

# Důvěřuj a riskuj: Mezigenerační přenos generalizované důvěry a ochoty přijmout riziko\*

JAN KLUSÁČEK, DANA HAMPLOVÁ\*\*

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Praha

## The Intergenerational Transmission of Generalised Trust and a Willingness to Take Risks

**Abstract:** The article examines the intergenerational transmission of generalised trust and willingness to take risks among Czechs. Data from the Czech Household Panel Survey are used to compare levels of generalised trust and willingness to take risks among parents and their offspring between the ages of 15 and 26. The analyses confirm a similarity of attitudes between parents and children, but indicate differences according to the parent's sex. While a statistically significant similarity is observed between mothers and their children, fathers form a more heterogeneous group. The analyses also find a higher level of trust among children from Catholic families, but no connection is observed between generalised trust and a parent's level of education, sex, or the child's age. Conversely, the level of willingness to take risks is much greater among boys and older children but shows no link to what religion parents belong to.

**Keywords:** generalised trust, willingness to take risks, intergenerational transmission

*Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2020, Vol. 56, No. 1: 29–55*

*<https://doi.org/10.13060/csr.2020.002>*

---

\* Tento text vznikl s grantovou podporou „CSDA Research – Výzkumný program České-  
ho sociálněvědního datového archivu: Česká republika v Mezinárodním programu sociál-  
ních šetření ISSP, výzkum kvality dat a zdrojů dat“ (Reg. č. CZ.02.1.01/0.0/0.0/16\_013/0  
001796), financovaného z OP VVV. Autoři děkují recenzentům za podnětné připomínky.

\*\* Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Jan Klusáček, prof. PhDr. Dana Hamplová, Ph.D., Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: jan.klusacek@soc.cas.cz, dana.hamplova@soc.cas.cz.

Úroveň důvěry a ochoty riskovat má dalekosáhlé pozitivní důsledky jak pro jednotlivce, tak pro společnost jako celek. Lidé, kteří více důvěřují, jsou zdravější a vykazují vyšší míru subjektivního blaha [Helliwell, Huang, Wang 2014; Jovanović 2016; Rostila 2007]. Celospolečenské výhody generalizované důvěry jsou větší ochota lidí kooperovat a investovat svoje finance, ekonomický růst a menší podíl šedé ekonomiky [Balliet, Van Lange 2013; Berggren, Elinder, Jordahl 2008; Bjørnskov 2012; D'Hernoncourt, Méon 2012; Dohmen et al. 2011; Guiso, Sapienza, Zingales 2008a, 2008b]. Podobně platí, že ochota riskovat je spojena s lepšími šancemi dosáhnout vyššího vzdělání, získat lepší zaměstnání nebo vydělávat víc peněz [Bonin et al. 2007; Brown, Ortiz, Taylor 2006; Pollmann, Dohmen, Palm 2013]. Zcela zásadní je postoj k riziku pro ochotu podnikat [Caliendo, Fossen, Kritikos 2009; Cramer et al. 2002].

Obecný sklon k důvěře a ochotě riskovat získáváme už v dětství v rodině, což je empiricky doloženo celou řadou zahraničních studií [Arrondel 2009; Dohmen et al. 2011; Guiso, Sapienza, Zingales 2008a; Hryshko, Luengo-Prado, Sørensen 2011; Nishikawa, Stolle 2012; Stolle, Hooghe 2004]. Základním omezením výzkumu mezigeneračního přenosu důvěry a ochoty riskovat však je, že většina prací pochází ze západních zemí. V současnosti nám není známa jediná práce, která by zkoumala mezigenerační přenos generalizované důvěry a ochoty přijmout riziko v kontextu české společnosti nebo v kontextu jiné postkomunistické země. Otázkou však je, nakolik jsou výsledky empirických studií ze západoevropských zemí platné i v našem kontextu. Empirické studie totiž naznačují, že mezigenerační přenos probíhá odlišně v rozdílném prostředí. Například analýza dat ESS zkoumala úroveň důvěry v druhé generaci imigrantů podle země původu matky a otce [Ljunge 2014]. Ukázala, že úroveň důvěry v zemi původu rodiče (především matky) ovlivňuje úroveň důvěry potomka, tedy děti migrantů z více důvěřujících zemí jsou samy důvěřivější. Tato studie však zároveň doložila, že míra mezigeneračního přenosu závisí na kontextu. Mezigenerační přenos důvěry je silnější v zemích s vyšší úrovní důvěry, jako jsou například země severní Evropy. Naopak v zemích s nízkou úrovní důvěry, jako jsou například země jižní a východní Evropy, byl přenos slabší. Vzhledem k tomu, že i pro náš kontext je typická nižší úroveň generalizované důvěry [Sedláčková 2012], nemusí být závěry ze společností, kde je obecně vyšší mezilidská důvěra, platné i pro nás.

Tato studie si proto klade za cíl zmíněnou mezeru v sociologickém výzkumu zaplnit a empiricky zmapovat, nakolik se v českém prostředí důvěra a ochota riskovat přenáší v rodině mezi generacemi. Odpověď hledáme v datech z první vlny Českého panelového šetření domácností, která poskytuje údaje jak za rodiče, tak za děti. V první části stručně představujeme koncepty generalizované důvěry a ochoty riskovat a jejich vzájemný vztah. Poté diskutujeme otázky mezigeneračního přenosu a formulujeme výzkumné hypotézy. V empirické části se nejprve věnujeme mezigeneračnímu přenosu důvěry a ochoty riskovat. V dalším kroku zjišťujeme, zda je mezigenerační přenos důvěry a ochoty riskovat podobný v případě otců i v případě matek.

## Generalizovaná důvěra a ochota riskovat

Generalizovaná důvěra je optimistický postoj vůči druhým lidem, je to přesvědčení, že interakce s neznámými lidmi je spíše příležitostí než hrozbou [Uslaner 2002]. V tomto textu vycházíme z behaviorálního pojetí důvěry, které odkazuje na obecnou představu, jak by se člověk choval v kontaktu s druhými [Fehr 2009: 239]. V tomto chápání je důvěra v druhé úzce propojena se vztahem k riziku, neboť důvěřování typicky zahrnuje ochotu riskovat, že druzí naši důvěru nezneužijí [Hardin 2002; Houser, Schunk, Winter 2010; Schechter 2007]. V empirických studiích se systematicky ukazuje, že oba koncepty jsou úzce provázány, o konkrétní podobě vztahu mezi důvěrou a averzí vůči riziku se však v současnosti vedou diskuse.

Například ve standardních ekonomických modelech se důvěra často zaměňuje za ochotu riskovat, případně se důvěra chápe jako specifický případ ochoty riskovat [Fehr 2009]. Toto zúžené pojetí důvěry je však stále častěji předmětem kritiky [Ahern, Duchin, Shumway 2014; Bohnet, Zeckhauser 2004; Fairley et al. 2016; Fehr 2009]. Nejčastěji se poukazuje na to, že důvěra odráží nejen ochotu riskovat, ale i to, jak moc nám vadí, že by nás druzí mohli zneužít (betrayal aversion). Oporu této kritice poskytují například experimenty, které dokládají, že i při stejné pravděpodobnosti neúspěchu jsou lidé ochotnější riskovat, pokud je neúspěch dílem náhody, nikoliv toho, že nás někdo podvede a zradí naši důvěru [Bohnet, Zeckhauser 2004]. Navíc se ukazuje, že i přes vzájemnou provázanost nejsou důvěra a ochota riskovat ovlivněny úplně stejnými faktory – například tlak vrstevnické skupiny se zdá ovlivňovat ochotu riskovat, nikoliv generalizovanou důvěru [Ahern, Duchin, Shumway 2014]. Jedním z možných vysvětlení je, že zatímco důvěra vychází z širšího hodnotového nastavení, z „morálního pozadí“ člověka, ochota riskovat je častěji chápána jako individuální preference člověka.

Z předchozích výzkumů tak vyplývá, že oba koncepty jsou provázané, ale nelze je ztotožnit. Empirické práce proto obvykle důvěru a ochotu riziku analyzují odděleně a zkoumají, které charakteristiky rodičů a dětí vztah k riziku a obecnou důvěru ovlivňují [Fehr 2009; Houser, Schunk, Winter 2010]. Tuto strategii používáme i v tomto textu. Otázkou rovněž je, zda jsou oba koncepty v českém prostředí ovlivněny stejnými faktory, případně zda v obou případech můžeme pozorovat mezigenerační přenos.

## Mezigenerační přenos generalizované důvěry a ochoty přijmout riziko

Všechny zmíněné teorie předpokládají, že tendence k důvěře a ochotě riskovat se zakládá už v dětství v rodině. Rozdílné sociálněvědní disciplíny však nabízejí velmi odlišná vysvětlení pozorované podobnosti mezi úrovní generalizované důvěry a ochoty přijmout riziko u rodičů a u dětí. Zatímco mezi psychology zaměřenými na výzkum osobnosti v dnešní době panuje téměř všeobecná shoda, že důvěra a ochota přijmout riziko jsou do značné míry geneticky dědičné stránky

osobnosti, sociologové a politologové pracují s předpokladem, že důvěře a přijímání rizika se děti od rodičů učí [Hryshko, Luengo-Prado, Sørensen 2011; Sturgis et al. 2010].

Asi nejznámějším příkladem socializačního vysvětlení mezigeneračního přenosu důvěry jsou práce politologa Erika Uslanera [2002]. Podle něj se důvěra předává z generace na generaci prostřednictvím primární socializace. Uslaner hovoří o „moralistické důvěře“, která se předává po staletí právě prostřednictvím rodiny, neboť „rodiče jsou našimi prvními morálními učiteli“ [Uslaner 2002]. Erik Uslaner rovněž podnikl i jednu z prvních empirických analýz snažících se dokázat přenos důvěry v rámci rodiny [ibid.]. S pomocí dat ze Spojených států, v nichž byly rodiče a děti sledováni od poloviny let šedesátých do poloviny let devadesátých (Niemi-Jennings Parent-Child Panel), došel ke zjištění, že u dětí důvěřujících rodičů je pravděpodobnější, že budou též důvěřovat cizím lidem. Později tyto závěry doložil i výsledky dalšího specializovaného výzkumu,<sup>1</sup> který ukázal, že pokud rodiče dítě varovali před důvěřováním druhým lidem, měl potomek tendenci důvěřovat pouze lidem, které zná, a ne lidem obecně [ibid.].

Představu, že děti se důvěře od rodičů učí, nalezneme i v novějších studiích [Nishikawa, Stolle 2012; Stolle, Hooghe 2004]. Některé práce ovšem naznačují, že i když je míra důvěry rodičů a dětí zkorelovaná, děti mívají nižší důvěru než rodiče [Nishikawa, Stolle 2012]. Nishikawa a Stolle [ibid.] tento výsledek vysvětlují tím, že rodiče pod vlivem bulvárního zpravodajství (prezentujícího svět jako nebezpečné místo) děti socializují v nižší důvěře, než byli socializováni oni sami – jednoduše řečeno varují svoje děti, aby „nevěřili cizím lidem“. Dalším možným vysvětlením ovšem je, že malé děti jsou odrazovány od toho, aby věřily cizím, protože jsou zvláště zranitelné. S rostoucím věkem se však učí rozlišovat míru nebezpečí a více důvěřovat. Empirické studie totiž ukazují, že mezilidská důvěra téměř lineárně narůstá od raného dětství do rané dospělosti a poté zůstává více-méně konstantní [Sutter et al. 2013].

Kulturně-socializační vysvětlení nalezneme i v případě ochoty riskovat [Ar-rondel 2009; Hryshko, Luengo-Prado, Sørensen 2011]. Podle zastánců kulturního vysvětlení našeho vztahu k riziku je tento postoj závislý na našem světonázoru a hluboce zakořeněných hodnotách [Breakwell 2009]. Kulturní předpojatosti (cultural biases) určují, čeho se máme bát a jak máme obecně přistupovat k riziku [Wildavsky, Dake 1990]. Tyto kulturní předpojatosti jsou sdíleny určitou skupinou lidí a mají sloužit k udržení jejich stylu života. Skupina prostřednictvím kulturních předpojatostí určuje, jak moc se vyplatí riskovat v jakých záležitostech [Breakwell 2009]. Osoby se liší v tom, k jakým skupinám patří a v míře svého zapojení (tj. nakolik sdílí jejich předpojatosti).

Byť socializační vysvětlení mezigeneračního přenosu důvěry a ochoty riskovat převažují, o generalizované důvěře se především v psychologii v rostoucí

---

<sup>1</sup> Pew Philadelphia – výzkum postojů středoškolských studentů a jejich rodičů v metropolitní oblasti Philadelphia z roku 1996.

míře hovoří jako o stabilní součásti osobnosti, která se mění jak na individuální, tak na společenské úrovni velmi pomalu [Sturgis et al. 2010]. Stále častěji se proto uvažuje o tom, nakolik je generalizovaná důvěra dána geneticky a do jaké míry korelace v míře rodičů a dětí odráží jejich genetickou podobnost spíše než způsob výchovy [Cesarini et al. 2008; Hiraishi et al. 2008; Oskarsson et al. 2017; Sturgis et al. 2010]. Sturgis et al. [2010] na základě porovnávání jednovaječných a dvojvaječných dvojčat<sup>2</sup> došli ke zjištění, že dědičnost vysvětluje přibližně 25 % variance důvěry, zatímco sdílené prostředí rodiny nevysvětlovalo téměř nic. Podobné číslo, indikující spíše střední vliv genetiky na generalizovanou důvěru, vyšlo i v analýze dvojčat ve studii Hiraishiho et al. [2008]. I jejich výsledky naznačují, že sdílené prostředí rodiny mělo na mezigenerační přenos jen malý vliv. O možném genetickém původu postoje se hovoří též u ochoty podstupovat riziko [Cesarini et al. 2009; Kuhnen, Chiao 2009; Zhong et al. 2009; Zyphur et al. 2009]. Cesarini et al. [2009] použili výzkumný design založený na porovnávání dvojčat při odhadu jejich tolerance rizika. Na základě srovnání dvojvaječných a jednovaječných dvojčat se jim podařilo kolem 20 % variace na úrovni jedinců vysvětlit pomocí genetických rozdílů. Ještě vyšší odhady uvádí Zhong et al. [2009], podle něhož až 57 % variace postoje k riziku bylo možné vysvětlit genetickými faktory.

Teorie chápající ochotu riskovat jako osobnostní charakteristiku poukazují na provázanost tohoto rysu s tzv. Velkou pětkou [Breakwell 2009], což označuje pětifaktorový model osobnosti. Předpokládá, že každého jedince lze charakterizovat z hlediska pěti základních vlastností: otevřenosti vůči zkušenosti, svědomitosti, extravertze, přívětivosti a neurotizmu [John, Srivastava 1999]. Interpretaci, že ochota riskovat je provázaná s typem osobnosti, podporuje například zjištění, že opakované rizikové sexuální chování bývá spojeno s nízkou přívětivostí, nízkou otevřeností vůči zkušenosti<sup>3</sup> a vysokou úrovní extroverze [Miller et al. 2004]. Podle Horvatha a Zuckermana [1993] má být ochota riskovat spojena s osobnostním rysem, který pojmenoval jako „hledání prožitků“, tj. snahou o získání zkušeností a stimulů.

Domníváme se však, že i přes možné genetické vlivy má smysl mezigenerační přenos generalizované důvěry a ochoty přijmout riziko v sociologii zkoumat. Stále existují dobré důvody domnívat se, že podobnost rodičů a dětí v míře důvěry nebo ochotě riskovat je do značné míry sociálně podmíněná. Novější práce z oblasti sociogenetiky například naznačují, že odhady dědičnosti založené na srovnávání dvojčat mají svá omezení a míru přenosu mohou nadhodnocovat [Conley, Fletcher 2017]. Srovnávací studie navíc dokládají, že síla mezigeneračního přenosu generalizované důvěry se liší i mezi evropskými populacemi, u kterých nelze očekávat zásadnější genetické rozdíly, což naznačuje, že minimálně

<sup>2</sup> Jednovaječná jsou geneticky identická a mají stejnou výchovu, dvojvaječná sdílí výchovu, ale jen část genetického kódu.

<sup>3</sup> Jednou z možností je, že méně otevření lidé méně zvažují různé alternativní dopady svého jednání.

v některých společnostech hraje roli i primární socializace. Dalším důvodem, který studie naznačují, je, že mezigenerační přenos se liší mezi matkami a otci [Dohmen et al. 2011; Guiso, Sapienza, Zingales 2008a]. Vzhledem k tomu, že míra genetické podobnosti mezi matkou a potomkem a otcem a potomkem není zásadně jiná, měl by být – pokud hraje dědičnost opravdu zásadní roli – mezigenerační přenos z otce na dítě podobně silný jako z matky na dítě.

Naším základním cílem však není rozhodnout, do jaké míry v mezigeneračním přenosu důvěry a ochoty riskovat hrají roli genetické faktory a do jaké socializace, ale určit, zda v českém prostředí k mezigeneračnímu přenosu vůbec dochází. Předpokládáme, že ano a že míra generalizované důvěry dítěte souvisí s mírou generalizované důvěry rodiče. Podobně očekáváme, že ochota dítěte riskovat souvisí s ochotou jeho rodiče riskovat. Na základě zahraničních studií formulujeme první dvě hypotézy:

*Hypotéza 1: Generalizovaná důvěra rodičů predikuje míru generalizované důvěry dětí.*

*Hypotéza 2: Úroveň ochoty riskovat rodičů predikuje úroveň ochoty riskovat jejich dětí.*

Jak jsme se zmínili, zahraniční studie naznačují, že mezigenerační přenos důvěry a ochoty riskovat se může lišit mezi otci a matkami. Ukazují, že korelace mezi důvěrou matky a dítěte bývá silnější než podobnost mezi otcem a dítětem [Dohmen et al. 2011; Guiso, Sapienza, Zingales 2008a]. Podobné výsledky platí i v případě mezigeneračního přenosu ochoty riskovat, kde postoje matek bývají důležitější než postoje otců [Dohmen et al. 2011]. Nedávná australská studie navíc naznačuje, že roli může hrát i kombinace pohlaví rodiče a dítěte [Brown, van der Pol 2015], protože matky hrály větší roli v přenosu postoje, a to především v případě dcer. Naopak postoje otců dcery příliš neovlivňovaly.

V souladu se zahraničními studiemi předpokládáme, že u obou postojů bude silnější vliv matky než otce. Formulujeme proto následující hypotézu:

*Hypotéza 3: Mezigenerační přenos důvěry/ochoty riskovat z matky na dítě je silnější než mezigenerační přenos z otce na dítě.*

Vzhledem k tomu, že se otcové – ve srovnání s matkami – zapojují do socializace dětí v rozdílné míře [Lamb et al. 2017], lze rovněž očekávat větší heterogenitu vlivu otců.

Otázkou dále je, jestli je mezigenerační přenos důvěry a ochoty riskovat podobný ve všech rodinách. Empirické studie například naznačují, že ve finanční oblasti<sup>4</sup> jsou děti vzdělanějších rodičů ochotnější riskovat než děti méně vzděla-

---

<sup>4</sup> Musíme ovšem vzít v úvahu, o jaký typ rizika se jedná (finanční zajištění života), děti více vzdělaných rodičů by naopak mohly projevovat menší ochotu riskovat v jiných oblastech (například v případě zdraví).

ných rodičů [Brown, van der Pol 2015; Hryshko, Luengo-Prado, Sørensen 2011]. Podobně se zdá vzdělání rodičů ovlivňovat i míru důvěry u dětí [Putnam 2000]. Důvěřivější jsou rovněž děti z nábožensky založených rodin. Náboženská víra je podle Uslanera [2002] vedle optimistického náhledu na svět a egalitarismu jedním z kořenů generalizované důvěry. Naopak ochota přijmout riziko bývá nižší u protestantů a katolíků oproti nevěřícím lidem [León, Pfeifer 2017]. Otázkou ovšem zůstává, zda sociodemografické faktory (vzdělání, náboženské vyznání) ovlivňují celkovou úroveň důvěry a ochoty riskovat, nebo zda ovlivňují i mezigenerační přenos. Je potřeba poznamenat, že ve zmíněných studiích při zkoumání důvěry/ochoty riskovat dětí ve statistických analýzách přímo nefigurovala důvěra/ochota riskovat rodičů.

Je pravděpodobné, že přenos důvěry/ochoty riskovat bude silnější v případě některých skupin. Z toho důvodu formulujeme následující hypotézu:

*Hypotéza 4: Mezigenerační přenos důvěry/ochoty riskovat je silnější v rodinách vzdělanějších rodičů a rodičů s náboženským vyznáním.*

## Data a metoda

V analýzách používáme data z první vlny Českého panelového šetření domácností (CHPS) z roku 2015. CHPS obsahuje informace jak za děti, tak za jejich rodiče. Zpracovávaný datový soubor je organizován dyadicky, má formu párů rodič–dítě. V případě některých rodin máme informace za oba rodiče. Datový soubor sloužící k analýze generalizované důvěry a ochoty dítěte přijmout riziko obnáší 1 145 párů rodič–dítě ve věku 15–26 let.

Protože pozorování v rámci stejných domácností nemůžeme považovat za nezávislá, jsou porušeny základní předpoklady pro použití standardní lineární regrese, která by mohla poskytovat zkreslené odhady [Kenny, Kashy 2011; Rabe-Hesketh, Skrondal 2008; Wooldridge 2015]. Nevhodnost lineární regrese a nutnost použít víceúrovňový model potvrzuje v případě našich modelů i tzv. likelihood ratio test srovnávající jednoúrovňový model standardní regrese metodou nejmenších čtverců a dvouúrovňový model. Odhady prezentované v této studii jsou proto založené na víceúrovňové regresi.

Naše data jsou z 84 % tvořena dyádami dítě–rodič žijícími v domácnosti s oběma rodiči. Zbývajících 16 % dětí nežije v úplných rodinách, ať už z důvodu ztráty jednoho rodiče, nebo z důvodu rozvodu. Jsme si vědomi, že postojový přenos v případě neúplných rodin může být odlišný. Většina dyád dítě–rodič žijících v domácnosti s jedním rodičem jsou dyády s matkami samoživitelkami, což může přinést zkreslení při zkoumání rozdílů v mezigeneračním přenosu podle pohlaví rodiče. Pro kontrolu jsme proto odhadli modely pouze s úplnými rodinami. Odhady s úplnými rodinami a odhady zahrnující i rodiny neúplné se v zásadě nelišily, a proto jsme se rozhodli zachovat větší vzorek, včetně neúplných

rodin. Doplňkové analýzy na základě pouze úplných rodin jsou však k dispozici v Tabulce P1.<sup>5</sup>

CHPS obsahuje poststratifikační váhy. V případě, kdy ukazujeme jednoduchou distribuci závisle proměnných, data vážíme. V případě regresních modelů váhy nepoužíváme. Někteří autoři používání vah v regresích doporučují, jiní vážení regresních modelů naopak odmítají s tím, že váhy výsledky regresních modelů zásadním způsobem zkreslují [Carle 2009; Gelman 2007; Korn, Graubard 1995]. Používání vah se pak nedoporučuje především ve víceúrovňových modelech. Experimenty například ukazují, že použití vah vede k zásadnímu zkreslení zvláště, pokud se jedná o malé skupiny, což o dyádách rodič–dítě nepochybně platí [Rabe-Hesketh, Skrondal 2008]. Vzhledem k chybějícímu konsenzu, riziku zásadního zkreslení a omezeným možnostem, jak vážit víceúrovňovou regresi na dyadicky organizovaných datech v programu Stata, regresní analýzy nevážíme.

V CHPS nalezneme často používanou otázku na generalizovanou důvěru, která zní: „Obecně vzato, řekl(a) byste, že se většině lidí dá důvěřovat, nebo že člověk nemůže být při jednání s lidmi nikdy dost opatrný?“ Odpovědní pole jde od 0 („člověk nemůže být nikdy dost opatrný“) do 10 („většině lidí se dá důvěřovat“). Tato otázka vychází z původní Rosenbergovy škály [Rosenberg 1956] měřící „víru v lidi“, respektive je jednou z jejích položek. Stejná otázka byla položena dětem ve věku 15–26 let a jejich rodičům. V dotazníku pro mladší děti (10–14 let) byla modifikovaná verze otázky: „Myslíš si, že většině lidí je možné důvěřovat?“ Odpovědi na tuto otázku zní: „nikdy, málokdy, někdy, často, většinou, vždy“. Otázka je odlišná od otázky na generalizovanou důvěru položené rodičům a starším dětem, stejně tak povaha odpovědí, některé kategorie se mohou překrývat (málokdy, někdy, často), což pro děti mohlo být matoucí. Srovnání rozdílných škál navíc bývá problematické [Bahna, Zagrapan 2019]. Do tohoto textu jsme proto děti ve věku 10–14 let nezahrnuli.

Postoj k riziku je měřen prostřednictvím otázky: „Jak sám(a) sebe hodnotíte: jste spíše nakloněn(a) přijímání rizika, nebo se riziku raději vyhýbáte?“ Odpovědní pole je rovněž jedenáctibodové. Dohmen et al. [2011] experimentálně ověřovali validitu stejné otázky použité v German Socio-Economic Panel Study a ukázali, že odpovědi se shodovaly s chováním v reálném životě (držení akcií, podnikání) a s výsledky experimentů. Stejná otázka a stejné odpovědní pole se nacházely i v dotazníku pro děti ve věku 10–14 let. V případě hlavní analýzy jsme v zájmu zachování stejného vzorku tyto páry rodič–dítě ve věku 10–14 let vyřadili, vytvořili jsme ale doplňkovou analýzu obsahující i data pro děti 10–14 let, kterou prezentujeme v Tabulce P2 a P3. K této doplňkové analýze postoje k riziku u dětí 10–26 let (jež má o přibližně 700 párů rodič–dítě více) budeme přihlížet i při komentování výsledků.

<sup>5</sup> Tabulky P1–P5, které tvoří přílohu tohoto článku, jsou dostupné online na webových stránkách Sociologického časopisu (<https://doi.org/10.13060/csr.2020.002>).



Důvěra dítěte a jeho ochota přijmout riziko jsou hlavní závislé proměnné. Hlavními vysvětlujícími proměnnými jsou důvěra rodiče a jeho ochota přijmout riziko. Kromě toho v modelech kontrolujeme pohlaví dítěte, věk dítěte, pohlaví rodiče, věk rodiče, deklarované náboženské vyznání a vzdělání rodiče a domácnost s jedním rodičem. Domácnost s jedním rodičem je binární proměnná indi-

**Tabulka 1. Charakteristiky analytického vzorku (průměr)**

Proměnná	Průměr
Důvěra dítěte	4
Ochota dítěte přijmout riziko	5,8
Důvěra rodiče	4
Ochota rodiče přijmout riziko	5,2
Věk dítěte	19,7
Věk rodiče	47,6

*Zdroj: CHPS 2015.*

Poznámka: N = 1 145, vážené.

**Tabulka 2. Charakteristiky analytického vzorku**

	%
Deklarovaná katolická víra rodiče	28,9
Deklarovaná nekatolická víra rodiče	5,4
Bez deklarované víry	65,7
Základní vzdělání rodiče	5,5
Vyučený rodič	34,4
Středoškolské vzdělání rodiče	40,4
Vyšší vzdělání rodiče	19,7
Dívka	48,4
Chlapec	51,6
Matka	59,6
Otec	40,4
Domácnost jednoho rodiče	15,9
Kompletní rodina	84,1

*Zdroj: CHPS 2015.*

Poznámka: N = 1 145, vážené.

kující, jestli domácnost tvoří pouze jeden rodič s dítětem, nikoliv úplná rodina. V případě náboženského vyznání jsme byli pro malý počet výskytů nuceni sloučit kategorie nekatolíků a ostatních náboženských skupin. V případě vzdělání rodičů jsme pro přehlednost a vyšší použitelnost pro analýzy sloučili jednotlivé kategorie středoškolského vzdělání (vyučení s maturitou, střední odborné s maturitou, středoškolské všeobecné s maturitou), to samé jsme provedli v případě jednotlivých kategorií vyššího odborného a vysokoškolského vzdělání.

Případné odlišnosti domácnosti s jedním dítětem z výše zmíněných důvodů kontrolujeme ještě jedním způsobem. Vytvořili jsme modely, které neobsahují tyto domácnosti (viz Tabulka P1), ty budeme porovnávat s výsledky hlavní analýzy na celém vzorku respondentů.

Jak věk, tak pohlaví se v předchozích studiích ukázaly mít zásadní vliv na generalizovanou důvěru, byť se o konkrétní podobě vztahu vedou diskuse. Delhey a Newton [2003] hovoří o klesající důvěře dětí s rostoucím věkem. Naopak Sutter a Kocher [2007] uvádí, že mezilidská důvěra lineárně narůstá od dětství do dospělosti. Z hlediska rozdílů mezi pohlavími prokázal Patterson [1999] ve Spojených státech nižší důvěru žen. Co se týče tolerance vůči riziku, podle studie Burnett et al. [2010] je signifikantně vyšší u adolescentů oproti dětem, Sutter et al. [2013] zjistili vyšší ochotu riskovat u chlapců oproti dívkám. Náboženská víra a vzdělání mají v naší analýze jak roli kontrolních proměnných (neboť jak již bylo zmíněno, náboženská víra a vzdělání jsou podle některých studií asociované s důvěrou a ochotou riskovat [Hryshko, Lungo-Prado, Sørensen 2011; León, Pfeifer 2017; Putnam 2000; Uslaner 2002]), tak zároveň slouží k ověření Hypotézy 4.

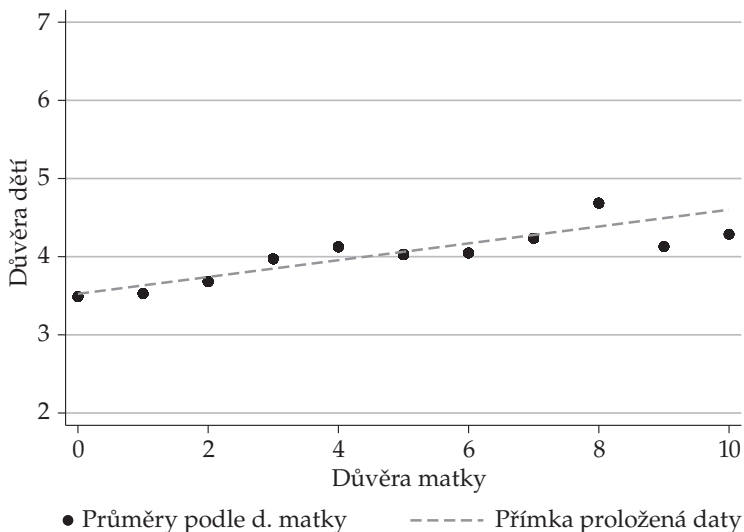
Deskriptivní statistiky analytického vzorku jsou zobrazeny v Tabulkách 1 a 2. V Tabulce 1 jsou kontrolní proměnné, které jsou buď pseudokardinální (důvěra a ochota riskovat nabývají hodnot od nuly do desíti), nebo kardinální (věk). V Tabulce 2 jsou kategorické nebo binární proměnné.

Vzhledem k tomu, že někteří členové rodiny na část dotazníku neodpověděli, museli jsme některé páry rodič–dítě z analýzy vyřadit. Srovnání analytického vzorku a vzorku párů rodič–dítě, které nevstoupily do analýzy (viz Tabulka 1 a 2 a Tabulka P4 a P5), ukazuje, že analyzovaný soubor obsahuje nižší podíl otců (40,4 % versus 58,6 %) a nižší podíl katolíků (28,9 % versus 49,9 %). Zatímco v prvním případě se nabízí jako vysvětlení menší ochota mužů vyplňovat dotazník, v druhém případě je rozdíl způsoben pouze malým počtem párů rodič–dítě, které vypadly z analytického vzorku, u nichž máme informaci o náboženství.

## **Výsledky**

Pro možnost porovnat důvěru dětí s důvěrou rodičů a ochotu dětí riskovat s ochotou rodičů jsme vytvořili grafy zobrazující průměry důvěry dětí/ochoty dětí riskovat podle jednotlivých hodnot důvěry/ochoty riskovat matky/otce (viz Graf 1–4). V grafu jsme zobrazili přímkou, která prokládá původní data (tedy ni-

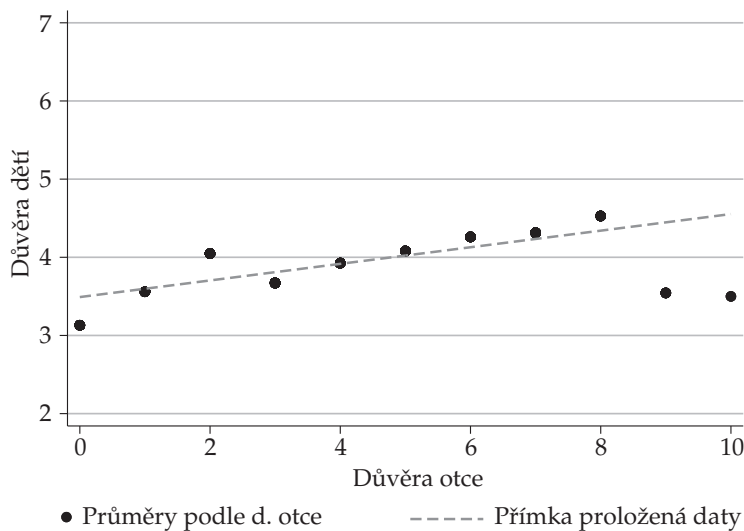
**Graf 1. Průměry generalizované důvěry dětí podle důvěry matky**



Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 705, vážené.

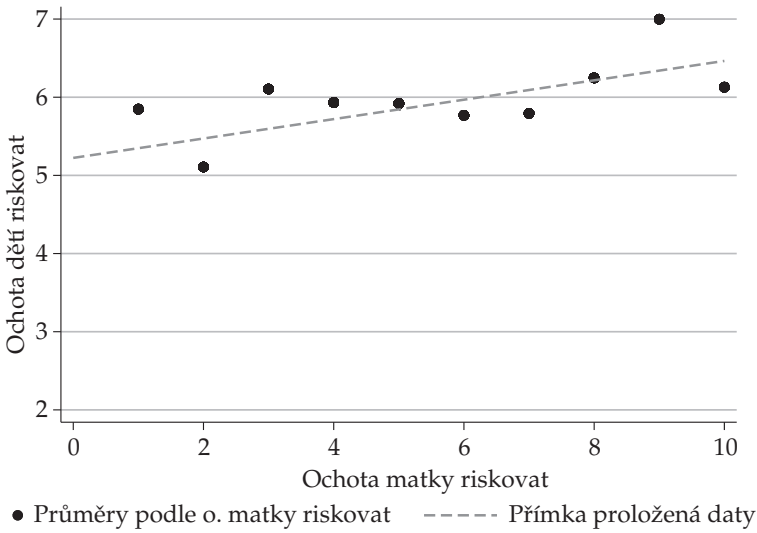
**Graf 2. Průměry generalizované důvěry dětí podle důvěry otce**



Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 440, vážené.

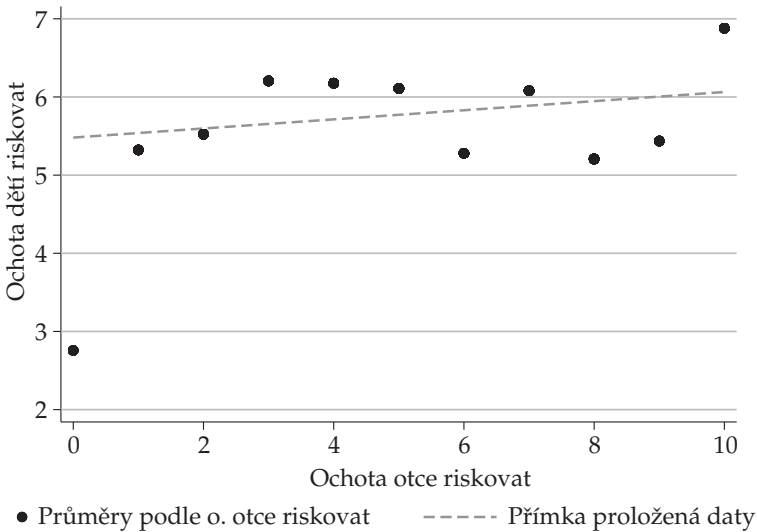
**Graf 3. Průměry ochoty dětí riskovat podle ochoty matky riskovat**



Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 705, vážené.

**Graf 4. Průměry ochoty dětí riskovat podle ochoty otce riskovat**



Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 440, vážené.

koliv průměry). Z grafů je patrné, že děti více důvěřujících rodičů mají v průměru též vyšší hodnotu důvěry. Zároveň je však zřejmé, že vztah není příliš silný. Podle grafů pro ochotu riskovat děti rodičů, kteří jsou ochotnější riskovat, vyjadřují též větší náchylnost k riskování. V případě matek graf naznačuje silnější vztah.

V případě otců je v Grafu 4 viditelný výrazně nižší průměr ochoty riskovat dětí u otců, kteří vyjádřili nulovou ochotu riskovat. V následujících regresních analýzách však nemá těchto devět dyád zásadnější význam a výsledky nezkrusují.

Pokud spočteme shodu na širší diagonále (dítě a rodič mají stejnou hodnotu důvěry/ochoty riskovat nebo se liší o jeden bod na škále), tak se děti se svými rodiči shodly v 39,5 % případů u důvěry a v 34,8 % případů u ochoty riskovat.

### *Výsledky regresních analýz*

Korelace mezi generalizovanou důvěrou dítěte a ochotou dítěte přijmout riziko je rovna 0,164. Vztah je sice statisticky signifikantní, ale není příliš silný a oba koncepty v české společnosti nelze ztotožňovat. V dalších analýzách proto budeme důvěru a ochotu riskovat dítěte zkoumat odděleně. V analýzách byla použita párová data rodič–dítě ve věku 15–26 let. V případě modelování obou závisle proměnných postupujeme podobně. První model (M1) odhaduje sílu vztahu mezi důvěrou/ochotou riskovat rodiče a dítěte po kontrole demografických charakteristik dítěte. Druhý model (M2) zohledňuje sociodemografické charakteristiky rodiče. Modely M3 a M4 mají testovat interakce mezi postoji a vybranými proměnnými (náboženská víra, vzdělání rodiče). V těchto modelech zjišťujeme, zda postojový přenos mezi rodiči a dětmi neprobíhá v případě některých skupin ve větší míře. V případě proměnné vzdělání rodiče jako referenční kategorie byla zvolena kategorie „základní vzdělání rodiče“. Cílem modelu M5 je otestovat, zda se síla koeficientu neliší pro matky a otce. Zároveň však ukazujeme i oddělené modely pro matky a otce. To nám umožní sledovat rozdíly mezi matkami a otci ve více charakteristikách.

### *Generalizovaná důvěra*

Tabulka 3 přináší modely se závisle proměnnou generalizovaná důvěra dítěte. Podle koeficientu vnitrotřídní korelace z nulového modelu můžeme 62,9 % variance generalizované důvěry starších dětí připsat rozdílům mezi domácnostmi.

Model M1 ukazuje celkovou souvislost mezi důvěrou rodiče a dítěte a dokládá, že důvěřivější rodiče mívají signifikantně důvěřivější děti, byť se nejedná o příliš silný efekt. Posun o jeden bod na jedenáctibodové škále důvěry rodiče souvisí s posunem 0,07 v důvěře dítěte. V dalším kroku kontrolujeme sociode-

**Tabulka 3. Modely víceúrovňové lineární regrese, závisle proměnná: důvěra dítěte (věk 15–26 let)**

	M1	M2	M3	M4	M5
Věk dítěte	0,021	0,021	0,021	0,020	0,020
Chlapec (ref. dívka)	0,053	0,074	0,074	0,077	0,074
Důvěra rodiče	0,068*	0,066*	0,070*	0,106	0,079*
Věk rodiče		-0,001	0,001	-0,001	-0,001
Otec (ref. matka)		0,039	0,036	0,038	0,171
Vyznání rodiče (ref. bez vyznání)					
Římskokatolické		0,311*	0,429	0,316*	0,310*
Nekatolické		-0,099	-0,399	-0,097	-0,096
Vzdělání rodiče (ref. základní)					
Vyučen		-0,057	-0,057	0,146	-0,064
Středoškolské		0,180	0,174	0,238	0,176
Vyšší		0,258	0,249	0,404	0,247
Domácnost s jedním rodičem		0,181	0,179	0,183	0,186
Důvěra rodiče* katolická víra			-0,031		
Důvěra rodiče* nekatolická víra			0,070		
Důvěra rodiče* vyučen				-0,061	
Důvěra rodiče* středoškolské vzdělání				-0,025	
Důvěra rodiče* vysokoškolské vzdělání				-0,044	
Důvěra rodiče*otec					-0,033
Konstanta	3,253**	3,059**	3,015**	2,942**	3,018**
BIC	4 908,825	4 957,089	4 970,416	4 977,751	4 963,712

Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 1 145, \* p &lt; 0,05, \*\* p &lt; 0,01.

mografické charakteristiky rodiče. Model M2 naznačuje, že děti katolických rodičů bývají důvěřivější ve srovnání s dětmi z rodin bez náboženského vyznání. Oproti očekávání neplatí, že děti vzdělanějších rodičů by byly důvěřivější. Děti středoškolsky vzdělaných rodičů a rodičů s vyšším vzděláním oproti rodičům se základním vzděláním nemají signifikantně vyšší důvěru v druhé lidi. Z hlediska našeho tématu je však především důležité, že zahrnutí sociodemografických proměnných v podstatě vůbec neovlivnilo míru mezigeneračního přenosu důvěry.

V modelech M3 a M4 dodáváme navíc k modelu M2 vybrané interakce mezi důvěrou rodiče a proměnnými, které se ukázaly mít v zahraničních výzkumech vliv na důvěru dětí (tedy náboženská víra a vzdělání rodiče). Jak vidíme v Tabulce 3, ani jedna z interakcí se nezdá mít jakýkoliv vysvětlující potenciál, BIC (Bayesian information criterion) je ve všech případech vyšší než u modelu M2. Nemůžeme tedy usoudit, že by mezigenerační přenos probíhal v různých typech rodin odlišně. V modelu M5 pak přidáváme interakci mezi důvěrou rodiče a jeho pohlavím a testujeme, zda mají matky na děti větší vliv než otcové. Byť je interakční efekt v modelu M5 záporný, jak jsme předpokládali v Hypotéze 3, není statisticky signifikantní. Na rozdíly mezi matkami a otci se však podíváme ještě blíže později.

Na závěr je třeba upozornit, že modely v Tabulce 3 přinášejí ještě jedno zajímavé zjištění. Zdá se, že v českém prostředí nenalezneme zásadnější rozdíly v důvěře podle pohlaví nebo věku dítěte, a nemůžeme tedy potvrdit závěry zahraničních studií, že dívky jsou důvěřivější než chlapci nebo že se generalizovaná důvěra zvyšuje s věkem dospívajících.

### *Ochota riskovat*

Tabulka 4 přináší modely se závisle proměnnou ochota riskovat. V případě nulového modelu můžeme vnitrotřídní korelací vysvětlit 66,4 % variance závisle proměnné.

Model M1 v Tabulce 4 ukazuje, že odhadovaný mezigenerační přenos ochoty riskovat je slabší než v případě mezigeneračního přenosu důvěry a není statisticky signifikantní. Zde je však pro úplnost třeba dodat, že pokud se podíváme na analýzu na datech obsahujících i odpovědi za mladší děti (10–26 let; viz Tabulka P2), asociace mezi ochotou riskovat rodičů a ochotou riskovat dětí je silnější a též je statisticky významná. Model M1 ukazuje, že na rozdíl od důvěry je však ochota riskovat závislá na pohlaví a věku potomka. Tento model naznačuje, že čím starší dítě, tím ochotnější je riskovat. Rovněž platí, že chlapci mají vyšší toleranci rizika než dívky. Souvislost ochoty riskovat s pohlavím a věkem dítěte je přítomná, i když použijeme datový soubor obsahující děti ve věku 10–26 let (viz Tabulka P2).

Model M2 přidává sociodemografické charakteristiky rodiče. V případě ochoty riskovat se zásadně neliší děti z katolických a z nekatolických rodin nebo

**Tabulka 4. Modely víceúrovňové lineární regrese, závisle proměnná ochota dítěte přijmout riziko (15–26 let)**

	M1	M2	M3	M4	M5
Věk dítěte	0,058**	0,077**	0,077**	0,077**	0,077**
Chlapec (ref. dívka)	0,589**	0,609**	0,613**	0,607**	0,607**
Ochota rodiče riskovat	0,049	0,042	0,061	0,095	0,061
Věk rodiče		-0,039**	-0,039**	-0,038**	-0,039**
Otec (ref. matka)		0,084	0,082	0,079	0,328
Vyznání rodiče (ref. bez vyznání)					
Římskokatolické		0,020	0,380	0,019	0,013
Nekatolické		-0,007	-0,190	0,005	-0,019
Vzdělání rodiče (ref. základní)					
Vyučen		0,077	0,070	0,304	0,044
Středoškolské		0,292	0,285	0,531	0,257
Vysokoškolské		0,271	0,267	0,601	0,230
Domácnost jednoho rodiče		0,568*	0,565*	0,565*	0,563*
Ochota rodiče riskovat* katolická víra			-0,071		
Ochota rodiče riskovat* nekatolická víra			0,034		
Ochota rodiče riskovat* vyučen				-0,047	
Ochota rodiče riskovat* středoškolské vzdělání				-0,050	
Ochota rodiče riskovat* vysokoškolské vzdělání				-0,068	
Ochota rodiče riskovat* otec					-0,046
Konstanta	4,107**	5,217**	5,171**	4,965**	5,176**
BIC	5 015,287	5 055,702	5 067,971	5 076,538	5 061,92

Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 1 145, \* p &lt; 0,05, \*\* p &lt; 0,01.



děti z více či z méně vzdělaných rodin. Na rozdíl od důvěry však averze vůči riziku souvisí s věkem rodiče. Model M2 ukazuje, že děti starších rodičů mají tendenci méně riskovat. Podle modelu M2 děti, které žijí v domácnosti pouze s jedním rodičem, vyjadřují vyšší ochotu podstupovat riziko. Zohlednění socio-demografických charakteristik rodiče nijak zvlášť nemění odhadovanou míru mezigeneračního přenosu averze vůči riziku.

Interakce mezi ochotou rodiče riskovat a proměnnými pro katolickou víru rodiče, středoškolské a vysokoškolské vzdělání rodiče nemají žádnou vysvětlující schopnost – nejsou signifikantní a BIC modelu je ve všech případech vyšší než v případě modelu M2. Opět tedy platí, že v datech nenacházíme důkaz pro to, že v různých typech rodin probíhá mezigenerační přenos ochoty riskovat rozdílně. Model M5 opět testuje případné rozdíly v mezigeneračním přenosu mezi matkami a otci a naznačuje, že byť je odhadová hodnota koeficientu slabší pro otce, rozdíly mezi rodiči obou pohlaví nejsou statisticky významné ani v tomto případě.

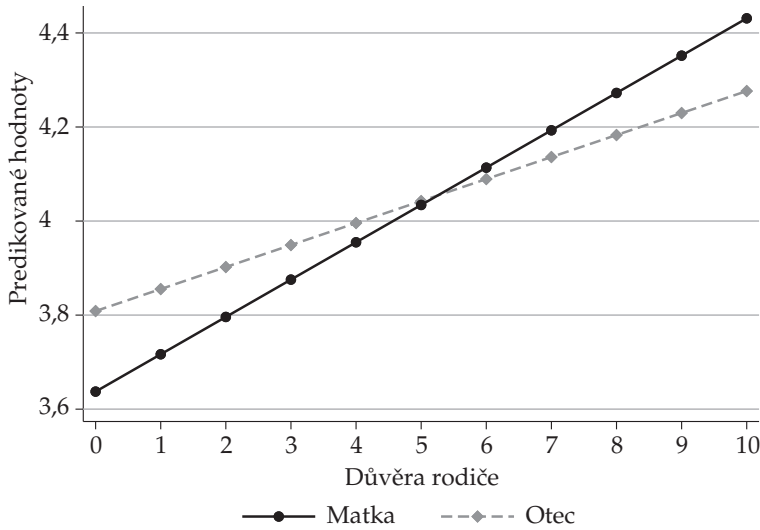
#### *Predikované hodnoty a rozdíl mezi predikovanými hodnotami pro interakce pohlaví a důvěry/ochoty riskovat rodiče*

Protože jednoduché prezentování regresních koeficientů a údajů o jejich statistické významnosti není dostatečné k interpretaci interakčních efektů, dodáváme též grafické zobrazení predikovaných hodnot a rozdílů mezi predikovanými hodnotami. Učiníme tak v případě interakce, kterou považujeme za nejdůležitější a za nejvíce hodnou detailnějšího zkoumání, tedy interakci pohlaví a důvěry/ochoty riskovat rodiče. Nejprve tedy ukážeme lineární predikce pro závislé proměnné důvěra dítěte a ochota riskovat dítěte podle proměnné pohlaví. Poté graficky zobrazíme rozdíl mezi predikovanými hodnotami.

Jak je patrné z grafů predikovaných hodnot, matky jsou důležitější pro důvěru a ochotu riskovat dítěte. V obou případech důvěra/ochota riskovat matky lépe predikuje závislou proměnnou než důvěra/ochota riskovat otců. Dalším stupněm interpretace interakčních efektů pomocí grafického zobrazení jsou rozdíly mezi predikovanými hodnotami. Následující dva grafy zobrazují rozdíl v predikované hodnotě podle proměnné pohlaví podél hodnot proměnné důvěra rodiče/ochota rodiče riskovat a intervaly spolehlivosti rozdílů.

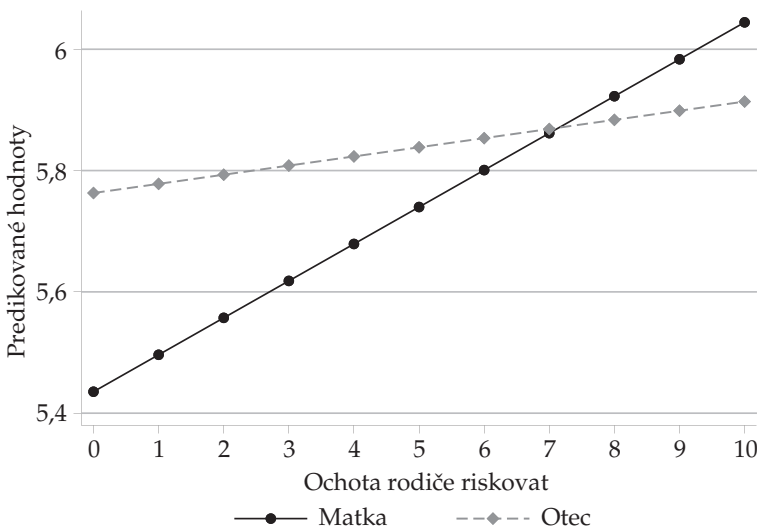
Byť predikované hodnoty naznačují, že rozdíly mezi matkami a otci jsou věcně významné, rozdíl mezi predikovanými hodnotami ukazuje, že nejsou významné statisticky [Soukup 2019]. Všechny intervaly spolehlivosti pro všechny hodnoty rozdílů mezi predikovanými hodnotami jak u důvěry dítěte, tak u ochoty riskovat dítěte procházejí nulou, rozdíl mezi predikovanými hodnotami tak není ani u jedné závislé proměnné statisticky signifikantní. Přesto si myslíme, že odlišnosti mezi působením matek a otců na děti jsou tak zajímavé, že stojí za to je dále zkoumat. Statistická nesignifikantnost může spočívat v něčem jiném než v samotné neexistenci rozdílů mezi skupinami (viz níže), proto jsme se rozhodli ve zkoumání pokračovat a zvolit další způsob analýzy.

Graf 5. Predikované hodnoty pro závislou proměnnou generalizovaná důvěra dítěte



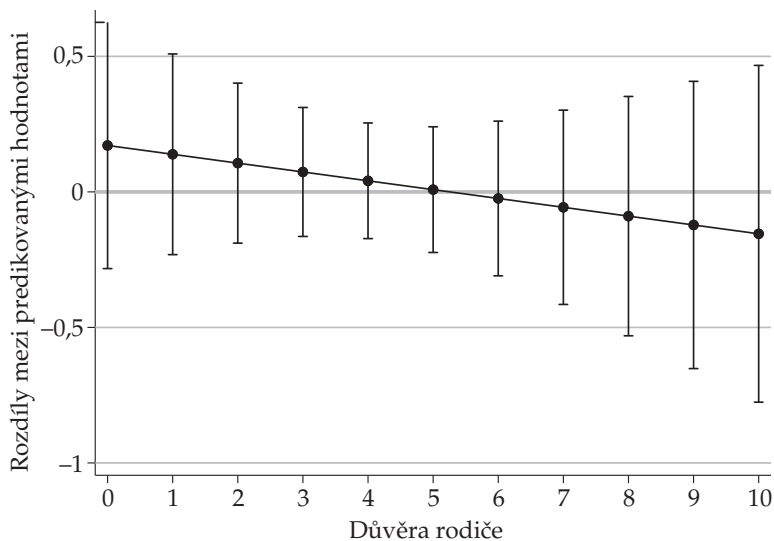
Zdroj: CHPS 2015.  
Poznámka: N = 1 145.

Graf 6. Predikované hodnoty pro závislou proměnnou ochota riskovat dítěte



Zdroj: CHPS 2015.  
Poznámka: N = 1 145.

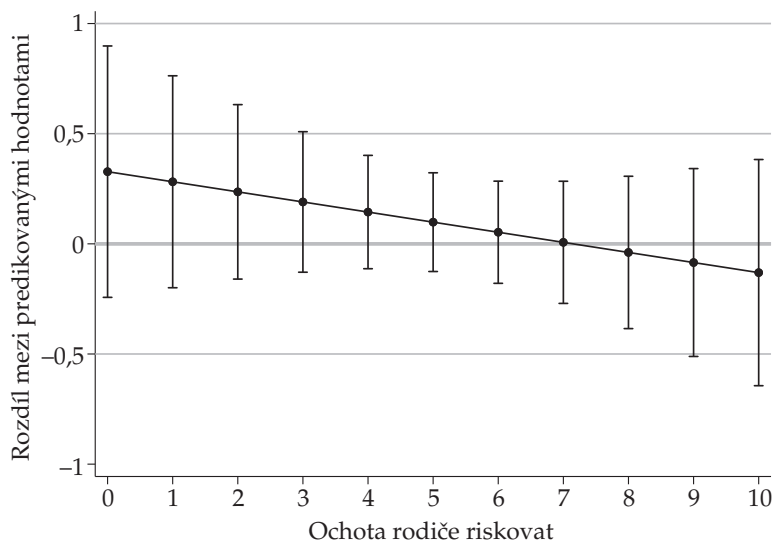
**Graf 7. Rozdíl mezi predikovanými hodnotami pro závislou proměnnou ochota riskovat dítěte**



Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 1 145.

**Graf 8. Rozdíl mezi predikovanými hodnotami pro závislou proměnnou ochota riskovat dítěte**



Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N = 1 145.

### *Rozdíly v mezigeneračním přenosu podle pohlaví rodiče*

V předchozí části jsme se věnovali grafickému zobrazení interakce mezi pohlavím rodiče a důvěrou/ochotou riskovat rodiče. To nás vede k tomu, abychom se detailněji podívali na rozdíl v mezigeneračním přenosu podle pohlaví. V dalším kroku datový soubor rozdělíme do subpopulací podle pohlaví rodiče. Hypotézu 3 můžeme testovat tak, že do odhadnutých modelů přidáme interakční efekt mezi pohlavím rodiče a jeho ochotou riskovat/důvěrou. To jsme v Tabulkách 3 a 4 učinili (modely M5). Tato strategie nám pomohla testovat, jestli se velikost koeficientu (síla asociace) liší u matek a u otců. V obou případech byl směr interakčního efektu v souladu s Hypotézou 3, avšak rozdíl mezi matkami a otci nebyl statisticky signifikantní.

Zmíněný postup má ale i řadu nevýhod. Jednou je, že pokud bychom chtěli posoudit rozdíly ve vlivu více proměnných, museli bychom buď odhadnout řadu modelů s interakčním efektem, nebo do jednoho modelu nakupit řadu interakčních efektů. Dalším problémem je, že interakční efekty mohou ukázat, zda je mezigenerační přenos slabší nebo silnější u matek ve srovnání s otci, nemůžeme z nich ale například určit, zda se v případě jednoho z pohlaví jedná o statisticky nevýznamný vliv nebo zda je jedna ze skupin výrazně heterogennější než jiná. Využíváme proto i druhého – v literatuře běžného – postupu a odhadujeme modely zvlášť pro matky a pro otce (podobné řešení zvolili též například Andrea Leuermann a Sarah Necker [2011], Dahlberg et al. [2014] nebo Ivett Szalma a Judit Takács [2015]). Nevýhodou tohoto řešení je, že nemůžeme přímo srovnávat velikost koeficientů z obou modelů, můžeme ale sledovat statistickou významnost a srovnávat intervaly spolehlivosti. Do modelů jsme proto též přidali údaje o směrodatné chybě koeficientů. Byť rozdíly z těchto oddělených modelů nelze přímo testovat, můžeme sledovat, do jakého intervalu by 95 % odhadovaných koeficientů spadalo.

Oddělené odhady pro otce a pro matky přináší Tabulka 5. Jak ukazuje její levá část, v případě důvěry má koeficient u otců nižší hodnotu než u matek. Pro nás je však především podstatné, že u otců je vyšší směrodatná chyba odhadu, a tudíž je u nich širší interval spolehlivosti. Jinými slovy otcové jsou výrazně heterogennější skupinou, respektive mezi otci jsou větší rozdíly v tom, jak působí na děti. Výsledkem je, že koeficient pro mezigenerační přenos důvěry z rodiče na dítě je statisticky signifikantní pouze v případě matek. Ještě markantnější je rozdíl v případě ochoty riskovat, koeficient u otců je nižší, než je tomu u matek a také směrodatná chyba má u otců vyšší hodnotu. Koeficient je tak signifikantní pouze v případě matek, otcové opět představují velmi heterogenní skupinu.

Jak data naznačují, statistická nevýznamnost vztahu mezi ochotou rodiče riskovat a ochotou potomka riskovat může být způsobena především heterogenní vlivu otců na děti. V jejich případě nemůžeme s 95% jistotou vyloučit, že asociace není rovna nule. V oddělených modelech na respondentech 10–26 let (viz Tabulka P3) je vztah mezi ochotou matek riskovat a ochotou dětí riskovat

**Tabulka 5. Oddělené modely pro otce a matky, závisle proměnná důvěra dítěte a ochota riskovat**

	Důvěra		Ochota riskovat	
	Otec	Matka	Otec	Matka
Věk dítěte	0,019 (0,035)	0,009 (0,030)	0,048 (0,038)	0,065* (0,031)
Chlapec (ref. dívka)	-0,048 (0,214)	0,128 (0,171)	0,503* (0,234)	0,538** (0,179)
Důvěra rodiče	0,085 (0,049)	0,111** (0,039)		
Ochota rodiče riskovat			0,046 (0,053)	0,111** (0,038)
Věk rodiče	0,005 (0,018)	-0,003 (0,018)	-0,021 (0,020)	-0,043* (0,019)
Vyznání rodiče (ref. bez vyznání)				
Římskokatolické	0,545* (0,259)	0,398* (0,193)	-0,164 (0,291)	0,112 (0,200)
Nekatolické	-0,707 (0,471)	-0,081 (0,429)	-0,223 (0,530)	0,223 (0,448)
Vzdělání rodiče (ref. základní)				
Vyučen	0,268 (0,614)	-0,433 (0,442)	-0,532 (0,686)	-0,146 (0,461)
Středoškolské	0,728 (0,614)	0,143 (0,435)	0,860 (0,694)	0,137 (0,454)
Vyšší	0,664 (0,623)	0,011 (0,450)	0,940 (0,695)	0,026 (0,468)
Domácnost s jedním rodičem	0,333 (0,511)	0,203 (0,203)	0,158 (0,575)	0,631** (0,220)
Konstanta	3,286	4,322	5,559	6,390

Zdroj: CHPS 2015.

Poznámka: N otec = 440, N matka = 705, \* p < 0,05, \*\* p < 0,01.

podobně silný a podobně statisticky významný, zatímco v případě otců je vztah slabší, jako je tomu v případě modelů na datech 15–26 let.

Mohou analýzu na oddělených modelech narušovat domácnosti s jedním rodičem, ve kterých je větší podíl matek než otců? Srovnáme-li Tabulku 5 s Tabulkou P1 (kde jsou zobrazeny oddělené modely bez domácností s jedním rodičem), nezdá se, že by tito respondenti zkreslovali výsledky. Důvěra matek v případě zkoumání důvěry dětí a ochota matek riskovat v případě ochoty dětí riskovat si v modelech bez domácností s jedním rodičem zachovaly svoji poměrně silnou asociaci a statistickou významnost.

Oddělené modely pro otce a pro matky nám poskytly detailnější pohled na roli pohlaví rodiče v mezigeneračním přenosu důvěry a ochoty riskovat. Důležitým zjištěním je, že vliv otců v mezigeneračním přenosu je mnohem rozmanitější, než je tomu u matek.

Co se týče ostatních proměnných, celkové závěry z Tabulky 3 a 4 potvrzují i odhady odděleně pro matky i pro otce, byť některé koeficienty přestaly být statisticky významné. Deklarovaná katolická víra oproti rodičům bez vyznání si drží silnou a signifikantní souvislost s důvěrou u otců i u matek. V případě ochoty riskovat má pohlaví dítěte signifikantní souvislost jak u otců, tak u matek, věk dítěte a věk rodiče opět pouze v případě matek. Všechny oddělené modely podle pohlaví naznačují větší důležitosti matek při mezigeneračním přenosu generalizované důvěry i ochoty přijmout riziko.

## **Závěr**

Předpokládaný mezigenerační přenos generalizované důvěry a ochoty přijmout riziko potvrdilo několik zahraničních studií [Arrondel 2009; Dohmen et al. 2011; Hryshko, Luengo-Prado, Sørensen 2011; Uslaner 2002]. Cílem naší práce bylo poprvé v prostředí České republiky ověřit socializaci těchto dvou postojů v rodině. Vzhledem k tomu, že míra mezigeneračního přenosu se v různých zemích liší, není možné jednoduše převzít závěry zahraničních studií.

Důvěra rodiče a ochota rodiče přijmout riziko jsou v našich datech provázány s důvěrou dětí a ochotou dětí přijmout riziko. Celkově je však míra mezigeneračního přenosu relativně slabá. To by potvrzovalo hypotézu, že v zemích s nižší generalizovanou důvěrou, jako je Česká republika, je mezigenerační přenos důvěry slabší [Ljunge 2014]. Graf predikovaných hodnot nás motivoval k většímu zájmu o interakci postojů s proměnnou pohlaví. Oddělené modely ukazují na zásadnější vliv matek. Matky mají u obou postojů významnější vliv než otcové, u otců nemůžeme vyloučit nulovou hypotézu, koeficienty asociace mají v jejich případě nižší hodnotu a intervaly spolehlivosti jsou širší.

Významnější vliv matek je důležitým závěrem i pro širší debatu o zdroji postojů, zda jejich původ spočívá v přirozenosti (tedy že jsou přenášeny geneticky), nebo ve výchově (k přenosu dochází socializací). Fakt, že přenos je prokazatelně

ší v případě matek, mluví proti tomu, že veškerá podobnost mezi rodiči a dětmi je daná geneticky, jak tvrdí někteří autoři [Harris 2011]. Pokud by skutečně přenos probíhal prostřednictvím genetické dědičnosti, souvislosti mezi důvěrou a tolerancí rizika rodičů a dětí by měly být stejné u obou rodičů.

Výsledky naznačují propojení důvěry dítěte s katolickou vírou rodiče. Je zde možnost, že generalizovaná důvěra je jako kulturní norma součástí širšího hodnotového nastavení. Zmíněný Uslaner [2002] popisuje důležitost náboženské víry, empirické výzkumy ale hovoří o negativním efektu [Berggren, Bjørnskov 2011; Wollebæk, Selle 2007], a to především u katolické víry [Berggren, Jordahl 2006]. Pro prostředí České republiky je příhodné zjištění Lundåsen a Trägårdha [2013], že přestože jiní vědci naměřili negativní vztah mezi důvěrou a náboženstvím, v případě vysoce sekularizovaných společností (jako je například Švédsko) lze nalézt pozitivní vztah. Ve světle tohoto zjištění se zdá být přijatelná možnost, že vlivem zdejších specifík může mít katolická víra pozitivní vliv na generalizovanou důvěru. Děti vzdělanějších rodičů nejsou důvěřivější oproti dětem rodičů se základním vzděláním. I přes rozdílnou míru generalizované důvěry a ochoty riskovat dětí z různých sociodemografických skupin se však v datech nepodařilo prokázat, že by byl mezigenerační přenos v těchto rodinách jiný.

S dalšími vlnami CHPS bude možné určit stabilitu obou postojů v čase a toho, jak se mezi jednotlivými vlnami mění síla souvislosti mezi důvěrou a ochotou riskovat rodičů a důvěrou a ochotou riskovat dětí. Též větší vzorek bude umožňovat začlenění více kontrolních proměnných.

JAN KLUSÁČEK *vystudoval sociologii na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy, v současnosti působí v Sociologickém ústavu AV ČR, v. v. i. Zabývá se kvantitativním výzkumem rodiny a indikátorů kvality života.*

DANA HAMPLOVÁ *vystudovala sociologii a bohemistiku na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy, kde rovněž získala doktorát ze sociologie. V letech 2002–2004 působila na univerzitě v německém Bambergu a v letech 2006–2010 na McGill University v kanadském Montrealu. V současnosti pracuje jako vědecký pracovník v Sociologickém ústavu AV ČR, v. v. i. Věnuje se srovnávacímu výzkumu, a to především otázkám rodinného chování, kvality života, sociální stratifikace a sociologii náboženství.*

## Literatura

- Ahern, K. R., R. Duchin, T. Shumway. 2014. „Peer Effects in Risk Aversion and Trust.“ *The Review of Financial Studies* 27 (11): 3213–3240, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu042>.  
 Arrondel, L. 2009. *“My Father Was Right”: The Transmission of Values between Generations.* Paris.

- Bahna, M., J. Zagrapan. 2019. „Iné škály, iné výsledky? Ako ovplyvňuje použitá škála odpovede v dotazníkových výskumoch.“ *Sociológia* 51 (1): 5–24.
- Balliet, D., P. A. M. Van Lange. 2013. „Trust, Conflict, and Cooperation: A Meta-Analysis.“ *Psychological Bulletin* 139 (5): 1090–1112, <https://doi.org/10.1037/a0030939>.
- Berggren, N., Ch. Björnsvok. 2011. „Is the Importance of Religion in Daily Life Related to Social Trust? Cross-Country and Cross-State Comparisons.“ *Journal of Economic Behavior & Organization* 80 (3): 459–480, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2011.05.002>.
- Berggren, N., M. Elinder, H. Jordahl. 2008. „Trust and Growth: A Shaky Relationship.“ *Empirical Economics* 35 (2): 251–274, <https://doi.org/10.1007/s00181-007-0158-x>.
- Berggren, N., H. Jordahl. 2006. „Free to Trust: Economic Freedom and Social Capital.“ *Kyklos* 59 (2): 141–169, <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.2006.00324.x>.
- Björnsvok, Ch. 2012. „How Does Social Trust Affect Economic Growth?“ *Southern Economic Journal* 78 (4): 1346–1368, <https://doi.org/10.4284/0038-4038-78.4.1346>.
- Bohnet, I., R. Zeckhauser. 2004. „Trust, Risk and Betrayal.“ *Journal of Economic Behavior & Organization* 55 (4): 467–484, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2003.11.004>.
- Bonin, H., T. Dohmen, A. Falk, D. Huffman, U. Sunde. 2007. „Cross-Sectional Earnings Risk and Occupational Sorting: The Role of Risk Attitudes.“ *Labour Economics* 14 (6): 926–937, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.06.007>.
- Breakwell, G. M. 2009. *The Psychology of Risk*. Cambridge University Press.
- Brown, H., M. van der Pol. 2015. „Intergenerational Transfer of Time and Risk Preferences.“ *Journal of Economic Psychology* 49: 187–204, <https://doi.org/10.1016/j.joep.2015.06.003>.
- Brown, S., A. Ortiz, K. Taylor. 2006. „Educational Attainment and Risk Preference.“
- Burnett, S., N. Bault, G. Coricelli, S.-J. Blakemore. 2010. „Adolescents' Heightened Risk-Seeking in a Probabilistic Gambling Task.“ *Cognitive Development* 25 (2): 183–196, <https://doi.org/10.1016/j.cogdev.2009.11.003>.
- Caliendo, M., F. M. Fossen, A. S. Kritikos. 2009. „Risk Attitudes of Nascent Entrepreneurs—new Evidence from an Experimentally Validated Survey.“ *Small Business Economics* 32 (2): 153–167, <https://doi.org/10.1007/s11187-007-9078-6>.
- Carle, A. C. 2009. „Fitting Multilevel Models in Complex Survey Data with Design Weights: Recommendations.“ *BMC Medical Research Methodology* 9 (1): 49, <https://doi.org/10.1186/1471-2288-9-49>.
- Cesarini, D., Ch. T. Dawes, J. H. Fowler, M. Johannesson, P. Lichtenstein, B. Wallace. 2008. „Heritability of Cooperative Behavior in the Trust Game.“ *Proceedings of the National Academy of Sciences* 105 (10): 3721–3726, <https://doi.org/10.1073/pnas.0710069105>.
- Cesarini, D., Ch. T. Dawes, M. Johannesson, P. Lichtenstein, B. Wallace. 2009. „Genetic Variation in Preferences for Giving and Risk Taking.“ *The Quarterly Journal of Economics* 124 (2): 809–842, <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.2.809>.
- Conley, D., J. Fletcher. 2017. *The Genome Factor: What the Social Genomics Revolution Reveals about Ourselves, Our History, and the Future*. Princeton University Press, <https://doi.org/10.1515/9781400883240>.
- Cramer, J. S., J. Hartog, N. Jonker, C. M. Van Praag. 2002. „Low Risk Aversion Encourages the Choice for Entrepreneurship: An Empirical Test of a Truism.“ *Journal of Economic Behavior & Organization* 48 (1): 29–36, [https://doi.org/10.1016/S0167-2681\(01\)00222-0](https://doi.org/10.1016/S0167-2681(01)00222-0).
- D'Hernoncourt, J., P.-G. Méon. 2012. „The Not so Dark Side of Trust: Does Trust Increase the Size of the Shadow Economy?“ *Journal of Economic Behavior & Organization* 81 (1): 97–121, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2011.09.010>.
- Dahlberg, L., L. Andersson, K. J. Mckee, C. Lennartsson. 2014. „Predictors of Loneliness among Older Women and Men in Sweden: A National Longitudinal Study.“ *Aging & Mental Health* (December): 37–41, <https://doi.org/10.1080/13607863.2014.944091>.



- Delhey, J., K. Newton. 2003. „Who Trusts?: The Origins of Social Trust in Seven Societies.“ *European Societies* 5 (2): 93–137, <https://doi.org/10.1080/1461669032000072256>.
- Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, U. Sunde. 2011. „The Intergenerational Transmission of Risk and Trust Attitudes.“ *The Review of Economic Studies* 79 (2): 645–677, <https://doi.org/10.1093/restud/rdr027>.
- Fairley, K., A. Sanfey, J. Vyrastekova, U. Weitzel. 2016. „Trust and Risk Revisited.“ *Journal of Economic Psychology* 57: 74–85, <https://doi.org/10.1016/j.joep.2016.10.001>.
- Fehr, E. 2009. „On the Economics and Biology of Trust.“ *Journal of the European Economic Association* 7 (2–3): 235–266, <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.2-3.235>.
- Gelman, A. 2007. „Struggles with Survey Weighting and Regression Modeling.“ *Statistical Science* 22 (2): 153–164, <https://doi.org/10.1214/088342306000000691>.
- Guiso, L., P. Sapienza, L. Zingales. 2008a. „Social Capital as Good Culture.“ *Journal of the European Economic Association* 6 (2–3): 295–320, <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.2-3.295>.
- Guiso, L., P. Sapienza, L. Zingales. 2008b. „Trusting the Stock Market.“ *The Journal of Finance* 63 (6): 2557–2600, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01408.x>.
- Hardin, R. 2002. *Trust and Trustworthiness*. Russell Sage Foundation.
- Harris, J. R. 2011. *The Nurture Assumption: Why Children Turn out the Way They Do*. Simon and Schuster.
- Helliwell, J. F., H. Huang, S. Wang. 2014. „Social Capital and Well-Being in Times of Crisis.“ *Journal of Happiness Studies* 15 (1): 145–162, <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9441-z>.
- Hiraishi, K., S. Yamagata, C. Shikishima, J. Ando. 2008. „Maintenance of Genetic Variation in Personality through Control of Mental Mechanisms: A Test of Trust, Extraversion, and Agreeableness.“ *Evolution and Human Behavior* 29 (2): 79–85, <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2007.07.004>.
- Horvath, P., M. Zuckerman. 1993. „Sensation Seeking, Risk Appraisal, and Risky Behavior.“ *Personality and Individual Differences* 14 (1): 41–52, [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(93\)90173-Z](https://doi.org/10.1016/0191-8869(93)90173-Z).
- Houser, D., D. Schunk, J. Winter. 2010. „Distinguishing Trust from Risk: An Anatomy of the Investment Game.“ *Journal of Economic Behavior & Organization* 74 (1): 72–81, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2010.01.002>.
- Hryshko, D., M. J. Luengo-Prado, B. E. Sørensen. 2011. „Childhood Determinants of Risk Aversion: The Long Shadow of Compulsory Education.“ *Quantitative Economics* 2 (1): 37–72, <https://doi.org/10.3982/QE2>.
- John, O. P., S. Srivastava. 1999. „The Big Five Trait Taxonomy: History, Measurement, and Theoretical Perspectives.“ *Handbook of Personality: Theory and Research* 2 (1999): 102–138.
- Jovanović, V. 2016. „Trust and Subjective Well-Being: The Case of Serbia.“ *Personality and Individual Differences* 98: 284–288, <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.04.061>.
- Kenny, D. A., D. A. Kashy. 2011. „Dyadic Data Analysis Using Multilevel Modeling.“ *Handbook of Advanced Multilevel Analysis* 335–370.
- Korn, E. L., B. I. Graubard. 1995. „Examples of Differing Weighted and Unweighted Estimates from a Sample Survey.“ *The American Statistician* 49 (3): 291–295, <https://doi.org/10.1080/00031305.1995.10476167>.
- Kuhnen, C. M., J. Y. Chiao. 2009. „Genetic Determinants of Financial Risk Taking.“ *PloS One* 4 (2): e4362, <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0004362>.
- Lamb, M. E., J. H. Pleck, E. L. Charnov, J. A. Levine. 2017. „A Biosocial Perspective on Paternal Behavior and Involvement.“ Pp. 111–142 in *Parenting across the Life Span*. Routledge, <https://doi.org/10.4324/9781315126005-7>.
- León, A. K., Ch. Pfeifer. 2017. „Religious Activity, Risk-Taking Preferences and Financial

- Behaviour: Empirical Evidence from German Survey Data." *Journal of Behavioral and Experimental Economics (Formerly The Journal of Socio-Economics)* 69 (C): 99–107, <https://doi.org/10.1016/j.socec.2017.05.005>.
- Leuermann, A., S. Necker. 2011. *Intergenerational Transmission of Risk Attitudes: A Revealed Preference Approach*. Freiburger Diskussionspapiere zur Ordnungsökonomik, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1965952>.
- Ljunge, M. 2014. „Trust Issues: Evidence on the Intergenerational Trust Transmission among Children of Immigrants." *Journal of Economic Behavior & Organization* 106: 175–196, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.07.001>.
- Lundåsen, S. W., L. Trägårdh. 2013. „Social Trust and Religion in Sweden: Theological Belief Versus Social Organization." Pp. 109–124 in *Religion and Civil Society in Europe*. Springer, [https://doi.org/10.1007/978-94-007-6815-4\\_6](https://doi.org/10.1007/978-94-007-6815-4_6).
- Miller, J. D., D. Lynam, R. S. Zimmerman, T. K. Logan, C. Leukefeld, R. Clayton. 2004. „The Utility of the Five Factor Model in Understanding Risky Sexual Behavior." *Personality and Individual Differences* 36 (7): 1611–1626, <https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.06.009>.
- Nishikawa, L., D. Stolle. 2012. „Do Not Trust Strangers: How Parents Shape the Generalized Trust of Their Children." *Trust: Comparative Perspectives* (e-book). Leiden, Netherlands: Brill, [https://doi.org/10.1163/9789004221383\\_007](https://doi.org/10.1163/9789004221383_007).
- Oskarsson, S., P. T. Dinesen, Ch. T. Dawes, M. Johannesson, P. K. E. Magnusson. 2017. „Education and Social Trust: Testing a Causal Hypothesis Using the Discordant Twin Design." *Political Psychology* 38 (3): 515–531, <https://doi.org/10.1111/pops.12343>.
- Patterson, O. 1999. „Liberty against the Democratic State: On the Historical and Contemporary Sources of American Distrust." *Democracy and Trust* 151–207, <https://doi.org/10.1017/CBO9780511659959.006>.
- Pollmann, D., T. J. Dohmen, F. C. Palm. 2013. „Robust Estimation of Wage Dispersion with Censored Data: An Application to Occupational Earnings Risk and Risk Attitudes." *IZA Discussion Paper No. 6447*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2304092>.
- Putnam, R. D. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster, <https://doi.org/10.1145/358916.361990>.
- Rabe-Hesketh, S., A. Skrondal. 2008. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. STATA press.
- Rosenberg, M. 1956. „Misanthropy and Political Ideology." *American Sociological Review* 21 (6): 690–695, <https://doi.org/10.2307/2088419>.
- Rostila, M. 2007. „Social Capital and Health in European Welfare Regimes: A Multilevel Approach." *Journal of European Social Policy* 17 (3): 223–239, <https://doi.org/10.1177/0958928707078366>.
- Schechter, L. 2007. „Traditional Trust Measurement and the Risk Confound: An Experiment in Rural Paraguay." *Journal of Economic Behavior & Organization* 62 (2): 272–292, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2005.03.006>.
- Sedláčková, M. 2012. *Důvěra a demokracie: Přehled sociologických teorií důvěry od Tocquevillo po transformaci v postkomunistických zemích*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Soukup, P. 2019. „P a D (Používání statistické a věcné významnosti v českých sociálních vědách)." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 55 (2): 215–253, <https://doi.org/10.13060/00380288.2019.55.2.459>.
- Stolle, D., M. Hooghe. 2004. „The Roots of Social Capital: Attitudinal and Network Mechanisms in the Relation between Youth and Adult Indicators of Social Capital." *Acta Politica* 39 (4): 422–441, <https://doi.org/10.1057/palgrave.ap.5500081>.
- Sturgis, P., S. Read, P. K. Hatemi, Gu Zhu, T. Trull, M. J. Wright, N. G. Martin. 2010. „A Genetic Basis for Social Trust?" *Political Behavior* 32 (2): 205–230, <https://doi.org/10.1007/s11109-009-9101-5>.

- Sutter, M., M. G. Kocher. 2007. „Trust and Trustworthiness across Different Age Groups.“ *Games and Economic Behavior* 59 (2): 364–382, <https://doi.org/10.1016/j.geb.2006.07.006>.
- Sutter, M., M. G. Kocher, D. Glätzle-Rützler, S. T. Trautmann. 2013. „Impatience and Uncertainty: Experimental Decisions Predict Adolescents’ Field Behavior.“ *The American Economic Review* 103 (1): 510–531, <https://doi.org/10.1257/aer.103.1.510>.
- Szalma, I., J. Takács. 2015. „Who Remains Childless? Unrealised Fertility Plans in Hungary.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 51 (6): 1047–1076, <https://doi.org/10.13060/00380288.2015.51.6.228>.
- Uslaner, E. M. 2002. *The Moral Foundations of Trust*. Cambridge University Press, <https://doi.org/10.1017/CBO9780511614934>.
- Wildavsky, A., K. Dake. 1990. „Theories of Risk Perception: Who Fears What and Why?“ *Daedalus* 41–60.
- Wollebæk, D., P. Selle. 2007. „Origins of Social Capital: Socialization and Institutionalization Approaches Compared.“ *Journal of Civil Society* 3 (1): 1–24, <https://doi.org/10.1080/17448680701390638>.
- Wooldridge, J. M. 2015. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Nelson Education.
- Zhong, S., S. H. Chew, E. Set, J. Zhang, H. Xue, P. C. Sham, R. P. Ebstein, S. Israel. 2009. „The Heritability of Attitude toward Economic Risk.“ *Twin Research and Human Genetics* 12 (1): 103–107, <https://doi.org/10.1375/twin.12.1.103>.
- Zyphur, M. J., J. Narayanan, R. D. Arvey, G. J. Alexander. 2009. „The Genetics of Economic Risk Preferences.“ *Journal of Behavioral Decision Making* 22 (4): 367–377, <https://doi.org/10.1002/bdm.643>.