absentoval cenový vliv (tj. pokud by člen  $p_t/P_t$  byl konstantní) a pokud by reálný výdajový profil byl dostatečně stabilní. A naopak lze říci, že projekce zdravotnických výdajů nejsou pouze speciální odnoží demografické projekce právě proto, že jednak dochází ke změně relativní ceny zdravotních výkonů a jednak se reálný výdajový profil v čase mění.

Vztah (4) je pouze tautologií, která rozkládá celkový vývoj výdajů do tří okruhů (demografického vlivu, cenového vlivu a fyzického objemu výkonů připadajícího na každého člena jednotlivých věkových skupin). Tato dekompozice je účelná, pokud jsou tyto okruhy na sobě v ideálním případě nezávislé, takže se navzájem neovlivňují. V realitě však tyto tři okruhy na sobě zcela nezávislé nejsou – například demografická struktura obyvatelstva ovlivňuje i důchod na obyvatele a ten zase bude zprostředkovaně ovlivňovat reálný výdajový profil (přes důchodovou elasticitu poptávky po zdravotních výkonech). Podobně může demografická struktura ovlivňovat i relativní cenovou hladinu ve zdravotnictví a reálný výdajový profil má vliv mimo jiné i na úmrtnost a tím zpětně jistě i na demografickou strukturu atd. Uvedené okruhy tak sice nejsou v realitě zcela nezávislé, přesto poskytuje rozklad (4) alespoň základní představu o síle vlivu jednotlivých faktorů. S jeho pomocí lze přibližně kvantifikovat, jaký je dopad demografických změn, zda je zásadní hnací silou růstu zdravotnických výdajů růst reálného důchodu, nebo cenový vliv. V následujícím textu se tak budeme podrobněji věnovat zmíněným dvěma faktorům, kvůli kterým nelze projekci zdravotnických výdajů redukovat na projekci demografickou.



### 3 Reálný výdajový profil v dlouhém období

Zřejmě nejproblematictější složkou v rozkladu (4) je vývoj reálného výdajového profilu v čase. Níže ukážeme, že i doplňující přístupy, kterým se budeme věnovat později, jako např. tzv. náklady spojené se smrtí (death related costs, DRC), hypotéza zdravého stárnutí nebo přístup modelování diagnóz jsou vlastně speciálními hypotézami o budoucím vývoji reálného výdajového profilu. Modelování *změn* výdajového profilu tak představuje v určitém ohledu jádro simulací zdravotnických výdajů.

Jednou z možností, jak o dlouhodobém vývoji reálného výdajového profilu modelově uvažovat, je chápat systematické změny reálného výdajového profilu za projev blíže nevysvětlovaných trendů, což je přístup skrytě využitý v Průša (2017). Jinou možností je pokusit se dlouhodobý vývoj reálného výdajového profilu dát do souvislosti s jinými faktory (jako je důchod, střední délka života, změny technologií atd.), což by umožnilo zasadit projekci zdravotnických výdajů do širšího rámce projekcí celé ekonomiky.<sup>8</sup> Tento druhý přístup sníží riziko, že se projekce bude opírat o trend, který je ve skutečnosti pouze dočasný nebo zdánlivý.

Je nepochybné, že v oblasti zdravotní péče dochází k technologické změně. Separování a kvantifikování jejího vlivu je však značně problematické, viz např. Marino a Lorenzoni (2019) pro přehled literatury. Nicméně základní faktor, který může stát za systematickou změnou reálného výdajového profilu, je dlouhodobý růst reálného důchodu na obyvatele.<sup>9</sup> Díky tomu, že reálný výdajový profil má ambici zachytit fyzický objem zdravotních výkonů, nabízí se zde využít pojmy z mikroekonomické teorie spotřebitele. Ostatně už samotné použití pojmu důchodové elasticity poptávky po zdravotních výkonech, která je součástí metodik OECD, Evropské komise a nepřímo i přístupu NRR, předpokládá, že teorii spotřebitele zde lze alespoň částečně použít. Aplikace teorie spotřebitele na výdaje hrazené z veřejného pojištění spočívá v tom, že se předpokládá, že zdravotní výkony jsou statkem, který si pojištěnci pořizují (zprostředkovaně přes své pojištění) za důchod, který připadá na obyvatele. Je ale jasné, že aplikace této teorie je zde silně omezena. Příjemci zdravotních výkonů mohou projevit svoji poptávku pouze velmi nepřímo, protože je limitována pravidly zdravotních pojišťoven. Navíc skutečnost, že zdravotní výkony jsou hrazeny z pojištění, a nikoliv přímo příjemci výkonů (jakožto jejich spotřebiteli), rozdíl proti teorii spotřebitele dále zvýrazňuje. S vědomím těchto rozdílů je však přesto účelné alespoň využívat pojmy důchodové a případně i cenové elasticity pro úvahy o systematických změnách reálného výdajového profilu.

Pokud se tedy budeme na zdravotní výkony dívat jako na spotřebovávaný statek, potom má smysl se ptát, jaká je důchodová elasticita poptávky po tomto statku. Obecně se má za to, že zdravotní výkony jsou statkem normálním, takže s rostoucím důchodem na obyvatele dochází (*ceteris paribus*, tj. zejména při daném zdravotním stavu obyvatel a dané demografické struktuře) také k růstu poptávky po tomto statku. *Apriori* však není jasné, zda se jedná o statek s důchodovou elasticitou poptávky menší než jednotkovou, přibližně jednotkovou, nebo větší než jednotkovou. Pro všechny tyto eventuality totiž existují přijatelné argumenty.

Menší než jednotková elasticita je charakteristická pro statky nezbytné. Poptávka při této elasticitě při poklesu důchodu sice klesá, ale méně než proporcionálně ve srovnání s důchodem což je právě projev oné nezbytnosti výdajů na zdravotní výkony. Procentní růst důchodu ale symetricky s tím vede u nezbytných statků k menšímu než procentnímu růstu poptávky, takže růst fyzického objemu výkonů by měl být v takovém případě menší, než je růst důchodu na obyvatele. Tuto variantu přijímá dlouhodobá projekce de la Maisonneuve a Oliveira Martins (2013), protože pracuje s menší než jednotkovou elasticitou (konkrétně s hodnotou 0,8).

Jednotková důchodová elasticita by naproti tomu mohla být chápána jako kompromisní předpoklad v situaci, kdy empirická data nedávají jednoznačnou odpověď na to, zda je elasticita větší nebo menší než jedna. Ve prospěch jednotkové důchodové elasticity lze také argumentovat tím, že poptávka po zdravotních výkonech, která je uspokojována pouze zprostředkovaně přes systém zdravotního pojištění, je uspokojena vždy pouze zčásti, zdravotní výkony nejsou poskytovány na vyčišťujícím se trhu, ale jsou spíše přidělovány. V takovém případě by se objem poskytovaných zdravotních služeb zvyšoval proporcionálně s růstem důchodu, pokud je systém nastaven tak, že růst důchodu vede ke stejnému růstu prostředků alokovaných do zdravotnictví.

Konečně nelze vyloučit ani možnost, že důchodová elasticita je vyšší než jednotková. V takovém případě mají zdravotní výkony povahu luxusního statku a podíl výdajů na zdravotní výkony na důchodu na obyvatele by měl s rostoucím reálným důchodem postupně růst (i při dané demografické struktuře a zdravotním stavu populace). I tato možnost je intuitivně možná – při tomto pojetí jsou zdravotní výkony chápány jako něco, co lidé považují za

<sup>8</sup> Pro přehlednou klasifikaci faktorů používaných v různých metodikách projekce výdajů na zdravotnictví viz např. Astolfi a kol. (2012).

<sup>9</sup> Důchod na obyvatele je většinou chápán jako reálný HDP na obyvatele, ale protože budeme zvažovat i alternativní měřítka důchodu jako HND na obyvatele nebo náhrady zaměstnancům na obyvatele, budeme na teoretické úrovni pracovat s obecnějším termínem důchod na obyvatele.

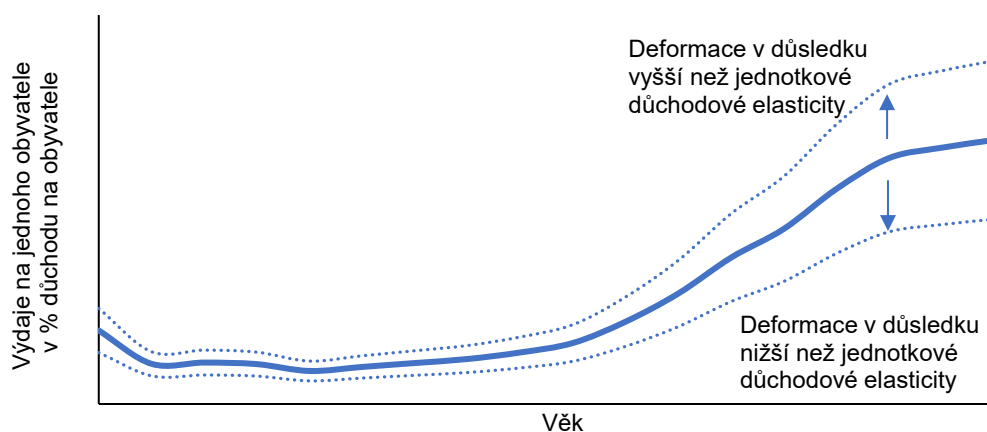
prostředek k dosažení (zlepšení) zdraví. S rostoucím důchodem lidé zřejmě přisuzují zdraví stále vyšší a vyšší subjektivní hodnotu a s tím roste i poptávka po tom, o čem se domnívají, že je prostředkem k jejímu dosažení.

Otázka velikosti důchodové elasticity poptávky po zdravotních výkonech je pro dlouhodobé projekce dosti podstatná, nicméně empirická evidence zde není zcela jednoznačná. Uvedme alespoň základní přehled literatury. Přehled starší literatury podává Getzen (2000), podle kterého je zdravotnictví na individuální úrovni statek nezbytný (tj. málo citlivý na změnu důchodu), ale na národní úrovni statek luxusní s důchodovou elasticitou vyšší než jednotkovou. V OECD (2006) uvádějí, že důchodové elasticity jsou tím vyšší, čím vyšší úroveň agregace je při analýze zvolena. Navíc vysoké hodnoty elasticit (vyšších než jednotkových) mohou podle nich být způsobeny tím, že je obtížné zohlednit skutečné cenové efekty. Holly a kol. (2011), kteří poskytují zřejmě největší přehled literatury o důchodové elasticitě zdravotnických výdajů, dospívají k hodnotám 0,75 až 0,95 při využití statického modelu a ještě podstatně méně při využití dynamického modelu. Přitom srovnávají vývoj ve 140 zemích v období 1995 až 2008. Menší hodnoty zjišťují pro středně vyspělé a vyspělé země (elasticity 0,66 až 0,70). Acemoglu a kol. (2009) dospívají při využití specifické ekonometrické techniky k hodnotě 0,7 s tím, že hodnota 1,1 je horní hranicí odhadu (při 95% spolehlivosti). Při přehledu literatury však uvádějí, že většina empirických studií nachází elasticitu kdekoli mezi 0 a 1. Cusset (2017) poznamenává, že důchodová elasticita se zřejmě v čase snižuje, podle Baltagi a kol. (2017) se elasticita snižuje po dosažení určité úrovně důchodu na obyvatele. De la Maison-neuve a Oliveira Martins (2013) pracují s důchodovou elasticitou 0,8, která je expertně stanovena pro účely simulací (jednotně pro všechny země OECD). Lorenzoni a kol. (2019) pro země OECD používají elasticitu pouze 0,73 pro celkové zdravotnické výdaje a 0,79 pro výdaje veřejné. EK (2018) pro účely variantních projekcí ve svém Ageing Report používá ve většině scénářů jednotkovou elasticitu anebo elasticitu, která k jednotkové konverguje na konci projekčního horizontu (rok 2070). Je však třeba připomenout, že většina studií buď vůbec explicitně nepracuje s relativní cenovou hladinou ve zdravotnictví, anebo (jako EK, 2018) předpokládá, že ceny ve zdravotnictví se vyvíjejí shodně s deflátorem HDP. Spíše než o důchodové elasticity v mikroekonomickém smyslu se tak jedná o důchodové citlivosti celkového růstu výdajů, ať již je způsoben růstem fyzického objemu péče, nebo růstem její relativní ceny.

Bez ohledu na to, zda je hodnota důchodové elasticity jednotková, menší nebo větší než jedna, vede předpoklad stabilní elasticity k postupné změně tvaru křivky reálného výdajového profilu v důsledku růstu důchodu. Růst důchodu o dané procento totiž vede k růstu objemu zdravotních výkonů na obyvatele ve všech věkových skupinách vždy o stejné procento (které je menší, stejné nebo větší než procentuální růst důchodu v závislosti na hodnotě elasticity). To ale také nutně znamená, že absolutní rozdíly v objemu výkonů spotřebovávaných členy jednotlivých věkových skupin se dále zvětšují.

Reálný výdajový profil můžeme vztáhnout k reálnému důchodu na obyvatele,  $y_t$ , tj. věkovým skupinám budeme místo  $c_t^*(a)$  přiřazovat  $c_t^*(a)/y_t$ . V takovém případě bude růst důchodu deformovat takto vykazovaný reálný výdajový profil v závislosti na tom, zda je důchodová elasticita větší nebo menší než jedna (viz graf 4). Při důchodové elasticitě např. 1,2 by vedlo zvýšení důchodu o 10 % ke zvýšení výdajů přibližně o 12 % a výdajový profil vztahený k důchodu  $c_t^*(a)/y_t$  by vzrostl o 2 % v celém svém průběhu. To ale znamená, že výdaje na členy starších věkových skupin vzrostou v absolutní hodnotě (vyjádřené v procentech důchodu) více než na členy skupin mladších. Naopak je tomu při elasticitě menší než jedna. Pouze v případě jednotkové elasticity zůstává reálný výdajový profil  $c_t^*(a)/y_t$  v čase stabilní.

**Graf 4 Schéma deformace reálného výdajového profilu v důsledku odlišných důchodových elasticit**

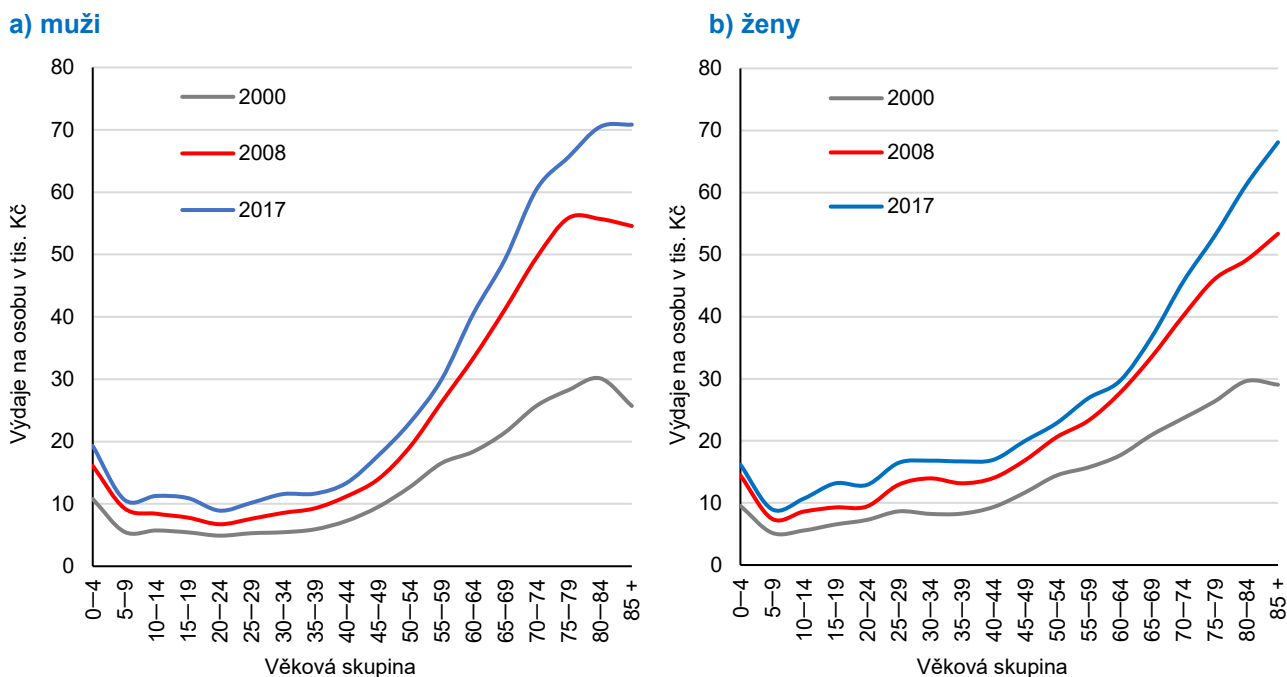


Zdroj: Vlastní zpracování ÚNRR.

## 4 Výdajové profily v ČR

Podívejme se na empirické údaje o nominálních výdajích připadajících na člena dané věkové skupiny, tj. na nominální výdajové profily v ČR. Níže uvedená data jsou získána ze zdravotnických účtů ČSÚ, případně z ročenek ÚZIS. Grafy 5a a 5b ilustrují vybrané nominální výdajové profily.

Graf 5 Nominální výdajové profily za vybrané roky v ČR



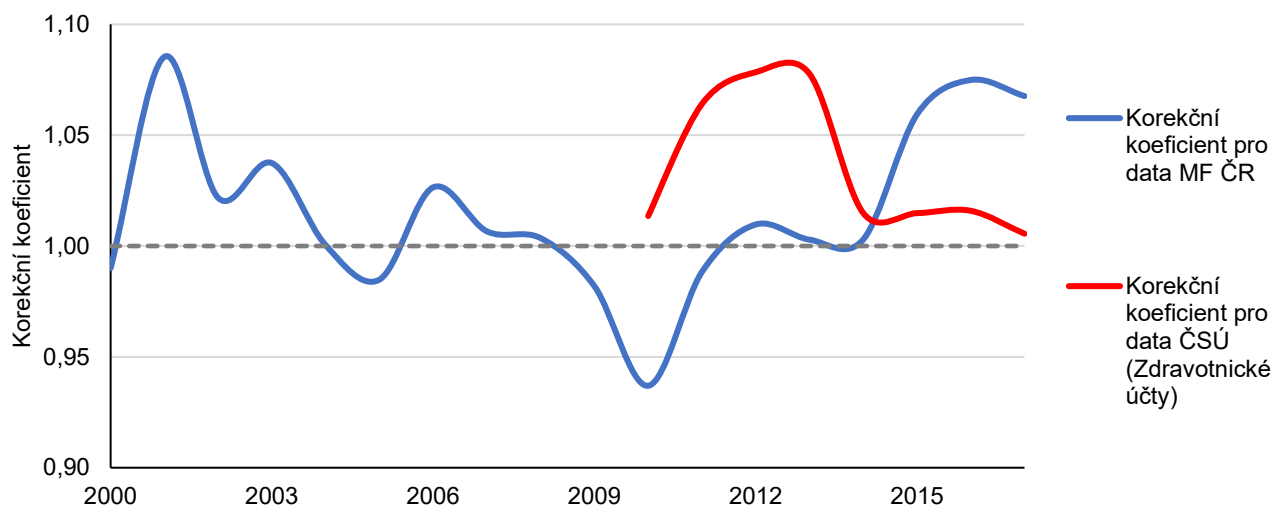
Zdroj: ČSÚ (2021) a ÚZIS (2021); výpočty ÚNRR.

Empirické nominální výdajové profily pro ČR jsou podobně jako údaje o objemu zdravotnických výdajů zatíženy určitými datovými problémy. Časová řada výdajových profilů není konzistentní s celkovými výdaji zdravotních pojišťoven za péči. Jestliže vynásobíme výdaje připadající na člena dané věkové skupiny velikostí populace v této skupině a sečteme takto zjištěné výdaje za všechny uvažované věkové skupiny, měli bychom dostat celkové výdaje na péči. To však nenastává – výdaje pojišťoven na péči podle metodiky MF ČR byly v některých letech vyšší (až o 8,5 % v roce 2001) než výdaje vypočtené podle výdajových profilů, a naopak v některých letech nižší než vypočtené (až o 6,3 % v roce 2010). Příčina této nekonzistence přitom není zcela jasná, nemůže totiž být způsobena rozdílem mezi výdaji pojišťoven podle metodiky MF ČR a výdaji pojišťoven podle metodiky zdravotnických účtů (ČSÚ), protože výdajové profily nejsou konzistentní ani s jednou z těchto řad.

Výdajové profily jsou základním východiskem pro projekce, takže jejich nespolehlivost by mohla kvalitu projekcí podstatně snížit. Pokud není možné vycházet z kvalitnější empirické časové řady výdajových profilů, je nutné alespoň stávající data korigovat tak, aby výdajové profily spolu s demografickými daty implikovaly výdaje na péči tak, jak podle metodiky MF ČR skutečně nastaly. Stávající empiricky zjištěné výdajové profily (označíme  $c_t^{emp}(a)$ ) proto upravíme takovým korekčním koeficientem  $k_t$  (korekční koeficient musí být pro každý rok jiný), aby zdravotnické výdaje pojišťoven odvozené s pomocí takto korigovaných výdajových profilů byly shodné s výdaji podle metodiky MF ČR.<sup>10</sup> Takto zavedené korekční koeficienty jsou vlastně také mírou nekonzistence mezi daty o výdajových profilech a daty o celkových výdajích pojišťoven na zdravotní péči (viz graf 6). Nadále tak budeme pracovat pouze s *korigovanými výdajovými profily*  $c_t(a)$ , kde  $c_t(a) = k_t \cdot c_t^{emp}(a)$ .

<sup>10</sup> Korekční koeficienty stanovíme podle výdajů zdravotních pojišťoven na péči podle údajů MF ČR, protože tyto výdaje jsou pro nás předmětem projekcí.

**Graf 6 Korekční koeficienty  $k_t$  výdajových profilů**



Zdroj: ČSÚ – demografické údaje a zdravotnické účty (2021), MF ČR – výdaje zdravotních pojišťoven (2021); výpočty ÚNRR.  
 Pozn.: Korekční koeficient pro data MF ČR je takový koeficient, který, když jím násobíme empirický výdajový profil, implikuje zdravotnické výdaje pojišťoven, které uvádí MF ČR. Korekční koeficient pro data ČSÚ je potom takový koeficient, který implikuje zdravotnické výdaje pojišťoven podle ČSÚ.

Takto korigované výdajové profily jednak implikují faktické zdravotnické výdaje a jednak zachovávají poměry mezi výdaji na členy jednotlivých věkových skupin tak, jak byly pozorovány v empirických výdajových profilech. To znamená, že bez ohledu na velikost korekčního koeficientu je poměr mezi výdaji např. na člena skupiny 70 až 74letých k výdajům na člena skupiny 20 až 24letých stejný, jako uvádí empirický výdajový profil. Stejně korekční koeficienty jsme použili pro výdajové profily mužů i žen.

Při znalosti nominálních (korigovaných) výdajových profilů lze již odhadnout, jaký vliv na zdravotnické výdaje měly ve sledovaném období demografické změny, ke kterým během tohoto období došlo. Můžeme např. stanovit hypotetický objem zdravotnických výdajů, jaký by nastal v roce 2000 (počátek časové řady), pokud by v tomto roce byl výdajový profil stejný jako v roce 2017 (poslední rok naší časové řady). Velikost a strukturu populace přitom ponecháváme podle reality roku 2000. V roce 2000 byla velikost populace, její struktura podle věku i struktura podle pohlaví odlišná než v roce 2017.<sup>11</sup> Společně tyto tři demografické vlivy (velikost populace, změna struktury populace podle pohlaví a změna struktury populace podle věku) způsobily, že mezi rokem 2000 a 2017 vzrostly zdravotnické výdaje reálně (tj. v cenách roku 2017) o 15,5 %. Tento přírůstek lze navíc rozložit podle toho, nakolik k němu přispěly jednotlivé složky demografické změny (viz tabulku 1). Dominantní vliv má změna věkové struktury obyvatelstva, takže je patrné, že stárnutí populace již mělo a má své následky.

**Tabulka 1 Vliv demografické změny na výši zdravotnických výdajů mezi roky 2000–2017**

Demografická změna celkem (2000–2017)	15,5 %
z toho velikost populace	3,5 %
z toho změna struktury podle pohlaví	0,0 %
z toho změna věkové struktury	12,1 %

Zdroj: ČSÚ – demografické údaje a výdajový profil za rok 2017 (2021); výpočty ÚNRR.  
 Pozn.: Změna struktury populace podle pohlaví může v principu ovlivnit výdaje na péči, protože výdajové profily mužů a žen jsou odlišné. Ve sledovaném období však byl tento vliv v českých podmínkách téměř nulový.

Reálný růst produkce ve zdravotnictví mezi roky 2000 a 2017 činil celkem 40,7 % (při celkovém nárůstu zaměstnanosti o 18 %).<sup>12</sup> Jestliže tedy podle výše provedeného odhadu přisoudíme 15,5% růst demografickým změnám, zbývá vysvětlit nárůst o 21,8 %, který by bylo možné přisoudit efektu růstu důchodu (při složení růstu 21,8 % s demograficky způsobeným růstem 15,5 % dostáváme celkový růst 40,7 %).

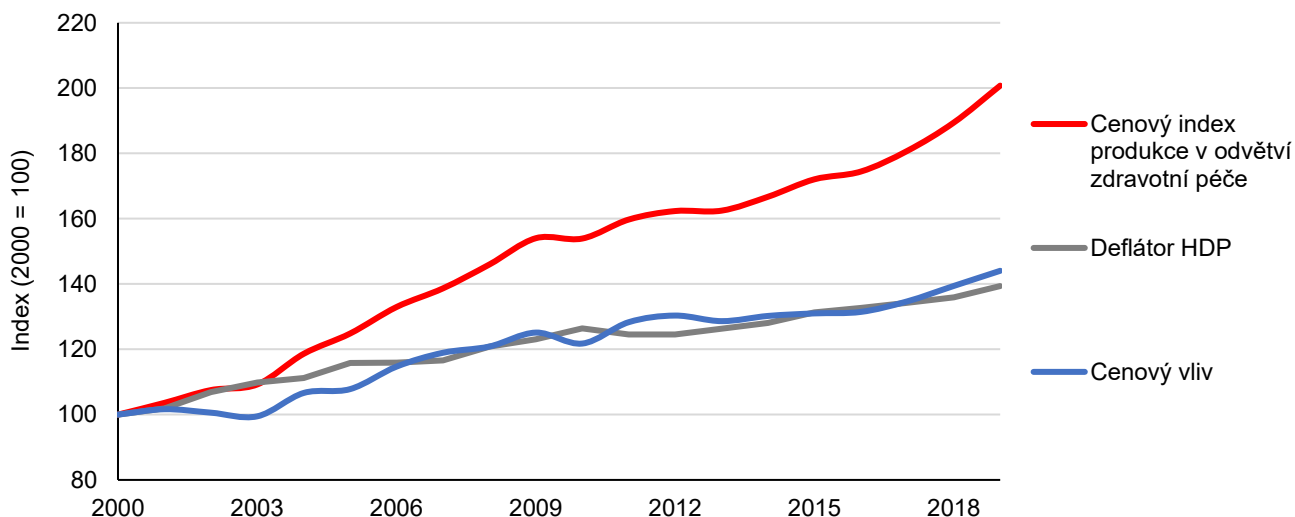
<sup>11</sup> Při výpočtu hypotetických zdravotnických výdajů se lze opřít o nominální výdajové profily, jde o procentuální srovnání hypotetických výdajů spočtených na základě výdajového profilu zvoleného bazického roku (tj. i v cenách zvoleného bazického roku) s faktickými výdaji téhož zvoleného bazického roku.

<sup>12</sup> Zdroj ČSÚ.

Od nominálních výdajových profilů lze přejít k reálným výdajovým profilům tak, že je vydělíme cenovým indexem příslušného roku. Problémem zde však je volba adekvátní řady cenových indexů pro zdravotnické výdaje. Jak již bylo zmíněno v oddíle 2, jako ukazatele cen ve zdravotnictví zřejmě nebude možné použít deflátoři přidané hodnoty ve zdravotnictví. Podle stávajících údajů národních účtů byl totiž veškerý růst hrubé přidané hodnoty v běžných cenách v odvětví zdravotní péče způsoben nárůstem cen a hrubá přidaná hodnota ve stálých cenách mezi roky 2000 a 2017 dokonce mírně poklesla. Takové údaje se nezdají přijatelné i s ohledem na to, že zaměstnanost v tomto odvětví ve sledovaném období vzrostla o výrazných 18 % (data podle ČSÚ). I kdybychom předpokládali, že produktivita v tomto odvětví zcela stagnuje, bylo by možné očekávat růst přidané hodnoty ve stálých cenách v rozsahu, který by alespoň odpovídal přírůstku zaměstnanosti. Navíc zdravotnické výdaje, o které nám jde, jsou podstatně větší než pouze hrubá přidaná hodnota v odvětví zdravotní péče (cca o 50 % v běžných cenách).

Zdravotnické výdaje mají spíše než k přidané hodnotě blíže k produkci odvětví zdravotní péče, protože produkce zahrnuje i mezipotřebu nutnou pro poskytování zdravotních výkonů. Domníváme se proto, že vhodným cenovým indexem bude cenový index produkce odvětví zdravotní péče. Graf 7 ukazuje empirický vývoj cen produkce zdravotnictví, deflátoři HDP i vývoj jejich poměru, což pro nás bude empirický protějšek výše zmiňovaného cenového vlivu  $p_t/P_t$  z rozkladu (4). Cenový index produkce v odvětví zdravotní péče mezi roky 2000 a 2019 vzrostl přibližně na dvojnásobek. To bylo přibližně dvakrát více, než o kolik vzrostla cenová hladina měřená deflátořem HDP. Z tohoto hlediska tak lze říci, že „zdravotnická inflace“ byla (a zřejmě dále je) prakticky dvojnásobná ve srovnání s inflací v ekonomice jako celku.

**Graf 7 Ceny v odvětví zdravotní péče (rok 2000 = 100)**



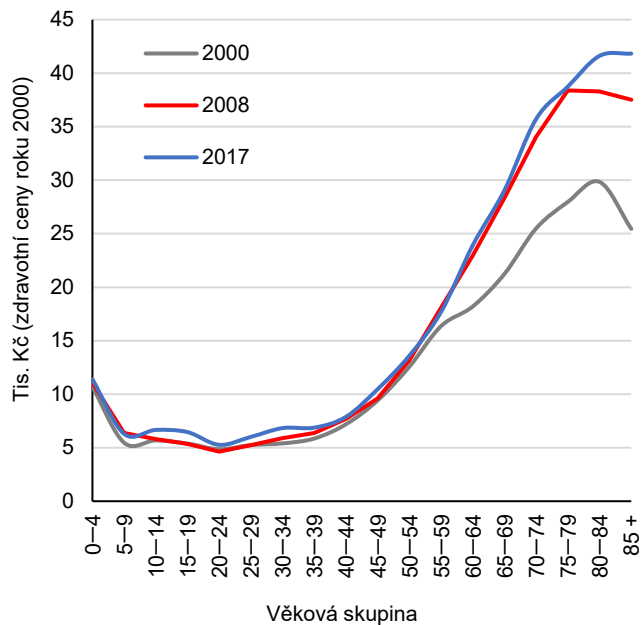
Zdroj: ČSÚ (2021); výpočty ÚNRR.

Pozn.: Cenovým vlivem (na objem zdravotnických výdajů) rozumíme poměr mezi cenovým indexem produkce ve zdravotnictví a deflátořem HDP.

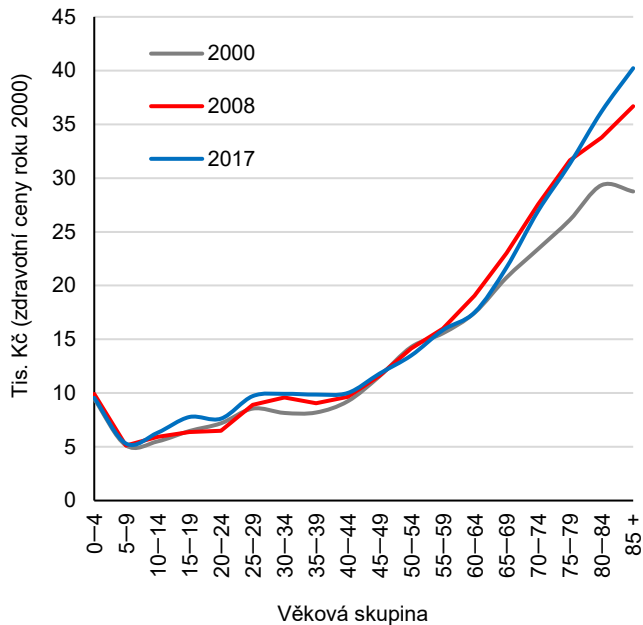
S pomocí cenového indexu produkce v odvětví zdravotní péče jakožto relevantního cenového indexu ve zdravotnictví lze také stanovit reálné výdajové profily  $c_t^*(a)$  pro všechny roky naší časové řady. Nápadným rysem, kterému se později budeme podrobněji věnovat, je to, že reálné výdajové profily pro muže i ženy se nejvíce zvedají na svém pravém konci, tj. pro seniorní věkové skupiny (viz grafy 8a a 8b). Reálné výdaje na členy všech věkových skupin sice za sledované období vzrostly, ale pro věkové skupiny do 60 let jsou nárůsty velmi malé, a to i v relativním vyjádření. Prakticky veškerá změna výdajových profilů, a tedy i reálných veřejných výdajů ve zdravotnictví, se odehrála ve věkových skupinách (mužů i žen) nad 60 let.

**Graf 8 Reálné výdajové profily (v cenách produkce odvětví zdravotnictví roku 2000)**

**a) muži**



**b) ženy**



Zdroj: ČSÚ (2021); výpočty ÚNRR.

## 5 Výdajové profily vztažené k ukazatelům důchodu

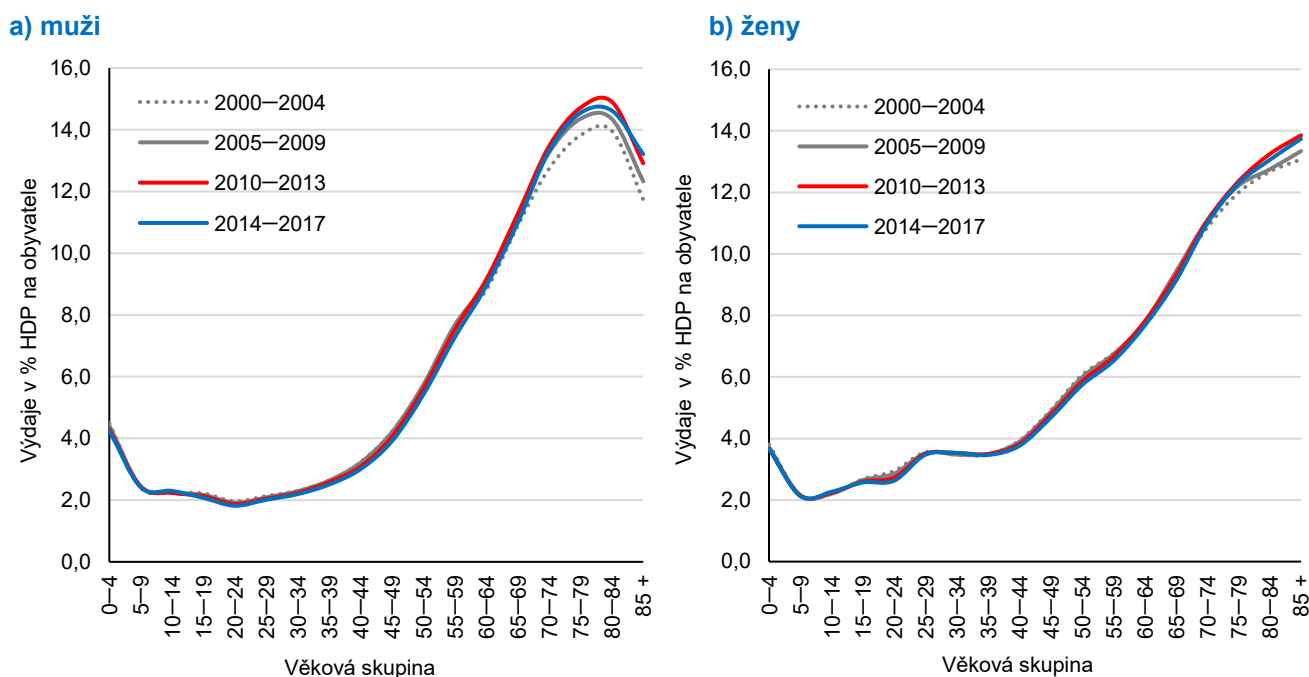
Výše jsme pracovali s různými pojetími výdajového profilu, přičemž ten, který by měl být nejvíce spojen s reálným důchodem, je reálný výdajový profil. Nicméně pro účely projekcí je vhodné a také obvyklé pracovat s profilem, který je vyjádřen jako procento HDP na obyvatele. Jde o dominantní a v literatuře dnes neproblematizovaný přístup, který se však opírá o poněkud skryté předpoklady.

Předně při vyjádření výdajového profilu v procentech HDP nemizí problematika důchodové elasticity zdravotnických výdajů. Obvyklý předpoklad (používaný např. i v metodice Národní rozpočtové rady, viz NRR, 2020) je stabilita takto vyjádřeného profilu. Tato stabilita je ale sama důsledkem (obvykle implicitně) předpokládané jednotkové důchodové elasticity zdravotnických výdajů. Alternativně může být výdajový profil vyjádřený v procentech HDP stabilní, i když výdaje mají jinou než jednotkovou elasticitu. V takovém případě musí ale být cenový vliv takový, aby kompenzoval nebo doplňoval změnu zdravotnických výdajů o tolik, aby celkový růst výdajů byl kvantitativně takový, *jako kdyby* byla důchodová elasticita přibližně jednotková. Jestliže je tedy elasticita reálného výdajového profilu např. 0,7, potom by ceny ve zdravotnictví musely růst přibližně o 0,3 % rychleji než deflátor HDP na každé procento růstu HDP. Takže např. při 2% růstu HDP (a při dané demografické struktuře) by fyzický objem zdravotních výkonů rostl o 1,4 % a relativní cena zdravotních výkonů o přibližně 0,6 %, takže výdaje vyjádřené v procentech HDP by zůstaly stejné, a tedy i výdajový profil v procentech HDP by mohl zůstat stabilní.

Předpoklad, že relativní cena zdravotních výkonů je nějak spojená s růstem HDP, je na jednu stranu teoreticky obhajitelný (pomocí tzv. Baumolova-Bowenova efektu, k tomu viz níže). Na druhou stranu ale zřejmě nelze teoreticky vysvětlit, proč by měly ceny ve zdravotnictví růst právě o tolik rychleji než ve zbytku ekonomiky, o kolik zaostává růst objemu výkonů ve zdravotnictví za růstem HDP na obyvatele (při dané demografické struktuře a zdravotním stavu obyvatel). Shrnuto: předpokládaná stabilita výdajového profilu vyjádřeného v procentech HDP se tak vlastně opírá buď o předpoklad jednotkové důchodové elasticity a zároveň nulového (resp. nikoliv systematického) růstu relativní ceny zdravotních výkonů, anebo sice připouští jinou než jednotkovou důchodovou elasticitu, ale ta potom musí být zároveň doprovázena poměrně speciálním předpokladem o cenovém vývoji ve zdravotnictví.

Nicméně v českých podmínkách byl tento speciální předpoklad přibližně splněn. Na grafu 9a, resp. 9b jsou znázorněny víceleté průměry českých výdajových profilů vyjádřených jako procento HDP. Průběh křivek se jeví jako poměrně stabilní (připomeňme však, že se jedná o korigované výdajové profily, tj. upravené tak, aby byly konzistentní s celkovým objemem výdajů na péči), i v tomto vyjádření je však patrné určité zvýšení křivek výdajových profilů pro seniorní skupiny (zejména u mužů).

**Graf 9 Výdajové profily vztažené k HDP (5leté průměry)**

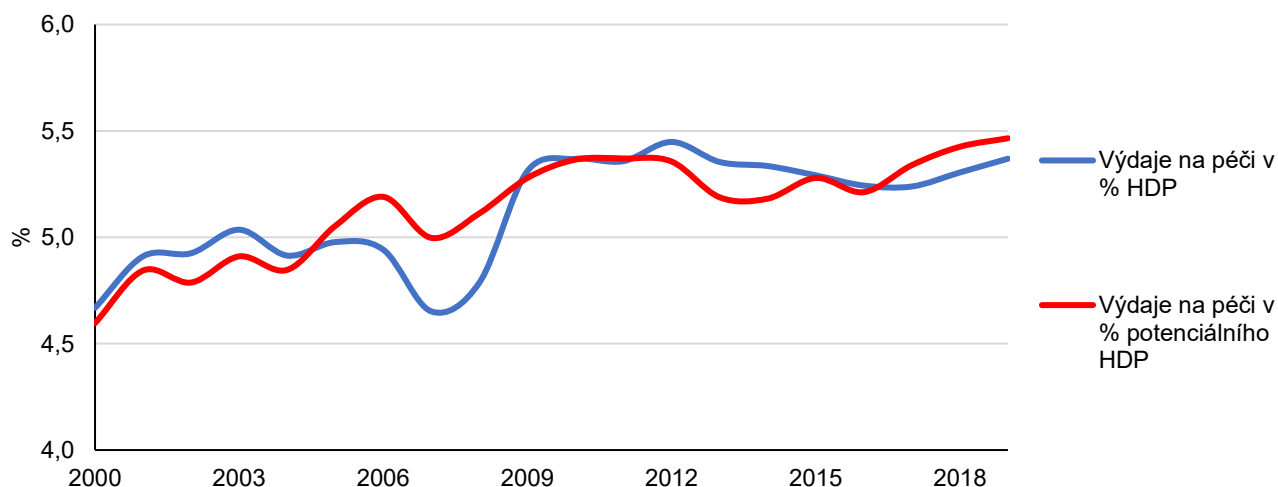


Zdroj: ČSÚ (2021); výpočty ÚNRR.

Nárůst reálných zdravotnických výdajů (měřený reálným růstem produkce v odvětví o 40,7 % mezi roky 2000 až 2017) byl spíše umírněný. Pokud bychom ho vztáhli k reálnému růstu HDP na obyvatele za celé sledované období (o 60,4 %), implikovalo by to důchodovou elasticitu pouze kolem 0,67, což je hodnota menší, než je ve většině simulací obvyklé. Pokud bychom navíc přijali hypotézu, že v důsledku růstu důchodu na obyvatele vzrostly reálné výdaje na péči pouze o 21,8 % (zbylých 15,5 % jde podle výše provedeného odhadu na vrub demografickým změnám), implikovalo by to důchodovou elasticitu přibližně pouze 0,37. Na druhou stranu cenový vliv byl dosti výrazný: ceny měřené pomocí cenového indexu produkce v odvětví zdravotnictví vzrostly o 34,7 % více, než o kolik vzrostl deflátor HDP za sledované období. To znamená, že na každé procento růstu reálného HDP na obyvatele došlo k růstu cen ve zdravotnictví (nad rámec růstu deflátoru HDP) přibližně o 0,58 %. Dohromady s důchodovou elasticitou tak na 1% růst reálného HDP připadal růst výdajů na péči ve výši 0,95 %, což způsobilo přibližnou stabilitu výdajových profilů vyjádřených v procentech HDP. Tedy skutečně byl naplněn předpoklad, že vliv růstu cen ve zdravotnictví je takový, že přibližně vykompenzuje menší než jednotkovou důchodovou elasticitu. Je však otázkou, do jaké míry je rozdělení celkového růstu výdajů na péči mezi reálný růst výdajů na jedné straně a cenový vliv na straně druhé v českých podmínkách ovlivněno případnými datovými problémy.

Další otázkou je, jak se projeví na výdajovém profilu vztaheném k HDP skutečnost, že vývoj ekonomiky je cyklický. Vzhledem k povaze služeb, které zdravotnictví poskytuje, by bylo možné očekávat, že zdravotnické výdaje (po zohlednění demografického vývoje) nebudou přímo reagovat na cyklickou mezeru produktu. Případné přebytky nebo deficity výnosů zdravotního pojištění totiž mohou být po určitou dobu absorbovány zdravotními pojišťovnami. Navíc je možné očekávat, že elasticita poptávky po zdravotních výkonech je spojena spíše s dlouhodobějším konceptem důchodu, než je běžný (a tedy cyklem zasažený) HDP. Jestliže je tomu tak, potom by mělo smysl vztahovat výdajový profil spíše k potenciálnímu produktu na obyvatele. Podíl zdravotnických výdajů na potenciálním HDP byl v České republice skutečně mírně stabilnější než podíl na běžném HDP (viz graf 10) a výdajové profily vztahované k potenciálu vykazují mírně nižší variabilitu.

**Graf 10 Výdaje na péči (podle MF ČR) vztahované k HDP a k potenciálnímu HDP**



Zdroj: MF ČR – výdaje na péči (2021), ČSÚ – HDP (2021), OECD – potenciální HDP (2021); výpočty ÚNRR.

Nicméně otázka, zda vztahovat výdajový profil k HDP na obyvatele nebo k odhadu potenciálu HDP na obyvatele, případně jaká je role hospodářských výsledků a rezerv pojišťoven, je relevantní spíše pro projekce s krátkým projekčním horizontem. V dlouhém období by se měly jevy vyvolané cyklickými výkyvy ekonomiky vzájemně přibližně vyrušit, takže ani detaily působení hospodářského cyklu na zdravotnické výdaje by neměly dlouhodobou projekci ovlivnit. Spíše se zde jedná o to, aby výdajové profily, které jsou pro dlouhodobou projekci využity, a které jsou odvozeny z empirických výdajových profilů v minulosti, nebyly podstatně ovlivněny minulým průběhem cyklu. Chybu, která by tímto vznikla, lze redukovat použitím průměru výdajových profilů za několik let, takže i když nemáme spolehlivou představu o vlivu cyklické mezery na průběh zdravotnických výdajů, průměrování tento vliv do značné míry eliminuje. Nicméně platí, že vzhledem ke kvalitě empirických údajů o zdravotních výdajích v českých podmínkách by byly chyby způsobené nedostatečným zohledněním hospodářského cyklu spíše až chybami druhého řádu.

Výdajový profil by bylo možné konstruovat také ve vztahu k hrubé přidané hodnotě místo k celému HDP. Tím lze odstínit vliv nepřímých daní: zdravotnictví je totiž odvětví, které je těmito daněmi (DPH, spotřební daně) zatíženo podstatně méně než zbytek ekonomiky a v zemích, kde je vysoký podíl nepřímých daní na HDP (v HDP jsou



nepřímé daně obsaženy) to potom vede k optickému snížení výdajů na zdravotnictví v poměru k HDP. Vztažení zdravotnických výdajů k hrubé přidané hodnotě místo k HDP může být užitečné pro mezinárodní srovnání, pro účely dlouhodobé projekce by však tato modifikace měla význam, pouze pokud by se v budoucnu měnil podíl nepřímých daní na HDP, což by musely odrážet i další části dlouhodobé projekce.

Skutečnost, že výdajový profil je nejčastěji vztahován k HDP (ať již skutečnému nebo potenciálnímu), je dána jednak tím, že cílem je modelovat výdaje na zdravotnictví v poměru k HDP a jednak tím, že HDP na obyvatele je chápán jako široké měřítko důchodu na obyvatele. Bylo by však možné použít i jiná měřítko důchodu, která by byla ve vztahu ke zdravotnictví v určitém ohledu logičtější. Alternativním měřítkem by mohl být např. hrubý národní důchod (HND) na obyvatele, ale pokud je tento ukazatel těsně spjat (až na jeho úroveň) s ukazatelem HDP, nepřineslo by vztazení výdajového profilu k této alternativě nic podstatně nového. Bylo by však logické vztáhnout výdajový profil spíše k HND, pokud by příjmy výrobních faktorů vlastněných zahraničními vlastníky nijak neovlivňovaly veřejné příjmy a výdaje.<sup>13</sup> V tomto smyslu by HND mělo blíže k důchodu, kterým mohou nějakým způsobem disponovat obyvatelé (buď přímo, nebo zprostředkovaně a nepřímo přes vládní sektor), a tedy který je zdrojem pro poptávku po zdravotních výkonech (buď opět pouze zprostředkovanou) s určitou důchodovou elasticitou. Z hlediska dlouhodobé projekce by vztazení k HND mělo význam zejména tehdy, pokud by byl důvod se domnívat, že podíl HND k HDP se bude v budoucnu systematicky měnit.

Dalším alternativním měřítkem důchodu může být ukazatel náhrad zaměstnancům připadajících na obyvatele, který v sobě obsahuje mzdové náklady včetně sociálního a zdravotního pojištění placeného zaměstnavateli. Použití tohoto měřítko důchodu by mohlo být opět logičtější než použití HDP na obyvatele, protože přes systém zdravotního pojištění je zdravotnictví financováno dominantně zdaněním výrobního faktoru práce (za část pojištěnců sice platí pojistné stát, ale do té míry, do jaké je i toto pojistné svázáno se mzdami, lze říci, že i toto pojistné je více svázáno s náhradami zaměstnancům). V tomto ohledu je tak spíše objem náhrad zaměstnancům na obyvatele oním důchodem, ke kterému se vztahuje důchodová elasticita spíše než HDP na obyvatele.<sup>14</sup>

Jestliže je mezi HDP na obyvatele a objemem náhrad zaměstnancům připadajícím na obyvatele téměř konstantní poměr, potom by využití tohoto alternativního ukazatele důchodu nemohlo pro metodiku projekci přinést žádnou podstatnou informaci. Pokud však dochází k systematické změně v poměru mezi objemem náhrad zaměstnancům a HDP, mohlo by se ukázat, že výdajový profil je pevněji svázán spíše s náhradami zaměstnancům. Například projekce NRR pracuje s předpokladem, že podíl náhrad zaměstnancům na HDP mírně poroste, což by *ceteris paribus* mělo napomoci financování zdravotnictví. Tak by tomu však bylo pouze tehdy, pokud by výdaje ve zdravotnictví nebyly nijak ovlivněny měnícím se podílem náhrad pro zaměstnance na HDP. Naopak pokud by to byly spíše náhrady zaměstnancům, vůči kterým by byl vývoj zdravotnických výdajů elastický, potom zvyšování jejich podílu na HDP by rovnováze zdravotního systému nijak nepomohlo.

<sup>13</sup> České veřejné zdravotní pojištění je financováno z pojistného, které je uvaleno především na výrobní faktor práce, tj. na domácí vlastníky výrobních faktorů. Část příjmů veřejného zdravotního pojištění za tzv. státní pojištěnce je však financována přímo z rozpočtu, do kterého vstupují i daně placené zahraničními vlastníky kapitálu na území ČR, takže alespoň v tomto ohledu jsou příjmy výrobních faktorů v držení zahraničních vlastníků zapojeny do financování zdravotnictví.

<sup>14</sup> Věcně by bylo vhodné k tomuto měřítku důchodu přiřadit i smíšený důchod podnikatelů, který je však v národním účetnictví sledován pouze společně s hrubým provozním přebytkem. Pokud však budeme předpokládat, že smíšený důchod podnikatelů je kladně korelován s vývojem mezd v ekonomice, nemělo by jeho opomenutí vést k zásadně jiným závěrům.

## 6 Cenový vliv

Jak bylo patrné z empirických údajů pro Českou republiku, cenový vliv, tj. změna cenové hladiny výdajů na péči *relativně* k celkové cenové hladině v ekonomice, hraje v rozkladu (4) velmi podstatnou roli. V českých podmínkách byl dokonce cenový vliv kvantitativně důležitější než důchodová elasticita reálných výdajů. Je proto otázkou, jak cenový vliv modelově uchopit. V principu se totiž jedná o snahu modelovat relativní cenovou hladinu vybraného odvětví. Předložíme zde dva přístupy, které by jednak mohly napomoci vysvětlit pozorovaný vývoj v ČR a jednak by mohly být základem pro projekci cenového vlivu. První přístup se opírá o úvahy o cenovém vývoji vybraných složek produkce odvětví zdravotní péče (konkrétně mzdových nákladů a léčiv) a druhý přístup je založen na makroekonomickém vztahu mezi cenami ve zdravotnictví a výší HDP na obyvatele.

Nejprve se tedy budeme věnovat cenovému vývoji vybraných složek produkce zdravotnictví. Z důvodů zmíněných výše považujeme za relevantní cenový index ve zdravotnictví cenový index produkce v odvětví zdravotní péče. Produkce zahrnuje jako svoje složky přidanou hodnotu vytvořenou v odvětví (a její součástí jsou náhrady zaměstnancům v odvětví) a dále mezispotřebu, která obsahuje vstupy nakupované z jiných odvětví. Náhrady zaměstnancům jsou pro cenový vliv důležité, protože na agregované úrovni se v dlouhém období projevuje především Baumolův-Bowenův efekt, který je obvyklý např. i v odvětví vládních služeb. Jeho podstata spočívá v tom, že díky omezeným možnostem růstu produktivity práce v daném odvětví musí růst relativní cenová hladina produkce tohoto odvětví. Jinak by totiž reálné mzdy zaměstnanců v odvětví nemohly držet krok s růstem reálných mezd ve zbytku ekonomiky.<sup>15</sup>

Síla Baumolova-Bowenova efektu ve zdravotnictví závisí na následujících faktorech. Prvním činitelem je rozdíl mezi tempem růstu produktivity v ekonomice a tempem růstu produktivity ve zdravotnictví. Pokud by produktivita práce ve zdravotnictví rostla srovnatelným tempem jako produktivita ve zbytku ekonomiky, princip Baumolova-Bowenova efektu by se neuplatnil. Dalším faktorem je váha mzdových nákladů na produkci odvětví – čím vyšší je jejich váha, tím silněji by se efekt měl projevovat.<sup>16</sup> Konečně je také možné (a v českých podmínkách k tomu ve sledovaném období docházelo, viz níže), že mzdové náklady na pracovníka v odvětví zdravotní péče rostou z nějakého důvodu rychleji než mzdové náklady na pracovníka v ekonomice. To by Baumolův-Bowenův efekt dále posilovalo.

Jestliže označíme podíl náhrad zaměstnancům na produkci jako  $\alpha_t$  a převis růstu reálných mezd ve zdravotnictví nad růstem produktivity jako  $\Delta_t$ , potom cenový vliv z titulu Baumolova-Bowenova efektu by měl být  $\alpha_t \cdot \Delta_t$ .<sup>17</sup> Určitou komplikací však je, že pokud přetrvává dlouhodobě rychlejší růst reálných mezd než produktivity, zvyšuje se v důsledku toho podíl mezd na produkci, tj.  $\alpha_t$  není stabilní, ale postupně roste. To by *ceteris paribus* znamenalo, že síla Baumolova-Bowenova efektu by se v čase měla zvyšovat. V České republice tento vývoj skutečně nastal, protože podíl náhrad zaměstnancům na produkci odvětví zdravotní péče se zvýšil z necelých 36 % v roce 2000 na přibližně 47 % v roce 2017.<sup>18</sup> To znamená, že 1% převis růstu reálných mezd ve zdravotnictví nad růstem odvětvové produktivity by měl aktuálně vést k Baumolově-Bowenově efektu v rozsahu přibližně 0,47 %.

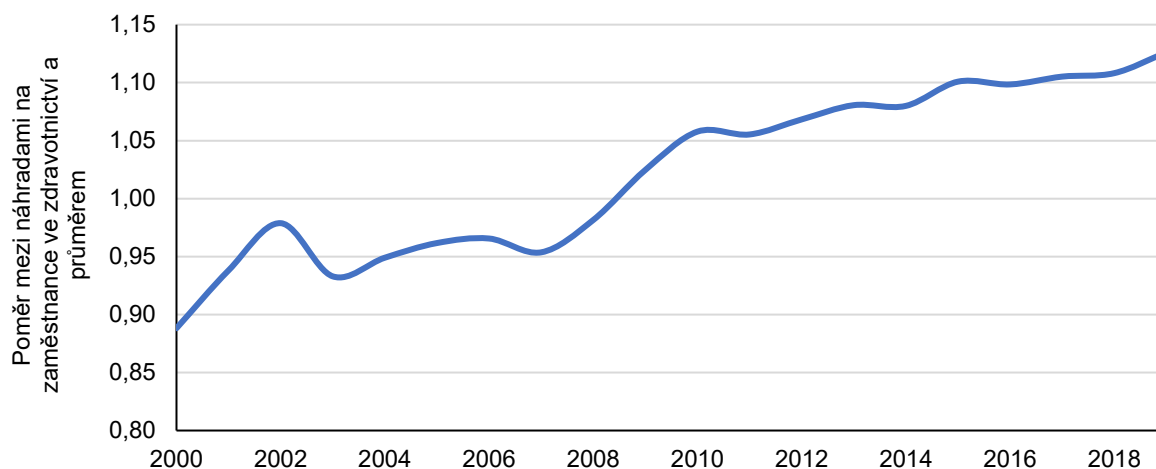
Převis růstu reálných mezd v odvětví zdravotní péče nad růstem produktivity byl ve sledovaném období v ČR poměrně značný a byl složen z několika faktorů: a) růst průměrných mezd v české ekonomice dlouhodobě mírně předstihoval růst produktivity práce na národohospodářské úrovni (v důsledku toho došlo k navýšení podílu náhrad zaměstnancům na přidané hodnotě), b) růst produkce na pracovníka v odvětví zdravotnictví byl v průměru nanejvýš 1 % ročně, zatímco národohospodářská produktivita rostla v průměru o 2,3 % ročně (viz tabulku 2) a c) docházelo ke zvyšování relativní mzdy pracovníků ve zdravotnictví ve srovnání s průměrnou mzdou v ekonomice (viz graf 11).

<sup>15</sup> Pro teoretický základ pro Baumolův-Bowenův efekt viz Baumol (1967) nebo Baumol (1993). Pro relevanci tohoto efektu ve zdravotnictví v zemích OECD viz např. Hartwig (2008) nebo Colombier (2012).

<sup>16</sup> Relevantní je zde váha mzdových nákladů na produkci a nikoliv na přidané hodnotě, protože cenový vliv odvozujeme od cenového indexu produkce odvětví.

<sup>17</sup> Reálné mzdy jsou v tomto kontextu míněny mzdy deflované deflátorem HDP spíše než indexem spotřebitelských cen, protože je srovnáváme s růstem produktivity.

<sup>18</sup> Vlastní výpočet podle dat údajů ČSÚ.

**Graf 11 Poměr mezi náhradami na zaměstnance v odvětví zdravotní péče a náhradami na zaměstnance v národním hospodářství**


Zdroj: ČSÚ – národní účty (2021); výpočty ÚNRR.

Jak bylo zmíněno výše, existují určité pochybnosti o kvalitě dat ohledně vývoje produktivity pracovníků v odvětví zdravotní péče: hrubá přidaná hodnota na pracovníka (ve stálých cenách) v odvětví systematicky podle těchto dat klesala (v průměru o  $-0,8$  % ročně), ale produkce na pracovníka rostla (v průměru o  $1$  % ročně, obojí mezi lety 2000 až 2017).<sup>19</sup> Za realistický spodní odhad považujeme spíše stagnaci produktivity než její systematický a dlouhodobý pokles. Za horní odhad růstu produktivity lze považovat růst blížíící se vykazovanému růstu produkce na pracovníka (tj. cca  $1$  % ročně). Převis růstu mzdových nákladů (v reálném vyjádření) ve zdravotnictví nad růstem produktivity ve zdravotnictví tak byl v průměru nejspíše mezi  $2,9$  % a  $3,9$  % ročně (viz tabulku 2). Podíl mezd na produkci odvětví se postupně zvyšoval, nicméně ve sledovaném období byl v průměru  $40,5$  %, takže pokud bychom Baumolův-Bowenův efekt odvozovali od tohoto průměru, představoval by průměrně  $1,17$  až  $1,58$  % ročně. To by tedy vysvětlovalo většinu z převisu růstu cen ve zdravotnictví nad růstem deflátoru HDP, který byl ve sledovaném období průměrně  $1,8$  % ročně (viz tabulku 2). Pro účely projekce je ještě vhodné převést Baumolův-Bowenův efekt na 1 p.b. růstu HDP na pracovníka. Podle výše provedených odhadů by na 1 p.b. národohospodářské produktivity připadal  $0,5$  až  $0,69$  p.b. cenového vlivu vysvětlitelného tímto efektem.<sup>20</sup>

**Tabulka 2 Růst produktivity a cen ve zdravotnictví**

	Průměr ročně v % (2000–2017)
Hrubá přidaná hodnota na pracovníka ve zdravotnictví (stálé ceny)	-0,8
Produkce na pracovníka ve zdravotnictví (stálé ceny)	1,0
Národohospodářská produktivita (stálé ceny)	2,3
Náhrady na zaměstnance ve zdravotnictví (deflováno deflátořem HDP)	3,9
Náhrady na zaměstnance v celé ekonomice (deflováno deflátořem HDP)	2,6
Převis růstu cen ve zdravotnictví nad růstem deflátořem (cenový vliv)	1,8
Převis růstu náhrad na zaměstnance ve zdravotnictví nad růstem produktivity ve zdravotnictví	2,9 až 3,9
Baumolův-Bowenův efekt při podílu náhrad zaměstnancům $40,5$ % na produkci zdravotnictví	1,17 až 1,58
Baumolův-Bowenův efekt připadající na 1 p.b. růstu národohospodářské produktivity	0,50 až 0,69

Zdroj: ČSÚ – národní účty (2021), výpočty ÚNRR.

Pozn.: Hrubá přidaná hodnota v odvětví zdravotní péče ve stálých cenách připadající na pracovníka dlouhodobě klesala (docházelo totiž k růstu zaměstnanosti v odvětví), což vzbuzuje určité pochybnosti o vstupních datech. Za růst produktivity v odvětví proto spíše budeme považovat růst produkce na pracovníka.

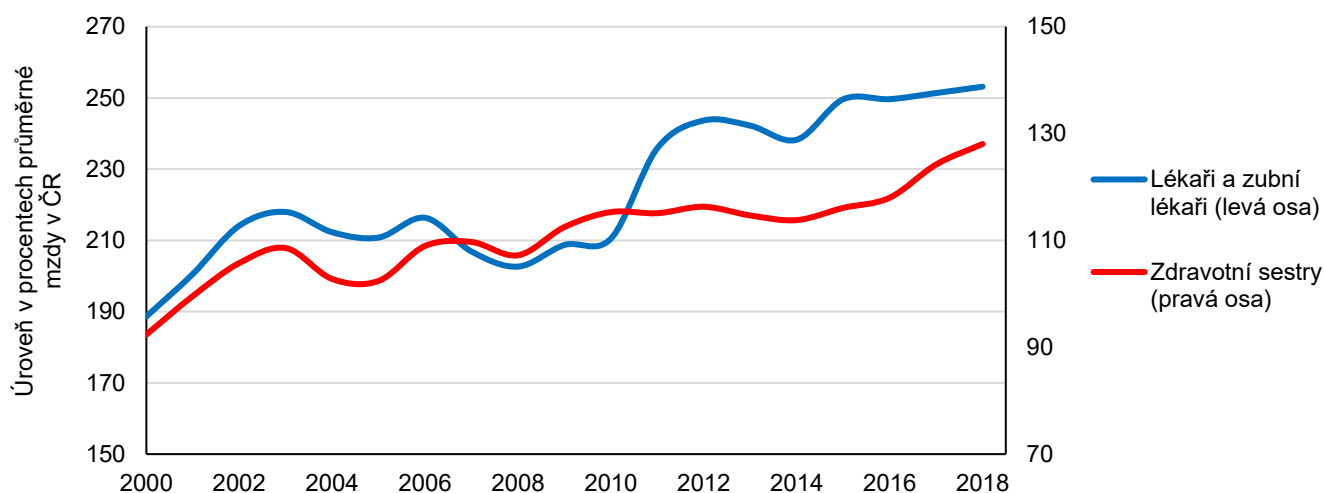
<sup>19</sup> Data podle ČSÚ.

<sup>20</sup> Takový odhad je vyšší, než jaký používají např. Lorenzoni a kol. (2019) pro země OECD. Pro veřejné výdaje na zdravotní péči jim vychází Baumolův-Bowenův efekt stanovený jinou metodologií ve výši  $0,309$  na každé procento růstu produktivity.

Zajímavým rysem bylo také zvyšování relativní mzdy pracovníků ve zdravotnictví. To bylo v ČR ve sledovaném období poměrně razantní a, jak ukazují podrobnější data, týkalo se prakticky všech profesí v této skupině pracovníků. Mzdy lékařů vzrostly z 1,88násobku průměrné mzdy v roce 2000 na 2,53násobek průměrné mzdy v roce 2018, takže rostly v průměru o 1,6 p.b. ročně rychleji než průměrná mzda (viz graf 12). Mzdy zdravotních sester rostly rychleji v průměru o 1,8 p.b. ročně (z 0,92násobku průměrné mzdy v roce 2000 na 1,28násobek v roce 2018).<sup>21</sup>

Je otázkou, zda byl uvedený vývoj dán pouze korekcí původně příliš nízkých relativních mezd ve zdravotnictví nebo zda se jedná o dlouhodobý trend, který lze často pozorovat v odvětvích, ve kterých dochází k růstu zaměstnanosti. Růst v odvětví zdravotní péče mohl být také částečně způsobený absorbováním pracovníků z tohoto odvětví zahraničním pracovním trhem zejména po úplném otevření pracovního trhu ostatních zemí EU.<sup>22</sup> V každém případě, pokud by se jednalo o dlouhodobý trend, potom by to pravděpodobně i v budoucnu umocňovalo Baumolův-Bowenův efekt ve zdravotnictví

**Graf 12 Vývoj relativní mzdy lékařů a zdravotních sester (průměrná mzda v ČR = 100)**



Zdroj: ÚZIS – Zdravotnické ročenky ČR, ČSÚ (2021); výpočty ÚNRR.

Pozn.: Do roku 2003 (včetně) zahrnuje údaj o mzdách zdravotních sester mzdy středního zdravotního personálu.

Dosud jsme se soustředili pouze na vliv růstu mezd na cenový vliv, ale systematický růst cen ve zdravotnictví by mohly způsobit i jiné složky, které jsou obsaženy zejména v mezispotřebě odvětví. Specifickou položkou jsou zde výdaje na léky hrazené z veřejného zdravotního pojištění. Tato položka představuje přibližně 20 % z celkového objemu výdajů na péči.<sup>23</sup> V širším povědomí existuje představa o stále rostoucích cenách léků. Podle některých autorů jsou extrémně nákladné zejména nové způsoby léčby. Např. podle Dušek (2019) povede rozšíření genové terapie k citelnému nárůstu výdajů veřejného zdravotního pojištění. Na druhou stranu však existují důvody, proč by relativní ceny (tj. ve srovnání s cenovou hladinou HDP) mnoha léků a přípravků mohly klesat. Jednak se jedná o důvody obecné, které jsou přítomné ve všech ekonomikách a jednak jsou zde přítomny důvody specifické pro konvergující ekonomiky, mezi které patří i ta česká.

Mezi obecné důvody patří to, že navzdory mnoha specifickým lze lékový trh popisovat pomocí modelů monopolistické konkurence (případně modelů oligopolního nebo monopolního trhu). I zde se tak projevuje životní cyklus inovací. Cena nového produktu (léku) je v první fázi po uvedení na trh vysoká a poskytuje svému výrobcí monopolní nebo později oligopolní přírůstek, která (v případě úspěšného přípravku) umožní mimo jiné i úhradu nákladů výzkumu a vývoje. V pozdější fázi však dochází ke konkurenci ze strany jiných výrobců (např. výroba obdobných léků nebo přímo generických léčiv poté, co vyprší patentová ochrana, pokud vůbec byla zavedena) a ceny přípravků klesají. Obecná představa o rostoucích cenách léků tak může být způsobena zaměřením pozornosti na nové léky/metody (tj. na ty, které jsou v počáteční tržní fázi inovačního cyklu, a které plynule přibývají na trh) a opomenutím poklesu cen léků již zavedených. Měření cen léků je právě díky technologické změně obtížné, ale

<sup>21</sup> Zdrojem dat o výši mezd lékařů a sester jsou Zdravotnické ročenky ČR (ÚZIS, různá vydání), o výši průměrné mzdy ČSÚ.

<sup>22</sup> Mezinárodní srovnání mezd lékařů je metodicky poněkud obtížné, ale Fujisawa a Lafortune (2008) provedli komparaci na starších datech a podle ní se skutečně zdá, že mzdy českých zdravotníků byly nezvykle nízké i v porovnání s národní průměrnou mzdou (ze srovnávaných 14 zemí byly ve srovnání s průměrnou mzdou 13. nejnižší u praktiků i specialistů).

<sup>23</sup> Údaj podle Zdravotnických ročenek ČR (ÚZIS, různá vydání).

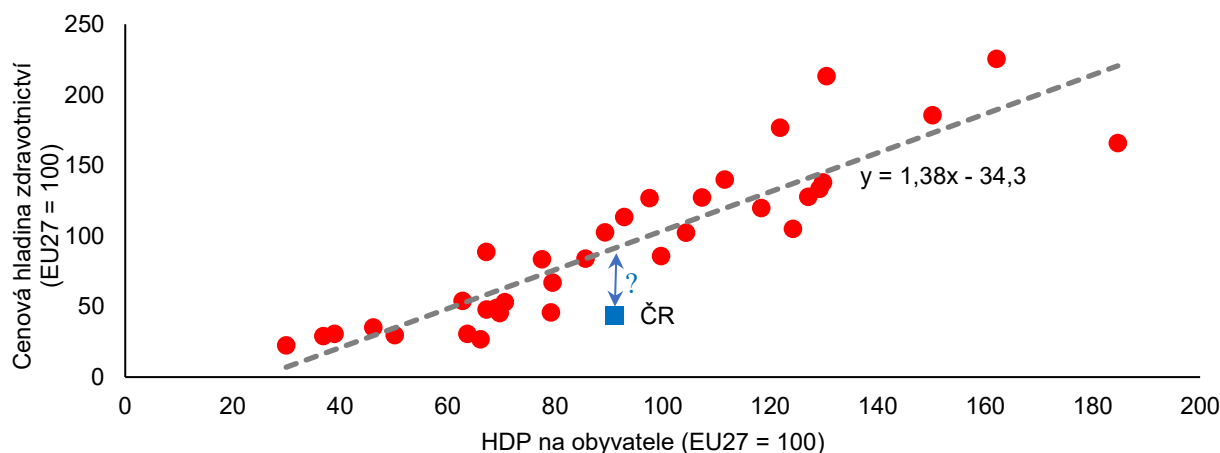
např. údaje podle Cusset (2017) poukazují na to, že ve Francii podíl výdajů na léky na celkových výdajích na péči sice pomalu, ale přece jen klesal (z téměř 30 % v roce 1956 na přibližně 18 % v roce 2016).

Mezi specifické důvody, proč by relativní ceny léků nemusely v konvergujících ekonomikách růst, patří skutečnost, že léky jsou mezinárodně obchodovatelné statky a cena takových statků v konvergujících ekonomikách má tendenci klesat (Balassův-Samuelsonův efekt).<sup>24</sup> To by v českých podmínkách mohlo napomoci tlumit nebo úplně neutralizovat případný růst cen způsobený novými způsoby léčby.

Ve světle těchto argumentů a také toho, že cenový vliv bylo možné v ČR z velké části vysvětlit pomocí Baumolova-Bowenova efektu, považujeme za vhodné pro účely projekcí léků separátně nemodelovat, tj. předpokládat, že jejich vývoj systematicky nepřispívá k růstu relativní cenové hladiny ve zdravotnictví. Při projekci se proto omezíme pouze na Baumolův-Bowenův efekt ve velikosti, kterou jsme odhadli za sledované období (tj. přibližně v rozmezí 0,5 až 0,69 p.b. na každý 1 p.b. růstu HDP na pracovníka).

Kvalitativně odlišným přístupem k modelování cenové hladiny ve zdravotnictví by byla analogie s modelováním srovnatelné cenové hladiny v konvergujících ekonomikách. Srovnatelná cenová hladina (comparative price level, CPL) v méně vyspělých ekonomikách je nižší díky nižším cenám mezinárodně neobchodovatelného zboží (jedná se o Balassův-Samuelsonův efekt). S tím, jak rostou mzdy v odvětvích produkujících neobchodovatelné zboží, ale zároveň v nich zaostává růst produktivity, zvyšují se ceny tohoto druhu zboží a tím pádem i srovnatelná cenová hladina. Lze proto dát do souvislosti srovnatelnou cenovou hladinu a úroveň HDP na obyvatele (resp. na pracovníka). Podobně lze přistupovat k cenové hladině ve zdravotnictví, protože produkce tohoto odvětví obsahuje velký podíl mezinárodně neobchodovatelných služeb. Projevuje se zde i zaostávání produktivity. Přes určité obtíže s měřením a srovnatelností (pro postupy srovnání viz např. Koechlin a kol., 2014) lze sestavit křivku, která dává do souvislosti srovnatelné cenové hladiny ve zdravotnictví a HDP (viz graf 13), a kterou by bylo možné využít pro účely simulací. Je zajímavé, že podobně jako celková srovnatelná cenová hladina jsou i ceny ve zdravotnictví v mezinárodním srovnání v ČR nižší, než by odpovídalo její relativní vyspělosti.

**Graf 13** Cenová hladina ve zdravotnictví jako funkce HDP na obyvatele u vybraných evropských ekonomik (rok 2017)



Zdroj: EUROSTAT (2021); výpočty ÚNRR.

Pozn.: Lucembursko bylo vynecháno jakožto odlehle pozorování.

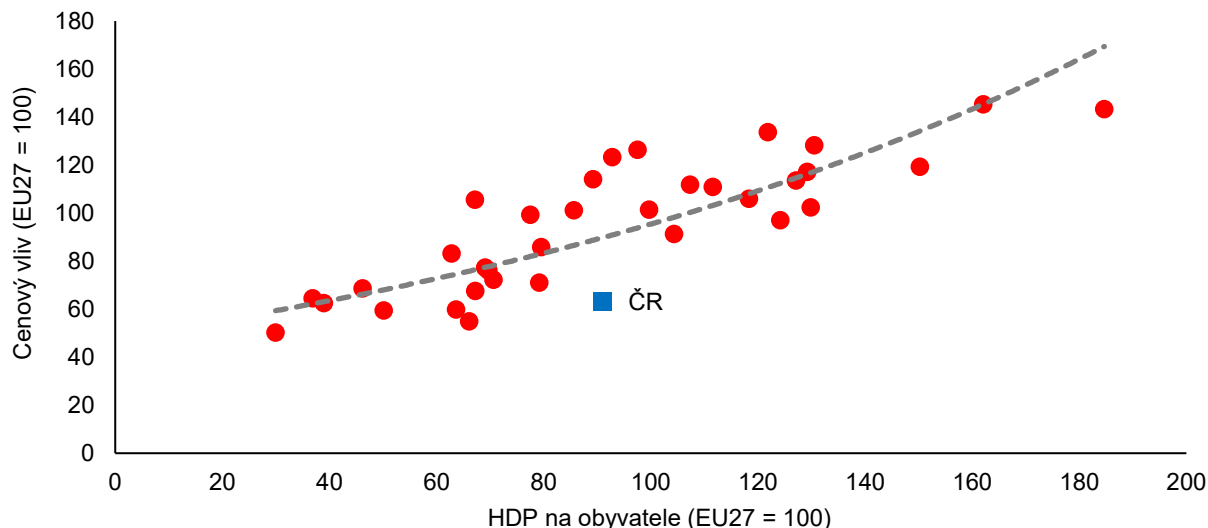
Na rozdíl od explicitního modelování Baumolova-Bowenova efektu a cenové úrovně dalších složek produkce odvětví zdravotní péče (např. úvah o cenách léků) se přístup, který se opírá o vztah mezi cenovou hladinou ve zdravotnictví a HDP na obyvatele, může jevit jako „černá skříňka“. Nicméně vztah cen ve zdravotnictví a HDP na obyvatele v sobě Baumolův-Bowenův efekt implicitně obsahuje.

Skutečnost, že vztah mezi cenami ve zdravotnictví a HDP na obyvatele je rostoucí funkcí, však ještě nutně neznamená, že by ceny ve zdravotnictví *relativně* k celkové cenové hladině rostly v důsledku růstu důchodu. Zvýšení HDP na obyvatele v důsledku reálné konvergence sice vede k růstu cen ve zdravotnictví v mezinárodním srovnání, ale také vede k růstu celkové srovnatelné hladiny (tj. Balassův-Samuelsonův efekt), takže nutně nemusí dojít k růstu cen ve zdravotnictví *relativně* k celkové cenové hladině. Cenový vliv, tj. nárůst relativní ceny ve

<sup>24</sup> Na druhou stranu proti Balassovu-Samuelsonovu efektu v oblasti léčiv lze uvést cenovou diskriminaci ze strany výrobců, kteří, pokud ji provozují, nastavují cenové přírůstky odlišně pro různé vyspělé trhy. Uvnitř EU by však tento efekt neměl být významný.

zdravotnictví ve srovnání s cenovou hladinou, se při reálné konvergenci projeví pouze tehdy, jestliže růst cen ve zdravotnictví bude při reálné konvergenci i v mezinárodním srovnání natolik rychlý, že bude předbíhat růst relativní celkové cenové hladiny. To znamená, že ceny ve zdravotnictví relativně k cenové hladině porostou tehdy, pokud i *poměr* mezi cenami ve zdravotnictví a srovnatelnou cenovou hladinou bude rostoucí funkcí HDP na obyvatele.

**Graf 14 Poměr cen ve zdravotnictví a srovnatelné cenové hladiny u vybraných evropských ekonomik (rok 2017) jako funkce HDP na obyvatele v paritě kupní síly**



Zdroj: EUROSTAT (2021); výpočty ÚNRR.

Pozn.: Lucembursko vynecháno jako odlehlé pozorování.

Graf 14 indikuje, že tak tomu skutečně je: ceny ve zdravotnictví jsou na výši HDP na obyvatele více „citlivé“ než celková srovnatelná cenová hladina, takže i poměr mezi cenami ve zdravotnictví a cenovou hladinou je rostoucí funkcí HDP na obyvatele. Jinak řečeno: v zemích s nízkým HDP na obyvatele je nižší srovnatelná cenová hladina, ale ještě nižší tam jsou ceny ve zdravotnictví, a naopak je tomu v zemích s nadprůměrným HDP na obyvatele.<sup>25</sup> Opět je zde ale patrné, že úroveň cen ve zdravotnictví byla v ČR nižší, než by odpovídalo úrovni HDP na obyvatele v paritě kupní síly (viz graf 14).

Jestliže budeme předpokládat vztah mezi poměrem cen ve zdravotnictví a cenovou hladinou ( $\frac{p}{p}$ ) na jedné straně a HDP na obyvatele ( $y$ ) na straně druhé ve formě  $\frac{p}{p} = k \cdot y^\omega$  (člen  $k$  je konstanta), lze parametr  $\omega$  interpretovat jako důchodovou elasticitu poměru  $\frac{p}{p}$ . Tento parametr tak v sobě nerozlišeně shrnuje všechny cenové mechanismy, které vedou k postupnému růstu relativních cen ve zdravotnictví. Elasticita odhadnutá na zlogaritmovaných datech evropských zemích je přibližně 0,58, tj. poměr cen ve zdravotnictví ku cenové hladině by se měl zvýšit o 0,58 % při růstu HDP na obyvatele o 1 %. To je hodnota, která je v přibližném souladu s odhadnutou výší Baumolova-Bowenova efektu v ČR a bude to hodnota elasticity, kterou použijeme v dalších simulacích.

Připomeňme však, že projekce zdravotnických výdajů jsou simulacemi, nikoliv predikcemi z víceroznicového ekonometrického modelu, takže všechny hodnoty, které odvozujeme od minulého vývoje dat, jsou pouze orientačními vstupními hodnotami pro tento simulační výpočet. Je také možné předložit argumenty, proč by citlivost cenového vlivu na HDP na obyvatele mohla být v ČR v budoucnu menší nebo naopak větší. Pro nižší citlivost hovoří to, že např. Baumolův-Bowenův efekt jsme odhadli za období, ve kterém rostly platy ve zdravotnictví rychleji než v ekonomice jako celku, což jistě není permanentně udržitelné. Naopak ale pro větší citlivost cenového vlivu by mohlo hovořit to, že podíl mezd na produkci odvětví zdravotní péče se zvyšuje (a to znamená zintenzivnění Baumolova-Bowenova efektu). Také skutečnost, že ceny ve zdravotnictví byly nižší, než by odpovídalo vyspělosti ČR, by mohla vést k jejich dalšímu podstatnému růstu, pokud by se více přiblížily hodnotám vyplývajícím ze vztahu mezi cenami ve zdravotnictví a HDP na obyvatele.

<sup>25</sup> K obdobnému závěru dospívají na datech zemí OECD i Lorenzoni a Koechlin (2017).

## 7 Věkově specifické důchodové elasticity

V diskuzi o kvantitativní hodnotě důchodové elasticity jsme implicitně předpokládali, že růst důchodu se promítá do růstu zdravotních výkonů uniformně napříč všemi věkovými skupinami, tj. že důchodová elasticita je stejná bez ohledu na věk. Je však možné (a spíše pravděpodobné), že důchodová elasticita je různá pro odlišné věkové skupiny, tj. že je věkově specifická. Takže například daný procentuální nárůst důchodu na obyvatele vede k menšímu procentuálnímu nárůstu výkonů pro členy mladších věkových skupin než pro členy starších věkových skupin. V terminologii mikroekonomie se zde vlastně jedná o to, zda a jak rychle se i v této oblasti projevuje princip klesajícího mezního užítku (resp. produktu) z každé dodatečné jednotky zdravotních výkonů. Pokud se pokles užítku prosazuje zejména u mladších obyvatel, bylo by možné očekávat, že důchodová elasticita poptávky po zdravotních výkonech bude pro skupiny mladších nižší než pro skupiny starších. Růst důchodu by pak způsoboval další deformaci křivky výdajového profilu – výkony spotřebovávané mladšími skupinami by rostly procentuálně pomaleji než výkony pro starší věkové skupiny, u nichž lze předpokládat efektivnější absorpci dodatečných zdravotních výkonů. Tuto možnost ostatně naznačily i empirické výdajové profily v ČR. Tato intuitivně přijatelná hypotéza však prakticky není v literatuře pokryta.

Jestliže by důchodová elasticita byla dlouhodobě skutečně odlišná pro různé věkové skupiny, a to způsobem naznačeným výše, mohl by předpoklad uniformní důchodové elasticity vést při dlouhodobé projekci k podhodnocení dopadu stárnutí obyvatelstva. Předpoklad uniformity důchodové elasticity by totiž v takovém případě podhodnocoval objem zdravotních výkonů právě pro ty věkové skupiny, jejichž váha se ve stárnoucí populaci rychle zvyšuje.

V protikladu k hypotéze, že věkově specifické důchodové elasticity jsou nižší pro mladší věkové skupiny a vyšší pro starší věkové skupiny, je třeba uvést, že předpoklad uniformní elasticity sám o sobě neznamená, že by dané zvýšení důchodu vyústilo ve stejné absolutní zvýšení objemu výkonů pro různé věkové skupiny. Jestliže např. ve skupině 25–29letých mužů je objem výkonů na člena skupiny 5krát menší než ve skupině 85letých a starších, potom i při předpokládané uniformní (věkově nerozlišené) důchodové elasticitě vede růst důchodu k 5krát menšímu *dodatečnému* objemu zdravotních výkonů pro 25–29leté než pro 85leté a starší. Navíc zdravotní systém zřejmě nealokuje výkony tak, aby „mezní užitek“ (ostatně obtížně kvantifikovatelný) z dodatečných výkonů byl vyrovnán mezi jejich příjemci.

Vodítkem k tomu, zda jsou důchodové elasticity věkově specifické, mohou být empirická data buď průřezová, nebo data z časové řady. V případě průřezových dat by bylo ideální srovnávat výdajové profily z různých zemí s různou úrovní důchodu. Vzájemná srovnatelnost takových dat je však velmi problematická. Rozdíly ve výdajích připadajících na obyvatele dané věkové skupiny v sobě obsahují nejen informaci o vlivu rozdílné úrovně HDP na obyvatele, ale také (a to možná především) všechny vzájemné rozdíly v institucionálním nastavení (např. v rozsahu pojistného krytí apod.) a cenové vlivy. Srovnatelná data nejsou sice běžně dostupná, nicméně v OECD (2016) jsou srovnány výdajové profily Nizozemí, Jižní Koreje a České republiky sestavené podle metodiky zdravotnických účtů za rok 2011. Nejvýraznějším rozdílem mezi výdajovými profily těchto zemí je ale skutečně objem výdajů pro členy seniorních skupin zhruba od 70 let výše. Pro členy nejstarší skupiny (nad 85 let) byly výdaje v ČR na úrovni 15 % HDP na obyvatele, v Jižní Koreji 38 % HDP na obyvatele a v Nizozemí dokonce 67 % HDP na obyvatele.

Pro posouzení věkové specifčnosti důchodové elasticity zdravotnických výdajů využijeme dostupnou časovou řadu výdajových profilů sestavených z českých údajů. Při zkoumání, zda jsou důchodové elasticity pro různé věky odlišné, nám jde vlastně o to zjistit, zda se v čase mění tvar výdajového profilu, tj. zda se např. poměr výdajů na 80leté ku výdajům na 30leté zvyšuje, a pokud ano o kolik atd. Pro tento účel proto výdajové profily (ať již reálné nebo nominální) transformujeme tak, aby odhlížely od změn *úrovně* výdajů a soustředily se na poměry výdajů mezi jednotlivými věkovými skupinami navzájem. Transformace bude spočívat v tom, že výdajové profily vztáhneme k průměru výdajů na osobu za všechny věkové skupiny (tj. k průměru z  $c_t(a)$  pro všechna  $a$ ), takže výdajové profily již nebudou vyjádřeny v penězích, ale v násobcích tohoto průměru.<sup>26</sup> Takto konstruovaný výdajový profil (nazveme ho jako *normovaný výdajový profil*) v roce  $t$  označíme  $\hat{c}_t(a)$  a pro každou věkovou skupinu  $a$  (z celkem  $N$  uvažovaných skupin) platí transformační identita:

$$\hat{c}_t(a) = c_t(a) / \left[ \frac{1}{N} \sum_a c_t(a) \right] \quad (5)$$

Normované výdajové profily jsou zbaveny nejen cenového vlivu, ale jsou očištěny i od toho, že v důsledku růstu důchodu dochází ke zvyšování reálného výdajového profilu. Poznamenejme, že takto konstruované normované

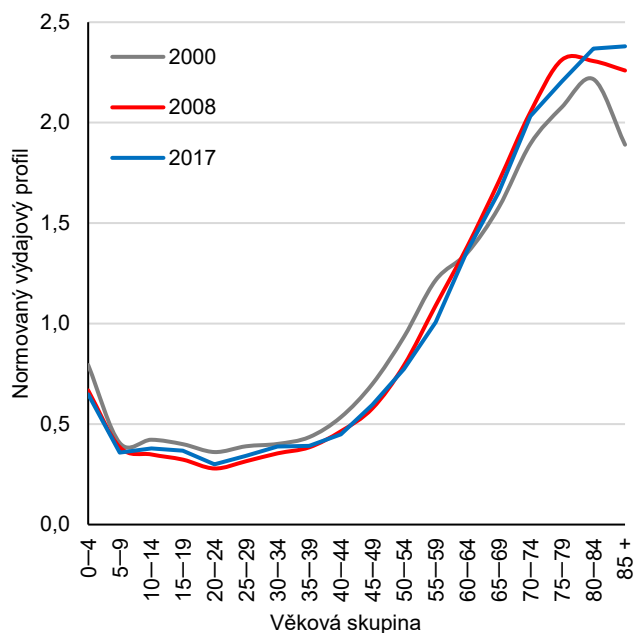
<sup>26</sup> Alternativně by bylo možné vztáhnout výdajové profily nikoliv k průměru výdajů za všechny věkové skupiny, ale k výdajům jedné věkové skupiny (např. 20 až 24letých), kterou bychom zvolili jako etalon.

profily vyjadřují výdaje na člena věkové skupiny nikoliv jako násobek průměrných zdravotnických výdajů na obyvatele, ale jako násobek z průměru hodnot  $c_t(a)$  pro všechny uvažované věkové skupiny. Tím je zajištěno, že se do posunů normovaných výdajových profilů nebude promítat změna věkové struktury populace, ke které během sledovaného období docházelo. Průměr hodnot  $c_t(a)$  můžeme chápat jako úroveň výdajového profilu a jeho číselná hodnota závisí na tom, zda se jedná o výdajový profil nominální, reálný nebo vztahený k HDP na obyvatele.<sup>27</sup> Normovaný výdajový profil je však transformace, která je pro všechny tyto typy výdajových profilů shodná.

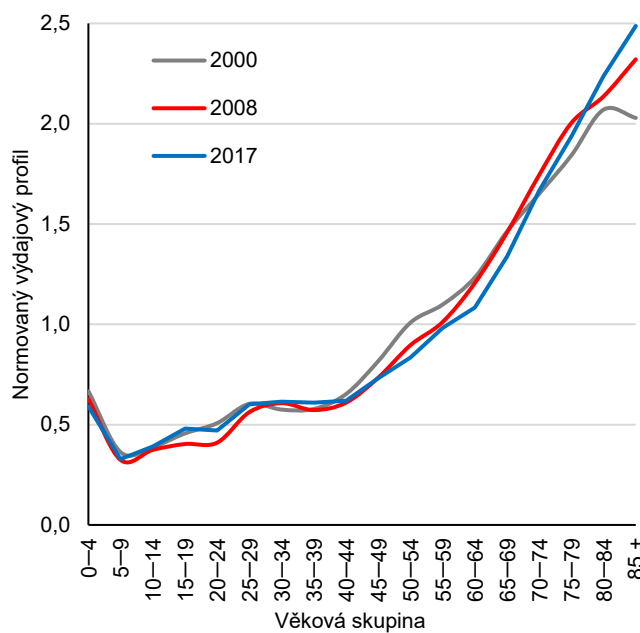
V grafu 15a, resp. 15b je prezentován vývoj vybraných normovaných výdajových profilů v ČR. Projevoval se u nich mírný pokles normovaných výdajů pro mladší ročníky, a naopak nárůst normovaných výdajů pro ročníky starší (nárůst normovaných výdajů začíná přibližně pro 65leté a starší u mužů, a dokonce až pro 70leté a starší u žen). Takové změny tvaru výdajového profilu naznačují, že důchodové elasticity skutečně mohou být odlišné pro různé věky a to způsobem, který jsme uvažovali výše. Zajímavostí také je, že vrchol výdajového profilu nenaštal při nejvyšším sledovaném věku, ale již při věku 80 až 84 let a v další věkové skupině mírně klesal. Novější data však již pokles výdajů pro nejstarší skupiny nenaznačují. Tento rys zmiňuje např. na francouzských datech i Cusset (2017), který poukazuje na to, že se může jednat spíše o specifičnost předválečných generací, která ale postupně vymizí, takže výdajové profily budou mít vrchol pro nejstarší věkové skupiny. To ostatně české údaje již také indikují.

**Graf 15 Normované výdajové profily**

**a) muži**



**b) ženy**



Zdroj: ČSÚ (2021); výpočty ÚNRR.

K tomu, abychom bezpečněji ověřili přítomnost věkově specifických elasticit, jsme testovali jednoduchou regresí přítomnost trendu u (logaritmovaných) normovaných výdajů příslušejících každé věkové skupině.<sup>28</sup> Statisticky významný trend poklesu normovaných výdajů bylo možné prokázat pouze ve věkových skupinách od 45 do 60 let (resp. 65 let u žen) a naopak trend růstu normovaných výdajů pouze u skupin nad 80 let (resp. 85 let u žen). Pro mladší skupiny většinou nebyl klesající trend významný ve statistickém slova smyslu. Vzhledem ke kvalitě a množství vstupních dat však lze alespoň říci, že hypotéza věkově specifických důchodových elasticit není s pozorovanými daty v rozporu a její logiku je možné využít při dalších simulacích.

Pro ilustraci síly vlivu věkově specifických důchodových elasticit jsme provedli následující simulační pokus. Nejprve jsme odhadli věkově specifické důchodové elasticity reálných výdajů na základě procentuálního přírůstku reálných výdajů příslušejících jednotlivým věkům mezi lety 2000 a 2017. Tento přírůstek jsme podělili celkovým

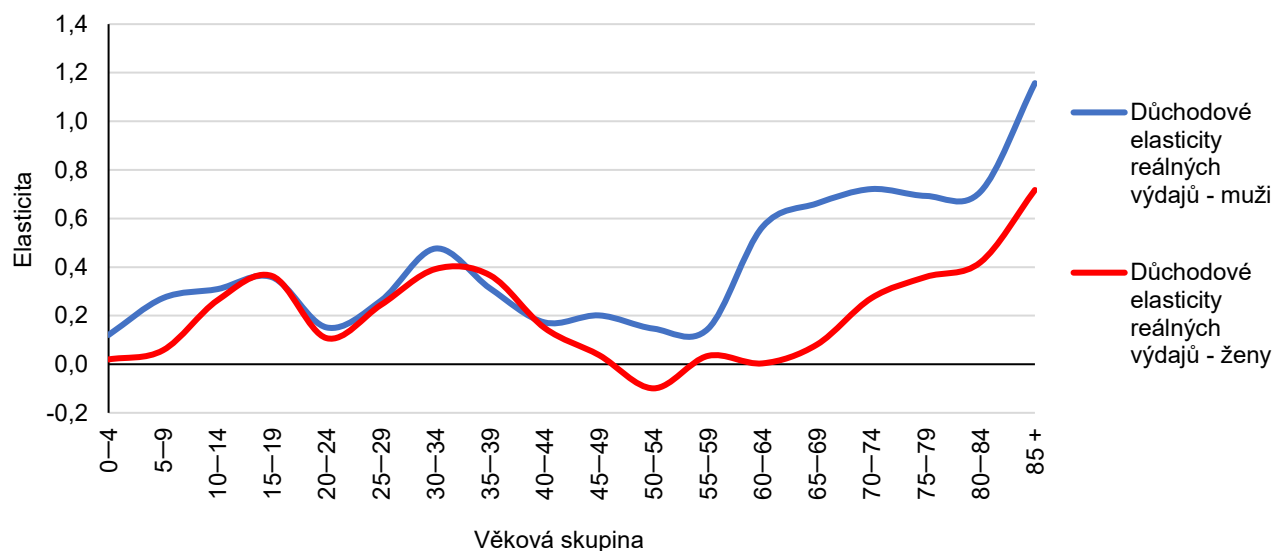
<sup>27</sup> Identita (5) se týká transformace nominálního výdajového profilu, analogicky by vypadaly transformace reálného výdajového profilu i profilu vztaheného k HDP na obyvatele.

<sup>28</sup> Přítomnost trendu jsme testovali na rovnici  $\ln \hat{c}_t(a) = X + b_a t + \varepsilon_t$ , takže koeficient  $b_a$  lze interpretovat jako procento, o které v průměru každoročně ve věkové skupině  $a$  klesnou nebo vzrostou normované výdaje na člena skupiny.



růstem reálného HDP na obyvatele v uvedeném období (55,6 %). Výsledkem jsou elasticity reálných výdajů příslušející jednotlivým věkům (viz graf 16). Pro většinu věkových skupin jsou elasticity nízké: až do věku 59 let se pohybují většinou v rozmezí 0 až 0,4, protože navzdory růstu reálného důchodu rostly reálné zdravotnické výdaje na členy těchto skupin pomalu. Od 60. roku věku se pak elasticity rychle zvyšovaly až k jednotkové (a vyšší) pro nejstarší věkovou skupinu. Věkově specifické elasticity by případně bylo možné alternativně nahradit čistě simulovanými hodnotami odvozenými pomocí určité analytické funkce, která je pro vyšší věkové skupiny rostoucí.

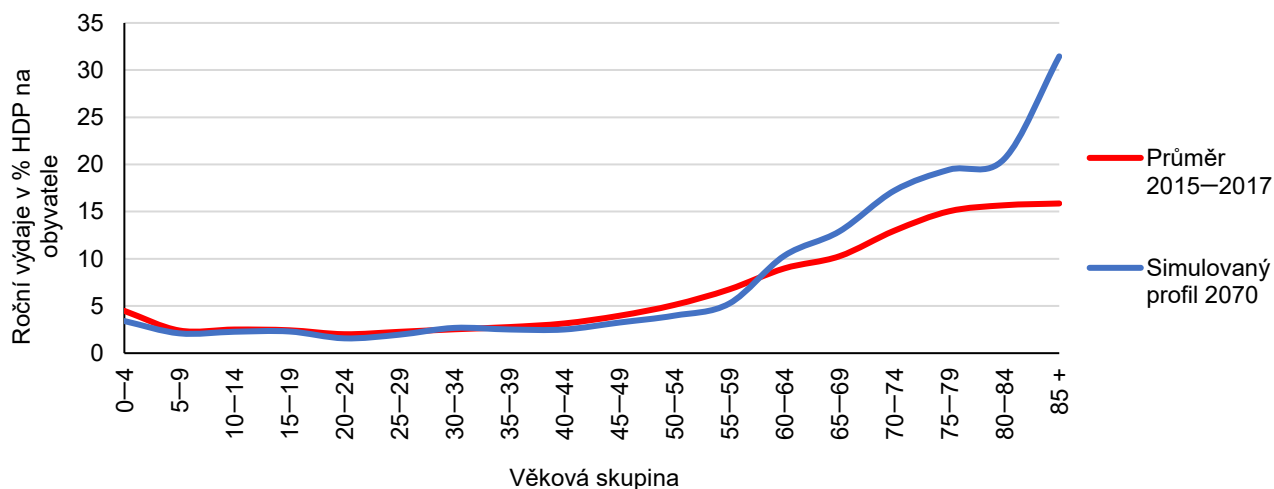
**Graf 16 Věkově specifické důchodové elasticity odvozené z nárůstů reálných výdajů v letech 2000 až 2017**



Zdroj: ČSÚ (2021); výpočty ÚNRR.

Věkově specifické důchodové elasticity doplníme v dalším kroku simulace cenovým vlivem zjištěným výše (ten je podle předpokladu stejný pro všechny věky) a získáme tak věkově specifické elasticity zdravotnických výdajů, se kterými můžeme modelovat vývoj výdajového profilu v důsledku růstu důchodu. Graf 17 ilustruje, jak by se změnil za dodatečných předpokladů výdajový profil vyjádřený v procentech HDP do roku 2070. Podle této simulace by výdaje vyjádřené v procentech HDP mírně klesly pro věkové skupiny do 59 let věku a razantně by se naopak zvýšily na pravém konci výdajového profilu. Zvýšení pro seniorní skupiny se může jevit jako příliš výrazné, ale je v souladu s výše uvedenými příklady pro Nizozemí a Jižní Koreu.

**Graf 17 Simulovaný výdajový profil pro muže (v % HDP)**

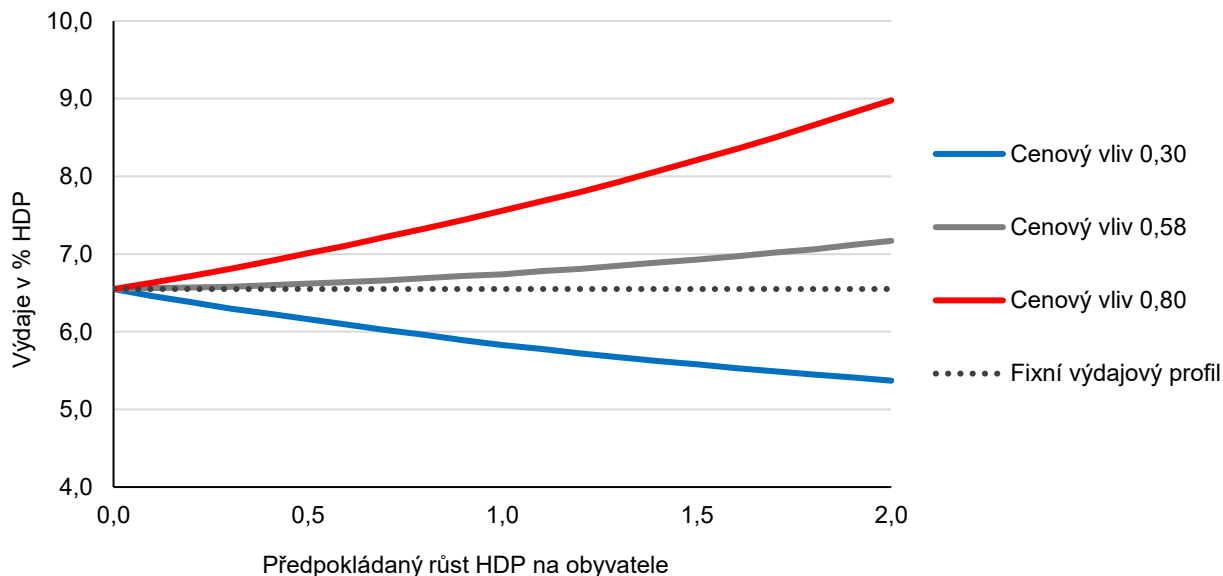


Zdroj: výpočty ÚNRR.

Pozn.: Simulace byla provedena za předpokladu růstu HDP na obyvatele ve výši 1,8 % ročně a cenového vlivu 0,58 p.b. na každé procento růstu reálného HDP na obyvatele.

Simulované výdajové profily (modelované separátně pro muže a pro ženy) již potom lze propojit s demografickou projekcí a stanovit tak projekci výdajů na péči. Využití simulovaných výdajových profilů mění projekci výdajů v závislosti na tom, jak rychlý je předpokládaný růst HDP na obyvatele a jak intenzivní je cenový vliv. Pokud např. uvažujeme, že průměrné tempo růstu HDP na obyvatele bude až do roku 2070 1,8 % (v souladu s NRR, 2020) a cenový vliv 0,58 p.b. na každé procento růstu HDP na obyvatele, povede modelování výdajových profilů ke zvýšení výdajů na péči přibližně o 0,5 % HDP ve srovnání s projekcí, ve které bychom předpokládali fixní výdajové profily (nárůst z 6,56 % HDP na 7,06 % HDP). Odhady jsou však závislé na uvažovaném cenovém vlivu i průměrném tempu růstu HDP na obyvatele (viz graf 18).

**Graf 18 Simulace výdajů na péči v % HDP v roce 2070 při různých předpokladech o růstu HDP na hlavu a různém cenovém vlivu**



Zdroj: výpočty ÚNRR.

Pozn.: Cenový vliv je vyjádřen v p.b. připadajících na každý p.b. růstu HDP na obyvatele. Scénář s fixním výdajovým profilem předpokládá, že výdajový profil vyjádřený v procentech HDP zůstane zafixován na úrovni průměru let 2015–2017.

Poznamenejme, že využití věkově specifických důchodových elasticit vede k tomu, že celková (tj. průměrná) důchodová elasticita zdravotnických výdajů nemůže být chápána jako konstantní, ale bude ovlivněna měnící se demografickou strukturou. V zemi se stárnoucí populací lze očekávat, že nárůst výdajů (nárůst relativně ke zvýšení HDP) na starší věkové skupiny převládne nad poklesem (opět relativním k HDP) výdajů na mladší věkové skupiny.

## 8 Efekt zdravého stárnutí a efekt expanze morbidity

Výše jsme se věnovali otázce, do jaké míry je pro účely projekcí vhodné simulovat změnu v reálném výdajovém profilu v důsledku odlišných důchodových elasticit pro různé věkové skupiny. Důvod k rozdílným věkově specifickým elasticitám může být v rozdílném mezním užítku z dodatečných jednotek zdravotní péče pro různé věkové skupiny, ale mohl by také být důsledkem měnícího se zdravotního stavu obyvatel. Z důvodu konzistence s demografickou projekcí je totiž přinejmenším vhodné zohlednit skutečnost, že dochází k prodlužování očekávaného věku dožití, což je jistě projev postupné změny zdravotního stavu populace. Vzniká tak otázka, do jaké míry může tato skutečnost ovlivnit budoucí reálné výdajové profily a jak s tím modelově pracovat.

Základním prostředkem, který se snaží dlouhodobou změnu zdravotního stavu obyvatel promítnout do výdajových profilu, je koncept tzv. zdravého stárnutí. Podle tohoto konceptu se při prodlužující se střední délce života degradace zdravotního stavu spojená s věkem projevuje pomaleji, resp. později (vlastně se tak předpokládá zpomalení stárnutí). Zdravotní obtíže, které se dříve typicky objevovaly v určitém věku, se při zdravém stárnutí objevují ve věku vyšším a v budoucnu se budou postupně přesouvat do věku ještě vyššího. Případně se některé zdravotní potíže daří právě díky zdravotnictví v daném věku řešit anebo díky léčbě odsouvat do věků vyšších. Prodlužování střední délky života je potom projevem zmíněného zpomalení stárnutí.<sup>29</sup> V důsledku toho by mělo také docházet k přesunu zdravotnických výdajů k vyšším věkům. Křivka výdajového profilu by se proto měla postupně protahovat: jestliže dnešní 50letí jsou v průměru v obdobném zdravotním stavu, jako byli řekněme před dvaceti lety 45letí, potom by dnešní výdajový profil měl 50letým přiřazovat hodnotu výdajů, jakou před dvaceti lety přiřazoval 45letým.<sup>30</sup>

Otázkou však je, o jaký výdajový profil by se mělo jednat, protože během doby, ve které došlo k prodloužení střední délky života, došlo i ke změně důchodu a ke změně relativních cen ve zdravotnictví. Efekt zdravého stárnutí se tak spíše týká *normovaných* výdajových profilů, tj. výdajových profilů transformovaných tak, aby byly odstíněny změny úrovně výdajů a cenový vliv.

Matematicky lze zdravé stárnutí modelovat následujícím způsobem. Věk  $a$ , který je argumentem ve funkci *normovaného* výdajového profilu, zvětšíme o tolik, aby proporcionálně odrážel zvýšení střední délky života v roce  $t$  (označíme  $e_t$ ) ve srovnání se střední délkou života ve zvoleném výchozím roce ( $e_0$ ). Pro normovaný výdajový profil  $\hat{c}_t(a)$  by při této specifikaci platil následující vztah:

$$\hat{c}_t\left(a \cdot \frac{e_t}{e_0}\right) = \hat{c}_0(a) \quad (6a)$$

Jestliže by došlo mezi výchozím rokem 0 a rokem  $t$  ke zvýšení střední délky života např. z 80 let na 84 let (tj. o 5 %), mělo by to podle (6a) vést k tomu, že normované zdravotnické výdaje např. na 60leté v roce 0 by byly stejné jako normované výdaje na 63leté v roce  $t$ , normované výdaje na 20leté v roce 0 by byly shodné s normovanými výdaji na 21leté v roce  $t$ , normované výdaje na 10leté budou shodné s normovanými výdaji na děti ve věku 10,5 let atd.

Alternativně lze efekt zdravého stárnutí při simulacích zachytit tak, že se bude projevovat až od určitého kritického věku výše – lze předpokládat, že v případě dětí a „mladých dospělých“ tento efekt zřejmě není přítomný. V takovém případě by k „protahování“ normovaného výdajového profilu docházelo až od zmíněného kritického věku, ve kterém se zdravé stárnutí začíná projevovat (tento kritický věk označíme jako  $a^+$ ). Potom by platila modifikovaná rovnost:

$$\hat{c}_t(a) = \hat{c}_0(a) \quad \text{pro } a \leq a^+ \quad (6b)$$

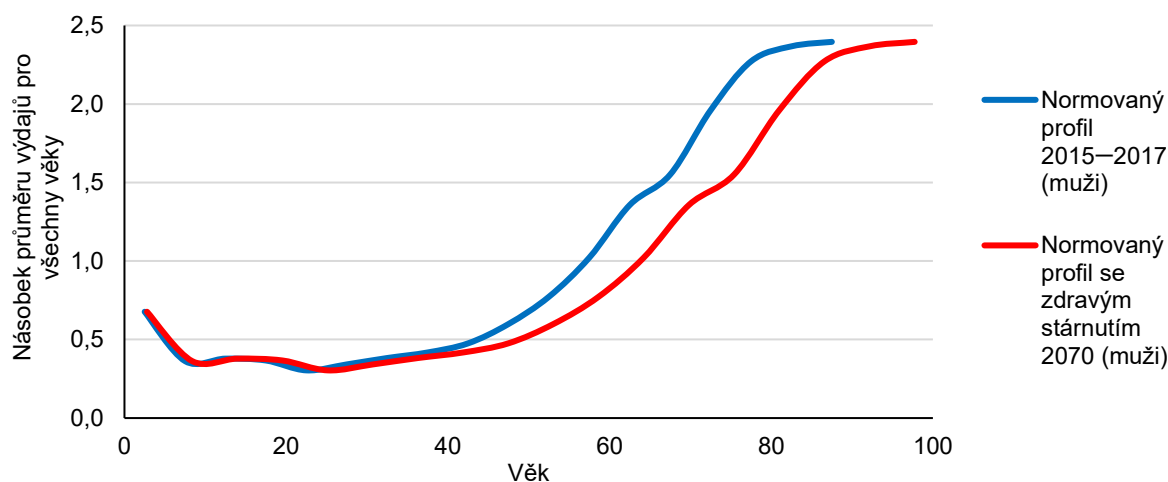
$$\hat{c}_t\left(a^+ + (a - a^+) \cdot \frac{e_t - a^+}{e_0 - a^+}\right) = \hat{c}_0(a) \quad \text{pro } a > a^+$$

Na grafu 19 je znázorněno, jak se tímto způsobem modelovaný efekt zdravého stárnutí projeví na normovaném výdajovém profilu v ČR do roku 2070 za předpokladu, že by došlo ke zvýšení střední délky života v souladu s demografickou projekcí ČSÚ (2018).

<sup>29</sup> Kromě změny střední délky života existují i další indikátory, které by mohly zachycovat efekt zdravého stárnutí. Patří mezi ně např. naděje dožití ve zdraví (označována zkratkou HLE), naděje dožití vážená zdravotním stavem (HALE) nebo délka dožití ve zdraví (HLY). Všechny tyto ukazatele však obsahují silný subjektivní prvek (odpovědi na dotazníkové šetření). Podrobnější přehled a diskusi k těmto indikátorům podávají Hlaváčková a Lakotová (2019).

<sup>30</sup> S efektem zdravého stárnutí počítá např. EK (2018) ve čtyřech ze svých 12 scénářů zdravotnických výdajů, ve všech případech je zdravé stárnutí kvantifikováno s využitím prodloužení střední délky života.

**Graf 19 Příklad vlivu zdravého stárnutí na normovaný výdajový profil mužů do roku 2070**



Zdroj: ČSÚ – údaje pro výdajový profil a projekce prodloužení střední délky života (2021); výpočty ÚNRR.

Pozn.: Výdajový profil se zdravým stárnutím je sestaven za předpokladu nárůstu střední doby života mužů podle ČSÚ (2018) o 11,7 % od roku 2018 do roku 2070.

Pro ilustraci síly vlivu efektu zdravého stárnutí provedeme opět projekci pro ČR do roku 2070, při které budeme předpokládat, že normované výdajové profily se změní v souladu s (6a). Od normovaných výdajových profilů je však při projekci nejprve nutné přejít zpět k výdajovým profilům vztaženým k HDP na obyvatele, které se od normovaných liší úrovní a jednotkami. Je proto nutné stanovit, jak moc se změní úroveň výdajového profilu (vztaženého k HDP na obyvatele) v důsledku působení změny HDP na obyvatele do roku 2070. Nejjednodušší je předpokládat, že úroveň výdajového profilu vztaženého k HDP na obyvatele se nezmění, tj. že důchodová elasticita reálných výdajů a cenový vliv společně vedou k tomu, že 1% růst HDP na obyvatele (nominálního, resp. reálného) vede k 1% růstu úrovně výdajového profilu (nominálního, resp. vyjádřeného v cenách bazického roku). Jinak řečeno to znamená, že budeme předpokládat, že růst HDP do roku 2070 nezmění úroveň výdajového profilu vztaženého k HDP na obyvatele, ale dojde pouze ke změně tvaru výdajového profilu v důsledku zdravého stárnutí.

Za tohoto předpokladu je výdajový profil vztažený k HDP na obyvatele efektem zdravého stárnutí pozměněn pouze tak, že tytéž hodnoty výdajů (v % HDP na obyvatele) jsou přiřazeny posunutým věkovým skupinám: takže např. výdaje na muže ve věku od 60 až do 64,99 let (podle průměru za roky 2015–2017 ve výši 8,98 % HDP na obyvatele) jsou pro rok 2070 přiřazeny mužům ve věku od 67 do 72,6 let, což odpovídá předpokládanému nárůstu střední délky života o 11,7 % mezi lety 2018 a 2070. Obdobně je modifikován výdajový profil vztažený k HDP na obyvatele pro ženy (zde je předpokládáno prodloužení střední délky života o 8,5 % a o tuto hodnotu jsou zvýšeny dolní a horní hranice věkových skupin). Výsledné „protážené“ výdajové profily pro muže a ženy implikují menší výdaje na péči, než by implikovaly výdajové profily bez efektu zdravého stárnutí. Konkrétně pro rok 2070 efekt zdravého stárnutí snižuje výdaje na péči o 0,88 % HDP (z 6,55 % HDP bez zdravého stárnutí na 5,67 % HDP).

Obecně lze říci, že začlenění efektu zdravého stárnutí vede ke snížení projekcí výdajů (což je patrné i ze změny výdajových profilů). Modelování zdravého stárnutí tím způsobem, že se „protáhnou“ křivky výdajových profilů o stejné procento, o jaké se zvýší střední délka života (tj. podle transformace 6), je však zřejmě příliš optimistické. Výše provedená ilustrace pro ČR tak představuje spíše horní hranici pro vliv zdravého stárnutí. Místo transformace (6) je proto možné použít transformaci, která prodloužení střední délky života promítnou do výdajového profilu pouze částečně, např. z jedné poloviny. Nevýhodou je však určitá arbitrárnost v odhadu, jak velká část z doatečného počtu let střední délky života se má do výdajového profilu promítnout.

Všimněme si, že v části křivky normovaného výdajového profilu modifikovaného zdravým stárnutím dochází ke snižování výdajů podobně jako v důsledku věkově specifických elasticit. Bez dalšího je obtížné rozlišit, zda normované výdaje u některých věkových skupin klesají v důsledku toho, že mezní užitek (resp. produkt) dodatečných výdajů (při daném zdravotním stavu) u těchto věkových skupin klesá rychleji než u jiných, nebo zda dochází ke zlepšování průměrného zdravotního stavu v těchto věkových skupinách (tj. k efektu zdravého stárnutí).<sup>31</sup> Navíc

<sup>31</sup> Odlišit tyto efekty by bylo možné např. tehdy, pokud by nedocházelo k prodloužení očekávaného věku dožití (tj. bylo by pravděpodobné, že ke zdravému stárnutí nedochází). Pokud by i přesto docházelo k poklesu normovaných výdajů pro některé věkové skupiny, byl by to důsledek nižších důchodových elasticit v těchto skupinách. Naopak pokud by k poklesu výdajů na členy některých věkových skupin docházelo v zemi, ve které ale nedochází k růstu důchodu na obyvatele (ale docházelo by zde k růstu střední délky života), byl by to zřejmě důsledek

platí, že oba tyto vlivy mohou být přítomny současně: jev zdravého stárnutí nijak nevyklučuje věkově specifické důchodové elasticity.

Při specifikaci (6a), resp. (6b) vede efekt zdravého stárnutí k poklesu relativních či normovaných výdajů pro většinu dotčených věkových skupin. Otázkou však je, zda by tento efekt mohl být v souladu i s pozorovaným nárůstem normovaných výdajů pro některé starší věkové skupiny. Efekt zdravého stárnutí skutečně může implikovat nárůst normovaných výdajů, i když pravděpodobně pouze pro nejstarší věkovou skupinu. Hypotéza zdravého stárnutí totiž neříká, že by jedinci v průběhu svého života spotřebovávali méně zdravotních výkonů, pouze tvrdí, že zdravotní výkony jsou od určitého věku více rozprostřeny v prodlužující se době dožití. Jestliže ale výdaje zkoumáme pomocí stále stejných věkových skupin a žádnou novou věkovou skupinu nepřidáváme, potom nutně v poslední věkové skupině (v případě českých věkových profilů je to věková skupina 85 let a starší) zůstávají všechny výdaje, které v ní byly původně, ale navíc přibudou i výdaje, které byly odloženy či posunuty zdravým stárnutím z nižších věkových skupin. Ve skupině 85letých a starších se při prodlužování střední délky života bude zvyšovat podíl např. 90letých či i 100letých (podle projekce ČSÚ se od roku 2020 do roku 2070 zvýší počet 90letých více než 4krát a počet 100letých a starších více než 20krát).<sup>32</sup> V důsledku toho tedy normované výdaje připadající na člena nejstarší věkové skupiny nejspíše vzrostou.

Problém pro projekci je však v tom, že data o starších členech nejstarší věkové skupiny (tj. právě o těch, jejichž podíl zaznamená v budoucnu nejrazantnější nárůst) nejsou přímo dostupná. Ve skupině 85letých a starších mají „nejstarší mezi nejstaršími“ zatím relativně malou váhu, a proto je zde při projekci nebezpečí systematického vychýlení výdajů na člena nejstarší věkové skupiny směrem dolů. Optimální by bylo pracovat s reálnými daty o výdajích na 90leté, 95leté atd., při jejich absenci by bylo možné tyto výdaje nanejvýš pouze modelovat např. extrapolací ze stávajících dostupných dat.

Efekt zdravého stárnutí ještě porovnejme s jinou hypotézou, konkrétně s hypotézou *expanze morbidity*. Postupné prodlužování střední délky života je totiž stejně tak konzistentní s efektem zdravého stárnutí jako s efektem prodloužení období chronických zdravotních problémů před smrtí (proto lze hovořit o expanzi morbidity). Vyšší výdaje na zdravotní výkony připadající na obyvatele a technologický pokrok ve zdravotnictví by se v tomto případě projevil pouze tím, že by se snižovaly specifické úmrtnosti, ale nikoliv nemocnost při daném věku. Zdravotní obtíže by tak nemusely být vůbec odsunuty do vyšších věkových skupin, jak předpokládá hypotéza zdravého stárnutí, ale přesto by docházelo k růstu očekávané doby dožití. Jednalo by se v určitém smyslu o hypotézu "nemocného" stárnutí. Ve své čisté podobě by tato hypotéza vedla ke zvyšování výdajů pro všechny věkové skupiny od nějakého kritického věku. Průměrný zdravotní stav populace by byl totiž od určitého věku horší. Podle předpokladu by docházelo pouze k tomu, že ta část populace, která by i bez zvýšené a zlepšené péče přežila, by měla stejně časté zdravotní obtíže (a tedy i s nimi spojené výdaje). Navíc by však díky poklesu úmrtnosti v daných věkových skupinách byli i ti, jejichž úmrtí se podařilo díky technologiím a zlepšené zdravotní péči předejít (přesunout do jejich pozdějšího věku). Pokud jsou zdravotní výkony pro tuto podskupinu v rámci věkové skupiny vyšší než pro ostatní členy této skupiny (a to lze důvodně předpokládat), potom snížení úmrtnosti v této skupině vede k nárůstu zdravotnických výdajů připadajících v průměru na člena věkové skupiny.<sup>33</sup>

Stanovili jsme tedy dvě hypotézy o budoucím vývoji zdravotního stavu obyvatel, které implikují poněkud odlišný vývoj výdajového profilu v budoucnu. Tyto hypotézy však nejsou striktně v rozporu: může tomu být tak, že do určitého věku se více prosazuje hypotéza zdravého stárnutí, zatímco po tomto (pravděpodobně vysokém) věku již převažuje hypotéza expanze morbidity. Všimněme si však, že obě hypotézy implikují nárůst výdajů ve vysokém věku: v případě zdravého stárnutí se jedná spíše o statistický artefakt (zvýšení váhy nejstarších, a tedy z hlediska zdravotní péče nejnákladnějších, obyvatel v nejstarší věkové skupině), v případě expanze morbidity je to kvůli zvýšené míře přežití obyvatel s horším zdravotním stavem. Zda dojde k poklesu normovaných výdajů na mladší věkové skupiny potom již závisí na tom, která z hypotéz bude blíže skutečnosti. Pro účely projekcí se tak nabízí přinejmenším simulovat nárůst pravého konce výdajového profilu.

zdravého stárnutí. Oba efekty – zdravé stárnutí a nižší důchodová elasticita výdajů pro mladší věkové skupiny – jsou v principu empiricky odlišitelné, vyžadovalo by to však daleko větší spolehlivost dat, než máme k dispozici.

<sup>32</sup> Viz ČSÚ (2018).

<sup>33</sup> K hypotéze expanze morbidity ještě poznamenejme, že demografické projekce činí analogické předpoklady o expanzi nebo kompresi mortality, tj. úmrtnosti. Expanzí mortality se rozumí určité roztažení úmrtností do širšího rozmezí věků, zatímco kompresí úmrtnosti naopak její koncentrování do těsnějšího věkového rozmezí kolem modálního věku úmrtí. Demografická projekce ČSÚ, která je vstupem pro projekce zdravotnických výdajů NRR, je např. postavena na předpokladu komprese mortality (viz ČSÚ, 2018). To znamená, že tato projekce předpokládá, že úmrtnosti se budou postupně více koncentrovat kolem nějakého (postupně rostoucího) věku. Nabízí se tak otázka, jaký je vztah mezi expanzí, resp. kompresí mortality na jedné straně a expanzí, resp. kompresí morbidity na straně druhé. Nebylo by například logicky rozporné v demografické projekci předpokládat kompresi mortality (jak to činí ČSÚ) a zároveň pro projekci zdravotnických výdajů pracovat s předpokladem expanze morbidity? Domníváme se, že by se nejednalo přímo o logický rozpor, protože mortalita a morbidita nejsou jednoznačně propojené jevy. Je totiž možné, že intenzivnější a technologicky pokročilejší zdravotní péče sice vede k expanzi morbidity, ale zároveň posouvá úmrtnosti výše k nějaké přirozené hranici lidského věku, tj. koncentruje míry úmrtnosti.

## 9 Náklady spojené se smrtí

Další alternativní přístup k simulaci vývoje výdajového profilu je přístup tzv. nákladů spojených se smrtí (*death related costs*, označovaný zkráceně také jako DRC přístup). Tento přístup vychází z empirického poznatku, že zdravotnické výdaje na obyvatele rok před jeho/její smrtí jsou v průměru výrazně vyšší než na přeživšího obyvatele stejného věku. To také zčásti vysvětluje velký sklon křivky výdajového profilu u starších věkových skupin: s tím, jak se zvyšuje podíl zemřelých v každé starší věkové skupině, zvyšuje se i objem nákladů na ně, a to přispívá k růstu průměrných nákladů na člena věkové skupiny.<sup>34</sup> I když to na první pohled není zcela patrné, tento přístup je také snahou modelovat průběh budoucích výdajových profilů tak, aby byly v souladu s demografickou projekcí, resp. s její vybranou charakteristikou (zde konkrétně s úmrtností a tím vlastně i se střední dobou dožití). Přístup DRC je založen na předpokladu, že pokud se budou výdaje spojené se smrtí modelovat separátně od ostatních zdravotnických výdajů, budou projekce přesnější nebo alespoň konzistentnější.

V prvním kroku je při tomto přístupu výdajový profil rozdělen na dva oddělené profily: na výdajový profil těch, kteří během nějakého předem definovaného období (typicky během jednoho roku) zemrou (označíme si ho jako DRC výdajový profil), a na výdajový profil přeživších (non-DRC výdajový profil). Tyto dva výdajové profily potom spolu s použitou demografickou projekcí implikují náklady na budoucí zemřelé na jedné straně (tj. náklady spojené se smrtí) a náklady na přeživší na straně druhé. Celkové zdravotnické výdaje jsou potom součtem obou těchto druhů nákladů.

Podstatný problém DRC přístupu se objevuje již v prvním kroku, jímž je konstrukce výdajového profilu budoucích zemřelých. Zde je možno postupovat dvěma způsoby. Za prvé je možné vycházet z empirických dat o zdravotních výdajích pro DRC profily. Tato data nejsou běžně dostupná, ale v principu jsou zdravotními pojišťovnami zjistitelná. Např. Raitano a kol. (2007) podnikli za tímto účelem podrobný průzkum ve vybraných regionech Itálie a stanovili DRC výdajový profil, i když pouze pro nemocniční výdaje. Zjistili, že náklady na ty, kteří během jednoho roku zemrou, jsou (při zprůměrování přes všechny věky) asi 10 až 14krát vyšší (v závislosti na regionu), než na ty, kteří přežijí. DRC výdajový profil má navíc klesající průběh: na mladší zemřelé jsou náklady relativně vyšší, s rostoucím věkem se výdaje na budoucí zemřelé a přeživší přibližují. Starší literatura citovaná ve Shmueli a kol. (2010) stanovuje poměr mezi výdaji na budoucí zemřelé a výdaji na přeživší na úroveň kolem 7 pro Spojené státy, zatímco Gastaldi-Ménager a kol. (2013) dospívají k poměru přibližně 8 pro Francii (zprůměrováno pro všechny věky a obě pohlaví). Polder a kol. (2006) pro Nizozemí zjistili poměr na úrovni 13,5 a podle Shmueli a kol. (2010) byly v Izraeli výdaje na budoucí zemřelé dokonce přibližně 20násobkem nákladů na přeživší.

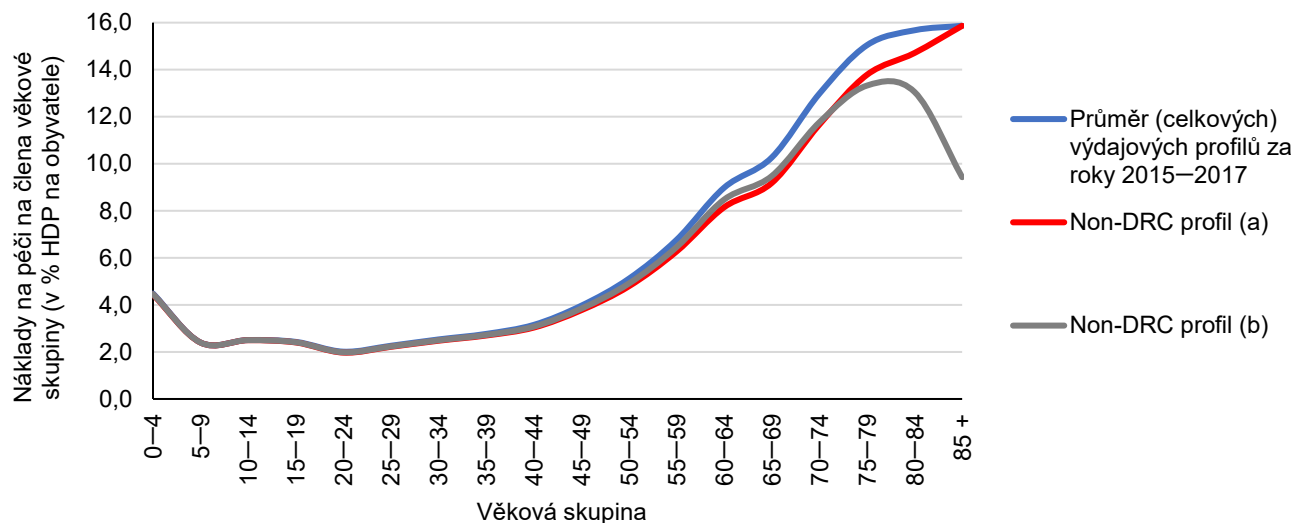
K možnosti získat kvalitní data tohoto typu v českých podmínkách se stavíme prozatím skepticky vzhledem k tomu, že i agregovaná data pro celkové výdajové profily jsou zatížena nemalými nejistotami. Navíc i kdyby bylo možné získat kvalitní data o nákladech spojených se smrtí, je jisté, že zjištěný DRC výdajový profil by byl zatížen větší variabilitou než celkový výdajový profil. To plyne z toho, že DRC výdajový profil se týká podstatně menšího počtu lidí. V českých podmínkách např. zemře za rok typicky 1,1 až 1,3 % obyvatel nerovnoměrně rozdělených do věkových kategorií. Zejména v mladších věkových kategoriích se tak jedná pouze o desítky či stovky lidí, přičemž příčiny jejich úmrtí, a tedy i zdravotnické výdaje vynaložené na péči o ně během jejich posledního roku života se mohou z roku na rok podstatně lišit. Důsledkem by potom byla nezanedbatelná variabilita zejména levého konce křivky DRC výdajového profilu, i kdybychom měli k dispozici spolehlivá data. To by mohlo snížit spolehlivost dlouhodobých projekcí.

Druhý způsob, jak stanovit DRC výdajový profil, je ho pouze simulovat. Příklad simulace DRC výdajového profilu podává např. de la Maisonneuve a Oliveira Martins (2013): DRC výdaje na člena nejstarší věkové skupiny pokládá naroveň s průměrnými vydáními na člena této skupiny (v jejich případě se jedná o skupinu 95letých a starších). Pro mladší věkové skupiny simuluje DRC výdaje jako čtyřnásobek DRC výdajů pro uvedenou nejstarší věkovou skupinu. Tím má být zohledněno, že DRC zdravotnické výdaje na mladší pacienty jsou obvykle vyšší než na starší pacienty. Tento násobek se od věku 60 let lineárně snižuje tak, aby DRC náklady a non-DRC náklady byly v nejstarší věkové skupině shodné. Výdajový profil přeživších (non-DRC profil) je potom konstruován jako zbytkový, tak aby spolu s DRC profilem implikoval skutečné celkové náklady. Graf 20 ukazuje, jak by vypadaly takto kalkulované non-DRC výdajové profily v ČR.

Jiná simulace DRC výdajového profilu může spočívat v tom, že se předpokládají konstantní DRC náklady pro všechny věkové skupiny, a to ve výši určitého násobku průměrných výdajů na péči na obyvatele (pro ilustraci toho, co by to implikovalo pro non-DRC profil v ČR, opět viz graf 20).

<sup>34</sup> Podle Yang a kol. (2003) je blízkost smrti (spíše než věk) hlavním faktorem pro nárůst nákladů v ústavní péči.

**Graf 20 Ilustrace simulovaných non-DRC výdajových profilů (profily pro muže, odvozeno od průměru celkových výdajových profilů za roky 2015 až 2017)**



Zdroj: ČSÚ – údaje o úmrtnostech a výdajové profily (2021); výpočty ÚNRR.

Pozn.: Non-DRC výdajový profil (a) je simulace výdajového profilu přeživších za předpokladu, že DRC výdaje jsou od 0 do 59 let věku 4násobkem výdajů na nejstarší skupinu a pro věky nad 59 let lineárně klesají k úrovni výdajů na nejstarší skupinu (postup zavedený v de la Maisonneuve a Oliveira Martins, 2013). Non-DRC profil (b) je propočten za předpokladu, že DRC výdaje jsou nezávislé na věku a pro každý věk jsou na úrovni 8násobku průměrných výdajů na péči v % HDP podle průměru z let 2015 až 2017.

Celkový výdajový profil je váženým součtem DRC profilu a non-DRC profilu, přičemž váhou prvního jsou míry úmrtnosti specifické pro jednotlivé věkové skupiny a váhou druhého doplněk do jedné (fakticky specifické míry přežití). Čím více se bude úmrtnost koncentrovat v nejvyšší věkové skupině, tím více se bude celkový výdajový profil podobat non-DRC profilu.

Pro ilustraci kvantitativního dopadu DRC přístupu opět provedeme projekci pro ČR pro rok 2070 s využitím demografické projekce ČSÚ (2018). Za předpokladu, že DRC výdaje jsou shodné pro všechny věky na úrovni 8násobku průměrných výdajů (konkrétně 42,1 % HDP na osobu podle průměru za roky 2015 až 2017) a za dalšího předpokladu, že úmrtí jsou koncentrována v poslední věkové skupině, je projekce výdajů na péči pro ČR pro rok 2070 na úrovni 6,21 % HDP (oproti 6,55 % HDP při stálém výdajovém profilu stanoveném jako průměr výdajových profilů za roky 2015 až 2017). Zahrnutí DRC nákladů tak vedlo ke snížení projekce o zhruba jednu třetinu procentního bodu HDP.<sup>35</sup>

Všimněme se, že non-DRC profil je v některých ohledech podobný výdajovému profilu při zdravém stárnutí. To ostatně není náhodné, protože v určitém ohledu je DRC přístup kombinovaný s prodlužující se dobou dožití speciálním případem přístupu zdravého stárnutí. Předpokládejme na okamžik, že oba separátní výdajové profily (ať již vyjádřené v poměru k důchodu nebo chápané jako normované) zůstanou při projekci výdajů konstantní. Narozdíl od projekce, která pracuje s jedním konstantním výdajovým profilem (tj. nerozlišuje mezi DRC náklady a ostatními), by tento postup zohledňoval prodlužující se dobu dožití, protože by část výdajů (totiž DRC náklady) přesouval postupně do vyšších věkových kategorií. Prodlužování věku dožití totiž vede k tomu, že části členů věkové skupiny, kterým by v minulosti byly již přiřazeny vysoké DRC náklady, jsou přiřazeny nižší výdaje podle výdajového profilu pro přeživší. Průměrné výdaje i průměrný objem zdravotních výkonů na člena dané věkové skupiny tak klesají, protože je mezi nimi méně těch, kteří během jednoho roku zemřou. V tomto smyslu jsou tedy členové dané věkové skupiny v průměru zdravější a rozdělení výdajového profilu do dvou samostatných profilů vede k tomu, že je tato skutečnost v projekci zohledněna. A právě díky tomu je DRC přístup speciálním případem hypotézy zdravého stárnutí. Jinak se ale u podskupiny těch, kteří přežijí, při DRC přístupu žádné zpomalení stárnutí a snížení výdajů na péči nepředpokládá. S hypotézou zdravého stárnutí má DRC přístup společně také to, že při předpokládaném prodlužování střední délky života vede téměř vždy k nižším predikcím výdajů na péči.<sup>36</sup>

<sup>35</sup> Vzhledem k tomu, že jsme předpokladem koncentrovali úmrtí do nejstarší věkové skupiny, jedná se spíše o horní odhad vlivu zahrnutí DRC. Podrobnější odhad by si vyžadoval údaje o specifických úmrtnostech na horizontu projekce.

<sup>36</sup> V projekci EK (2018) je obsažen DRC scénář, který pro ČR generuje výdaje na péči v roce 2070 o 0,3 p.b. nižší než scénář základní. Stearns a Norton (2004) považují efekt za natolik silný, že podle nich již abstrakce od DRC nákladů vede k systematickému nadhodnocení projekci výdajů.

DRC přístup je nicméně alespoň více konzistentní s demografickou projekcí než přístup pracující se zafixovaným jednotným výdajovým profilem. Na druhou stranu nijak nezohledňuje, že oba výdajové profily (tj. non-DRC i DRC výdajový profil) se v průběhu časového období projekce mohou měnit ať již v důsledku zvyšování reálného důchodu nebo díky efektu zdravého stárnutí u skupiny přeživších. Je proto otázkou, zda je tento postup adekvátním zachycením zdravého stárnutí či nikoliv.

Přístupu DRC lze navíc vytknout i určitou arbitrárnost v tom smyslu, že za náklady spojené se smrtí jsou považovány výdaje na zdravotní péči právě jeden rok před smrtí. Je zjevné, že se jedná o konvenčně zvolené období, které je spíše motivováno dostupností dat. Je jisté k diskusi, zda by bylo vhodnější za DRC náklady považovat náklady např. 6 měsíců nebo naopak 2 roky před smrtí nebo zda délka období zvýšených nákladů před smrtí není závislá na věku apod. Navíc není jasné, zda by se délka tohoto období neměla postupně měnit, např. prodlužovat, pokud by docházelo k expanzi morbidit atd.

Celkově se domníváme, že DRC přístup je pro české podmínky obtížně použitelný především s ohledem na kvalitu a dostupnost dat. Z hlediska logické konzistence je sice DRC přístup lepší než předpoklad jednotného a zafixovaného výdajového profilu, to však nutně nezaručuje lepší predikční schopnost. Vzhledem k tomu, že tento přístup je v podstatě specifickým případem přístupu opírajícího se o tzv. zdravé stárnutí, jeví se nám jako vhodnější používat rovnou tuto hypotézu.



## 10 Přístup diagnóz

Dalším alternativní přístup, který je ale ve své podstatě také snahou modelovat budoucí vývoj výdajového profilu, lze pojmenovat jako přístup modelování pomocí diagnóz. Je to přístup, který se snaží modelovat zdravotnické výdaje tak, že modeluje budoucí výskyt jednotlivých druhů nemocí, resp. diagnóz v populaci a z něho plynoucí výdaje na jejich léčbu. Na první pohled je patrné, že se jedná o velmi ambiciózní postup, protože obsahuje modelování ve dvou krocích: jednak modelování výskytu diagnóz a jednak modelování budoucích výdajů na zdravotní výkony, které z jednotlivých diagnóz budou vyplývat. Je to vlastně snaha trochu pootevřít onu „černou skříňku“, za kterou lze považovat agregovaný výdajový profil.

Nicméně i tento ambiciózní přístup lze dát do těsné souvislosti s projekcí pomocí výdajového profilu. Předpokládejme, že budeme modelovat pravděpodobnost výskytu nějaké konkrétní diagnózy  $d$  (resp. zdravotního výkonu, který v průměru z této diagnózy vyplývá) v populaci. Takový model může obsahovat množství různých proměnných podle aktuálního stavu poznání a/nebo podle dostupnosti dat. Modelovanou pravděpodobnost lze ale jistě dát také do souvislosti s věkem a pohlavím.<sup>37</sup> Podobně lze každému věku přiřadit náklady na léčbu dané diagnózy  $d$ . Zde opět může být věk a pohlaví relevantním faktorem, který ovlivňuje objem zdravotních výkonů spojených s danou diagnózou (tj. s rozdílným věkem mohou být náklady na tutéž diagnózu různé). Pokud jsou náklady na léčbu diagnózy  $d$  na věku a pohlaví nezávislé, potom jsou každé věkové skupině přiřazené stejné náklady. Součinem modelované pravděpodobnosti výskytu diagnózy  $d$  (podle věku) a modelovaných nákladů na léčbu této diagnózy (také modelovaných podle věku) získáme jakýsi dílčí výdajový profil: získáme tak výdaje připadající na léčbu diagnózy  $d$  připadající na jednoho člena věkové skupiny. Pokud bychom teoreticky měli k dispozici výdajové profily pro všechny skupiny diagnóz, potom jejich součet by byl opět celkovým agregovaným výdajovým profilem. V tomto hypotetickém případě by však celkový výdajový profil byl budován vlastně zespoda, tj. jeho vývoj v budoucnosti by byl odvozen od modelu budoucího vývoje zdravotního stavu obyvatelstva (vyjádřeného jednotlivými diagnózami) a modelu budoucích výdajů, které tomuto zdravotnímu stavu budou odpovídat.

Základní metodická otázka tedy je, zda je takový postup z hlediska kvality projekcí vhodnější než postup, při kterém se na výdajový profil a jeho změny díváme naopak shora, tj. jeho vývoj simulujeme agregovaně, aniž bychom se snažili modelovat, co se děje na úrovni léčby jednotlivých diagnóz. Pokud by dílčí výdajové profily odvozené z modelů pro jednotlivé diagnózy byly dostatečně spolehlivé, byl by i agregovaný výdajový profil sestavený jejich složením spolehlivějším nástrojem predikce než výdajový profil opírající se pouze o minulé trendy, resp. o prodlužování střední délky života.

Do modelů dílčích výdajových profilů vstupuje pravděpodobně podstatně více vstupních, resp. vysvětlujících proměnných než do agregovaného výdajového profilu. Tato skutečnost však není nutně zárukou, že součet dílčích výdajových profilů bude lepším projekčním nástrojem. Mezi modely výskytu jednotlivých diagnóz totiž může docházet k interakcím, takže potom může být problematické konstruovat celkový výdajový profil jako prostý součet dílčích výdajových profilů. Tyto interakce by nastávaly zřejmě proto, že četnosti výskytu jednotlivých skupin diagnóz jsou pravděpodobně do určité míry navzájem závislé. Obecně lze také očekávat, že dílčí výdajové profily budou mít tím horší úspěšnost predikce, čím budou specializovanější. Zda by byl i součet dílčích výdajových profilů predikčně horší než výdajový profil, který byl od počátku konstruován jako agregovaný, by záleželo také na tom, zda by chyby generované dílčími modely podle diagnóz byly systematicky nevychýlené.

Přístup diagnóz není možné prakticky aplikovat tak, že by byly modelovány výdaje skutečně po všech jednotlivých diagnózách (včetně dnes ještě neznámých), ale vždy by to bylo po *skupinách* diagnóz. A je věcí konvence a/nebo účelnosti, do jak podrobných skupin jsou diagnózy seskupeny. Z hlediska projekce je vhodné seskupovat diagnózy tak, aby to umožnilo jejich co nejlepší modelování. Dostupné zdravotnické statistiky však mohou být vedeny jinými kritérii k seskupení diagnóz (viz např. kategorizaci diagnóz používaných ČSÚ). Díky možnosti seskupovat diagnózy do různě podrobných skupin lze říci, že rozdíl mezi přístupem diagnóz a přístupem s agregovaným výdajovým profilem je spíše rozdílem stupně. Pokud totiž diagnózy rozdělíme podle nějakého klíče do  $n$  skupin, potom čím je  $n$  větší, tím jsou dílčí výdajové profily specifitější a náchylnější k výše zmiňovaným obtížím. Naopak čím je  $n$  menší, tím jsou dílčí výdajové profily více agregované a ztrácejí přímočarý vztah ke konkrétní diagnóze. Ve speciálním případě, když  $n$  snížíme na 1, zkolabuje přístup diagnóz zpět do přístupu s agregovaným výdajovým profilem. V tomto smyslu je potom rozdíl mezi oběma přístupy vlastně dán mírou podrobnosti, s jakou jsou seskupovány diagnózy do modelovaných skupin.

Nicméně přístup diagnóz lze s přístupem agregovaného výdajového profilu kombinovat. Předpokládejme, že v případě nějaké skupiny diagnóz, resp. dokonce nějaké konkrétní diagnózy máme dostatečně silnou apriorní

<sup>37</sup> Je pravděpodobné, že oba tyto faktory budou patřit mezi vysvětlující proměnné v modelu pravděpodobnosti výskytu diagnózy, ale i kdyby se jednalo o diagnózu na věku a pohlaví nezávislou, potom by jednoduše každé věkové skupině příslušela stejná pravděpodobnost výskytu diagnózy.

informací o jejím výskytu. Řekněme například, že by existoval velmi spolehlivý model výskytu Alzheimerovy choroby a že i modelování nákladů s ní souvisejících by bylo možné velmi dobře provést (v realitě tomu tak ale podle našich informací zatím není). V takovém případě by bylo účelné vyčlenit výdaje na léčbu Alzheimerovy choroby z celkového výdajového profilu, modelovat je zvlášť a separátně modelovat i zbývající výdaje (jako skupinu, která obsahuje náklady na všechny diagnózy kromě Alzheimerovy nemoci). To je analogický postup, jako při přístupu modelování nákladů spojených se smrtí (DRC), kde jsme celkový výdajový profil rozdělili na výdaje vynaložené na léčení lidí, kteří zemřou během nadcházejícího jednoho roku, a na výdaje na léčení ostatních. V tomto případě by však kritériem výběru separátně modelované skupiny byla určitá diagnóza (resp. skupina diagnóz) a nikoliv doba dožití. Zda by tato kombinace přístupů vedla ve svém součtu ke kvalitnější celkové projekci, by záleželo především na tom, jak velké zpřesnění by přinesl dílčí model podle diagnózy.

V českých podmínkách se zatím k přístupu diagnóz stavíme skepticky. Vzhledem k podstatným nepřesnostem vstupních dat i na agregované úrovni nelze zřejmě očekávat, že by bylo možné získat zpřesnění projekce rozčleněním výdajového profilu na větší množství dílčích profilů podle skupin diagnóz. Je však možné, že v budoucnu budou dostupné spolehlivější dílčí modely zejména pro diagnózy, které se budou v souvislosti se stárnutím populace vyskytovat častěji. V tom případě by kombinovaný přístup mohl být dalším alternativním přístupem k projekci zdravotnických výdajů.

## Závěr

Pro dlouhodobé projekce veřejných výdajů na zdravotnictví je vhodné používat metodologii výdajových profilů, která je schopná dobře zohlednit demografické změny, pokud jsou výdajové profily založeny na dostatečně spolehlivých datech. Dlouhodobá projekce výdajů však v českých podmínkách naráží v první řadě právě na datové problémy. Různé zdroje uvádějí navzájem odlišné výdaje. Nicméně vzhledem k tomu, že účelem projekcí z hlediska NRR je získat představu o dopadu vývoje příjmů a výdajů veřejného zdravotního pojištění na celkovou udržitelnost veřejných financí, lze si z množství údajů zvolit data MF ČR o objemu péče hrazené z veřejného pojištění (alternativně zvýšené o náklady na správu pojišťoven). Závažnější problém však je, že spolehlivost empirických dat o výdajových profilech, není zcela uspokojivá. Existují totiž rozpory ve zveřejněných výdajových profilech a celkových objemech péče, která by jim (při známé věkové struktuře obyvatelstva) měla odpovídat. Je proto nutné buď empirické výdajové profily korigovat nebo zmenšit diskrepance jejich průměrováním.

Projekce využívající výdajové profily vztažené k důchodu obvykle předpokládají jejich stabilitu, což je i základní postup NRR. Tento předpoklad je adekvátní pro zohlednění změny demografické struktury, nicméně neumožňuje modelově zachytit další tendence, které mohou nastávat v prostředí rostoucí ekonomiky a v populaci, jejíž střední délka života se prodlužuje. Pro podrobnější analýzu je vhodné oddělit cenový vliv na výši výdajů, tj. vliv toho, že ceny ve zdravotnictví rostou v průměru rychleji než obecná cenová hladina. I v případě cen ve zdravotnictví existují pochyby o spolehlivosti českých dat, nicméně při využití cenového indexu produkce odvětví zdravotní péče je dosavadní vývoj v ČR (cenový vliv průměrně 1,8 % ročně v letech 2000 až 2017) dobře vysvětlitelný pomocí Baumolova-Bowenova efektu. Oddělení cenového vlivu umožní udělat si představu o skutečné důchodové elasticitě, tj. reakci objemu péče na růst důchodu. V neposlední řadě takový krok také umožňuje posoudit faktory, které stojí za cenovým vlivem a které mohou do budoucna představovat rizika projekce.

Podrobnější rozlišení různých typů výdajových profilů umožňuje začlenění obvyklých doplňujících přístupů jako je explicitní zahrnutí nákladů souvisejících se smrtí (DRC přístup) nebo koncept tzv. zdravého stárnutí. Podle našeho názoru však lze tyto přístupy nahradit tak, že jsou začleněny do obecnějšího přístupu věkově specifických elasticit. Tento přístup předpokládá, že důchodové elasticity reálných výdajů jsou pro jednotlivé věkové skupiny odlišné, takže v důsledku růstu důchodu postupně dochází ke změně tvaru výdajového profilu. Konkrétně česká data naznačují, že elasticity reálného výdajového profilu jsou podstatně nižší než jednotkové pro věkové skupiny až do 60 let věku, ale se zvyšujícím se věkem jejich hodnota roste. Ilustrativní projekce ukazuje, že v českých podmínkách převládá dopad zrychlení růstu výdajů pro starší věkové skupiny nad zmírněním růstu nákladů pro mladší věkové skupiny, takže celkové výdaje by byly podle projekce s věkově specifickými elasticitami asi o 0,5 % HDP vyšší.

Výhodou přístupu s věkově specifickými elasticitami je to, že může zachytit několik jevů souběžně. Rozdílnost elasticit podle věku může nastávat v důsledku toho, že růst objemu péče má rozdílný mezní užitek v závislosti na věku (zřejmě nižší pro mladší skupiny). Stejně tak může souviset i s hypotézou zdravého stárnutí, díky kterému mohou být sníženy důchodové elasticity do určitého věku, ale věkově specifické elasticity mohou zachytit i případnou expanzi morbidit pro starší věkové kategorie. Prakticky lze věkově specifické elasticity buď simulovat pomocí apriorně stanovené rostoucí funkce, anebo lze vycházet z historických elasticit, byť je jejich statistická spolehlivost omezena (jedná se však o vstup do simulačního výpočtu). Orientační propočty založené na historických elasticitách zvyšuje projekci výdajů pro ČR do roku 2070 přibližně o 0,5 % HDP oproti základní projekci využívající stávající metodiku NRR. Nárůst výdajů na starší věkové kategorie totiž převládá nad relativním poklesem výdajů na mladší skupiny.

Při využití základního modelu se stabilním výdajovým profilem vztaženým k HDP jsme identifikovali některá *rizika podhodnocení projekce* výdajů. Předně vývoj cen ve zdravotnictví relativně k růstu deflátoru (cenový vliv) může být rychlejší, pokud by došlo ke korekci cen ve zdravotnictví na úroveň, která by podle mezinárodního srovnání odpovídala vyspělosti české ekonomiky. Ostatně zvýšení podílu mzdových nákladů na produkci odvětví zdravotní péče (tj. zintenzívnění Baumolova-Bowenova efektu) spolu se zvyšováním podílu mezd na HDP by bylo v souladu s takovým cenovým vývojem. Dalším rizikem je, že při využití stabilního výdajového profilu (vztaženého k HDP) může docházet k podhodnocení odhadů výdajů u starších věkových skupin, protože důchodová elasticita výdajů (po zahrnutí cenového vlivu) je v případě seniorních věkových kategorií zřejmě vyšší než jednotková. Tento efekt může být o to výraznější, že současné výdaje pro nejstarší skupinu dávají do jedné skupiny všechny obyvatele nad 85 let bez zohlednění toho, že výdaje mohou s rostoucím věkem dále růst. Přitom nárůst podílu „nejstarších mezi nejstaršími“ bude podle demografické projekce výrazný.

Samozřejmě velkou nejistotou pro kvantitativní projekce je dopad pandemie COVID-19. Prozatím však nevidíme důvody pro zásadní *metodickou* změnu. Bylo by sice možné využít přístupu DRC nebo přístupu, který kombinuje modelování nákladů na léčení vybrané diagnózy (zde konkrétně COVID-19) se zbytkovým výdajovým profilem,

ani pro jedno však nejsou a zřejmě ani delší dobu nebudou dostupná data použitelná pro dlouhodobé projekce. Je samozřejmě možné, že epidemie si do budoucna vyžádá úpravu demografické projekce, která je pro projekci zdravotnických výdajů vstupem. Pokud by vliv epidemie byl trvalý (to ale nepředpokládáme), bylo by nutné použít (kromě pozměněné demografické projekce) i nové výdajové profily, pro které však zatím nejsou žádná data. Naopak za předpokladu, že bude vliv epidemie pouze dočasný, bude zřejmě nejlepší metodiku odhadu neměnit a dokonce ani nepřihlížet k údajům za roky 2020 a 2021. Události těchto let totiž jistě značně destabilizují empirické výdajové profily a pokud by byly zahrnuty do průměrů za předchozí roky, vneslo by to do projekcí systematickou výchylku.

## Literatura

- Acemoglu, D., Finkelstein, A., Notowidigdo M. (2009): Income and Health Spending: Evidence from Oil Shocks, *CEPR Discussion Papers*, No. 7255.
- Astolfi, R., Lorenzoni, L., Oderkirk, J. (2012): A comparative Analysis of Health forecasting Methods, *OECD Health Working Papers*, No. 59.
- Baltagi, B. H., Lagravinese, R., Moscone, F., Tosetti, E. (2017): Health care expenditure and income: a global perspective. *Health economics*, 26, s. 863–874.
- Baumol, W. J. (1967): Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis. *The American Economic Review*, 57(3), s. 415–426.
- Baumol, W. J. (1993): Health care, education and the cost disease: a looming crisis for public choice. *Public Choice*, 77(1), s. 17–28.
- Colombier, C. (2012): Drivers of health care expenditure: does Baumol's cost disease loom large? *FiFo Discussion Papers*, 12(5).
- Cusset, P.-Y. (2017): Les déterminants de long terme des dépenses de santé en France. Documents de travail, *France stratégie*, 6/2017.
- ČSÚ (2014): *Klasifikace funkcí vládních institucí (CZ-COFOG)*. Praha, 2014.
- ČSÚ (2018): *Projekce obyvatelstva České republiky – 2018 až 2100*. Praha, 2018.
- ČSÚ (2020): *Výsledky zdravotnických účtů v letech 2010 až 2018*. Praha, 2020.
- de la Maisonneuve, C., Oliveira Martins, J. (2013): Public spending on health and long-term care: a new set of projections, *OECD Economic Policy Papers*, No. 6, Paříž.
- Dušek, L. (2019): Strategické predikce potřeb rezortu zdravotnictví – variantní predikce vývoje nákladů v.z.p. (*prezentace*), ÚZIS, *mimeo*.
- EK (2018): The 2018 Ageing report – Economic and Budgetary Projections for the 28 EU Member States (2016–2070). *Institutional Paper 079*, Dostupné z: [https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/economy-finance-and-euro-publications\\_en](https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/economy-finance-and-euro-publications_en).
- Fujisawa, R., Lafortune, G. (2008): The Remuneration of General Practitioners and Specialists in 14 OECD Countries: What are the Factors Influencing Variations across Countries? *OECD Health Working Papers*, No. 41.
- Gastaldi-Ménager, C., Geoffard P.-Y., de Lagasnerie G. (2016): Medical spending in France: concentration, persistence and evolution before death, *Fiscal Studies*, vol. 37, n°3–4, s. 499–526.
- Getzen, T.E. (2000): Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures. *Journal of Health Economics*, 19(2), s.259–270.
- Hartwig, J. (2008): What drives health care expenditure? Baumol's model of unbalanced growth'revisited. *Journal of Health Economics*, 27(3), s. 603–623.
- Hlaváček, M., Lakotová, L. (2019): Délka života ve zdraví. *Informační studie*, listopad 2019, ÚNRR.
- Holly, A., Ke, X., Saksena, P. (2011): The Determinants of Health Expenditure: A Country-Level Panel Data Analysis, *World Health Organisation Working Paper*. December 2011.
- Koechlin, F. a kol. (2014): Comparing Hospital and Health Prices and Volumes Internationally: Results of a Eurostat/OECD Project, *OECD Health Working Papers*, No. 75.
- Lorenzoni, L., Koechlin, F. (2017): *International Comparisons of Health Prices and Volumes: New Findings*. OECD Health Division.
- Lorenzoni, L., Marino, A., Morgan, D., James, C. (2019): Health Spending Projections to 2030 – New Results Based on a Revised OECD Methodology. *OECD Health Working Paper*, No. 110.
- Marino, A., Lorenzoni, L. (2019): The Impact of Technological Advancements on Health Spending – A Literature Review. *OECD Health Working Papers*, No. 113.
- NRR (2020): *Zpráva o dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí*, Praha 2020.

OECD (2006): Projecting OECD Health and Long-Term Care Expenditures: What are the Main Drivers?“, *OECD Economics Department Working Papers* No. 477.

OECD (2016): *Focus on Health Spending*, April 2016, dostupné z [www.oecd.org/health](http://www.oecd.org/health).

Polder, J. J. a kol. (2006): Health care Costs in the Last Year of Life – the Dutch Experience. *Social Science and Medicine*, No. 7, Vol. 63, s. 1720–1731.

Průša, L. (2017): Důsledky změn věkové struktury obyvatelstva na vývoj nákladů na poskytování zdravotní péče, *Demografie*, 59/2017, s. 33–48.

Raitano, M. a kol. (2007): The Impact of Death Related Costs on Health Care Expenditure: A Survey, *ENEPRI Research Report* No. 17.

Shmueli, A., Messika, D., Zmora, I., Oberman, B. (2010): Health Care Costs during the Last 12 Months of Life in Israel: Estimation and Implications for Risk-Adjustment. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, No. 10, s. 257–273.

Stearns, S. C., Norton, E. C. (2004): Time to Include Time to Death? The Future of Health Care Expenditure Predictions, *Health Economics*, vol. 13(4), s. 315–327.

ÚZIS ČR (různá vydání): *Zdravotnická ročenka české republiky*. Praha.

Yang, Z., Norton, E.C., Stearns, S. C. (2003): Longevity and Health Care Expenditures: The Real Reasons Older People Spend More. *The Journals of gerontology*, January 2003, 58(1), s. 2–10.