

IMPULZIVITA ROMŮ A ČECHŮ A JEJÍ PSYCHOLOGICKÉ, DEMOGRAFICKÉ A SOCIOEKONOMICKÉ KORELÁTY¹

Petr Houdek, Nina Rybáková*

Abstract

The Impulsiveness of the Roma Minority, the Czech Majority and the Psychological, Demographic, and Socioeconomic Correlations

The article examines the differences in individual discount rates among the Roma ethnic group (Gypsies) and the Czech ethnic group. Low income, low education, and currently unemployed participants (Roma N=27, Czechs N=23) were subjected to pilot experiments based on in-depth questionnaires. In addition to impulsivity (delay-discount rates), the correlation with cognitive aptitude, risk attitudes, and various socioeconomic and demographic characteristics were analysed. Even though the Roma group was characterised by lower cognitive abilities, education, and financial literacy, our results indicate that participants from both groups appear to be equally impatient, with discount rates close to the values of individuals dependent on addictive substances (according to the results of some earlier foreign studies). Nevertheless, the Roma ethnic group is better characterised by inconsistent discounting compared to the Czechs who behave more consistently. However, these results are not robust to alternative estimation characteristics. We also found a positive effect of financial literacy on savings in the Roma sample. The conclusion discusses the influence of the environmental context on impulsivity and reviews the limitations of the study.

Keywords: impulsiveness, Roma, Czech Republic, poverty, cognition, discounting, time preference, financial literacy, self-control, savings

JEL Classification: J15, J22, I32

Úvod

Obyvatelé Mostu s přilehlým chanovským okrskem obývaným výlučně Romy se často setkávají s následující situací. V den výplaty sociálních dávek se na parkovištích mosteckých hypermarketů objeví vozy taxislužby, které přivezou obyvatele Chanova na nákup a čekají, až jejich klienti nakoupí, aby je pak zase odvezli do jejich domovů. V době před výplatou sociálních dávek však romské domácnosti univerzálně nemají žádné finanční prostředky a zadlužují se u lichvářů při extrémně vysokých úrokových sazbách. Stejně časté jsou situace, kdy je obyvatel Chanova zaměstnán, na pracoviště se však nedostaví či jej záhy opouští. Důvodem ukončení pracovního poměru je získání jednodenní pracovní

1 Za cenné komentáře bychom chtěli poděkovat Marku Hudíkovi, Jiřímu Lahvičkovi, Heleně Pjechové, a zejména pak Haně Synkové (Univerzita Pardubice) a rovněž řediteli DRK, o.p.s. panu Martinu Nebesařovi a pracovníkům agentur RIC, s.r.o. a Asista, s.r.o. za možnost provedení experimentu v Chanově a za uvedení do tamních realit.

* Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta podnikohospodářská (petr.houdek@gmail.com), Oracle Česká republika (ni.rybakova@gmail.com).

nabídky s výplatou „na ruku“. Těto příležitosti – která je bezesporu daňově výhodnější, nicméně stále jen jednorázová – dá přednost před pravidelnou, avšak měsíčně vyplácenou mzdou (obě dle svědectví N. R.).

Zvažování dlouhodobých dopadů svých rozhodnutí, sebekontrola či trpělivost bezpochyby ovlivňují život člověka. Dlouhodobá šetření potvrzují, že v dětství zjištěné míry sebekontroly jsou v čase stabilní a predikují úroveň fyzického i mentálního zdraví, vzdělání, příjmu, nebo i to, zda se člověk stane závislým na měkkých či tvrdých drogách, stav osobních financí či kriminální zkušenost v dospělosti [Casey et al., 2011; Moffitt et al., 2011]. Důležitost těchto korelativních studií pramení i v demonstraci, že jednoduché, dotazníkově či laboratorně zjišťované ukazatele stupně sebekontroly dokáží predikovat reálné chování. Studie metodicky identická s naší prokázala, že výsledky dotazníkových experimentů, které měří preference respondentů mezi různě vzdálenými různě vysokými peněžními odměnami, jsou schopny určit parametry impulzivnosti či časové nekonzistence chování silně korelující s přejídáním, kouřením, opjíváním se, nezapínáním bezpečnostních pásů, neužíváním energeticky úsporných opatření, nedostatečným spořením na důchod či vysokými spotřebními úvěry [Bradford et al., 2014]. Řada dalších prací potvrzuje, že impulzivní, nekontemplativní jednání silně souvisí se zadlužováním [Meier a Sprenger, 2010], nadváhou [Courtemanche, Heutel a McAlvanah, 2014], vyšší spotřebou alkoholu či cigaret [Sutter et al., 2013], nedostatečnou fyzickou aktivitou či zanedbáváním preventivní lékařské péče [Bradford, Zoller a Silvestri, 2010], neoptimálním placením daní [Houdek a Koblovský, 2015] a šíří spotřebitelského rozhodování [Houdek, 2016].

Cílem této práce je představit analytické nástroje pro měření ne/trpělivosti a časové ne/konzistence chování, které umožňují kvantifikaci mezičasového uvažování. Jako pilotní případová studie byla zvolena komparace romské skupiny respondentů (populace z Chanova, tj. sociálně vyloučené etnické minority) a obdobné české, neromské skupiny osob aktuálně nezaměstnaných, se základním až středoškolským vzděláním a nízkým sociálním statutem. Hlavní hypotézou práce je ověřit, zda lze úvodní ilustraci krátkozrakého a nekonzistentního chování Romů a podobné jednání (viz další sekce) vysvětlit jejich stereotypizovanou nízkou mírou trpělivosti a nekonzistentním uvažováním, nebo zda se jedná o důsledek jiných faktorů. V rámci explorativního přístupu zjišťujeme kovariantní individuální proměnné na psychologické (úroveň kognitivních schopností), socioekonomické (výdaje domácnosti, finanční gramotnost) a demografické vlastnosti respondentů, jakož i jejich vztahu k riziku.

Naše výsledky ukazují, že se participantí z obou sledovaných etnických skupin v míře trpělivosti neliší. Závěr je limitován nízkým počtem našich participantů a (i přes snahu o homogenní vzorek) odlišnostmi mezi oběma etnickými skupinami. Na základně ilustrativní komparace s dřívějšími zahraničními studiemi demonstrujeme, že trpělivostí se členové obou skupin blíží k alkoholikům [Kirby a Petry, 2004; Kirby, Petry a Bickel 1999], jsou tudíž poměrně netrpěliví. Dílčí výsledky dále poukazují na možnou existenci rozdílů v konzistenci voleb mezi sledovanými skupinami. Participantí romské skupiny jeví známky nekonzistence-naivity, tudíž jsou lépe charakterizováni hyperbolickým diskontním modelem. Rozhodování české skupiny naopak lépe vystihuje konzistentní model exponenciální. Výsledky jsou však závislé na specifikaci testu a obecně nejsou robustní (závěrem této pilotní studie je zjevné doporučení o provedení rozsáhlejšího šetření).

Článek je strukturován následovně, další kapitola krátce shrnuje situaci Romů v Česku a nabízí teoretické uchopení trpělivosti. Nato je představen teoretický aparát měření trpělivosti a časové konzistence. Následuje empirická část popisující terénní šetření (vzorek respondentů a podobu dotazníkového šetření). Část Výsledky šetření a jejich diskuze ukazuje závěry testování odlišností diskontních měř mezi skupinami, korelaci zjištěných diskontních měř s dalšími proměnnými a míru konzistence časových preferencí. Závěr diskutuje limity zjištění i přístupu a jeho možná rozšíření či aplikace.

1. Situace Romů v Česku a otázka trpělivosti

Romové v Česku jsou obecně skupinou s nízkým sociálně-ekonomickým statutem. Dle dokumentu Úřadu vlády ČR *Zpráva o stavu romské menšiny v České republice za rok 2013* [2014] dosáhne pouze 30 % Romů středoškolského vzdělání (v. 79 % „neromů“) a nadproporcionální množství romských dětí je zařazeno do praktických základních škol či diagnostikováno s lehkou mentální dysfunkcí. Romové mají vůči většinové společnosti mnohem vyšší míru nezaměstnanosti, obvykle dlouhodobé. V sociálně vyloučených lokalitách není zaměstnáno 70 až 100 % obyvatel. Většina romských domácností je zadlužená. Zdravotní stav romské populace je rovněž silně pod úrovní průměru většinové populace, ať už se jedná o dobu dožití či využívání preventivní péče. Zůstává otázkou, nakolik a zda hraje v tomto chování roli Romům tolik připisovaná impulzivita, emoční nestabilita či zda svou roli sehrávají jiné faktory, jako problémy identity a různé formy sociální a prostorové exkluze a segregace [Mappes-Niediek, 2013; Růžička, 2011; Skupnik, 2007].

Odbornou literaturu věnující se tématu trpělivosti lze obecně rozdělit na dva proudy. První ji chápe zejména jako vrozenou psychologickou vlastnost (resp. ekonomickou nízkou časové preferenci) a dokazuje, že trpělivější lidé jsou rozvážnější, ochotnější k dlouhodobým investicím do sebe a nepodléhají tolik okamžitým slastem, resp. jsou schopni efektivněji regulovat svoje emoce [Dickman, 1990; Dohmen et al., 2010; Frederick, 2005]. Díky těmto individuálním vlastnostem dosahují vyššího vzdělání, mají vyšší příjem a dožívají se vyššího věku, resp. jsou zdravější [Casey et al., 2011; Moffitt et al., 2011]. Nicméně i mezi kognitivně schopnějšími lze najít jak více, tak méně trpělivé – což naznačuje, že trpělivost je nejen vrozená, ale i naučená, ovlivněná vzděláním, výchovou a jinými, kontextuálními faktory [Borghans et al., 2008; Spears, 2011].

Zde se dostáváme ke druhému proudu, který akcentuje sociální rozměr trpělivosti a spíše opačnou kauzalitu – kontrole impulzů, plánování, trpělivosti se učíme od lidí, s nimiž interagujeme a z motivačních struktur prostředí, v němž žijeme. Kupříkladu Becker a Muligan [1997] shrnují, že vzdělání a výchova představují určitou formu přípravy na život, při které se mladí lidé dozvídají o možných problémech, které je mohou v dospělosti a stáří potkat. Díky nástrojům jako je formální vzdělání [Anderson et al., 2004], soužití s rodiči či prarodiči získávají informace o důležitých problémech souvisejících s trpělivostí a důležitostí odkladu okamžitého uspokojení (např. formou spoření). Děti se takto seznamují s výdaji na potřeby (u svých prarodičů s výdaji na léky, na návštěvy lékaře, na nákup dražšího zboží) a zjišťují, že veškeré potřeby nelze financovat pouze z aktuálního příjmu a že je tudíž nutné spořit. Pomocí tohoto systému učení mají možnost seznámit se i se „sankcemi“ spojenými s netrpělivostí (zadlužování se, nedostatečné finanční zabezpečení, snížení životní úrovně při výpadku příjmů apod.).

V každém z těchto přístupů hrají významnou roli faktory prostředí. Nedostatek finančních zdrojů, životní nejistota, proměnlivost a rizikovost okolí mohou vést k (zdánlivě) impulzivité chudých, což ovšem neznamená, že by impulzivnější lidé byli předurčení k chudobě [Mullainathan a Shafir 2013; Shah, Mullainathan a Shafir, 2012]. I na první pohled iracionální chování z naší úvodní ilustrace s přeplácením vozů taxislužby lze vysvětlit jako důsledek prostorové exkluze a obtížnosti ve využití pravidelné přepravy, resp. její časové i finanční náročnosti [Růžička, 2011]; preference výplaty „na ruku“ i při obětování trvalého pracovního úvazku může být důsledkem nejistého smluvního a právního zajištění zaměstnání apod. [Mappes-Niediek, 2013].

2. Teoretický aparát měření trpělivosti a časové konzistence

Na vnímání času či na míru trpělivosti lze nahlížet z mnoha úhlů [Frederick, Loewenstein a O'Donoghue, 2002]. V této práci využijeme standardní přístup mezičasové preference využívaný v ekonomii. Jde o zjišťování míry trpělivosti měřené diskontní mírou, která odráží preferenci ve volbě mezi okamžitou/brzkou odměnou nebo odloženou větší odměnou. Dalším aspektem je zjišťování konzistence mezičasových preferencí – zda jsou projevená rozhodnutí o budoucích volbách v průběhu času stabilní.

Lidé obecně preferují odměnu získanou okamžitě, přitažlivost odměny s prodloužováním doby jejího získání proto slábne, resp. subjekty vyžadují kompenzaci za odklad uspokojení. Diskontní míra udává intenzitu, s níž odměna v průběhu času ztrácí pro subjekt hodnotu. Je-li někdo ochoten odložit získání 100 Kč dnes ve prospěch získání přinejmenším 150 Kč za rok, prokazuje diskontní úrokovou míru 50 % p. a. Impulzivnější subjekty mají vyšší diskontní míru, diskontovaná současná hodnota 150 Kč za rok je pro ně nižší než 100 Kč dnes a volily by raději dnešní výplatu.² S růstem trpělivosti naopak klesá projevená diskontní míra a roste současná hodnota budoucí odměny.

Druhým aspektem je konzistence. Pakliže subjekt projevil výše zmíněnou 50% diskontní míru, platilo by, že při rozhodnutí, kolik chce obdržet, má-li odložit 100 Kč získaných za rok na termín za 2 roky, by měl opět vyžadovat alespoň 150 Kč. V těchto případech jsou však subjekty obvykle ochotny akceptovat mnohem méně [Frederick, Loewenstein a O'Donoghue, 2002], tj. v průběhu času diskontní míra klesá. Subjekty vykazují nekonzistentní rozhodování,³ které se projevuje nedodržováním plánů, impulzivitou či prokrastinací [Ariely a Wertenbroch, 2002; Bryan, Karlan a Nelson, 2010], popř. v úvodu uvedeným cyklickým vývojem období nadměrné spotřeby a intenzivním utrácením a obdobími nedostatku [Shapiro, 2005].

2 Uvedený příklad je však zjednodušený. Předpokládáme, že subjekt v něm porovnává absolutní hodnoty odměn, nikoliv subjektivní pocity ze získání odměny. Funkce subjektivní hodnoty peněz však má obvykle konkávní průběh [Frederick, Loewenstein a O'Donoghue, 2002], takže subjektivní odměna z peněz s růstem jejich objektivního množství roste pomaleji (intuitivně je zřejmé, že zisk 50 Kč je prožíván intenzivněji, nemá-li subjekt nic, než zisk 50 Kč, má-li subjekt třeba již 10 000 Kč). Vzhledem k tomu, že v námi užitém experimentu jsou použity malé rozdíly mezi alternativami (navíc subjekty málokdy při těchto úlohách zvažují dopady volby na své celkové bohatství [Thaler, 1999]), abstrahuje práce od subjektivních odměn a uvažuje absolutní hodnoty odměn.

3 Platí-li kupříkladu, že osoba preferuje 100 Kč dnes před 150 Kč za rok a zároveň preferuje 150 Kč za dva roky před 100 Kč za rok, dochází k nekonzistenci. Jelikož po uplynutí roku a stejné volbě se její minulá preference 100 Kč dnes oproti 150 Kč za rok dostává do rozporu s druhou volbou.

2.1 Formalizace trpělivosti – diskontní modely chování

Po intuitivním představení popíšeme modely měření trpělivosti participantů. Ti budou projevoval své preference při mezičasových volbách tehdy, budou-li postaveni před volbu mezi několika uspokojeními, která nastávají v odlišných momentech. Pro možnost volby, jaké uspokojení je pro subjekt v současnosti vyšší, je třeba budoucí hodnoty (F) a současné (P) postavit na roveň. Subjektivní přisuzování hodnoty (P) hodnotě (F) popisuje funkce, kterou lze univerzálně zapsat následovně:

$$U^t = \sum_{k=0}^n F(k)u(c_{t+k}), \quad (1)$$

kde k představuje časové zpoždění uspokojení, s rostoucím k klesá hodnota diskontní funkce $F(k)$. Snižující se váhy reprezentují netrpělivost subjektu. Nejvyššího uspokojení z odměny dosáhne subjekt s nulovým zpožděním $k=0$, kdy je váha $F(0)$ rovna jedné. Čas, ve kterém se uskutečňuje mezičasová volba je značen t , c_{t+k} je hodnota alternativy uskutečněné se zpožděním k a přináší subjektivní uspokojení $u(c_{t+k})$. V následujícím textu je $F(k)$ nazýváno diskontním faktorem a značeno δ . Diskontní faktor vyjadřuje váhu budoucího uspokojení $u(c_{t+k})$ při dané subjektivní diskontní míře a daném zpoždění k . U^t je celkové uspokojení.

Využijeme dva diskontní modely – konzistentní exponenciální (EUT) a nekonzistentní hyperbolický (HUT). Oba modely jsou sestaveny podle obecné funkce rovnice 1. Liší se však tím, že diskontní faktor v modelu EUT je v čase stálý, s každou časovou jednotkou zpoždění k se okamžikové uspokojení $u(c_{t+k})$ vždy sníží o δ . HUT se na rozdíl od EUT vyznačuje dynamickou nekonzistencí způsobenou tím, že s rostoucím zpožděním k hyperbolicky klesá současná hodnota okamžikového uspokojení ze spotřeby $u(c_{t+k})$.

Exponenciální diskontní model se stal již od svého vzniku [Samuelson, 1937] nejpopulárnějším typem diskontování budoucích hodnot na současné. Předpokládá konstantní diskontní míru ε v čase:

$$U^t_{(c_t, \dots, c_T)} = \sum_{k=0}^{T-t} u(c_{t+k}) \left(\frac{1}{1+\varepsilon} \right)^k; \\ t = 0, 1, \dots, T; \varepsilon \in (0; 1); \left(\frac{1}{1+\varepsilon} \right)^k \leq 0; \quad (2)$$

$$U^t_{(c_t, \dots, c_T)} = \sum_{k=0}^{T-t} u(c_{t+k}) \delta^k; \quad (3)$$

$$\text{kde } \frac{1}{1+\varepsilon} = \delta;$$

kde $U=(u_p, \dots, u_T)$ je celková funkce uspokojení c_t v čase (t, T); $u(c_{t+k})$ je okamžikové uspokojení ze c v $t+k$; ε je diskontní míra; $(\delta)^k$ je diskontní faktor okamžikového uspokojení $u(c_{t+k})$ v čase $t+k$ na současnou hodnotu času t . Pro potřeby předložené práce lze rovnice zjednodušit vzhledem k tomu, že pro výpočet individuálních diskontních měr budou k dispozici vždy jen dvě hodnoty odměny P a F :

$$P = F \left(\frac{1}{1 + \varepsilon} \right)^k ; \quad (4)$$

P je současná hodnota odměny; F je budoucí hodnota odměny vyplacená se zpožděním k dnů a ε je exponenciální diskontní míra, kterou lze vyjádřit jako

$$\varepsilon = \left(\frac{F}{P} \right)^{\frac{1}{k}} - 1. \quad (5)$$

Pakliže se subjekt chová konzistentně, lze jeho volby popsat s využitím rovnice 4 a lze určit jeho stabilní individuální diskontní míru. Např. při volbě mezi dnešní výplatou 1470 Kč a výplatou 1800 Kč za 89 dní by subjekt, jehož denní exponenciální diskontní míra činí 0,005 (5,175 % p. a.), zvolil dnešní výplatu 1470 Kč, protože současná hodnota budoucí výplaty (1800 Kč) při jeho denní exponenciální míře diskontu (0,005) je nižší (1155 Kč) než 1470 Kč.

EUT je, zejména v ekonomických analýzách, využíván jako normativní model díky své jednoduchosti a srozumitelnosti. Tyto výhody jsou vykoupeny zásadní nevýhodou, a to že jeho výsledky podávají nereálné závěry o individuálním chování ekonomických subjektů. Konstantnost diskontního faktoru v realitě není pozorována [Frederick, Loewenstein a O'Donoghue 2002; Laibson, 1997]. Nejtěžším se ukazuje odložit okamžité uspokojení („tady a teď“), proto hodnota alternativy výrazně klesne, musí-li být z přítomnosti odložena (což implikuje vysoký diskontní faktor). Naopak odložit vzdálené uspokojení na ještě pozdější dobu, obvykle lidem problémy nečiní (což implikuje nízký diskontní faktor). Proměnlivost diskontního faktoru v čase, vyjadřující dynamickou nekonzistenci časových preferencí, je hlavním rozdílem mezi EUT a HUT. Nejpoužívanějším vyjádřením výše popsaného chování je hyperbolická diskontní funkce [Loewenstein a Prelec 1992] vyjádřená takto:

$$U_{(c_t, \dots, c_T)}^t = \sum_{k=0}^{T-t} u(c_{t+k}) \left(\frac{1}{1 + \alpha k} \right)^{-\gamma/\alpha} ; \alpha, \gamma > 0; \quad (6)$$

kde $U=(u_t, \dots, u_T)$ je celková funkce uspokojení c_t v čase (t, T) ; $u(c_{t+k})$ je okamžikové uspokojení c v $t+k$; parametr α určuje váhu, v jaké se funkce liší od konzistentního diskontování (čím blíže je α nule, tím více se HUT blíží EUT); γ je individuální parametr, jehož účelem je zpřesnit zakřivení (netrpělivost) při konkrétních hodnotách uspokojení a zpoždění; je diskontní faktor okamžikového uspokojení $u(c_{t+k})$ v čase $t+k$. Pro výpočet hyperbolické míry diskontu bude využita upravená forma rovnice 6, kde $\alpha = \gamma$:

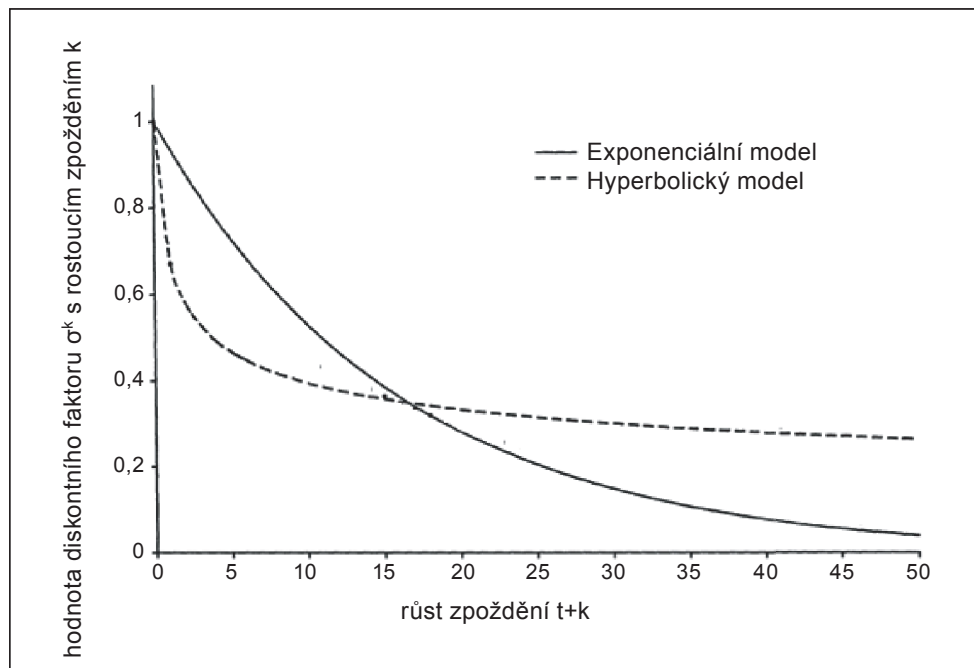
$$P = F \left(\frac{1}{1 + hk} \right); \quad (7)$$

kde P je současná hodnota odměny; F je budoucí hodnota odměny vyplacená se zpožděním k dnů a h je hyperbolická diskontní míra, kterou lze z rovnice 7 vyjádřit jako:

$$h = \frac{\left(\frac{F}{P} \right) - 1}{k} \quad (8)$$

Obrázek 1 nabízí srovnání grafického vyjádření funkcí při exponenciálním a při hyperbolickém diskontování budoucích hodnot uspokojení na současné. Na ose x je vyjádřeno zpoždění, na ose y se měří současná hodnota uspokojení zpožděného o k let. Jak je patrné, pro oba modely je hodnota uspokojení v čase s nulovým zpožděním $k=0$ rovna jedné a postupně klesá. V HUT s rostoucím k hyperbolicky klesá současná hodnota uspokojení s tím, jak v čase roste trpělivost subjektu (klesá h). U exponenciálního modelu klesá uspokojení stejnou měrou (ϵ) s každým obdobím odložení.

Obrázek 1 | Srovnání E a H modelu časových preferencí



Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: Pro EUT je $(\frac{1}{1+\epsilon}) = 0,944$; pro HUT je v diskontním faktoru $(\frac{1}{1+\alpha k})^{-\gamma/\alpha}$ $\alpha=4$ a $\gamma=1$. HUT znázorňuje, jak uspokojení odložené ze současnosti intenzivně ztrácí na přitažlivosti. Naopak alternativy nastávající kupř. v 25. a 30. roce jsou hodnoceny skoro identicky.

3. Empirická část: Terénní šetření

3.1 Vzorek respondentů

Sběr dat probíhal v Chanově, dále v Mostě, z části i v Litvínově a Lounech se svolením agentur organizujících rekvalifikační kurzy a projekty Evropského sociálního fondu (dále ESF) pro Úřad práce v Mostě (dále ÚP). Oslovené agentury – Dům romské kultury, o.p.s. v Chanově (dále DRK) a Asista, s.r.o. a RIC, s.r.o. v dalších městech – byly požádány o souhlas s předložením dotazníků svým klientům ve vybraných termínech. Kurzy agentur byly zvoleny dle vzdělanostní úrovně účastníků. Požadavek na stejnou vzdělanostní úroveň respondentů vyplýval ze snahy zabezpečit srovnatelnost obou zkoumaných

skupin. Po domluvě s pracovníky agentur byly vytipovány takové kurzy, v nichž bylo nejvyšší dosažené vzdělání účastníků na nižší úrovni, tj. ZŠ, případně SŠ bez maturity.⁴

Podobné socio-ekonomické vlastnosti obou etnických skupin byly základním požadavkem zaručujícím možnost následného srovnání. Podmínkou studie bylo, aby všichni účastníci experimentu byli obyvateli Ústeckého kraje, měli shodný socioekonomický status, jednalo se o nezaměstnané, evidované na ÚP. Jednalo se zároveň o osoby, které byly ochotny zvyšovat si svou kvalifikaci prostřednictvím rekvalifikačního kurzu.

Chanov je sociálním i geografickým ghettem, jehož populace se skládá v naprosté většině z romských domácností. Míra nezaměstnanosti je v Chanově mimořádně vysoká, 9 z 10 rezidentů nemá práci (dle informací ředitele DRK). Chanov je sice mosteckým sídlištěm, ale svou polohou na okraji města, navíc lemovaný z obou stran rušnou komunikací (železniční tratí z jedné a dvouproutdou silnicí z druhé strany) je vyčleněn z městského celku (viz obrázek 2.).

Obrázek 2 | Lokalizace Mostu a Chanova



Zdroj: vlastní koláž s využitím serveru mapy.cz

4 Chanovští romští respondenti byli účastníky projektu ESF s názvem „Jiná cesta k zaměstnání“, v jehož rámci se účastnili těchto rekvalifikačních kurzů: domovník, stavební práce a základy obsluhy počítače. Respondenti české skupiny z ostatních měst byli účastníky projektu „První šance mladým bez vzdělání“, který nabízel rekvalifikace v oborech kadeřnice, obsluha vysokozdvížných zařízení, modelář nehtů a základy obsluhy osobního PC a projektu „Dispečer logistiky“.

Věk respondentů se pohyboval v rozmezí 16 až 56 let, medián věku byl 23 let, u Romů 27 let (SD = 11,3), u Čechů 23 let (SD = 6,2). Celý experimentální vzorek měl nižší vzdělání (ZŠ 56,7%, vyučení 26,7%, SŠ s maturitou 15%, 1,7% vyšší odborné vzdělání). Ačkoliv bylo snahou získat respondenty s podobným dosaženým vzděláním pro obě skupiny, česká skupina v průměru dosáhla vyššího vzdělání (ZŠ 16%, vyučení 44%, SŠ s maturitou 36%, 4% vyšší odborné vzdělání) než Romové (ZŠ 85,7%, zbytek vyučení).

Účast respondentů na šetření byla dobrovolná, byli ubezpečeni o anonymitě získaných dat, každý respondent podepsal informovaný souhlas a získal za spolupráci paušální peněžní odměnu 100 Kč. Žádný účastník rekvalifikačních kurzů, s kterým šetření začalo, spolupráci v průběhu šetření neodmítl. Respondentům bylo jak písemně v dotaznících, tak ústně zdůrazněno, že pro výzkum jsou podstatné především jejich osobní názory a preference a že většina otázek má subjektivní charakter. Byli upozorněni, že pokud by se pokusili opisovat či radit se s někým jiným, byli by z výzkumu automaticky vyřazeni při ztrátě nároku na odměnu. Tento případ nenastal.

Šetření bylo cíleno na 100 klientů rekvalifikačních kurzů, přičemž s účastí souhlasilo 60 respondentů, analýza dat vychází ze vzorku čítajícího 50 respondentů (27 Romů, 23 Čechů). Důvodem vyloučení osmi Romů a dvou Čechů je vynechání či zjevně nesprávné vyplnění rozsáhlých částí jejich dotazníku. Vzorek se skládá z 27 mužů a 23 žen.

3.2 Dotazníkový sběr dat

Data pro experiment byla získána na základě hloubkového dotazování. Dotazník se skládal z šesti částí – zjišťoval základní socioekonomické a demografické vlastnosti a informace o výdajích a úsporách domácnosti respondenta, testoval finanční gramotnost, kognitivní schopnosti a rizikové a časové preference. Při šetření byly stanoveny časové limity pro vyplnění každé části, respondenti byli ve všech případech hotovi před limitem. Respondenti byli vybízeni, aby se ptali přítomného výzkumníka, pakliže by jim byly otázky či úkoly nejasné. Každá část byla zároveň slovně vysvětlena.

První část se zaměřovala na základní demografické charakteristiky respondenta z hlediska věku, vzdělání, pohlaví a počtu členů společné domácnosti. Druhá část představovala kognitivní inteligenční test (*Cognitive Reflection Task*, CRT) o pěti otázkách. Nebyly nabídnuty žádné možnosti odpovědí. První tři otázky byly standardizované dle [Frederick, 2005]:

Pálka a míček stojí dohromady 110 Kč. Samotná páłka stojí o 100 Kč více než míček. Míček stojí _____ Kč

Pokud 5 strojů vyrobí za 5 minut 5 televizí. Jak dlouho by trvalo 100 strojům vyrobit 100 televizí? Trvalo by to _____ minut

Na hladině jezera začaly růst lekníny. Každý den vždy zdvojnásobí zarostlou plochu. Za 48 dnů zarostly veškerou plochu hladiny jezera. Jak dlouho jim trvalo zarůst přesně polovinu vodní plochy? Polovinu plochy jezera zarostou za _____ dní

Účastníte se závodu, v jehož závěru předběhnete druhého závodníka. Na jakém místě doběhnete?

Kolikátý(á) doběhnete do cíle _____

Terezin otec má 5 dcer: 1. Alenu, 2. Blanku, 3. Cecílii a 5. Evu. Jak se jmenuje jeho čtvrtá dcera? Jméno čtvrté dcery je _____

Výsledky testu aproximují respondentovy kognitivně analytické schopnosti, a jelikož otázky svádí k impulzivně chybným odpovědím,⁵ test měří i schopnost emoční regulace. Test CRT byl zvolen pro snadnost jeho zadání a časovou nenáročnost. Výhodou testu je, že tolik nezávisí na úrovni dosaženého vzdělání respondenta a kulturních artefaktech jako mnoho inteligenčních testů.

Informace o časových preferencích jednotlivých respondentů podala třetí část dotazníku. Respondenti byli vystaveni volbám mezi dvěma hypotetickými výplatami. Tato část obsahovala 33 voleb sestavených podle stejného vzorce. Respondentovi byly nabídnuty dvě možnosti – první zvolit dnešní nižší výplatu (P), nebo zvolit opožděnou výplatu, u které by byl za zpoždění (t dnů) kompenzován vyšší částkou (F), než mu byla nabídnuta dnes.

Příkladem otázek třetí části je:

Které výplatě odměny dáte přednost?

1020 Kč dnes

1500 Kč za 30 dní

Které výplatě odměny dáte přednost?

2010 Kč dnes

2250 Kč za 119 dní

V práci uplatňujeme dvojí analýzu. První verze pracuje s 27 volbami dotazníku, druhá využívá 33 otázek. Analýza dvojího druhu umožňuje ilustrativní srovnání s výsledky v minulosti provedených studií (přímou komparaci neumožňuje odlišnost našeho přístupu, kupř. respondentům předkládáme více škál). Zkrácená verze bude využita pro srovnání zjištěných měř časové preference se studií lidí závislých na návykových látkách [Kirby a Petry, 2004; Kirby, Petry a Bickel 1999]. Skupina nabízí přirozené měřítko pro impulzivní rozhodování. Verze dotazníku mezičasových voleb s 33 otázkami poskytne výsledky srovnatelné se studií provedenou na vzorku 64 vysokoškolských studentů ekonomického doktorského programu; tj. druhý extrém ve finančních mezičasových preferencích [Doyle a Chen, 2010]. Zjistíme, zda se preference vysokoškoláků a závislých liší od rozhodování romské a české skupiny a všech respondentů jako nezaměstnaných osob s nižším vzděláním.

Individuální hodnoty mezičasových měř byly respondentům přiřazeny na základě jimi projevených preferencí ve 33 (27) hypotetických volbách mezi dvěma odměnami.

5 Většina respondentů u první otázky uvede 10 Kč za míček, což se při zamyšlení ukáže jako chybná odpověď, protože páčka by pak musela stát 110 Kč, což je dohromady 120 Kč. U druhé otázky svádí zadání k odpovědi 100 minut, nikoliv správných 5 minut atd.

Například, respondentovi byla nabídnuta dnešní výplata 1470 Kč nebo výplata 1800 Kč odložená o 89 dnů. Za předpokladu, že by byl respondent indiferentní mezi oběma výplatami, pak by jeho hyperbolická, resp. exponenciální diskontní míra měla hodnotu 0,00252 (resp. 0,00228). Pokud respondent zvolí dnešní výplatu, pak jeho diskontní míra musí být vyšší než 0,00252 (resp. 0,00228). Pokud by stejný respondent zvolil v další otázce (1800 nyní; 2400 za 81 dní) možnost dnešní výplaty, pak by jeho hyperbolická, resp. exponenciální míra diskontu byla nižší než 0,00412 (resp. 0,00355). Na základě těchto dvou otázek by bylo možné tvrdit, že mezičasová míra preference tohoto respondenta leží v intervalu (0,00412; 0,00252), resp. (0,00355; 0,00228).⁶

Čtvrtou částí dotazníku byl test finanční gramotnosti. Jeho otázky byly inspirovány učebnicí finančních dovedností [Skořepa a Skořepová, 2008]. Respondenti měli ke každé z pěti otázek čtyři možnosti odpovědi, z nichž vždy jen jedna byla správná. Pátou část tvořil test zaměřený na vztah k riziku inspirovaný dle [Lau et al., 2005; Harrison, Lau a Williams, 2002]. Neochota riskovat může mít významný dopad na impulzivitu – riziku se vyhýbající lidé preferují dřívější výplatu či obecně dřívější alternativu, protože čas sám o sobě se pro ně může jevit jako rizikový faktor (kupř. v delším období vyplácející organizace může zkrachovat, může být porušen slib apod.). Pokud se předpokládá neutrální vztah k riziku pro subjekty, které jsou ve skutečnosti rizikově averzní, jsou zjištěné míry časové preference neúměrně vysoké. Za jinak stejných okolností mají rizikově neutrální subjekty nižší míry časové preference než subjekty averzní. Většina publikované literatury tento aspekt rozhodování nezvažuje a identifikovaná diskontní míra (impulzivita) subjektů je proto nadhodnocována [Andersen et al., 2008].

Respondentům byla předložena tabulka 1, která poskytovala informace o podmínkách dvou loterií A a B.⁷

6 Pokud by v ideálním případě respondenti volili dnešní výplatu až do konkrétní míry časové preference, a poté jen budoucí výplatu, pak by bylo snadné určit jejich individuální diskontní míru – například jako geometrický průměr minima a maxima takto vzniklého intervalu. Protože kromě 15 respondentů tohoto ideálního případu většina respondentů nedosáhla (a alespoň jednou volili nekonzistentně), pro zjištění jejich diskontní míry byl použit přepočítání dle velikosti procenta konzistentních voleb. Individuální konzistence časových preferencí představuje procento, ve kterém byly respondentovy volby ve shodě s jemu přidělenou diskontní mírou preferencí. Pro každého respondenta byl zjištěn počet konzistentních voleb mezi předloženými volbami. Následně pak byla respondentovi přisouzena taková míra časové preference, pro niž respondent dosáhl nejvyšší konzistenci ve svých volbách. V případech, ve kterých respondent dosáhl stejný nejvyšší počet konzistentních voleb pro více měr, byla výsledná hodnota diskontní míry dána na základě geometrického průměru měr se stejným nejvyšším počtem konzistentních voleb.

7 Poslední sloupec hodnot EV a CRRA neměli respondenti k dispozici.

Tabulka 1 | Výplatní tabulka pro ohodnocení sklonu k riziku

Kolo slosování	Pravděpodobnost v kole (pro obě loterie)		Loterie A	Velká výhra (Kč)	Malá výhra (Kč)	Loterie B	Velká výhra (Kč)	Malá výhra (Kč)	EV _A	EV _B	EV _A -EV _B	CRRA
	velké výhry	malé výhry										
1	10%	90%	A	1900	1500	B	3350	100	1540	425	1115	-∞; -1,99
2	20%	80%	A	1900	1500	B	3350	100	1580	750	830	-1,99; -1,16
3	30%	70%	A	1900	1500	B	3350	100	1620	1075	545	-1,16; -0,66
4	40%	60%	A	1900	1500	B	3350	100	1660	1400	220	-0,66; -0,29
5	50%	50%	A	1900	1500	B	3350	100	1700	1725	-25	-0,29; 0,02
6	60%	40%	A	1900	1500	B	3350	100	1740	2050	-310	0,02; 0,3
7	70%	30%	A	1900	1500	B	3350	100	1780	2375	-595	0,3; 0,59
8	80%	20%	A	1900	1500	B	3350	100	1820	2700	-880	0,59; 0,9
9	90%	10%	A	1900	1500	B	3350	100	1860	3025	-1165	0,9; 1,32
10	100%	0%	A	1900	1500	B	3350	100	1900	3350	-1450	1,32; ∞

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: Obě loterie (A i B) mají fixní pozitivní hodnotu hypotetické „velké výhry“ a „malé výhry“ – za předpokladu, že by respondentův los nebyl v loterii tažen, získal by cenu útěchy v hodnotě „malé výhry“. Loterie nabízely vždy sadu „výhra“ – „prohra“, při volbě loterie A buď 1900 Kč, nebo 1500 Kč; při volbě loterie B buď 3350 Kč, nebo 100 Kč. Loterie A představovala vzhledem k malému výkyvu hodnot výher jistější možnost, loterie B s velkým rozdílem mezi možnostmi představovala riskantnější hru. V každém z devíti kol byla jiná pravděpodobnost výhry; začínala na 10% a každé kolo rostla o 10 p. b. V předposledním kole byla pravděpodobnost výhry 90%. Pravděpodobnost výher u obou výher v loterii A i v loterii B byla v každém kole stejná. Loterie byly na sobě nezávislé.

Jak je z tabulky patrné, v prvním kole loterie má subjekt 10% pravděpodobnost získat hlavní výhru, s každým dalším kolem pravděpodobnost výhry roste – pro obě loterie. S rostoucí pravděpodobností získat hlavní výhru roste i očekávaná hodnota (EV) výplaty zobrazená v předposledním bloku. Rizikově neutrální subjekt by se měl ve svém výběru řídit hodnotami EV a vybrat v každém kole vždy loterii s vyšší EV ($EV_A > EV_B$), tj. rizikově neutrální člověk by měl dát přednost A před B v prvních čtyřech kolech a poté volit B. Rizikově averzní subjekty volí přechod mezi A a B později (ani pozitivní EV jim nekompensuje stávající riziko). U každého by měl přechod nastat minimálně jednou za 10 kol, a to v posledním kole, kdy je jisté, že všichni získají hlavní výhru ($A: 1900 < B: 3350$).

Předpokládáme, že očekávané uspokojení z výhry pro každého z respondentů může být popsáno následující funkcí s konstantní relativní averzí k riziku (CRRA, *Constant Relative Risk Aversion*):

$$u(C) = \frac{c_i^{1-r}}{1-r}; r \neq 1; i = 1, 2, \dots, n; \quad (9)$$

kdy $C(c_i)$ představuje funkci výnosu a r je míra rizikových preferencí z intervalu CRRA (koeficient rizikové averze).

Vzhledem k tomu, že v našem případě pracujeme se dvěma loteriami, z nichž každá nabízí dvě možnosti výhry s měnící se pravděpodobností, rovnici upravíme na tvar, který pracuje s očekávaným výnosem EV_i místo hodnoty výnosu c_i :

$$U_i^k(C) = \sum_{i=1}^2 \frac{EV_i^{k1-r}}{1-r}; r \neq 1;$$

kde $i = 1, 2; l = A, B; k = 1, 2, \dots, 9; C(EV_i^k)$.

Ve vzorci představuje index l loterii, index k kolo loterie. Dále EV představuje očekávaný výnos z loterie, index $i=1$ představuje hlavní cenu, index $i=2$ značí cenu útěchy.

Intervaly CRRA zobrazené v posledním sloupci tabulky byly vypočteny pro jednotlivá kola na základě rovnosti. Byla hledána taková hodnota míry rizikových preferencí r , pro kterou by rovnost platila. Pro hodnoty r platí, že $r > 0$ přisuzuje averzi k riziku, $r < 0$ vyhledávání rizika a $r = 0$ neutralitu k riziku. Pro naše loterie platí, že pokud subjekt „přepne“ z loterie A na B v prvních čtyřech kolech, pak je tzv. riziko vyhledávající a jeho r je záporné, přepne-li v pátém kole, je neutrální vůči riziku, přepne-li v posledních čtyřech kolech, je rizikově averzní s kladným r .⁸

Poslední, šestá část dotazníku byla zaměřena na získání informací o respondentových výdajích a rodinných příjmech, o tvorbě úspor, vlastnictví platební karty a spořicího účtu. V závěru této sekce byly respondentům předloženy otázky o tvorbě opatrnostních rezerv, o tvorbě úspor pro konkrétní prezentované účely atd.

Po slovním vysvětlení nečinily dotazníkové úkoly či otázky respondentům problémy, více dotazů se objevilo u konceptu rizika (loterií), koncept byl proto několikrát vysvětlen a demonstrován pomocí tahání lístků s výhrami.

4. Výsledky šetření a jejich diskuze

4.1 Testování odlišností diskontních měř mezi testovanými skupinami

Z popisné statistiky v tabulce 2 lze zjistit, že Romové ve sledovaném vzorku dosáhli ve srovnání s Čechy signifikantně nižšího vzdělání, jsou mladší, mají nižší kognitivní schopnosti v CRT a romské domácnosti akumulují nižší ekvivalizovaný příjem na osobu (z dat tedy vyplývá, že jsme socio-ekonomické homogenity obou skupin nedosáhli).⁹

8 Ideální pro určení r by bylo, pokud by subjekty přepnuly z loterie A na B opět pouze jednou. Pak by každému subjektu bylo přiřazeno r podle toho, ve kterém kole zvolil B místo A. Nicméně některé subjekty přepínaly vícekrát. V těchto případech bylo respondentovi přiděleno takové r , pro které byla dosažena nejvyšší konzistence voleb, mechanismus stejný jako u časových preferencí.

9 Příjmy jsou standardně ekvivalizované na osobu v domácnosti podle systému vah používaných Eurostatem. Celkové příjmy domácnosti se přepočítávají podle následujícího postupu: respondent se započítává s vahou 1; každá další osoba v domácnosti starší 14 let má váhu 0,5; mladiství a děti do 14 let včetně se započítávají s vahou 0,3. Výsledná suma koeficientů se použije jako dělitel celkových příjmů domácnosti. Tj. tříčlenná domácnost dvou dospělých a nemluvněte má váhu: $1+0,5+0,3=1,8$. Tímto koeficientem je následně vydělen celkový deklarovaný příjem domácnosti.

Romská skupina vykazuje nižší averzi k riziku (nesignifikantně), má nižší finanční gramotnost a žije ve větších domácnostech. Obě skupiny jsou charakterizovány jako mírně rizikově averzní. I tak obě skupiny zhruba vyhovují předpokladu rizikové neutrality (v důsledku mírné averze k riziku, jsou hodnoty časových preferencí lehce zvýšené, u Čechů více než u Romů).

Tabulka 2 | Popisná charakteristika skupin Čechů (N=23) a Romů (N=27)

		vzděl.	věk	CRT	ekvival. příjem/os. (Kč)	finanční gramotnost	osoby v domácnosti	CRRA
Češi	N	23	23	23	23	23	23	23
	M	12.30	32.04	1.61	11624.61	3.30	3.22	.58
	SD	1.36	11.62	.99	4614.39	1.259	1.242	.80
	min	9	18	0	4464.29	1	1	-1.58
	max	16	56	4	21250.00	5	5	1.32
Romové	N	27	27	27	27	27	27	27
	M	9.44	22.33	.70	5952.36	2.33	4.41	.03
	SD	1.09	5.86	.72	2357.99	.96	1.89	1.16
	min	9	16	0	2777.78	1	1	-1.99
	max	12	41	2	14166.67	4	10	1.32
t		8,256	3,814	3,729	5,594	3,090	-2,584	1,881
p-hodnota		0,000	0,000	0,001	0,000	0,003	0,013	0,066

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: M je střední hodnota; SD je směrodatná odchylka; vzděl. je vzdělání v letech školní docházky; ekvival. příjem/os. je příjem na domácnost ekvivalizovaný podle Eurostatu na jednoho člena domácnosti. CRT je výsledek testu kognitivních schopností, CRRA je koeficient rizikové averze. Proveden dvoustranný t-test.

První testovanou hypotézou je ověření rozdílnosti diskontních měr mezi romskou a českou skupinou. Pro potřeby t-testu byly hodnoty diskontních měr normalizovány přirozeným logaritmem (a jsou udávány coby geometrické střední hodnoty). Oproti očekávání t-testy nepotvrdily, že by se členové romského vzorku lišili svou hyperbolickou mírou diskontu ($h=0,018$) od českého ($h=0,027$), $t(48)=0,742$, $p=0,462$. Ani u exponenciální míry se neprokázalo, že by se obě skupiny lišily svou trpělivostí, pro Romy $\epsilon=0,013$, pro Čechy $\epsilon=0,018$, $t(48)=0,570$, $p=0,571$. Výsledky t-testů jsou shrnuty v tabulce 3, která nabízí i hodnoty zjištěné v [Kirby a Petry, 2004; Kirby, Petry a Bickel, 1999].

Trpělivost alkoholiků a narkomanů se blížila průměrné míře zjištěné pro všechny subjekty naší studie („nezaměstnané“). Nezávislí dosáhli vyšší trpělivosti ($h=0,013$) než obě sledované skupiny i než skupina nezaměstnaných jako celek. Alkoholici se nejvíce blíží výsledkům našich subjektů, když dosáhli $h=0,019$, naopak závislí na kokainu

$h=0,035$ a závislí na heroinu $h=0,083$ byli mnohem netrpělivější [Kirby a Petry, 2004]. Nepotvrdilo se, že by skupina Čechů jako relativně vzdělanější, finančně lépe zabezpečená, finančně gramotnější a analyticky schopnější byla trpělivější než skupina Romů. Obě naše sledované skupiny mají svými časovými preferencemi blíže spíše k méně trpělivým uživatelům návykových látek [Kirby, Petry a Bickel, 1999].

Tabulka 3 | Srovnání diskontních měr předložené práce s výsledky předešlých studií

	skupiny	diskontní míra (geometrický průměr)	t-test
	Romové (N=27)	$\varepsilon=0,013$	t(48)=0,57, p=0,57
	Češi (N=23)	$\varepsilon=0,018$	
	Nezaměstnaní (N=50)	$\varepsilon=0,017$	
	Romové (N=27)	$h=0,018$	t(48)=0,74, p=0,46
	Češi (N=23)	$h=0,027$	
	Nezaměstnaní (N=50)	$h=0,024$	
Kirby et al. [1999]	Narkomané (N=60)	$h=0,025$	t(113)=2,78; p=0,006
	Nezávislí (N=55)	$h=0,014$	
Kirby a Petry [2004]	Alkoholici (N=33)	$h=0,019$	t(131)=0,77; p=0,44
	Nezávislí (N=44)	$h=0,013$	
	Závislí kokain (N=41)	$h=0,035$	t(131)=3,48; p<0,01
	Nezávislí (N=44)	$h=0,013$	
	Závislí heroin (N=27)	$h=0,083$	t(131)=3,72; p<0,01
	Nezávislí (N=44)	$h=0,013$	

Zdroj: vlastní zpracování

Korelace diskontních měr s dalšími proměnnými

Další analýzou jsou korelace mezi vysvětlovanými diskontními mírami (ε , h) a demografickými a socioekonomickými faktory. Některé proměnné byly normalizovány: diskontní míry byly normalizovány přirozeným logaritmem; vysvětlující proměnné, u nichž se vyskytla heteroskedasticita, byly normalizovány inverzní funkcí ($y=1/x$). To se týkalo ekvivalizovaného příjmu na osobu, finanční gramotnosti a věku.

Tabulka 4 | Pearsonovy koeficienty korelace (r) pro nezaměstnané jako celek (N=50)

		etnik [*]	vzděl.	osoby	CRT	CRRA	věk ⁱ	příjem ⁱ	fin. gram. ⁱ
In(h)	r	-.168	.073	.059	.124	.143	-.143	-.156	-.102
	p	.243	.616	.682	.393	.323	.323	.280	.481
In()	r	-.170	.076	.066	.130	.144	-.142	-.152	-.102
	p	.237	.599	.649	.370	.317	.325	.293	.479
etni- kum	r	1	-.766**	.349*	-.474**	-.262	.472**	.613**	.331*
	p		.000	.013	.001	.066	.001	.000	.019
vzděl.	r		1	-.308*	.333*	.069	-.562**	-.360*	-.074
	p			.029	.018	.636	.000	.010	.608
osoby	r			1	-.089	-.343*	.341*	.609**	.205
	p				.540	.015	.016	.000	.153
CRT	r				1	.168	-.271	-.333*	-.246
	p					.244	.057	.018	.085
CRRA	r					1	-.060	-.557**	-.244
	p						.678	.000	.087
věk ⁱ	r						1	.279*	.330*
	p							.049	.019
příjem ⁱ	r							1	.384**
	p								.006

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: *i* je proměnná transformovaná inverzní funkcí ($y=1/x$), etnik. je etnický původ (Rom=1); vzděl. je vzdělání v letech školní docházky; osoby označují počet osob v domácnosti, CRT je výsledek kognitivního testu, CRRA ukazatel rizikové averze, příjem je příjem na domácnost ekvivalizovaný podle Eurostatu na jednoho člena domácnosti; fin. gram. je skóre z testu finanční gramotnosti, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

Tabulka 5 | Pearsonovy korelace (r) pro etnické skupiny

etnikum		vzděl.	osoby	CRT	CRRA	věk ⁱ	příjem ⁱ	fin. gram. ⁱ	
Češi (N=23)	ln(h)	r	-.402	-.122	-.320	.083	.264	.102	.095
		p	.052	.571	.127	.701	.212	.634	.660
	ln(ε)	r	-.397	-.116	-.314	.081	.265	.109	.096
		p	.055	.589	.135	.707	.211	.612	.656
	vzděl.	r	1	-.041	-.009	-.429*	-.437*	.295	.431*
		p		.853	.968	.041	.037	.171	.040
	osoby	r		1	-.076	-.190	.461*	.357	.294
		p			.731	.386	.027	.094	.173
	CRT	r			1	.194	-.196	-.103	-.127
		p				.375	.371	.640	.563
	CRRA	r				1	.206	-.374	-.122
		p					.345	.079	.579
	věk ⁱ	r					1	.105	.182
		p						.635	.405
	příjem ⁱ	r						1	.274
		p							.205

Pokračování na straně 30

Romové (N=27)	ln(h)	r	-.005	-.191	.193	.167	-.004	-.078	-.047
		p	.978	.271	.267	.339	.982	.657	.787
	ln(ε)	r	-.002	-.199	.194	.169	.000	-.070	-.043
		p	.993	.251	.264	.332	.998	.689	.805
	vzdě- lá- ní	r	1	-.092	-.120	-.069	-.244	.156	.217
		p		.649	.552	.731	.221	.438	.276
	osoby	r		1	.233	-.312	.059	.618**	.027
		p			.243	.113	.770	.001	.893
	CRT	r			1	-.058	.131	-.025	-.103
		p				.775	.515	.901	.608
	CRRRA	r				1	-.016	-.594**	-.194
		p					.936	.001	.333
	věk ⁱ	r					1	-.117	.244
		p						.560	.220
	příje- m ⁱ	r						1	.229
		p							.251

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: *i* je proměnná transformovaná inverzní funkcí ($y=1/x$); vzděl. je vzdělání v letech školní docházky; osoby označují počet osob v domácnosti, CRT je výsledek kognitivního testu, CRRRA ukazatel rizikové averze, příjem je příjem na domácnost ekvivalizovaný podle Eurostatu na jednoho člena domácnosti; fin. gram. je skóre z testu finanční gramotnosti, * $p<0.05$, ** $p<0.01$.

Shodně s oběma Kirbyho studiemi se nepodařilo najít žádnou statisticky významnou korelaci mezi vysvětlujícími a vysvětlovanou (ϵ , h) proměnnou, a to jak z hlediska Romů, Čechů, tak ani v případě skupiny nezaměstnaných osob (tabulky 4 a 5). Co se týče společných výsledků, vyšla řada očekávatelných výsledků: subjekty s vyšším dosaženým vzděláním získaly vyšší ohodnocení v testu CRT ($p<0,05$); osoby s vyššími kognitivními vlastnostmi, s vyšším vzděláním a vyšší averzí k riziku mají vyšší ekvivalizované příjmy na osobu ($p<0,05$). Vzdělanější lidé jsou však starší a žijí v méně početných domácnostech ($p<0,01$ v obou případech).

Pro vzorek Čechů se zdá, že vzdělání a příjem pozitivně korelují s trpělivostí, kromě toho trpělivost v časových preferencích u Čechů roste s kognitivními schopnostmi, finanční gramotností a klesající averzí k riziku (vše však nesignifikantně). Platí, že vzdělanější osoby jsou méně rizikově averzní a starší (obě $p < 0,05$). Překvapivá je negativní korelace rizikové averze a vzdělání u Čechů. Proč jsou vzdělanější ochotni více riskovat lze vysvětlit na základě závěrů studie [Dohmen et al., 2010], podle níž kognitivně schopnější subjekty více riskují, jsou-li dané „sázky“ výhodné (třeba vstup do podnikání); naopak kognitivně slabší využívají sázky, které jsou zjevně nevýhodné, jako je hazard nebo číselné loterie [Haisley, Mostafa a Loewenstein, 2008]. Paradoxní je negativní korelace finanční gramotnosti a vzdělání.

U Romů se zdá být vztah diskontních měř a vzdělání stejný jako u Čechů, pro příjmy je vztah opačný – s rostoucími příjmy klesá trpělivost Romů (nesignifikantně). Jelikož příjmy byly deklarovány bez dalšího podložení, může se jednat o chybu v odhadech samotných respondentů, případně o snahu zamlčet některé rodinné příjmy v důsledku podezření na možné odebrání sociálních dávek při vykazání všech finančních toků, případně z obavy upozornit na příjmy získané nelegální cestou. Chanovští Romové netají své nelegální aktivity před ostatními obyvateli Chanova a své služby (zboží) dokonce nabízejí zaměstnancům DRK, o.p.s., k nimž mají důvěru. Chanovští obyvatelé trestné činy obvykle nehlásí na policii, neboť nemají důvěru ke správním institucím, skutečná kriminalita je tak v této lokalitě mnohem vyšší, než uvádí statistiky Městské policie (svědectví ředitele DRK). Další zvláštností je, že Romové s lepšími kognitivními schopnostmi se zdají být méně trpěliví (nesignifikantně). Možným vysvětlením obou jevů, tedy proč mohou být inteligentnější a bohatší Romové netrpělivější, může být to, že se pohybují ve volatilnějším prostředí, kde se závazky nedodržují. Ti s vyšší přirozenou inteligencí si nízkou důvěru a nestabilitu uvědomují a racionálně berou vše hned „na ruku“ [Mappes-Niediek, 2013].

V romské skupině statisticky významné korelace potvrdily, že osoby žijící v domácnosti s nižšími ekvivalenčními příjmy, sdílejí byt/dům s větším počtem osob ($p < 0,01$)¹⁰ a zároveň, že subjekty s nižším ekvivalenčním příjmem na osobu jsou méně averzní k riziku ($p < 0,01$) – tento výsledek může podporovat výše uvedenou spekulaci o účasti na nevýhodných sázkách.

4.2 Konzistence časových preferencí

Tato část studie se týká zjištěných výsledků dynamické konzistence příslušníků testovaných skupin a vhodnosti použití hyperbolického či exponenciálního modelu. Testovanou predikcí je, že romská skupina bude lépe charakterizována hyperbolickým modelem.

Základní vhled poskytuje srovnání konzistencí Mann-Whitneyovým testem (U), který umožní komparovat výsledky pro oba diskontní modely a pro tři různé studie. První z nich je opět [Kirby, Petry a Bickel, 1999] pro osoby závislé na návykových látkách a nezávislé, druhou a třetí studií je [Doyle a Chen, 2010] pro vysokoškoláky a pro vysoce finančně gramotné respondenty. Všechny studie využívají k měření časových preferencí stejný postup.

V dalším textu budou U_e a U_h reprezentovat vhodnost použití exponenciálního či hyperbolického modelu. Čím nižší hodnotu U nabývá, tím vhodnější je použití

10 Tomu odpovídá pozitivní korelace etnika a velikost domácnosti; romské domácnosti jsou početnější než v české skupině. Dále fakt, že věk u Romů s velikostí domácnosti nekoreloval, vyjadřuje, že ať je romský respondent jakéhokoliv věku, jeho domácnost je početná.

konkrétního modelu. Pro následující analýzu byly vytvořeny dvě alternativy výsledků – jednak počítáme se všemi respondenty (23 Čechy a 27 Romů) a jednak bereme v úvahu jen ty respondenty, pro něž byla hodnota funkce $U_{\min} < 50$. Tato podmínka byla přijata z důvodu porovnatelnosti s výsledky studie [Doyle a Chen, 2010], jež z dalších analýz vyloučila ty respondenty, kteří tuto podmínku nesplnili. K diskvalifikaci se přistoupilo z toho důvodu, aby výsledky pojímaly pouze ty subjekty, pro něž se model přiblížil jejich individuálnímu chování v dostatečné míře. Při vylučování respondentů s vysokou hodnotou U_{\min} byl vyloučen jeden člen romské skupiny a jeden český.

První srovnání obou diskontních modelů pro všechny respondenty bylo provedeno porovnáním středních hodnot U pro oba diskontní modely. Z výsledků (viz tabulka 6) je patrné, že ve skupině Čechů a ve skupině všech nezaměstnaných ($N=50$) je u obou alternativ ($U_{\min} < 50$ a U_{\min} bez očištění o vysoké hodnoty) nižší hodnota parametru pro exponenciální model. Pro romské etnikum je pro neočištěnou skupinu nižší hodnota U pro hyperbolický model. Pro model pouze s $U_{\min} \leq 50$ byla nižší střední hodnota pro exponenciální model.

Tabulka 6 | Mann-Whitneyho U , popisná statistika ($N=50$), 27 voleb

etnikum	skupina	N	min	max	M	SD
všichni	Uhyp	50	0	85	12.54	19.795
	Uexp	50	0	84	12.46	20.031
	Uhyp<50	48	0	50	9.79	14.624
	Uexp<50	48	0	52	9.67	14.773
Češi	Uhyp	23	0	85	11.87	20.455
	Uexp	23	0	84	11.65	20.272
	Uhyp<50	22	0	43	8.55	13.118
	Uexp<50	22	0	43	8.36	13.037
Romové	Uhyp	27	0	72	13.11	19.589
	Uexp	27	0	75	13.15	20.183
	Uhyp<50	26	0	50	10.85	15.969
	Uexp<50	26	0	52	10.77	16.271

Zdroj: vlastní zpracování

Při dalším srovnání diskontních modelů byl na agregovaných datech proveden neparametrický test korelací Kendallova tau. Jako proměnné pro neparametrické korelace jsou použity logaritmy diskontních měr – $\log(\epsilon)$, $\log(h)$ – a agregovaný počet odložených výplat (F) pro každou jednotlivou volbu. Testem korelací pomocí Kendallova tau se prověřuje, který z modelů lépe reflektuje fakt, že s rostoucí mírou diskontu prezentovanou v předložených volbách roste tendence odložit výběr výplaty a být trpělivý, jinak řečeno, že s rostoucím horizontem výplaty je tendence k trpělivosti vyšší. Výsledky jsou zaznamenány v tabulce 7. Veškeré korelace etnických skupin i celkové skupiny jsou statisticky významné, a to na hladině významnosti 0,01. První komentář bude náležet porovnání

hodnot pro verzi s 27 volbami, v níž srovnáváme výsledky předložené studie a studie s osobami závislými na návykových látkách a nezávislými.

Časové preference romské skupiny jsou lépe charakterizovány hyperbolickým modelem, české exponenciálním – pro všech 50 účastníků ($t_h=0,824$; $t_e=0,814$), pro Čechy ($t_h=0,769$; $t_e=0,774$) a v romském etniku ($t_h=0,794$; $t_e=0,778$). V Kirbyho studii se exponenciální model lépe adaptoval na chování nezávislých a hyperbolický model na chování závislých na opiátech (nesignifikantně). Nyní komentář pro verzi s 33 volbami s očištěnými daty. Skupinu všech nezaměstnaných lépe vystihuje exponenciální model ($t_e=0,838$; $t_h=0,825$). I obě etnické skupiny jsou lépe popsány exponenciálním modelem, pokud diskvalifikujeme respondenty s vysokou hodnotou Mann-Whitneyeho U_{min} . Romové: $t_e=0,834$; $t_h=0,829$. Češi: $t_e=0,821$; $t_h=0,808$.

Částečně (pro neočištěné hodnoty) se potvrdily očekávané výsledky. Romská skupina naplnila představu o „naivitě“ časových preferencích, česká se projevila coby stabilnější ve svých volbách (naivní zjednodušeně ztotožňujeme s hyperbolickým diskontováním a sofistikované s exponenciálním diskontováním; nedělíme naivní a sofistikované hyperbolické diskontéry [pro diskuzi viz Frederick, Loewenstein a O'Donoghue, 2002]). V Kirbyho studii se „naivně“ prezentují závislí na opiátech a nezávislí se ukazují jako „sofistikovanější“. Srovnání vzorku s výsledky narkomanů a nezávislých tak nadále potvrzují již dříve zjištěné podobnosti, a to že obě naše skupiny se svými časovými preferencemi blíží spíše méně trpělivým vzorkům (závislým) než trpělivějším (nezávislým). Jak výsledky předložené práce, tak výsledky studie pro narkomany a nezávislé nejsou překvapující, odpovídají předpokladům a očekáváním vyplývajícím z popisu chování hyperbolicky a exponenciálně diskontujících subjektů. Překvapující jsou výsledky druhé verze – očištěné pro 33 voleb. Obě sledované skupiny se projevily jako stabilní, na rozdíl od výsledků experimentu s vysokoškolskými studenty a s finančně gramotnými, u kterých mezi modely nebylo významného rozdílu.

Tabulka 7 | Neparаметrické korelace měř a agregovaných odložených voleb

Studie	skupina	verze U	počet otázek	Kendalovo Tau		
				H	E	N
předložená práce	všichni	$U_{všichni}$	27	.824**	.814**	50
	Romové			.794**	.778**	27
	Češi			.769**	.774**	23
Kirby et al., 1999	nezávislí	$U_{všichni}$	27	0.857	0.862	56
	závislí			0.862	0.826	60
předložená práce	všichni	U_{50-}	33	.825**	.838**	42
	Romové			.829**	.834**	22
	Češi			.808**	.821**	20
Doyle a Chen, 2010	Ph.D	U_{50-}	33	0.843	0.833	61
	finančně gramotní			0.872	0.864	36

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

Skupina Romů se prezentuje jako „naivní“ (hyperbolická), což koresponduje s dřívějšími zjištěními, která ukázala, že celý náš sledovaný vzorek se svým chováním přibližuje spíše netrpělivým subjektům závislým na návykových látkách než skupině trpělivějších nezávislých. Nicméně dané výsledky jsou poplatné specifikaci testu a nejsou robustní.

4.3 Korelace vysvětlujících proměnných k úsporám

V tomto oddíle je rozveden vztah respondentů k úsporám z hlediska jejich kognitivních schopností, finanční gramotnosti, vztahu k riziku a časovým preferencím. Vzhledem k tomu, že proměnné CRT a finanční gramotnost byly převedeny na binární veličiny, zjišťoval se vztah proměnných k úsporám pomocí χ^2 testu.¹¹ Vztah úspor k riziku a časovým preferencím byl prověřen prostřednictvím neparametrických korelací.

Od výsledků by se dalo očekávat, že jak subjekty s vyšším skóre v testu CRT, tak subjekty s vyšším bodovým ohodnocením v testu finanční gramotnosti budou častěji vytvářet úspory. Připomeňme, že korelace neprokázaly existenci vztahu mezi kognitivními schopnostmi a finanční gramotností. Vzhledem k tomu, že ukazatel CRT prokazatelně koreluje s ukazateli přirozené inteligence a analytických schopností, není překvapivé předpokládat vytváření úspor s cílem vyhladit výkyvy příjmu napříč životním cyklem. Stejný vztah by bylo možné očekávat mezi úsporami a rizikovou averzí. Očekávaná negativní korelace mezi hodnotou diskontního faktoru a vlastnictvím úspor je nabíledni. Opět však nastala situace, kdy se žádný z očekávaných předpokladů nepotvrdil. Výsledky χ^2 testů ukazují na to, že mezi kognitivními schopnostmi a úsporami neexistuje statisticky významný vztah $\chi^2(1)=0,309$, $p=0,578$. Stejný výsledek platí pro vztah finanční gramotnosti a úspor $\chi^2(1)=1,395$, $p=0,238$. Možným vysvětlením může být fakt, že rozdíly nejsou natolik významné, aby se projevy již na vzorku o 50 subjektech.

Obdobně jako χ^2 testy ani neparametrické korelace mezi úsporami, vztahem k riziku a časovými preferencemi žádnou významnou závislost nepotvrdily (tabulky 8 a 9). U Romů se vzhledem k úsporám projevil jako významný jediný vztah, a to pozitivní korelace vytváření úspor a finanční gramotnost ($p<0,05$). Vztah úspor a finanční gramotnosti napovídá, že Romové, kteří mají alespoň základní představu o finančních pojmech a operacích, vytvářejí úspory, nebo opačně, že právě v důsledku vlastnění úspor a zájmu o vlastní finance mají více informací z finančního prostředí. Kauzální vztah musí potvrdit intervenční experimentální studie.

11 V testu finanční gramotnosti byli respondenti dosáhnuvší 0, 1 a 2 bodů zařazeni do skupiny „Nizká“ (24 respondentů), ostatní se třemi a více body do skupiny „Vysoká“ (26 respondentů).

Tabulka 8 | Neparametrické korelace úspor, časových preferencí, CRT, finanční gramotnosti a vztahu k riziku, Češi

	finanční gramotnost	ln(h)	ln(ε)	CRRA	úspory
CRT	.019	-.132	-.112	.298	-.254
	.931	.549	.611	.167	.242
finanční gramotnost	1.000	-.195	-.236	-.155	-.133
	.	.373	.278	.481	.546
ln(h)		1.000	.995**	-.124	-.385
		.	.000	.572	.070
ln(ε)			1.000	-.126	-.404
			.	.568	.056
CRRA				1.000	-.198
				.	.365

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: finanční gramotnost je skóre z testu finanční gramotnosti, CRT je výsledek kognitivního testu, CRRA ukazatel rizikové averze, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

Tabulka 9 | Neparametrické korelace úspor, časových preferencí, CRT, finanční gramotnosti a vztahu k riziku, Romové

	finanční gramotnost	ln(h)	ln(ε)	CRRA	úspory
CRT	.187	.128	.128	-.017	-.074
	.351	.523	.523	.932	.715
finanční gramotnost	1.000	.317	.317	.172	.392*
	.	.107	.107	.391	.043
ln(h)		1.000	.999**	.147	-.172
		.	.000	.466	.391
ln(ε)			1.000	.155	-.182
			.	.440	.362
CRRA				1.000	.106
				.	.600

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: finanční gramotnost je skóre z testu finanční gramotnosti, CRT je výsledek kognitivního testu, CRRA ukazatel rizikové averze, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

Závěr

Cílem práce bylo demonstrovat užitečnost měření impulzivnosti pomocí diskontních modelů využívajících data z jednoduchých dotazníkových testů a zjistit, zda a jak jsou míra trpělivosti a konzistence mezičasového uvažování ovlivněny etnický či socioekonomickými a psychologickými vlastnostmi. Přestože participanti romské skupiny nezaměstnaných ze sociálně vyloučené lokality měli nižší vzdělání, nižší kognitivní schopnosti, horší finanční gramotnost a nižší příjem na osobu a více vyhledávali riziko, neukázali se coby méně trpěliví než srovnatelné osoby z české skupiny nezaměstnaných. Romové však častěji jevíli známky nekonzistence-naivity, a tudíž je lépe charakterizuje model s nekonzistentními dynamickými časovými preferencemi (výsledky však nejsou robustní).

Opatření umožňující či podporující dodržovat závazky a formulovat dlouhodobé plány, nepodléhat impulzivité [Bryan, Karlan a Nelson, 2010] by u netrpělivých lidí mohla vést ke zlepšení (nejen) finančního rozhodování. Uvedené podporují i naše parciální výsledky, které naznačují, že sociální pracovníci působící v sociálně vyloučených romských komunitách by se měli zaměřit na aplikovanou výchovu finanční gramotnosti, která by mohla mít dopad na zlepšení způsobů hospodaření s penězi a finanční situace Romů [Frijns, Gilbert a Tourani-Rad, 2014; Houdek, Koblovský, Plaček a Smrčka, 2017; Lusardi a Mitchell 2011].

Pilotní výsledky naznačují, že sociální exkluze českých Romů nemůže být připisována jen typickému stereotypu – jejich impulzivní, emoce neregulující povaze –, a že tedy determinanty jejich chudoby je nutné hledat jinde. Z diskuze srovnatelných studií vyplývá, že na mezičasové rozhodování subjektů působí řada faktorů a normativně očekávatelné vztahy nemusí platit – i v naší studii byli romští participanti (na rozdíl od českých) s vyššími kognitivními schopnostmi a vyššími příjmy paradoxně méně trpěliví (obé nesignifikantně). Zjištění ukazuje na důležitost kontextu a prostředí, v němž subjekty žijí – pakliže je charakteristické exkluzí, nejistotou, frekventovanou možností přijít o nabytá aktivity, „schopnější“ lidé racionálně volí bezprostřední, byť nižší, odměny.

Závěry naší pilotní studie jsou limitovány nízkým počtem participantů (romští participanti navíc pocházeli z extrémně sociálně vyloučené lokality), nerandomizovanou souborností předkládaných testů a využitím jen hypotetických voleb ve využívaných experimentálních situacích. Nebylo možné provést komplexnější analýzu kovariant a mediátorů diskutovaných vztahů. Rozsáhlejší výzkum na vyšším počtu osob je nezbytný pro potvrzení načrtnutých vztahů. Navazující výzkum by se měl také zaměřit na terénní šetření zabývající se spotřebními zvyklostmi a chováním ve vztahu ke zdraví a vzdělání, zadlužením a využíváním lichvářských organizací a zastaváren, popř. zneužíváním návykových látek či kriminalitou. Podobná data by umožnila relevantněji kalibrovat modely mezičasových preferencí a přispět k pochopení determinantů systémové chudoby a ne/dosahování blahobytu (nejen) u Romů.

Literatura

- ANDERSEN, S., HARRISON, G. W., LAU, M. I. a RUTSTRÖM, E. E., 2008. Eliciting Risk and Time Preferences. *Econometrica*, 76(3), 583–618, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2008.00848.x>
- ANDERSON, C. L., DIETZ, M., GORDON, A. a KLAWITTER, M., 2004. Discount Rates in Vietnam. *Economic Development and Cultural Change*, 52(4), 873–887, <https://doi.org/10.1086/381111>
- ARIELY, D. a WERTENBROCH, K., 2002. Procrastination, Deadlines, and Performance: Self-Control by Precommitment. *Psychological Science*, 13(3), 219–224, <https://doi.org/10.1111/1467-9280.00441>

- BECKER, G. S., MULLIGAN, C. B., 1997. The Endogenous Determination of Time Preference. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 729–758, <https://doi.org/10.1162/003355397555334>
- BORGHANS, L., DUCKWORTH, A. L., HECKMAN, J. J. a TER WEEL, B., 2008. The Economics and Psychology of Personality Traits. *Journal of Human Resources*, 43(4), 972–1059, <https://doi.org/10.1353/jhr.2008.0017>
- BRADFORD, D., COURTEMANCHE, C., HEUTEL, G., MCALVANAH, P. a RUHM, C., 2014. Time Preferences and Consumer Behavior. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* 20320, <https://doi.org/10.3386/w20320>
- BRADFORD, W. D., ZOLLER, J. a SILVESTRI, G. A., 2010. Estimating the Effect of Individual Time Preferences on the Use of Disease Screening. *Southern Economic Journal*, 76(4), 1005–1031, <https://doi.org/10.4284/sej.2010.76.4.1005>
- BRYAN, G., KARLAN, D. a NELSON, S., 2010. Commitment Devices. *Annual Review of Economics*, 2(1), 671–698, <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124324>
- CASEY, B. J. et al., 2011. Behavioral and Neural Correlates of Delay of Gratification 40 Years Later. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(36), 14998–15003, <https://doi.org/10.1073/pnas.1108561108>
- COURTEMANCHE, C., HEUTEL, G a MCALVANAH, P., 2014. Impatience, Incentives and Obesity. *The Economic Journal*, 125(582), 1–31, <https://doi.org/10.1111/ecej.12124>
- DICKMAN, S. J., 1990. Functional and Dysfunctional Impulsivity: Personality and Cognitive Correlates. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(1), 95–102.
- DOHMEN, T., FALK, A., HUFFMAN, D. a SUNDE, U., 2010. Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability? *American Economic Review*, 100(3), 1238–1260, <https://doi.org/10.1257/aer.100.3.1238>
- DOYLE, J. R. a CHEN, C. H., 2010. Time Is Money: Arithmetic Discounting Outperforms Hyperbolic and Exponential Discounting. *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1609594>
- FREDERICK, S., 2005. Cognitive Reflection and Decision Making. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 24–42, <https://doi.org/10.1257/089533005775196732>
- FREDERICK, S., LOEWENSTEIN, G. a O'DONOGHUE, T., 2002. Time Discounting and Time Preference: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 40(2), 351–401, <https://doi.org/10.1257/jel.40.2.351>
- FRIJNS, B., GILBERT, A. a TOURANI-RAD, A., 2014. Learning by Doing: The Role of Financial Experience in Financial Literacy. *Journal of Public Policy*, 34(1), 123–154, <https://doi.org/10.1017/S0143814X13000275>
- H AISLEY, E., MOSTAFA, R. a LOEWENSTEIN, G., 2008. Subjective Relative Income and Lottery Ticket Purchases. *Journal of Behavioral Decision Making*, 21(3), 283–295, <https://doi.org/10.1002/bdm.588>
- LAU, M., HARRISON, G. W., RUTSTRÖM, E. E. a SULLIVAN, M. B., 2005. Eliciting Risk and Time Preferences Using Field Experiments: Some Methodological Issues. In ISAAC, R. M. a NORTON, D. A. (eds.). *Field Experiments in Economics*, 125–218. ISBN 9786610631612.
- HARRISON, G. W., LAU, M. I. a WILLIAMS, M. B., 2002. Estimating Individual Discount Rates in Denmark: A Field Experiment. *The American Economic Review*, 92(5), 1606–1617, <https://doi.org/10.2307/3083267>
- HOUDEK, P. a KOBLOVSKÝ, P., 2015. Where Is My Money? New Findings in Fiscal Psychology. *Society*, 52(2), 155–158, <https://doi.org/10.1007/s12115-015-9873-7>
- HOUDEK, P., 2016. A Perspective on Consumers 3.0: They Are Not Better Decision-Makers Than Previous Generations. *Frontiers in Psychology*, 7(848), <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00848>

- HOUDEK, P., KOBLOVSKÝ, P., PLAČEK, J. a SMRČKA, L., 2017. Iluze kauzality a nadměrná důvěra ve schopnost predikce (kvazi)náhodných finančních událostí. *Acta Oeconomica Pragensia*, 25(1), 51–63, <https://doi.org/10.18267/j.aop.568>
- KIRBY, K. N. a PETRY, N. M., 2004. Heroin and Cocaine Abusers Have Higher Discount Rates for Delayed Rewards Than Alcoholics or Non-Drug-Using Controls. *Addiction*, 99(4), 461–471, <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2003.00669.x>
- KIRBY, K. N., PETRY, N. M. a BICKEL W. K., 1999. Heroin Addicts Have Higher Discount Rates for Delayed Rewards Than Non-Drug-Using Controls. *Journal of Experimental Psychology: General*, 128(1), 78–87, <https://doi.org/10.1037/0096-3445.128.1.78>
- LAIBSON, D., 1997. Golden Eggs and Hyperbolic Discounting. *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 443–477, <https://doi.org/10.1162/003355397555253>
- LOEWENSTEIN, G. a PRELEC D., 1992. Anomalies in Intertemporal Choice – Evidence and an Interpretation. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 573–597, <https://doi.org/10.2307/2118482>
- LUSARDI, A., MITCHELL, O. S., 2011. Financial Literacy Around the World: An Overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 497–508, <https://doi.org/10.1017/S1474747211000448>
- MAPPEŠ-NIEDIEK, N., 2013. *Chudáci Romové, zlí Cikáni*. Brno: Host. ISBN 978-80-7294-869-7.
- MEIER, S. a SPRENGER, C., 2010. Present-Biased Preferences and Credit Card Borrowing. *American Economic Journal-Applied Economics*, 2(1), 193–210, <https://doi.org/10.1257/app.2.1.193>
- MOFFITT, T. E. et al., 2011. Gradient of Childhood Self-Control Predicts Health, Wealth, and Public Safety. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(7), 2693–2698, <https://doi.org/10.1073/pnas.1010076108>
- MULLAINATHAN, S. a SHAFIR, E., 2013. *Scarcity: Why Having Too Little Means So Much*. London: Penguin Group. ISBN 9781846143458.
- RŮŽIČKA, M., 2011. Časoprostorové a infrastrukturní aspekty procesu sociální exkluze. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 47(2), 273–295. ISSN 0038-0288.
- SAMUELSON, P. A., 1937. A Note on Measurement of Utility. *The Review of Economic Studies*, 4(2), 155–161, <https://doi.org/10.2307/2967612>
- SHAH, A. K., MULLAINATHAN, S. a SHAFIR, E., 2012. Some Consequences of Having Too Little. *Science*, 338(6107), 682–685, <https://doi.org/10.1126/science.1222426>
- SHAPIRO, J. M., 2005. Is There a Daily Discount Rate? Evidence from the Food Stamp Nutrition Cycle. *Journal of Public Economics*, 89(2), 303–325, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.05.003>
- SKOŘEPA, M. a SKOŘEPOVÁ, E., 2008. *Finanční a ekonomická gramotnost pro základní školy a víceletá gymnázia*. Praha: Scientia. ISBN 978-80-86960-40-1.
- SKUPNIK, J., 2007. Marginalizace a integrace z hlediska sociopsychologické dynamiky společnosti. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 43(1), 133–147. ISSN 0038-0288.
- SPEARS, D., 2011. Economic Decision-Making in Poverty Depletes Behavioral Control. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 11(1), <https://doi.org/10.2202/1935-1682.2973>
- SUTTER, M., KOCHER, M. G., GLÄTZLE-RÜTZLER, D. S. a TRAUTMANN, T., 2013. Impatience and Uncertainty: Experimental Decisions Predict Adolescents' Field Behavior. *American Economic Review*, 103(1), 510–531, <https://doi.org/10.1257/aer.103.1.510>
- THALER, R. H., 1999. Mental Accounting Matters. *Journal of Behavioral Decision Making*, 12(3), 183–206, [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0771\(199909\)12:3](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0771(199909)12:3)
- ÚŘAD VLÁDY ČESKÉ REPUBLIKY, 2014. *Zpráva o stavu romské menšiny v České republice za rok 2013*. Praha: Úřad vlády České republiky.