

HODNOCENÍ VEŘEJNÝCH PROJEKTŮ Z HLEDISKA SPOLEČENSKÉ MÍRY DISKONTACE

Jan Kubíček, ČNB; Leoš Vítek, Vysoká škola ekonomická v Praze*

1. Úvod

Při hodnocení efektivnosti veřejných výdajů (resp. výdajových programů a projektů) se jako nejkompaktnější metoda používá společenská analýza užitků a nákladů. Při jejím provádění patří mezi klíčové problémy identifikace a způsob měření užitků z výdajů, měření nákladů na získání veřejných zdrojů, způsob zohlednění rizik a volba souhrnného indikátoru pro řazení projektů – v české a slovenské literatuře tuto problematiku shrnuje např. Ochrana (2004) a Nemec et al. (2008).

Pro účely hodnocení veřejných programů nebo projektů, ať už jsou realizovány veřejným sektorem nebo soukromými dodavateli,¹ je také velmi podstatným parametrem míra diskontace – čím je vyšší, tím větší důraz je kladen na projekty krátkodobé a naopak. Při daném rozpočtovém omezení tak zvolená míra diskontace může poměrně zásadním způsobem ovlivnit strukturu realizovaných projektů a může vlastně rozhodnout o výběru projektu.

K této problematice existuje rozsáhlá literatura, k pionýrům patří např. Arrow a Lind (1970). Diskuse o výši diskontní míry byla v poslední době značně oživena v souvislosti s otázkou, jakou diskontní míru používat pro hodnocení extrémně dlouhodobých ekologických regulačních opatření. Diskuse mezinárodně zesílila zejména po vydání studie N. Sterna (2007), který ve své analýze užitků a nákladů souvisejících s dlouhodobými opatřeními na ochranu klimatu Země použil při diskontování 0,1%

* Článek vznikl při řešení projektu MŠMT č. 2D06029 - Analýza distribučních a sociálních dopadů sektorových politik. Názory uvedené v tomto článku nevyjadřují oficiální stanoviska institucí, v nichž autoři působí.

1 Jak uvádí Pavel, Sičáková-Beblavá (2008), míra participace soukromých subjektů na realizaci veřejných projektů se podstatně zvýšila – nyní např. v ČR a na Slovensku, kde před 15 lety byla nulová, dosahuje objemově cca 9–11 % HDP, tedy více jak jednu čtvrtinu veřejných výdajů.

míru diskontace založenou na nulové společenské míře časové preference. V českém prostředí lze přehled přístupů i celkové shrnutí k diskontování při ochraně životního prostředí nalézt v Dvořák et al (2007), 2. kapitola. Andrlé a Brůha (2004) ve svém článku shrnují přístupy k exponenciálnímu a hyperbolickému diskontování a ukazují dopady použití každého z nich na příkladu optimálního využití neobnovitelných zdrojů. Klaus a Tříska (2007) reagují na Sternovu studii a poukazují na nedostatečné pochopení problematiky diskontování ze strany environmentalistů. Obsáhlý přehled zahraniční literatury podává Frederick et al. (2002) a Spackman (2004) a (2006), kteří kritizují nedostatky tradičního modelu intertemporální optimalizace zavedeného Samuelsonem ve 30. letech a poukazují na jeho empirické problémy. Na přehled teoretických přístupů a praktické použití ve vybraných zemích se zaměřuje Zhuang (2007).² V souvislosti s ekologickými opatřeními se řeší otázka diskontní sazby na velmi dlouhá období v řádu sto i více let. Vzhledem k tomu, že lidské životy jsou kratší než takto dlouhá období, dostávají se ekonomové při stanovování diskontní míry do hlubokých metodologických a filozofických problémů. Podle našeho názoru dosud chybí uspokojivá metoda, jak určit diskontní míru na takto dlouhé periody – dokonce ani není zřejmé, zdali něco takového má smysl, vzhledem k tomu, že nikdo z dnešních hodnotitelů v tak dalekém horizontu nebude žít a naopak všichni budoucí hodnotitelé budou ti, kteří dnes ještě nežijí.³

Přes nespornou důležitost kvantitativních odhadů „správné“ míry diskontace ještě na konci devadesátých let 20. století byly diskontní míry doporučované vládními úřady jednotlivých zemí poměrně výrazně odlišné. V posledních 10 letech došlo v mnoha vyspělých zemích k postupnému poklesu diskontních měr a jejich sbližování kolem hodnoty 3–4 %, přičemž důvod lze hledat v poklesu dlouhodobých úrokových sazeb z vládních dluhopisů nebo v příklonu k teorii používající tzv. jistotní ekvivalenty (viz dále).

Jak uvádí různé zdroje,⁴ např. ve Francii od roku 2005 klesla diskontní míra veřejných projektů z 8 na 5 %, ve Velké Británii klesla v roce 2003 z 6 na 3,5 %, v Německu v roce 2004 ze 4 na 3 %, v Norsku v roce 1998 ze 7 na 3,5 %, v Nizozemí v roce 2007 ze 4 na 2,5 %, USA v roce 1992 z 10 na 7 resp. 3 % a v Austrálii v roce 2004 z 8 na 4,7 %. Evropská komise snížila doporučenou diskontní míru v roce 2008 z 5 na 3,5 % u projektů v méně vyvinutých členských státech. Naopak např. Kanada, Nový Zéland a Itálie diskontní míru nesnížily. Novější akademické odhady podle Evans, Sezer (2004) jsou následující: Austrálie 4,7 %, Francie 3,5 %, Německo 4,1 %, Japonsko 5 %, Velká Británie 4,2 %, Spojené státy 4,6 %. Pro Itálii uvádí Percoco (2007) diskontní míru 3,7–3,8 %.

2 Pro diskusi k problémům nejistoty a diskontování obecně a ke Sternově zprávě viz dále např. Arrow (2007), který se také přiklání k nízkému diskontnímu faktoru a opírá se o společenské časové preference.

3 Výstižně to parafrázuje Klaus, Tříska (2007): „Máme dnes spořit naftu pro děti našich dětí, nebo ji naopak co nejrychleji spotřebovat – což by se případně mohlo líbit pravnučkám vnuků našich vnuků?“

4 Kula (1984), Evans, Sezer (2002), HM Treasury (2003), Evans (2004), Evans (2006), Zhuang (2007), Evropská komise (2008), www stránky MF Nizozemí, Velké Británie a Úřadu pro řízení a rozpočet USA.

Velká Británie jako jediná země doporučuje u projektů s životností nad 30 let používat klesající diskontní faktor tak, že pro projekty mezi 31–75 lety životnosti by měl klesnout z 3,5 na 3,0 %, mezi 76–125 lety na 2,5 %, mezi 126–200 roky na 2,0 %, mezi 201–300 roky na 1,5 % a u projektů životností více jak 300 let na 1,0 %.

Cílem této stati je analýza a doporučení diskontní míry pro časová období, která sice jsou dlouhá, nikoliv však velmi dlouhá. Půjde o časová období v rozmezí od 10 do 50 let, což jsou období, jejichž použití v cost-benefit analýzách (CBA) je ještě relativně neproblematické. Otázka, kterou si klademe, tedy zní: jaká diskontní míra by se měla prakticky používat při hodnocení projektů, jejichž „dohlédnutelná“ délka trvání se pohybuje ve výše zmíněném rozmezí? Přes neustálenost metodiky ke kvantifikaci míry diskontace lze rozlišit dvě základní skupiny přístupů: 1) přístupy, které se opírají o společenskou časovou preferenci, (social time preference, STP) a 2) přístupy, které jsou založeny na společenských nákladech příležitosti (social opportunity costs, SOC). Podíváme se na oba tyto přístupy podrobněji a stanovíme na jejich základě kvantitativní odhad diskontních měr vhodných pro ČR.

Struktura stati je následující: po úvodu se budeme věnovat tzv. společenské časové preferenci a budeme podrobně probírat její jednotlivé složky. Dále zaměříme pozornost na přístup společenských nákladů příležitosti a tento přístup obohatíme o tzv. jistotní ekvivalenty. Poslední oddíl statí uzavírá.

2. Společenské časové preference

Základní myšlenka přístupů „společenské časové preference“ je, že budoucí výnosy mají být diskontovány takovou mírou diskontace, aby to odráželo nějakým způsobem agregované preference obyvatel ohledně spotřeby v čase. Centrální otázka se tak soustřeďuje na to, jak odhadnout tuto agregovanou požadovanou kompenzaci.

Standardní přístup je, že společenská míra časové preference (STPR) je součtem tří složek: tzv. čisté časové preference, která by existovala i za předpokladu dokonale stacionární ekonomiky s nesmrtelnými jednotlivci, dále složky odrážející demografický vývoj a konečně poslední složka závisí na dlouhodobém tempu růstu spotřeby na hlavu. Formálně můžeme pro společenskou míru časové preference proto psát:

$$STPR = \rho + \delta + \mu \cdot g \quad (1)$$

kde ρ značí čisté časové preference, δ zachycuje demografické vlivy (úmrtnost) a $\mu \cdot g$ dlouhodobé tempo růstu spotřeby (μ označuje elasticitu mezního užítku ze spotřeby na růst spotřeby). Mnoho autorů za čistou časovou preferenci označuje součet $(\rho + \delta)$, tj. demografické vlivy považují za součást čisté časové preference (to je i pozice v Klaus, Tříška, 2007). My se domníváme, že odlišení relativně dobře traktovatelných demografických vlivů a „toho, co zbývá“, tj. čisté časové preference v našem smyslu, je přínosné už proto, že o povaze ρ v našem smyslu se vedou dosud nerozhodnuté diskuse, zatímco demografické vlivy nejsou výrazně problematické (přehled debaty viz např. Frederick et al. 2002).

2.1 Čistá časová preference

Podívejme se nyní na jednotlivé složky podrobněji a začněme onou nejproblematictější a nejabstraktnější složkou – čistou časovou preferencí. Pokud je nám známo, tak její formální ustálená definice absentuje, proto se pokusíme zpřesnit význam tohoto teoretického termínu takovým způsobem, aby význam byl v souladu se vztahem (1). Zjevně se musí jednat o takovou složku (celkové) časové preference, která je očištěna od demografických vlivů a od vlivu změn spotřeby (resp. bohatství), protože tyto faktory jsou vyčerpávajícím způsobem zahrnuty ve zbývajících dvou členech na pravé straně (1). Z toho plyne, že čistá časová preference je taková časová preference, kterou by měly ekonomické subjekty, kdyby byly nekonečně živoucí (tj. odstínění demografických vlivů) a kdyby žily ve zcela stacionární ekonomice (tj. odstínění vlivu změny bohatství resp. růstu spotřeby).

Většina autorů se shodne na tom, že čistá časová preference je nezáporná, i když ani v tom nepanuje úplná shoda. Mnoho autorů však zastává názor, že správná hodnota čisté časové preference by měla být přesně nula.⁵ Zastavme se u této eventuality, protože je z metodického hlediska důležitá. Nulová míra čisté časové preference neznámá, že by domácnosti skutečně neměly žádnou časovou preferenci, ale říká se jí, že veřejný sektor by se měl rozhodovat, *jako kdyby* měly nulovou časovou preferenci. Veřejný sektor není chápán jako zástupce aktuální generace – kdyby byl jejím zástupcem, potom nejlepší zastupování ze strany veřejného sektoru by spočívalo v tom, že by co nejvěrněji odrážel preference populace, kterou reprezentuje, tj. nutně pouze aktuální populace. Veřejný sektor je pro stoupence nulové časové preference entitou, která by měla být z hlediska preferování jednotlivých generací neutrální, tj. žádné nepoškozovat ani nezvýhodňovat, což implikuje nulovou míru čisté časové preference. Nicméně celková časová preference ale i tak může být kladná díky zbylým dvěma složkám. Proti nulové čisté časové preferenci nelze namítat, že budoucí generace budou pravděpodobně bohatší, a proto budoucí náklady i výnosy budou pro ně „vážit“ méně – tento aspekt je již pokryt posledním členem v (1). Stoupenci nulové čisté časové preference jinými slovy říkají: veřejný sektor jako nadosobní entita nemá mít žádnou vlastní časovou preferenci, a čisté časové preference jednotlivých domácností (jakkoliv agregované) nemají žádným způsobem přecházet na úroveň veřejného sektoru.⁶

Odborná obec je tedy ohledně nulové čisté časové preference rozdělena. Pro praktické stanovení STPR tak ekonomové používají pro čistou časovou preferenci hodnoty v intervalu od 0 % až do 2 % ročně (pro přehled viz např. Evans 2006).⁷ My se domníváme, že argumenty pro použití nulové čisté časové preference jsou spíše

5 Pearce, Ulph (1999) uvádí stručný přehled literatury o této „nulové variantě“. Podrobnější psychologizující debatu lze nalézt ve Frederick et al. (2002).

6 Např. Kula (1984) argumentuje, že čistá časová preference (v našem smyslu, tj. po očištění od pravděpodobnosti úmrtí) možná není nulová díky krátkozrakosti a iracionalitě lidí, ale cost-benefit analýza se provádí právě proto, aby se krátkozrakost a iracionalita odstranila z rozhodování o veřejných investicích, a proto by neměly tyto vlivy být skrytě zakomponovány v diskontní míře.

7 Stern et al. (2007) ztotožňuje čistou časovou preferenci v podstatě s pravděpodobností zániku lidstva jako takového, a proto používá kvantitativně malou čistou časovou preferenci: i 0,1 procentního bodu ročně znamená 10% pravděpodobnost zániku lidstva v následujících 100 letech.

presvědčivé a přebíráme tak normativní názor obsažený v Kula (1984), totiž že čistá časová preference domácností zřejmě není zcela nulová, ale pro účely hodnocení veřejných projektů by veřejný sektor měl pracovat s nulovou čistou časovou preferencí.

2.2 Demografické vlivy

Další složka STPR je složka zachycující demografické vlivy. Ta bývá většinou ekonomů jednoduše ztotožněna s mírou úmrtnosti. Je to sice v literatuře zavedený postup, jakým úmrtnost ovlivňuje časovou preferenci, jeho logika však není bez obtíží. Jeden způsob interpretace míry úmrtnosti v časové preferenci je ten, že se jedná o důsledek agregace a toho, že diskontní faktor pro benefity resp. náklady po smrti je nula. Při míře úmrtnosti 1 % potom 1 % subjektů klesne diskontní faktor o 100 % (tj. na nulu), zatímco zbylým 99 % subjektů se nezmění (přesněji: nezmění se z demografických důvodů). Vážený průměr změny diskontního faktoru je potom pokles o 1 %, takže agregovaný diskontní faktor klesá mírou shodnou s mírou úmrtnosti. To se zdá jako přijatelné pro období jednoho roku, ale v delším období přicházejí interpretační obtíže. Například po 100 letech již nebude žít žádný z jedinců, kteří žili v době evaluace projektu, tj. jejich průměrný nebo agregovaný diskontní faktor pro období 100 a více let je nula. Ale pokud budeme postupovat tak, že např. při 1% úmrtnosti dosadíme do společenské časové preference v (1) za δ konstantu 1 %, potom tím říkáme, že agregovaný společenský diskontní faktor pro období po 100 letech od evaluace je z důvodu úmrtnosti snížen o faktor $e^{-0,01 \cdot 100}$, tj. že klesne zhruba o 73 % a nikoliv o 100 %. Z tohoto pohledu se tak zdá, jakoby převažující způsob zohlednění úmrtnosti ve společenské časové preferenci byl chybný, protože snižuje diskontní faktor „příliš mírně“. Ale proti tomu lze namítnout, že v mezidobí mezi okamžikem evaluace a obdobím po 100 letech se narodí nové ročníky, které budou mít náklady nebo benefity z evalúovaného projektu, takže diskontní faktor nemusí být nutně nula po tom, co zaniknou všichni jedinci žijící v době evaluace.

Skutečnost, že do populace přibývají noví příjemci užitku (resp. nákladů) z již existujících projektů, ale *není* systematicky a logicky konzistentně řešena tím, že do společenské časové preference včleníme jednoduše míru úmrtnosti. Naše východisko je, že veřejný sektor by měl stejně diskontovat užitek/náklady všech obyvatel, kteří žijí ve stejném okamžiku v budoucnosti, a to i tehdy, když v době evaluace projektu jsou pouze budoucími (resp. předpokládanými) obyvateli. Agregovaný diskontní faktor pro dané období t , \bar{D}_t , je tak vlastně složen ze 3 složek: jednak z diskontního faktoru pro ty kohorty, které sice v době evaluace projektu byly ve společnosti přítomné, ale nejsou již přítomné v období t , dále z diskontního faktoru kohort, které již existovaly v okamžiku evaluace a budou existovat i v období t a konečně z diskontního faktoru kohort, které v okamžiku evaluace ještě neexistují, ale budou přítomné v t . Diskontní faktor těch, kteří sice jsou přítomni ve společnosti v okamžiku evaluace, ale nebudou již ve společnosti v okamžiku t , podle předpokladu klesne na nulu. Diskontní faktor pro zbylé dvě skupiny bude k okamžiku t stejný, označme ho D_t . Zde používáme naše východisko, že diskontní faktor všech subjektů žijících ve stejném okamžiku by měl být stejný (bez ohledu na to, že někteří se v době evaluace ještě nenarodili). Agregovaný diskontní faktor bude váženým průměrem uvedených 3 složek, přičemž váhami budou velikosti příslušných populačních skupin. Pro jednoduchost uvažujeme

stacionární populaci o velikosti X , ve které je míra úmrtnosti d konstantní a přirozený přírůstek populace je nulový (počet narozených je v každém roce shodný s počtem zemřelých). V takové populaci v mezidobí mezi okamžikem evaluace a okamžikem t , k němuž chceme stanovit diskontní faktor, zemře $d \cdot t \cdot X$ obyvatel a stejný počet nových obyvatel do společnosti přibude. Počet těch, kteří žijí v okamžiku evaluace a budou žít i v okamžiku t se díky demografické obměně sníží na $X - d \cdot t \cdot X$. Pro agregovaný diskontní faktor k okamžiku t , \bar{D}_t , lze tedy psát:

$$\bar{D}_t = \frac{0 \cdot dtX + D_t \cdot (X - dtX) + D_t \cdot dtX}{dtX + (X - dtX) + dtX} = \frac{1}{1 + d \cdot t} D_t \quad (2)$$

Podle (2) tedy vidíme, že agregovaný diskontní faktor se díky obměně populace skutečně snižuje, ale toto snižování se v čase postupně zmírňuje. To je patrné, když srovnáme diskontní faktory pro dvě po sobě následující období:

$$\frac{D_{t+1}}{\bar{D}_t} = \frac{1 + d \cdot t}{1 + d \cdot t + d} \frac{D_{t+1}}{D_t} = \left(1 - \frac{d}{1 + d \cdot t + d}\right) \frac{D_{t+1}}{D_t} \quad (3)$$

Z (3) vidíme, že agregovaný diskontní faktor se každým rokem snižuje jednak z důvodů jiných než demografických (to zachycuje člen D_{t+1}/D_t) a jednak díky

obměně populace o $\frac{d}{1 + d \cdot t + d}$ procent ročně. Tento demograficky zapříčiněný

pokles agregovaného diskontního faktoru je zjevně menší než prostá míra úmrtnosti d a navíc postupně klesá.

Podívejme se, do jaké míry jsou výše uvedené úvahy kvantitativně významné. Projekce vývoje obyvatelstva v České republice zatím počítá s postupným nárůstem míry úmrtnosti z úrovně cca 1,1 % ročně kolem roku 2010 až na 1,5 % ročně v roce 2050 (viz tzv. střední varianta v ČSÚ, 2004), tj. průměrně 1,3 % ročně. Podle (3) by z teoretického hlediska bylo vhodné použít do společenské časové preference míru úmrtnosti (tj. 1,3 %) pro velmi krátkodobé projekty a tu postupně snižovat až na přibližně 0,9 % ročně pro výnosy a náklady realizované kolem roku 2050. Zjednodušeně by bylo možné používat pro horizont 40 až 50 let konstantní d pro ČR na úrovni 1,1 % (tj. průměr demografického vlivu na v počátečních obdobích po evaluaci a demografického vlivu v závěru evaluovaného období).

2.3 Růst spotřeby

Poslední složkou SPRT podle vztahu (1) je složka zohledňující dlouhodobý růst reálné spotřeby na hlavu. Jestliže domácnosti vědí, že jejich důchody i spotřeba dlouhodobě rostou, budou méně ochotny snižovat dnešní, relativně nízkou spotřebu. Čím vyšší bude očekávaný růst, tím vyšší bude požadovaná kompenzace za to, že se lidé dnes vzdají části své relativně nízké (ve srovnání s budoucností) spotřeby.

Dlouhodobý růst spotřeby můžeme odhadnout na základě dlouhodobého průměru v minulosti (obvyklý postup) nebo ho můžeme v ČR ještě modifikovat s ohledem na

probíhající konvergenční proces. Dlouhodobé průměrné tempo růstu spotřeby na hlavu se ve vyspělých zemích pohybuje na úrovni odpovídající růstu produktivity práce, tj. asi 1,7 % ročně. ČR je však konvergující ekonomika a nachází se zhruba na 60% úrovni nejvyspělejších členů EU. Pokud budeme předpokládat, že během následujících 40 let se ČR dostane na úroveň těchto nejvyspělejších zemí, potom růst produktivity a spotřeby na hlavu by v ČR musel být v průměru o 1,3 procentního bodu vyšší po celé období. Ekonomická konvergence však probíhá tím rychleji (ovšem jsou-li k ní podmínky), čím vzdálenější je ekonomika od stálého stavu, ke kterému konverguje. Bude proto vhodné uvažovat, že tempo růstu spotřeby na hlavu v ČR bude postupně klesat přibližně z hodnoty 4,3 % o 0,065 procentního bodu ročně a po čtyřiceti letech se ustálí na hodnotě kolem 1,7 %.

Posledním parametrem v rovnici (1) je elasticita mezního užítku na růst spotřeby, tj. o kolik procent je nižší mezní užitek v důsledku toho, že úroveň spotřeby je o 1 % vyšší. Evans (2006) považuje odhad elasticity μ za nejproblematictější část vztahu (1). Většina autorů se však přiklání na základě mikroekonomických studií k přibližně jednotkové hodnotě elasticity, kterou použijeme i my.⁸

Odhad celkové společenské míry časové preference (STPR) pro české podmínky tak stanovujeme jako klesající funkci času díky složce odrážející demografický vývoj a zejména díky složce odrážející konvergenční proces. Náš odhad STPR pro ČR začíná na relativně vysoké úrovni 5,4 % (0 % čistá časová preference, 1,1 % demografická složka a 4,3% spotřební složka). Snižuje se prvních 40 let každým rokem o 0,065 procentního bodu (díky snižování tempa růstu spotřeby) a po 40 letech již zůstává konstantní na úrovni 2,8 %.

3. Společenské náklady příležitosti

Základním principem druhé skupiny přístupů ke stanovení společenské diskontní míry – tzv. společenských nákladů příležitosti, je myšlenka, že veřejné investice, projekty atd. by měly mít zhruba stejný výnos, jaký má mezní investice v soukromém sektoru. Připouští se samozřejmě, že výnosy z veřejné investice není schopen stát zcela nebo dokonce vůbec extrahovat zpět do veřejných rozpočtů, ale podstatná je z tohoto hlediska sama míra výnosu (i když ji fakticky může inkasovat někdo jiný než „investor“ nebo je výnos zčásti či zcela nepeněžní). Výsledkem těchto přístupů jsou potom míry diskontace, které přibližně odpovídají průměrné míře výnosu ze soukromého fyzického kapitálu (příkladem je výše zmiňovaná, původní francouzská míra diskontace ve výši 8 %).⁹

3.1 Výnosnost kapitálu a vládních obligací

Kvantifikace mezní míry výnosu ze soukromého fyzického kapitálu však není bez obtíží. Reálný výnos z majetkových cenných papírů měřený například výkonností nějakého akciového indexu je silně ovlivněn značnými fluktuacemi cen akcií. Výkyvy

⁸ Viz např. Evans (2006), Pearce et al. (1999) i Frederick (2002).

⁹ K problematice diskontování se zaměřením na soukromý sektor v české literatuře souhrnně např. Radová et al. (2007), ze zahraniční např. Fama (1996). K účetním problémům s diskontováním ve vazbě na různé systémy účetnictví a správnou hodnotu viz např. Mejzlík et al. (2008).

jsou natolik výrazné, že citelně ovlivní i deseti či dvacetileté průměry. Alternativně by bylo možné pro zjištění míry výnosu z kapitálu použít údajů národního účetnictví. Nejblíže by mu asi odpovídal poměr mezi čistým provozním přebytkem a kapitálovou zásobou. Bohužel ani tento přístup není adekvátní. Kromě toho, že zejména údaje o kapitálové zásobě (v reprodukčních cenách) jsou pouze přibližné, dospěli bychom tak nanejvýše k průměrné a nikoliv mezní výnosnosti kapitálu.

Tomuto problému se lze vyhnout tím, že míru diskontace budeme odhadovat na základě výnosu z vládních obligací. Reálný úrok z dlouhodobých vládních bondů má z našeho hlediska ještě další výhodu. Představme si pro jednoduchost, že veškeré veřejné investice a projekty jsou financovány emisemi dlouhodobých vládních obligací. Roční úroky z těchto obligací jsou potom vlastně poplatkem, který vláda platí za to, že veřejné projekty přinášejí pro občany nějaké peněžní nebo nepeněžní výnosy a tento „poplatek“ vláda pomocí daní zase přesouvá na občany. Je tedy logické požadovat po veřejném projektu, aby měl takový výnos, aby se z něho pokryly úroky z obligací, které ho financují.

V ČR existují dostatečně dlouholeté vládní cenné papíry teprve od roku 2001 a máme tak k dispozici pouze několik měření (viz následující tabulka). Přesto průměrná reálná úroková míra ve výši 2,1 % může sloužit jako určitý indikátor, který, jak ukážeme dále, není příliš vzdálen od obvyklých hodnot pro daleko dlouhodobější průměry za vyspělé země.

Tabulka 1

Výnos z českých dlouhodobých vládních obligací

Rok	Průměrný nomin. výnos 10ti letých obligací (v %)	Změna deflátoru HDP (v %)	Reálný úrok (v %)
2001	6,3	4,9	1,4
2002	4,9	2,8	2,1
2003	4,1	0,9	3,2
2004	4,8	4,5	0,2
2005	3,5	-0,3	3,8
2006	3,8	1,1	2,7
2007	4,3	3,4	0,9
2008	4,6	1,8	2,8
Geom. průměr	4,5	2,4	2,1

Pramen: OECD a ČSÚ.

Podívejme se nyní empiricky na výši reálných úrokových měr z desetiletých vládních obligací ve vybraných vyspělých zemích. Při výpočtu jsme postupovali tak, že jsme nominální úrokové míry očistili pomocí deflátorů HDP v jednotlivých letech, protože to je nejširší měřítko cenové hladiny. V tabulce 2 jsou uvedeny průměrné reálné úrokové míry z desetiletých vládních obligací za země, u kterých jsou dostupná metodicky jednotná data od roku 1971 (včetně). Reálné výnosy obligací podléhají nezanedbatelným výkyvům a v některých letech byly výnosy významně záporné. To bylo způsobeno především prudkými výkyvy ve vývoji deflátorů HDP v 70. letech. Celkový průměr za sledované země je 3,1 % resp. 3,2 % při eliminaci odlehklých

pozorování.¹⁰ To naznačuje, že dosavadní průměr pro ČR je možná o něco nižší, než jaký bychom mohli očekávat v dlouhodobějším horizontu. První dílčí závěr tedy je, že lze používat diskontní míru v konstantní výši 3,2 %, protože je to dlouhodobý průměr za vyspělé země očištěný od odlehlých pozorování.

3.2 Přístup pomocí jistotních ekvivalentů

Na první pohled se však nabízí otázka: jak si můžeme být jisti, že dlouhodobý průměr reálné úrokové míry za roky 1971–2006 bude relevantní i pro léta následující? Celkově zde tedy existuje nejistota ohledně budoucího vývoje sazeb, a proto někteří ekonomové navrhuji používat místo průměrné úrokové sazby v minulosti tzv. jistotní ekvivalent úrokové sazby. Mezi proponenty použití jistotního ekvivalentu patří především Weitzman (1998) a my ho zde objasníme ve zjednodušené verzi podle Pearce (2006). Představme si, že sice nevíme přesně, jaké úrokové míry budou v ekonomice v budoucnu, ale na základě nějakých apriorních informací víme, že budou buď r_1 , r_2 nebo r_3 . A řekněme, že každá z těchto tří reálných úrokových měr je stejně pravděpodobná. Máme-li tyto informace, nyní je tedy otázka, jakou diskontní míru použít. Na první pohled se zdá, že by bylo možné použít prostý aritmetický průměr úrokových měr, protože jsou všechny stejně pravděpodobné. Weitzman (1998) však upozorňuje, že by to byla chyba, protože to, o co nám skutečně jde, jsou přece diskontní faktory pro jednotlivé roky, kterými potom vynásobíme budoucí výnosy/náklady, abychom zjistili jejich současnou hodnotu. Je třeba tedy postupovat tak, že nejprve se spočítají diskontní faktory při jednotlivých úrokových mírách a pro jednotlivé budoucí roky. V našem příkladu to budou diskontní faktory $e^{-r_1 t}$, $e^{-r_2 t}$ resp. $e^{-r_3 t}$. A teprve potom se tyto diskontní faktory vynásobí pravděpodobnostmi, že právě tyto diskontní faktory nastanou. Výsledný vážený průměr diskontních faktorů je jakýmsi jistotně ekvivalentním diskontním faktorem (certainty-equivalent discount factor) a z něho zpětně odvodíme jistotně ekvivalentní diskontní míru. Obecně tak můžeme pro jistotně ekvivalentní diskontní míru, \bar{r}_t , psát:

$$\bar{r}_t = 1 - \left(\sum_{i=1}^k p_i e^{-r_i t} \right)^{1/t}, \quad (4)$$

kde jsme ještě označili p_i pravděpodobnost, že nastane jedna z k uvažovaných diskontních měr r_i .

Všimněme si, že jistotně ekvivalentní diskontní míra je nižší než vážený průměr uvažovaných úrokových sazeb $1 - \left(\sum_{i=1}^k p_i e^{-r_i} \right)$. Především ale platí, že jistotně ekvivalentní diskontní míra daná (4) klesá v čase. To je důsledek toho, že diskontní faktory, jež odpovídají nízkým úrokovým mírám, klesají mnohem pomaleji než ty,

10 Pro eliminaci odlehlých pozorování jsme použili metodiku boxplot založenou na rozpětí mezi prvním a třetím kvantilem (IQR), přičemž za odlehlá jsme standardně považovali pozorování vzdálená více než 1,5 násobkem IQR od příslušného kvantilu. Alternativně jsme pro odstranění odlehlých pozorování aplikovali metodu 20% trimmed mean, při jejímž použití byly výsledné průměry mírně vyšší.

kteřé odpovídají vysokým úrokovým mírám a postupně tak dominují celkovému váženému diskontnímu faktoru. Vskutku, hlavním závěrem Weitzmana (1998) bylo, že pro velmi dlouhá období bychom měli brát jako jistotně ekvivalentní diskontní míru tu nejnižší úrokovou míru z množiny přípustných (tj. v našem případě 1 %), protože bez ohledu na uvažované pravděpodobnosti právě k této míře bude jistotně ekvivalentní úroková míra konvergovat.

Nyní tedy budeme aplikovat přístup jistotně ekvivalentních úrokových měř na data o výnosech z dlouhodobých vládních bondů. Kvantifikace jistotně ekvivalentních úrokových měř však závisí na počtu uvažovaných úrokových měř a na jejich předpokládaných pravděpodobnostech. Závísí tedy na informacích, o kterých jsme v předchozím příkladě předpokládali, že je máme dány apriorně, ale ve skutečnosti je musíme opět nějak odhadnout. V našem případě jsme zvolili následující postup. Z časových řad o reálných úrokových mírách jsme nejprve opět vyloučili odlehlá pozorování. Zbylá pozorování pro každou zemi jsme seřadili podle velikosti a rozdělili do tří stejně početných skupin (tam, kde počet zbývajících pozorování nebyl dělitelný třemi, byla o 1 nebo o 2 pozorování menší prostřední skupina).

Dále jsme spočetli průměrnou úrokovou míru za každou skupinu úrokových měř, takže ke každé zemi jsme přiřadili 3 úrokové míry: nízkou (kteřá je průměrem první skupiny), střední (ta je průměrem úroků ve druhé skupině) a vysokou (ta je průměrem ve třetí skupině reálných úroků). Budeme tedy předpokládat, že s pravděpodobností 1/3 se budoucí úroky v dané zemi budou nacházet v okolí nízké úrokové míry, se stejnou pravděpodobností v okolí střední úrokové míry a konečně s pravděpodobností 1/3 se budou nacházet v okolí vysoké úrokové míry. Za těchto předpokladů již můžeme postupovat analogicky jako v předchozím příkladu: spočteme jistotně ekvivalentní diskontní faktor a jemu odpovídající jistotně ekvivalentní diskontní míru. Empirické výsledky pro sledované země jsou shrnuty v následující tabulce.

Tabulka 2

Průměrné a jistotně ekvivalentní diskontní míry pro jednotlivé země (v %)

	Průměrný úrok				Diskontní míra		
	Celkem	1. skupina	2. skupina	3. skupina	10-ti letá	30-ti letá	60-ti letá
Austrálie	3,1	0,3	3,6	6,0	3,0	2,5	2,0
Belgie	3,8	0,7	4,2	6,4	3,5	2,9	2,3
Kanada	3,8	0,7	4,0	6,5	3,5	2,9	2,3
Francie	3,4	0,9	3,6	5,9	3,2	2,8	2,3
Německo	3,9	2,6	3,8	5,3	3,8	3,7	3,5
Nizozemí	3,3	0,3	3,6	6,0	3,0	2,5	1,8
Švýcarsko	1,6	-0,3	1,7	3,2	1,5	1,2	1,0
Velká Británie	2,9	0,3	3,0	5,2	2,6	2,3	1,8
Spojené státy	3,3	0,9	3,5	5,7	3,2	2,8	2,3
Průměr	3,2	0,7	3,4	5,6	3,1	2,7	2,2

Pramen: OECD, IMF a vlastní výpočty.

Zde však musíme upozornit, že náš postup v sobě obsahuje určitou dávku arbitrárnosti. Pozorované úrokové míry pro každou zemi jsme nemuseli rozdělit do 3 skupin (jak jsme učinili), ale třeba do 5 nebo 6 skupin nebo naopak pouze do dvou skupin. Obecně platí, že čím více skupin z dat o úrokových mírách utvoříme, tím více jistotně ekvivalentní diskontní míru snižujeme. Jak jsme totiž výše zmínili, v dlouhém období má na jistotně ekvivalentní diskontní míru zásadní vliv ta nejnižší z uvažovaných úrokových měr. A čím podrobněji daná data rozčleníme, tím nižší bude průměrná úroková míra ve skupině s nejnižšími pozorovanými úrokovými mírami. A to právě bude jistotně ekvivalentní diskontní míru snižovat.

Celkově se ale domníváme, že pokud je námi provedený odhad jistotně ekvivalentní diskontní míry vychýlen, potom je to spíše směrem dolů (tzn., že odhadovaná diskontní míra je spíše příliš nízká). Stručně naznačme, čím je to způsobeno. Tím, že jsme reálné úrokové míry seřadili podle velikosti a teprve následně rozčlenili do skupin, tak implicitně předpokládáme, že mezi reálnými úrokovými mírami v navzájem časově blízkých letech nejsou závislosti. Při tomto postupu tak například zjistíme, že průměr z nejnižších reálných úrokových měr je pouze 0,7 % (průměr za všechny vybrané země, viz tabulka 2). Ve skutečnosti ale tyto nejnižší reálné úrokové míry netvořily dekádu s nízkými úrokovými mírami, ale byly rozprostřeny v období více než třiceti let. Reálné úrokové míry mohly být v některých letech nízké proto, že byly v časově blízkých letech předcházeny nebo naopak následovány nadprůměrně vysokými reálnými úrokovými mírami. Jinak řečeno: mezi reálnými úrokovými mírami měřenými v jednotlivých letech může nastávat efekt (negativní) autokorelace. My tento efekt zanedbáváme, čímž poněkud snižujeme průměr ve skupině nejnižších úrokových měr a tedy je zde možnost, že tím vychylujeme odhad jistotně ekvivalentní míry diskontace mírně dolů, ale toto vychýlení se kvantitativně významně pravděpodobně neprojeví, zůstaneme-li v námi zvoleném časovém horizontu (tj. cca do 60 let).¹¹

Jistotně ekvivalentní diskontní míry jsou nutně nižší než výše navrhovaná průměrná úroková míra ve výši 3,2 % (to plyne přímo ze způsobu jejich výpočtu). Dále pozorujeme postupný pokles diskontní míry s prodlužujícím se obdobím diskontace. Pokles diskontní míry v čase je nelineární, ale pro praktické účely ho lze přibližně linearizovat následujícím vztahem:

$$r_T = 0,032 - 0,00016 \cdot T, \quad (5)$$

kde r_T je diskontní míra aplikovaná po celé diskontní období o délce T . Východiskem při výpočtu jistotně ekvivalentní úrokové míry pro nás byl průměr reálných úrokových měr bez odlehlých pozorování (3,2 %, viz tabulka 2), který snižujeme v důsledku nejistoty ohledně budoucích úrokových měr o 0,016 procentního bodu na každý rok délky diskontovaného období, protože to je přibližně sklon, ke kterému jsme došli na základě empirických dat.

¹¹ Kromě snižování průměru ve skupině nejnižších úrokových měr tím naopak zvyšujeme průměr ve skupině nejvyšších úrokových měr. Jak jsme výše ukázali, čím delší období bereme v potaz, tím dominantnější je vliv průměru nízkých úrokových měr. Vzhledem k tomu, že se omezujeme na období do cca 60 let, nemělo by případné vychýlení být při naší metodice kvantitativně významné.

4. Závěr

Veškerá debata o „správné“ velikosti společenské diskontní míry má povahu normativní. Ptáme se totiž, jaká míra diskontace „by se měla“ použít pro ten či onen účel, takže se nutně pohybujeme na tenkém ledě normativní ekonomie. Ať již vezmeme jako východisko přístup společenské časové preference nebo přístup společenských nákladů příležitosti, naše závěry mají nutně normativní povahu. Podle přístupu společenské časové preference by měl být zohledněn především klesající průběh tempa růstu spotřeby, ke kterému v ČR dojde v důsledku postupně se vyčerpávající reálné konvergence. Navíc jsme mírně upravili vliv úmrtnosti na společenskou míru časové preference, aby tento vliv byl teoreticky konzistentní. Podle našich kalkulací by měla společenská míra diskontace začínat zhruba na úrovni 5,4 % s tím, že by se každý rok v následujících čtyřiceti letech snižovala o 0,065 procentního bodu a poté by se ustálila na přibližně 2,8 %.

Společenskou míru diskontace odvozenou podle přístupu společenských nákladů příležitosti jsme založili na reálném výnosu z dlouhodobých vládních obligací. Vzhledem ke krátké řadě českých výnosů jsme upřednostnili historické výnosy za vybrané země OECD. Průměrný reálný výnos z dlouhodobých obligací byl 3,2 %. Tuto diskontní míru ale doporučujeme ještě snižovat cca o 0,016 procentního bodu pro každý rok délky evaluovaného období. Tímto způsobem je v odhadu zohledněna nejistota ohledně výše budoucích reálných úrokových měr. Tento přístup není založen na obtížně ověřitelných psychologických parametrech, o jaké se nutně musí opírat přístup společenské časové preference. Místo nich vstupují do odhadu společenské míry diskontace fakticky pozorované reálné úrokové míry, tj. empiricky vyjevené preference. I zpracování jistotně ekvivalentních úrokových měr je založeno na skutečném, empiricky pozorovaném rozložení reálných úrokových měr. Z tohoto důvodu proto preferujeme přístup společenských nákladů příležitosti, protože tento odhad je daleko méně závislý na subjektivních postojích.

Literatura:

- ANDRLE, M.; BRŮHA, J. 2004. Význam forem diskontování v ekonomickém modelování. *Politická ekonomie*. 2004, Vol. 52, No. 6, pp. 757–771.
- ARROW, J. K.; LIND C. R. 1970. Uncertainty and the Evaluation of Public Investment Decisions. *American Economic Review*. 1970, 60 (3), s. 364–378.
- ARROW, J. K. 2007. Global Climate Change: A Challenge to Policy. *The Economists' Voice*. 2007, roč. 4 (3), článek 2. Dosažitelné z <http://www.bepress.com/ev/vol4/iss3/art2>.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2004. Projekce obyvatelstva ČR do roku 2050, dostupné na <http://www.czso.cz>.
- DVOŘÁK, A.; BRŮHA, J.; BRŮHOVÁ-FOLTÝNOVÁ, H.; MELICHAR, J.; ŠČASNÝ, M. 2007. *Kapitoly z ekonomie přírodních zdrojů a oceňování životního prostředí*. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, Oeconomica, 2007.
- EVANS, D. 2004. A social discount rate for France. *Applied Economics Letters*. 2004, No. 11, s. 803–808.

- EVANS, D. 2006. Social Discount Rates for the European Union. [Working Paper n. 2006-20]. Milano: Università degli Studi di Milano, 2006.
- EVANS, D.; SEZER, H. 2002. A Time Preference Measure of the Social Discount Rate for the UK. *Applied Economics*. 2002, No. 34, pp. 1925–1934.
- EVANS, D.; SEZER, H. 2004. Social Discount Rates for Six Major Countries. *Applied Economics*. 2004, No. 11, s. 557–560.
- EVROPSKÁ KOMISE. 2008. Guide to Cost-Benefit Analysis of Investment Projects. Brusel: Evropská komise, 2008.
- FAMA, F. E. 1996. Discounting under uncertainty. *Journal of Business*. 1996, 69 (4), pp. 415–428.
- FREDERICK, S.; LOEWENSTEIN, G.; O'DONOGHUE, T. 2002. Time Discounting and Time Preference: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*. 2002, 40 (2), pp. 351–401.
- GOLLIER, C. 2002. Discounting an Uncertain Future. *Journal of Public Economics*. 2002, Vol. 85, pp. 149–166.
- HM TREASURY. 2003. *Green Book: Appraisal and Evaluation in Central Government*. London: HM Treasury, 2003.
- KLAUS, V.; TRÍŠKA, D. 2007. Ke kritice používání konceptu solidarity a diskriminace v intertemporální analýze tzv. globálních problémů. *Politická ekonomie*. 2007, Vol. 55, No. 6, pp. 723–750.
- KULA, E. 1984. Derivation of Social Time Preference Rates for the United States and Canada. *The Quarterly Journal of Economics*. 1984, 99 (4), pp. 873–882.
- MEJZLÍK, L.; PELÁK, J.; IŠTVÁNFOVÁ, J. 2008. Implementation of International Financial Reporting Standards into the Czech Accounting Regulation. In KIERKEGAARD, S. M. (ed.), *Business and Law: Theory and Practice*. New York: IATL, 2008.
- NĚMEC, OCHRANA, F. 2004.; ŠUMPIKOVÁ, M. 2008. Czech and Slovak Lessons for Public Administration Performance Evaluation, Management and Finance. *Ekonomický časopis*. 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 353–369.
- OCHRANA, F. 2004. *Hodnocení veřejných projektů a zakázek*. 3. vyd. Praha: ASPI Publishing, 2004.
- PAVEL, J.; SIČÁKOVÁ-BEBLAVÁ, E. 2008. Transparentnosť trhu verejného obstarávania v Českej republike a v Slovenskej republike. *Ekonomický časopis*. 2008, Vol. 56, No. 2, pp. 168–181.
- PEARCE, D. W. 2006. Discounting, in *Cost-Benefit Analysis and the Environment*, Paříž: OECD Publishing, 2006.
- PEARCE, D. W.; Ulph, D. 1999. A Social Discounting Rate for the UK. In PEARCE, D. W. (ed.), *Economics and Environment: Essays on Ecological Economics and Sustainable Development*. Cheltenham: Edward Elgar, 1999, s. 268–285.
- PERCOCO, M. 2007. A Social Discount Rate for Italy. *Applied Economics Letters*. 2007, 15/1, pp. 73–77.
- RADOVÁ, J.; DVOŘÁK, P.; MÁLEK, J. 2007. *Finanční matematika pro každého*, 6. aktual. vyd. Praha: Grada Publishing, 2007.
- SPACKMAN, M. 2004. Time discounting and of the cost of capital in government. *Fiscal Studies*. 2004, 25 (4), pp. 467–518.
- SPACKMAN, M. 2006. Social Discount Rates of the EU: an overview [Working paper n. 2006-33]. Milano : Fifth Milan European Economy Workshop, October 2006.
- STERN, N. 2007. *The Economics of Climate Change*. Cambridge: Cabinet Office - HM Treasury, Cambridge University Press, 2007.
- WEITZMAN, M. L. 1998. Why the Far-Distant Future Should Be Discounted at Its Lowest Possible Rate. *Journal of Environmental Economics and Management*. 1998, Vol. 36, pp. 201–208.
- ZHUANG, J.; LIANG, Z.; LIN, T; DE GUZMAN, F. 2007. Theory and Practice in the Choice of Social Discount Rate for Cost -benefit Analysis: A Survey [Economic and Research Department Working Paper No. 94]. Manila : Asian Development Bank, 2007. Dosažitelné z http://www.adb.org/Documents/ERD/Working_Papers/WP094.pdf.

EVALUATION OF PUBLIC PROJECTS FROM THE VIEWPOINT OF SOCIAL RATE OF DISCOUNT

Jan Kubiček, Czech National Bank, Na Příkopě 28, CZ – 110 00 Praha 1 (jan.kubicek@cnb.cz); **Leoš Vitek**, University of Economics, Prague, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (vitek@vse.cz).

Abstract

A social rate of discount is an important variable for cost-benefit analysis. Its size can be crucial for an approval (or disapproval) of the project under evaluation, therefore it is important to have a theoretically founded estimate of the discount rate. There are two main approaches to estimating the social rate of discount. The first one is a so called social time preference rate (STPR), which is composed of three components: pure time preference, mortality rate and a component reflecting secular growth of per capita consumption and wealth. We agree with other authors that although pure time preference is not in reality zero for individuals due to myopia and irrationality, it should be equal to zero from the point of view of the public sector. We have also shown why it is inconsistent to use mortality rate directly as a component of the STPR and why a somewhat lower rate should be used instead. These two components together with an estimate of gradually decreasing growth of per capita consumption give a gradually decreasing STPR for the Czech Republic starting at 5.4 % and converging in 40 years' period to 2.8 % per year. The other approach to estimating the social discount rate is based on social opportunity costs (SOC). We used long-term bond yields for estimating a certainty equivalent social discount rate. We found gradually decreasing discount rate as appropriate, which starts at 3.2 % and declines by 0.016 percentage points per every year of duration of the project.

Keywords

social rate of discount, cost-benefit analysis, intergenerational solidarity, pure time preference, certainty equivalence, long-term bonds

JEL Classification

D61, D63, H43