

Vztah mezi korespondencí s prarodiči a školními výsledky patnáctiletých žáků z úplných a neúplných rodin*

DOMINIKA SLADKÁ**

Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

The Relationship Between Coresidence with Grandparents and Academic Performance of 15-Year-Old Students from Two-Parent and One-Parent Families

Abstract: This article investigates the association between coresidence with grandparents in three-generational households and the academic performance of 15-year-old students in the Czech Republic. The conceptual part focuses on intergenerational relationships and multigenerational coresidence in the Czech Republic and summarises past research on the links between coresidence with grandparents, family structure, and academic performance. The aim of this article is to find out if there is an association between coresidence with grandparents and an adolescent's academic performance, and if there is to discover whether the association is different for two-parent and one-parent families and whether it can be explained by the families' socio-economic status. Data from PISA 2012 are used to investigate the association with mathematics, reading, and science literacy test scores as an indicator of school achievement. The results of the analysis revealed a weak positive association between coresidence with grandparents and adolescents' academic performance. The association becomes statistically significant when controlling for socioeconomic status and is not significantly different in two-parent and one-parent families. The results suggest that there is a positive association between three-generational coresidence and 15-year-old students' academic performance, but it is partially suppressed by the families' socioeconomic status.

Keywords: three-generational coresidence, coresidence with grandparents, PISA, academic performance, literacy

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2021, Vol. 57, No. 1: 25–46

<https://doi.org/10.13060/csr.2021.004>

* Tento text byl finančně podpořen projektem Specifického výzkumu na Masarykově univerzitě, projekt č. MUNI/A/1074/2017.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Dominika Sladká, Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: d.sladka@mail.muni.cz.

Úvod

Otázka, jak soužití s prarodiči souvisí s prospíváním dětí, v dnešní době nabývá na důležitosti v souvislosti s proměnou mezigeneračních vztahů. Vztah mezi soužitím dětí s prarodiči v třígeneračních domácnostech – tedy v domácnostech, kde s dětmi kromě rodičů žijí i prarodiče – byl v minulosti zkoumán několikrát, ale výsledky výzkumů jsou nekonzistentní. Část výzkumníků objevila negativní asociaci mezi soužitím s prarodiči a pravděpodobností úspěšného dokončení střední školy [McLanahan, Sandefur 1994] nebo horší výsledky dětí z třígeneračních domácností ve standardizovaných testech [Tanskanen, Danielsbacka, Erola 2017; Kreidl, Hubatková 2014]. Další výzkumy naopak ukázaly pozitivní vztah třígeneračního soužití a školních výsledků dětí [Chen 2016; Pong, Chen 2010].

Prarodiče jsou podle Uhlenberga [2004] pro děti stále více důležití a životy prarodičů a dětí jsou ve 21. století mnohem více provázány než o sto let dříve. Díky rostoucí naději dožití dnes vnukové a vnučky mají své prarodiče v životě po mnohem delší dobu než v minulosti a z důvodu nižší plodnosti, nižšímu počtu sourozenců a dalších příbuzných se nemusí o pozornost prarodičů tolik dělit. Prarodiče v dnešní době bývají zdravější než před sto lety a mají více peněz i času, které mohou dětem věnovat [ibid.]. Technologie kontakt mezi prarodiči a vnoučaty usnadňují [ibid.]. Bengtson [2001] proto tvrdí, že ve 21. století bude důležitost mezigeneračních pout narůstat a prarodiče budou čím dál důležitější k zajištění správného fungování rodiny.

V Česku v roce 2000 sdílelo 19 % patnáctiletých žáků domácnost s prarodiči [Kreidl, Hubatková 2014]. Z celkového počtu českých domácností byla v roce 2017 4 % domácností třígenerační [Halbová 2020]. Více než polovina z nich se nachází v obcích s méně než 5 000 obyvateli a jen necelých 20 % z nich najdeme ve městech se 100 000 a více obyvateli [ibid.]. V české společnosti se lidé žijící v třígeneračním soužití často setkávají s nepochopením a cítí nutnost svůj způsob života obhajovat [Souralová, Žáková 2020]. Není ale jasné, jak v třígeneračním soužití prospívá nejmladší generace.

V tomto článku zkoumám vztah mezi soužitím s prarodiči a školními výsledky adolescentů, a to pomocí českých dat z mezinárodního výzkumu PISA 2012, zaměřeného na matematickou, čtenářskou a přírodovědnou gramotnost patnáctiletých žáků. Kromě samotného vztahu mezi koresidencí s prarodiči a výsledky žáků analyzuji také to, jakou roli v něm hraje struktura rodiny, a odpovídám tak na otázku, zda je asociace odlišná v úplných a neúplných rodinách. Nakonec také testuji, zda většina asociace mezi koresidencí a školními výsledky může být vysvětlena odlišným socioekonomickým statusem koresidujících a nekoresidujících žáků.

Mezigenerační vztahy a třígenerační domácnosti v Česku

Hasmanová Marhánková a Štípková ve své studii [2014] českých prarodičů identifikovaly poměrně velkou míru mezigenerační solidarity. V letech 2006–2007 žila více než polovina prarodičů maximálně pět kilometrů od svých vnoučat a většina prarodičů byla se svými vnoučaty v kontaktu denně nebo několikrát týdně [ibid.]. České babičky a dědečkové kromě udržování kontaktů také pomáhali s péčí o vnoučata – 30 % z nich je téměř každý týden hlídalo [ibid.]. Jak ukazuje Lakomý [2020], takováto neformální mezigenerační pomoc může být prospěšná nejen pro ty, kterým je poskytována, ale má také vliv na kvalitu života pečujících.

Generace k sobě mají geograficky blízko, ale pohromadě v jedné domácnosti žijí málokdy. Přestože podíl patnáctiletých dětí žijících s prarodiči byl v roce 2000 19 % [Kreidl, Hubatková 2014], v letech 2005–2017 tvořily třígenerační domácnosti 3,6 % až 6,1 % (v závislosti na zdroji dat) z celkového počtu českých domácností [Halbová 2020]. Jedním z hlavních důvodů pro vznik třígeneračního soužití je právě mezigenerační výpomoc [Souralová, Žáková 2020]. Za vznikem těchto soužití často stojí potřeba postarat se o prarodiče, ale v některých případech také snaha prarodičů poskytnout pomoc prostřední generaci (například v případě ekonomické nouze nebo problémů s předchozím bydlením) [Halbová 2020].

Na třígenerační soužití v Česku mnohdy není nahlíženo pozitivně. Z kvalitativních rozhovorů vyplynulo, že lidé žijící v třígeneračních domácnostech se často setkávají s nepochopením své volby a nutností ji obhajovat [Souralová, Žáková 2020]. Podle Souralové a Žákové [ibid.] je postoj české společnosti spojen s normativní představou dospělosti, ve které pro soužití s rodiči není místo. Část lidí z této normy vybočuje, ať už kvůli potřebě mezigenerační pomoci, ekonomickým výhodám soužití, rodinným a lokálním tradicím nebo jednoduše proto, že velké rodinné domy k vícegeneračnímu soužití lákají, případně z něho dělají nutnost [ibid.].

Výskyt třígeneračních domácností je v jednotlivých krajích velmi různý. Zatímco v Praze, ve Středočeském kraji nebo v Moravskoslezském kraji je jich přes 12 %, v Královehradeckém nebo Karlovarském kraji je jich pouze okolo 3 % [Halbová 2020]. Ještě větší rozdíly existují mezi obcemi různých velikostí. Soužití prarodičů, rodičů a dětí je nejčastější na venkově a v menších obcích, kde lidé většinou žijí ve vlastních domech. Ve městech, kde převažuje nájemní bydlení, je vícegenerační soužití méně časté [MPSV 2004]. V obcích do 5 000 obyvatel se v roce 2015 nacházela více než polovina třígeneračních domácností a ve velkých městech se 100 000 a více obyvateli se jich nacházelo 15 % [Halbová 2020]. Téměř 90 % obydlí, ve kterých v roce 2015 žily tři generace, bylo v osobním vlastnictví a u poloviny vlastněných domů nebo bytů byl vlastníkem někdo z prostřední generace [ibid.]. Analýza Halbové [ibid.] nabízí pohled i na složení českých třígeneračních domácností. Ty jsou z více než dvou třetin tvořeny jen jedním prarodičem (ve většině případů je jím babička). V prostřední generaci lehce převládají úplné rodiny (51,5 %) nad neúplnými (48,5 %), které většinou tvoří matka dítěte [ibid.].

Koresidence s prarodiči a školní výsledky dětí

Zapojení prarodičů do života adolescentů ve formě dohlížení, angažovanosti v sociálním a akademickém životě nebo poskytování finanční podpory je negativně asociováno s výskytem některých problémů adolescentů (např. hyperaktivita, problémové chování nebo problémy s vrstevníky) a naopak pozitivně asociováno s jejich prosociálním chováním [Attar-Schwartz et al. 2009]. Angažovanost prarodičů redukuje především problémy adolescentů žijících s pouze jedním biologickým rodičem [ibid.]. Prarodiče ovlivňují život vnoučat i v pozdějším věku – u mladých dospělých ve věku 18–26 let je blízký vztah s prarodičem negativně asociován například se symptomy deprese [Ruiz, Silverstein 2007].

Soužití prarodiče s vnoučetem ale může být s prospíváním dětí a adolescentů asociováno jak pozitivně, tak negativně. Asociace závisí na mnoha faktorech, například na věku vnoučete [McLanahan, Sandefur 1994] nebo kontextu dané země [Chiu, McBride-Chang 2010; Kreidl, Hubatková 2014]. Zatímco u malých dětí je vícegenerační soužití běžnější a nemusí poukazovat na žádný problém, u dospívajících může být soužití důsledkem nějakého problému – například neschopnosti matky vychovávat sama dítě nebo nutnosti postarat se o stárnoucího prarodiče – a může být negativně asociováno s výsledky dítěte [McLanahan, Sandefur 1994]. Podle McLanahan a Sandefura [ibid.] mají děti žijící se svou matkou a babičkou dvakrát větší pravděpodobnost, že nedokončí střední školu, než děti žijící pouze s matkou. Děti žijící v třígenerační domácnosti vykazují nižší úroveň kreativity [Pang et al. 2020] a mají v pozdějším věku nižší pravděpodobnost, že absolvují vysokou školu [Monsedur, Elder Jr. 2011]. Adolescenti žijící v třígenerační domácnosti v roce 2000 dosahovali průměrně horších výsledků v testu PISA než jejich vrstevníci z ostatních typů domácností v devatenácti z dvaceti zkoumaných zemí [Tanskanen, Danielsbacka, Erola 2017]. Na negativní asociaci mezi soužitím s prarodiči a výsledky PISA poukázali také Kreidl a Hubatková [2014], kteří ve své analýze čtyřiceti zemí zkoumali, jak soužití s prarodiči působí na vztah mezi počtem sourozenců a výsledky čtenářské gramotnosti.

Ne vždy je asociace mezi soužitím s prarodiči a výsledky dětí negativní, jak ukazují dvě studie z Tchaj-wanu [Chen 2016; Pong, Chen 2010]. Tam se soužití s prarodiči pojí s lepšími kognitivními schopnostmi adolescentů žijících s jedním rodičem, především ale těch žijících s otcem [Chen 2016]. V neúplných rodinách je totiž koresidence s prarodiči asociována s vyšším množstvím investic rodičů (u svobodných otců jde hlavně o čas a vzdělanostní aspirace, u matek zase o investice do výuky) [ibid.]. Vůbec nejlepších výsledků ale na Tchaj-wanu dosahují mladiství žijící s oběma rodiči i s prarodičem a nejsilnější pozitivní efekt má dlouhodobá koresidence [Pong, Chen 2010]. Důvodem, proč data z Tchaj-wanu přinesla jiný výsledek než data z ostatních zemí, může být to, že ve většině asijských zemí je na rozdíl od zemí evropských a severoamerických koresidence s prarodiči poměrně častá [Pong, Chen 2010], a proto nemusí poukazovat na žádný problém. Dalším důvodem může být socioekonomické znevýhodnění, se kterým jsou podle Kreidla a Hubatkové [2014] třígenerační domácnosti asociovány pouze ve

vyspělých zemích – v těch méně vyspělých se proto horší výsledky u nejmladší generace nemusí objevit. V asociaci navíc může hrát roli i míra individualismu v zemi – výzkum 41 zemí ukázal, že v zemích s nižší mírou individualismu (např. Indonésie, Peru, Jižní Korea) je asociace mezi soužitím s prarodiči a čtenářskou gramotností dětí významně nižší než v ostatních zemích, ačkoliv celkově je asociace negativní [Chiu, McBride-Chang 2010].

Nižší socioekonomický status třígeneračních domácností zahraniční výzkumy vysvětlují soutěží o zdroje mezi prarodiči a vnoučaty [Tanskanen, Danielsbacka, Erola 2017; Tanskanen, Danielsbacka 2019; Chiu, McBride-Chang 2010]. Model soutěže o zdroje předpokládá, že obyvatelé jedné domácnosti jsou závislí na stejných zdrojích, a proto o ně mezi sebou soupeří. Menší přístup ke zdrojům, k nimž patří čas i peníze rodičů, se může odrážet ve školním prospěchu dětí nebo ve výsledcích standardizovaných testů [ibid.]. Peníze rodičů jsou pro školní výsledky dětí důležité, protože díky nim rodiče mohou své potomky finančně podporovat při studiu, kupovat jim knihy, platit zájmové kroužky nebo jim dopřát vlastní pokoj [Možný 2002]. Bohatší rodiče navíc mají vyšší očekávání ohledně vzdělání svých potomků a více se zajímají o jejich školní povinnosti [Davis-Kean 2005]. Vyšší vzdělanostní aspirace mají i samotné děti ze zabezpečenějších rodin [McLanahan, Sandefur 1994]. V nižším socioekonomickém statusu třígeneračních domácností ale kromě soutěže o zdroje může hrát roli i selekce rodičů s nižším vzděláním do tohoto typu domácností [Pilkauskas 2012].

Kromě socioekonomického statusu lze horší výsledky dětí z třígeneračních domácností zčásti vysvětlit také pozorností, kterou jim věnují rodiče. Předchozí výzkumy ukázaly, že přítomnost prarodičů je u adolescentů asociována s nižší angažovaností rodičů v jejich životě [Tanskanen, Danielsbacka, Erola 2017] a že negativní asociace mezi koresidencí s prarodiči a výsledky mladistvých v testu PISA je silnější u těch, kterým se dostává menší pozornosti rodičů [Hango 2007]. Tanskanen, Danielsbacka a Erola [2017] vysvětlují nižší angažovanost rodičů v třígeneračních domácnostech soutěží o zdroje. Dalším důvodem, proč může být soužití s prarodiči v některých zemích asociováno s horším prospěchem, jsou mezigenerační konflikty, které bývají spojeny se vzděláváním, s udržením správné vzdálenosti mezi generacemi nebo s růzností životních stylů [Attias-Donfut, Segalen 2002].

Struktura rodiny a školní výsledky dětí

Se školními výsledky může být asociována také struktura rodiny, ve které žák žije. Na negativní asociaci mezi neúplnou rodinou a vzdělanostními výsledky dětí nebo jejich postoji ke škole v minulosti poukázaly jak studie zahraniční [např. Astone, McLanahan 1991; McLanahan, Sandefur 1994], tak české [např. Katrňák 2006; Trhlíková, Úlovcová 2010]. Patnáctiletí žáci žijící pouze s matkou si v roce 2000 ve srovnání s žáky z úplných rodin vedli hůře v testu čtenářské gramotnosti,

a to téměř ve všech z osmnácti zkoumaných zemí s výjimkou Rakouska, Řecka a Portugalska [Hampden-Thompson 2009]. Adolescenti žijící s jedním rodičem mají oproti vrstevníkům žijícím v úplné rodině dvakrát větší riziko, že nedokončí střední školu, nebo jedenapůlkrát větší riziko, že v pozdním dospívání a mladé dospělosti nebudou studovat ani pracovat [McLanahan, Sandefur 1994]. Neúplná rodina je u amerických středoškoláků asociována i s nižším zájmem o školu [Astone, McLanahan 1991]. V Česku mají děti vyrůstající v neúplných rodinách významně nižší vzdělanostní aspirace [Katrňák 2006], větší riziko předčasného opuštění vzdělávacího systému a větší riziko, že se v dospělosti budou potýkat s nezaměstnaností [Trhlíková, Úlovcová 2010].

Hlavní důvody, proč si žáci z neúplných rodin ve škole často vedou hůře než ti z úplných rodin, jsou podobné jako příčiny horších výsledků žáků koresidujících s prarodiči – socioekonomické podmínky rodiny a angažovanost rodičů v životě dítěte [Astone, McLanahan 1991; Hampden-Thompson 2009]. Adolescenti žijící pouze s matkou byli v roce 2000 znevýhodněni ve všech měřených dimenzích socioekonomického statusu – vzdělání rodičů, zaměstnání rodičů a počet knih v domácnosti [Hampden-Thompson 2009]. Dětem žijícím pouze s jedním rodičem se navíc může dostávat neadekvátní pozornosti a vedení rodičů [Astone, McLanahan 1991; McLanahan, Sandefur 1994]. Část horšího školního prospěchu v neúplných rodinách může mít na svědomí i očekávání dítěte – například děti žijící bez otce si často nejsou jisté, zda mohou počítat s finanční podporou rodičů v případě, že půjdou na vysokou školu, a proto raději snižují svá očekávání [McLanahan, Sandefur 1994].

Úplné a neúplné rodiny v třígeneračních domácnostech

Kromě toho, že je struktura rodiny asociována se školními výsledky a životními šancemi dětí a adolescentů, může také interagovat s koresidencí s prarodiči – jinými slovy, lze předpokládat, že třígenerační soužití je s výsledky dětí v úplných a neúplných rodinách asociováno různě silně. Jak zjistili Kreidl a Hubatková [2014], koresidence s prarodiči zvětšuje nevýhody ve školních výsledcích žáků z velkých rodin, a to především ve vyspělejších zemích. Je proto možné, že třígenerační soužití může být asociováno také s větším znevýhodněním neúplných rodin.

Třígenerační soužití neúplných rodin je vysoce selektivní a je asociováno s nižšími rodičovskými dovednostmi [Gordon, Chase-Lansdale, Brooks-Gunn 2004]. Pilkauskas [2012] zjistila, že mezi svobodnými matkami (nepočítají se zde kohabituující matky) je pravděpodobnost třígeneračního soužití vyšší než mezi vdanými matkami, a zatímco u vdaných matek pravděpodobnost koresidence s prarodiči příliš nezávisí na věku dítěte a je poměrně stabilní, u svobodných se z hlediska věku dítěte liší. Nejčastěji se svými rodiči svobodné matky žijí v době narození dítěte a do devíti let věku dítěte pravděpodobnost koresidence klesá

[Pilkauskas 2012]. Svobodné matky navíc v třígeneračních soužitích přetrvávají déle než vdané a větší podíl svobodných matek zažívá dvě nebo více tranzicí z nebo do třígenerační domácnosti [Pilkauskas 2012]. Rodinná nestabilita přitom může být negativně asociována s blahem dítěte [Raley, Sweeney 2020] a v chudých českých domácnostech je časté stěhování asociováno s výskytem školních problémů, například prospěchových a kázeňských [Prokop 2019]. Koresidence svobodných matek a otců se svými rodiči navíc častěji než koresidence vdaných matek a ženatých otců se svými rodiči vzniká jejich nastěhováním do domácnosti rodičů a s větší pravděpodobností tedy vychází z jejich potřeb než z potřeb jejich rodičů [Smits, Van Gaalen, Mulder 2010]. Opačný případ – nastěhování nejstarší generace do domácnosti prostřední generace – je v českém kontextu častou formou finanční podpory prarodičů, kteří tak nemusí platit vlastní bydlení [Sýkorová 2007].

Přestože se Pilkauskas [2012] zaměřovala na strukturu třígeneračních soužití podle rodinného statusu matek, výjimkou nejsou ani otcové žijící společně se svými rodiči. Otcové po rozvodu mají dokonce vyšší pravděpodobnost žít s rodiči než rozvedené matky, což může poukazovat na vyšší potřebu pomoci s péčí o dítě svobodných otců [Smits, Van Gaalen, Mulder 2010]. V Česku tvoří neúplné rodiny téměř polovinu prostředních generací v třígeneračních soužitích, přičemž v 89 % případů se jedná o matky a v 11 % případů o otce [Halbová 2020]. Nejčastějším důvodem nepřítomnosti druhého rodiče v domácnosti je právě rozvod [ibid.].

Výzkumné otázky a hypotézy

Souvislost mezi koresidencí s prarodiči a vzdělanostními výsledky adolescentů v českém prostředí zatím není příliš prozkoumána. Kreidl a Hubatková [2014] použili soužití s prarodiči jako proměnnou upravující vztah mezi počtem sourozenců a skóre v testu čtenářské gramotnosti. Jejich analýza čtyřiceti zemí včetně Česka ukázala, že koresidence je s tímto skóre negativně asociována, přičemž nejsilnější je asociace v těch nejrozvinutějších zemích. V této studii vztah mezi soužitím s prarodiči a výsledky českých žáků prozkoumám na novějších datech a zaměřím se přitom i na to, jakou roli v něm hraje socioekonomický status (SES) rodiny a zda se asociace liší v závislosti na struktuře rodiny žáka.

Hlavní výzkumné otázky jsou: *Je koresidence s prarodiči asociována s výsledky českých žáků v testech matematické, čtenářské a přírodovědné gramotnosti? Pokud asociace mezi koresidencí a výsledky existuje, je možné jí vysvětlit SES rodin? Liší se tato asociace v závislosti na struktuře rodiny, v níž žák žije?*

Česko patří k nadprůměrně rozvinutým zemím [United Nations Development Programme 2016] s vyšší mírou individualismu [Chiu, McBride-Chang 2010]. Koresidence s prarodiči je v Česku poměrně málo častá [Halbová 2020] a často se setkává s nepochopením a stigmatem [Souralová, Žáková 2020]. V první hypotéze proto předpokládám, že koresidence s prarodiči je u českých ado-

lescentů negativně asociována s jejich výsledky v testu čtenářské gramotnosti (H1). Jak ukázaly předchozí výzkumy, v této asociaci může hrát roli několik faktorů – především socioekonomický status rodiny, čas či pozornost věnovaná dítěti a konflikty v domácnosti. Jelikož socioekonomický status má podle zahraničních výzkumů na výsledky dětí největší vliv, testuji v analýze hypotézu, že asociace může být vysvětlena ukazateli socioekonomického statusu (H2). Předpokládám, že asociace mezi koresidencí s prarodiči a výsledky adolescentů je v úplných rodinách jiná než v rodinách neúplných. Jak totiž ukázaly předchozí výzkumy, třígenerační soužití v neúplných rodinách je velmi selektivní a poukazuje častěji než v úplných rodinách na nějaký problém, který se může projevit v horších výsledcích dosažených v testu. Třetí hypotéza proto zní: V neúplných rodinách je asociace mezi soužitím s prarodiči a výsledky dětí silnější než v úplných rodinách (H3).

Metody

Data

V analytické části používám česká data z mezinárodního výzkumu PISA, pořádaného Organizací pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD), z roku 2012. Výzkum je zaměřen na patnáctileté žáky z 65 zemí. Jeho první vlna proběhla v roce 2000 a od té doby probíhá každé tři roky. Výběrový vzorek byl konstruován pomocí dvoustupňového výběru, v němž první stupeň tvořil náhodný výběr ze všech škol v Česku s patnáctiletými žáky a druhým stupněm byl náhodný výběr žáků v těchto školách [OECD 2014].

V PISA 2012 vyplňovali patnáctiletí žáci dotazník sestávající z otázek týkajících se jich samých, jejich rodiny a domácnosti a jejich studijních návyků. S daty z roku 2012 jsem pracovala, jelikož obsahují informace o přítomnosti prarodiče v domácnosti, které jsou pro analýzu klíčové. Respondenti také vyplňovali dotazníky zaměřené na matematickou, čtenářskou a přírodovědnou gramotnost, přičemž v roce 2012 byla matematická gramotnost hlavní a nejpodrobněji zkoumanou oblastí [OECD 2013, 2014]. V analýze pracuji se všemi třemi testovanými oblastmi. Analyzovaná data obsahují po redukci případů s chybějícími hodnotami (více k tomu v následující části) 4 987 případů. Ve všech regresních modelech pracuji se stejným počtem případů.

Proměnné

K měření výsledků dosažených v matematické, čtenářské a přírodovědné gramotnosti jsem v analýze použila tzv. plauzibilní hodnoty. Jelikož každý žák odpovídal jen na podmnožinu otázek, k měření počtu bodů v jednotlivých oblastech není používán jeden bodový odhad, ale právě pět plauzibilních hodnot. Tyto hodnoty byly náhodně vylosovány z rozsahu možných hodnot, kterých by žák

mohl dosáhnout v závislosti na svých testových odpovědích i odpovědích na ostatní otázky v dotazníku [OECD 2014]. Plauzibilní hodnoty jsou tedy imputovanými hodnotami [von Davier, Gonzalez, Mislevy 2009], a proto k práci s nimi v softwaru STATA používám balíček *mi* určený k práci s imputovanými hodnotami [StataCorp 2011].

Protože matematické gramotnosti byl v datech PISA 2012 věnován největší prostor, obsahují data pět různých sad plauzibilních hodnot skóre v testu matematické gramotnosti. Čtyři sady reprezentují skóre žáků v otázkách zaměřených na jednotlivé matematické schopnosti – změny a vztahy, prostor a tvar, kvantita, nejistota a data. Poslední sada plauzibilních hodnot reprezentuje celkovou úroveň matematické gramotnosti. V analýze pracuji právě s těmito hodnotami kombinujícími všechny aspekty matematické gramotnosti, jelikož pro potřeby této studie není nutné rozlišovat její jednotlivé součásti. Čtenářská a přírodovědná gramotnost jsou v datech reprezentovány každá jednou sadou plauzibilních hodnot odrážející celkovou úroveň těchto dovedností [OECD 2013].

Proměnnou koresidence s prarodiči jsem zkonstruovala z odpovědí na otázku, kdo s respondenty obvykle žije v domácnosti. Tato otázka je součástí žákovského dotazníku a obsahuje podotázky tážající se na různé osoby – matka, otec, bratr, sestra, prarodiče a ostatní. Žáci u každé z těchto osob zaškrtaávají ano nebo ne podle toho, zda s ní žijí v domácnosti. Respondenty, kteří u prarodiče vybrali možnost ano, jsem označila za koresidující s prarodiči a všechny ostatní (tedy respondenty s odpovědí ne i ty s chybějící hodnotou u soužití s prarodiči) jsem označila jako nekořesidující s prarodiči. Respondenti v dotazníku neuváděli, kolik prarodičů je v jejich domácnosti přítomných.

Z otázky o složení domácnosti jsem vytvořila i proměnnou typ rodiny. Respondentům, kteří uvedli, že žijí v jedné domácnosti s matkou i otcem (počítají se přitom biologičtí i nevlastní rodiče), byla přidělena kategorie úplná rodina. Do kategorie neúplná rodina byli zařazeni respondenti, kteří uvedli, že žijí s otcem, ale ne s matkou, nebo opačně. Respondenty, kteří nežijí ani s jedním z rodičů, jsem z analýzy vyřadila.

K měření SES rodiny jsem použila vzdělání rodičů, jež hraje významnou roli v mezigeneračním přenosu statusových privilegií [Kreidl 2008]. Proměnnou vzdělání rodičů jsem vytvořila pomocí proměnných ISCED (*International Standard Classification of Education*) kvalifikace otce a ISCED kvalifikace matky – nová proměnná vzdělání rodičů nabývá stejné hodnoty jako ISCED kvalifikace toho z rodičů, který má vyšší vzdělání. Pokud respondent uvedl vzdělání jen jednoho z rodičů, použila jsem v nově vytvořené proměnné právě jeho vzdělání. Pokud respondent neuvedl vzdělání ani jednoho z rodičů, v analýze jsem s jeho daty nepracovala. Různé stupně ISCED kvalifikace jsem sloučila do tří širších kategorií – bez maturity, s maturitou a vysokoškolské vzdělání. Další proměnnou, kterou používám k měření SES rodiny, je nejvyšší zaměstnanecký status rodičů (zaměstnanecký status toho rodiče, který má tento status vyšší, nebo toho rodiče, jehož status je v datech dostupný), který v datech lze nalézt jako proměnnou HISEI

(*Highest International Socio-Economic Index*). S daty žáků, kteří mají u proměnné HISEI chybějící hodnotu, v analýze nepracuji. Protože část SES měřená vzděláním nemůže být ovlivněna přítomností prarodiče v domácnosti, pracuje se v analýze také s indexem materiálního zabezpečení. Ten jsem vytvořila pomocí odpovědí na otázky týkající se dostupnosti předmětů v domácnosti žáka – vlastní pokoj, tiché místo k učení a vlastní notebook (otázka, zda má žák vlastní notebook, je pouze v českém dotazníku – každá účastnická země do skupiny těchto otázek přidala vlastní předmět). Z těchto tří otázek jsem vytvořila index načtením kladných odpovědí, který má v regresních modelech podobu čtyř dummy proměnných.

Kromě závisle proměnné, nezávisle proměnné a indikátorů SES jsem v analýze používala další, kontrolní proměnné. Těmi jsou pohlaví žáka a přítomnost sourozenců v domácnosti. Pohlaví má vliv na všechny oblasti školního prospěchu. Dívky si vedou lépe v subjektivně hodnoceném prospěchu [Carvalho 2016], ve školních známkách [Freudenthaler, Spinath, Neubauer 2008; Van Houtte 2004] a ve čtenářské gramotnosti [Eurydice 2011; OECD 2015]. Chlapci si zase vedou lépe v matematické gramotnosti, ačkoliv tento rozdíl není tak výrazný a stabilní napříč zeměmi jako rozdíl ve čtenářské gramotnosti [Eurydice 2011; OECD 2015]. Na školní výsledky má vliv i přítomnost sourozenců v domácnosti – velikost rodiny je negativně asociována se čtenářskou gramotností adolescentů [Kreidl, Hubatková 2014] i s jejich kognitivními schopnostmi a délkou vzdělávání [Jæger 2009]. Jelikož data PISA 2012 neobsahují informaci o počtu sourozenců, v regresních modelech pracuji s dichotomickou proměnnou o přítomnosti sourozenců v domácnosti, kterou jsem vytvořila z odpovědí na otázku, kdo s respondenty obvykle žije v domácnosti. Respondentům, kteří u bratra nebo sestry odpověděli kladně, jsem přidělila hodnotu ano. Ostatní respondenti mají u proměnné přítomnost sourozenců v domácnosti hodnotu ne.

Metody analýzy

V následující části prezentuji čtyři lineární regresní modely pro každou testovanou oblast – matematickou gramotnost, čtenářskou gramotnost a přírodovědnou gramotnost. Jelikož mají prezentovaná data shlukovou strukturu, analyzovala jsem je pomocí regresních modelů s robustními standardními chybami upravenými pro shlukovou strukturu [StataCorp 2015] dle výběru škol. V analytickém vzorku se nachází 297 shluků reprezentujících stejný počet škol. První model popisuje pouze asociaci mezi koresidencí s prarodiči a výsledky žáků v testu čtenářské gramotnosti při kontrole pohlaví, sourozenců a struktury rodiny (Model 1). Ve druhém modelu k těmto proměnným přidávám interakci mezi neúplnou rodinou a koresidencí, aby bylo možné rozlišit asociaci v úplných a neúplných rodinách (Model 2). Třetí model obsahuje pouze koresidenci s prarodiči, kontrolní proměnné a indikátory SES rodiny bez interakce (Model 3). V dalším modelu je k proměnným v Modelu 3 přidána také interakce mezi neúplnou rodinou a koresidencí s prarodiči (Model 4). Všechny procedury jsem prováděla v softwaru STATA. Za

věcně významný rozdíl ve skóre v testu mezi jednotlivými kategoriemi nezávisle proměnných považují 10 bodů (tedy 2 % celkového průměrného skóre všech 4 987 žáků, podobně jako Hirschová a Kreidl [2012] v analýze dat PISA). Kvalitu jednotlivých modelů posuzují podle statistiky R^2 , BIC a Waldova testu.

Výsledky

Deskriptivní statistiky používaných proměnných zobrazuje Tabulka P1 v příloze. Z celkového počtu 4 987 respondentů jich s prarodiči žije 15,7 %. Úplné rodiny tvoří 82,5 % a neúplné rodiny 17,5 % z celkového počtu třígeneračních domácností – jejich poměr je téměř stejný jako poměr v celkovém vzorku. Rodiče žáků z třígeneračních domácností mají průměrně nižší vzdělání a nižší HISEI než rodiče ostatních žáků.

Tabulky 1, 2 a 3 prezentují asociaci mezi koresidencí s prarodiči a výsledky žáků v testech matematické, čtenářské a přírodovědné gramotnosti. Pro každou z těchto dílčích dovedností jsem vytvořila čtyři modely – dva bez interakcí a dva s interakcí. V Modelu 1 a Modelu 2 jsou jako nezávisle proměnné zařazeny pouze dichotomické proměnné koresidence s prarodiči, pohlaví, sourozenci a typ rodiny. V Modelu 2 je navíc i interakce mezi neúplnou rodinou a koresidencí s prarodiči. Model 3 a Model 4 obsahují kromě kontrolních proměnných i SES rodiny a Model 4 také interakci mezi neúplnou rodinou a koresidencí s prarodiči.

V Modelu 1 není koresidence s prarodiči významně asociována s výsledky žáků, a to ani v jedné z testovaných dovedností. V matematické gramotnosti dosahovali žáci z třígeneračních domácností průměrně o 7,11 bodu více, ve čtenářské gramotnosti o 2,44 bodu více a v přírodovědné gramotnosti o 4,71 bodu více než jejich vrstevníci z domácností dvougeneračních. Tyto koeficienty vyjadřují průměrný rozdíl ve výsledcích žáků z úplných i neúplných rodin.

Model 1 ukazuje také asociaci mezi pohlavím žáka a jeho výsledky, která je v případě matematické a čtenářské gramotnosti silná a významná. V testu matematické gramotnosti dosahují chlapci průměrně o 15,63 bodu více než dívky. V případě čtenářské gramotnosti je asociace opačná a silnější – dívky dosahují v průměru o 35,83 bodu více než chlapci. Ve výsledcích testu přírodovědné gramotnosti se chlapci a dívky významně neliší. Mezi žáky z úplných a neúplných rodin jsou významné rozdíly ve všech testovaných oblastech. V matematické gramotnosti mají žáci z neúplných rodin průměrně o 21,80 bodu nižší skóre než ti z rodin úplných. Ve čtenářské gramotnosti je rozdíl mezi žáky z neúplných a úplných rodin 18,91 bodu a v přírodovědné gramotnosti 14,11 bodu. Přítomnost sourozenců je s výsledky statisticky významně pozitivně asociována pouze v případě matematické gramotnosti, ale rozdíl je slabý.

Koeficienty koresidence v jednotlivých typech rodin ukazuje Model 2. Hlavní efekt koresidence v Modelu 2 ukazuje asociaci mezi třígeneračním soužitím a výsledky žáků v úplných rodinách. Statisticky významná je tato asociace pouze v případě matematické gramotnosti, v níž žáci koresidující s prarodiči

dosahují průměrně o 8,55 bodu více než ostatní. Přestože je asociace statisticky významná, její věcná významnost je nízká. Ve čtenářské gramotnosti dosahují adolescenti z úplných rodin koresidující s prarodiči o 2,77 bodu více než jejich vrstevníci bez prarodičů v domácnosti a v přírodovědecké gramotnosti má příslušná asociace hodnotu 5,05 bodu. V neúplných rodinách jsou koeficienty koresidence nižší – v případě matematické gramotnosti dosahuje koeficient hodnoty 0,38, v případě čtenářské gramotnosti 0,95 a v případě přírodovědné gramotnosti 3,14 (tato čísla vznikla sečtením hlavního koeficientu koresidence a interakčního efektu). Ani jeden z koeficientů není významný. Významnost interakčních efektů v Modelu 2 jsem otestovala pomocí Waldova testu. Ten odhalil, že rozdíl mezi R^2 Modelu 1 a R^2 Modelu 2 není statisticky významný na hladině 0,05 (matematická gramotnost: $p = 0,37$; čtenářská gramotnost: $p = 0,84$; přírodovědná gramotnost: $p = 0,83$). To znamená, že koeficienty koresidence se v úplných a neúplných rodinách významně neliší. Modely jsem porovnála i pomocí BIC, které ukazuje, že ve všech testovaných oblastech je Model 1 vhodnější než Model 2. Absolutní rozdíly v hodnotách BIC se pohybují v intervalu od 7,75 do 8,42 a jsou tedy silným důkazem o rozdílnosti modelů [Raftery 1995].

Asociaci mezi koresidencí s prarodiči a výsledky v testech matematické, čtenářské a přírodovědné gramotnosti při kontrole SES rodiny ukazuje Model 3 a Model 4. Čistý koeficient koresidence se v Modelu 3 pohybuje od 8,96 bodu do 14,65 bodu – jelikož v tomto modelu chybí interakce neúplné rodiny a koresidence, reprezentují tyto koeficienty asociaci u všech žáků nezávisle na struktuře rodiny. Nejvyšší je tento koeficient v případě matematické gramotnosti, v níž koresidující žáci dosahují průměrně o 14,65 bodu více než jejich nekoresidující vrstevníci. Ve čtenářské gramotnosti dosahují koresidující žáci o 8,96 bodu více a v gramotnosti přírodovědné o 11,30 bodu více. Z porovnání neinterakčního Modelu 1 (bez SES) a neinterakčního Modelu 3 (se SES) pomocí BIC vychází Model 3 jako vhodnější ve všech dílčích gramotnostech. SES rodiny (Model 3) hraje ve výsledcích žáků velmi významnou roli. V matematické gramotnosti dosahují děti vysokoškolsky vzdělaných rodičů průměrně o 60,36 bodu více než děti rodičů bez maturity a žáci, jejichž rodiče mají maturitu, mají průměrně o 17,43 bodu více než ti, jejichž rodiče maturitu nemají. V případě čtenářské a přírodovědné gramotnosti je asociace mezi vzděláním rodičů a výsledky žáků o něco nižší, ale stále velmi silná a významná. Statisticky a věcně významná asociace existuje i mezi proměnnou HISEI a výsledky žáků. S každým posunem o jeden bod indexu se významně zvyšuje skóre žáků – v matematické gramotnosti o 1,28, ve čtenářské o 1,18 a v přírodovědné o 1,23. S výsledky adolescentů je pozitivně asociováno i materiální zabezpečení. Oproti těm, kteří nemají ani jednu z věcí, z nichž je index zkonstruován (vlastní pokoj, tiché místo k učení a vlastní notebook), mají všichni ostatní žáci o 18,29 až 25 bodů více (v závislosti na typu gramotnosti a hodnotě indexu). Skóre žáků tedy neroste se zvyšující se hodnotou indexu lineárně – každá hodnota indexu je oproti referenční nulové hodnotě asociována s přibližně stejnou výhodou ve výsledcích.

Tabulka 1. Odhadnuté nestandardizované koeficienty a standardní chyby (v závorkách) modelů mnohorozměrné lineární regrese pro výsledky testu matematické gramotnosti (patnáctiletí žáci v ČR v roce 2012, N = 4 987)

	Matematická gramotnost			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Konstanta	498,84 (8,41)	498,70 (8,41)	397,42 (12,43)	379,39 (12,43)
Koresidence (nekořesidující)				
koresidující	7,11 (3,97)	8,55 (4,25)	14,65 (3,35)	15,19 (3,54)
Pohlaví (dívky)				
chlapci	15,63 (3,76)	15,60 (3,76)	16,45 (3,26)	16,44 (3,26)
Sourozenci (ne)				
ano	6,88 (3,36)	6,82 (3,36)	6,92 (3,11)	6,90 (3,10)
Typ rodiny (úplná rodina)				
neúplná rodina	-21,80 (3,76)	-20,55 (4,23)	-12,12 (3,26)	-11,66 (3,67)
Vzdělání rodičů (bez maturity)				
s maturitou			17,43 (3,72)	17,43 (3,72)
vysokoškolské			60,36 (5,04)	60,36 (5,04)
HISEI			1,28 (0,10)	1,28 (0,10)
Materiální zabezpečení (0)				
1			20,85 (9,64)	20,82 (9,64)
2			24,43 (9,37)	24,44 (9,37)
3			22,20 (9,10)	22,21 (9,09)
Interakce				
neúplná rodina * koresidující		-8,17 (9,14)		-3,07 (8,40)
R ²	0,02	0,02	0,22	0,22
BIC	-52,55	-44,80	-1 145,31	-1 136,98
N	4 987	4 987	4 987	4 987

Poznámka: Referenční kategorie proměnných jsou uvedeny v závorkách. Kurzívou zvýrazněné koeficienty jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05.

Tabulka 2. Odhadnuté nestandardizované koeficienty a standardní chyby (v závorkách) modelů mnohorozměrné lineární regrese pro výsledky testu čtenářské gramotnosti (patnáctiletí žáci v ČR v roce 2012, N = 4 987)

	Čtenářská gramotnost			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Konstanta	571,82 (7,66)	571,79 (7,66)	457,89 (11,30)	457,92
Koresidence (nekořesidující)				
koresidující	2,44 (3,87)	2,77 (4,06)	8,96 (3,29)	8,45 (3,37)
Pohlaví (dívky)				
chlapci	-35,83 (3,30)	-35,84 (3,30)	-35,21 (2,85)	-35,20 (2,85)
Sourozenci (ne)				
ano	2,59 (3,37)	2,57 (3,36)	2,35 (3,16)	2,36 (3,16)
Typ rodiny (úplná rodina)				
neúplná rodina	-18,91 (3,61)	-18,63 (3,97)	-10,53 (2,20)	-10,97 (3,48)
Vzdělání rodičů (bez maturity)				
s maturitou			22,35 (3,46)	22,35 (3,46)
vysokoškolské			52,86 (5,44)	52,85 (5,44)
HISEI			1,18 (0,09)	1,18 (0,09)
Materiální zabezpečení (0)				
1			22,80 (8,34)	22,83 (8,35)
2			25,00 (8,38)	24,99 (8,38)
3			21,95 (8,21)	21,94 (8,21)
Interakce				
neúplná rodina * koresidující		-1,82 (8,77)		2,90 (3,48)
R ²	0,05	0,05	0,23	0,23
BIC	-224,23	-215,81	-1 218,56	1 210,25
N	4 987	4 987	4 987	4 987

Poznámka: Referenční kategorie proměnných jsou uvedeny v závorkách. Kurzívou zvýrazněné koeficienty jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05.

Tabulka 3. Odhadnuté nestandardizované koeficienty a standardní chyby (v závorkách) modelů mnohorozměrné lineární regrese pro výsledky testu přírodovědné gramotnosti (patnáctiletí žáci v ČR v roce 2012, N = 4 987)

	Přírodovědná gramotnost			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Konstanta	524,47 (7,34)	524,44 (7,33)	415,78 (11,59)	415,81 (11,59)
Koresidence (nekořesidující)				
koresidující	4,71 (3,80)	5,05 (4,07)	11,30 (3,38)	10,75 (3,58)
Pohlaví (dívky)				
chlapci	4,88 (3,39)	4,87 (3,39)	5,61 (2,95)	5,63 (2,95)
Sourozenci (ne)				
ano	3,02 (3,17)	3,00 (3,17)	2,34 (2,98)	2,35 (2,98)
Typ rodiny (úplná rodina)				
neúplná rodina	-14,11 (3,57)	-13,82 (3,97)	-5,75 (3,12)	-6,22 (3,49)
Vzdělání rodičů (bez maturity)				
s maturitou			15,48 (3,97)	15,48 (3,97)
vysokoškolské			49,04 (4,95)	49,03 (4,95)
HISEI			1,23 (0,09)	1,23 (0,09)
Materiální zabezpečení (0)				
1			22,08 (8,73)	22,10 (8,74)
2			22,29 (8,74)	22,28 (8,74)
3			18,29 (8,60)	18,28 (8,60)
Interakce				
neúplná rodina * koresidující		-1,91 (8,91)		3,11 (8,21)
R ²	0,00	0,00	0,18	0,19
BIC	6,28	14,68	-890,415	-943,49
N	4 987	4 987	4 987	4 987

Poznámka: Referenční kategorie proměnných jsou uvedeny v závorkách. Kurzívou zvýrazněné koeficienty jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05.

Model 4 na rozdíl od Modelu 3 rozlišuje koeficient koresidence pro žáky z úplných a neúplných rodin při kontrole SES rodiny. V úplných rodinách tento efekt dosahuje hodnoty 15,19 v případě matematické gramotnosti, 8,45 ve čtenářské gramotnosti a 10,75 v přírodovědné gramotnosti. V neúplných rodinách dosahují příslušné koeficienty hodnot 12,12, 11,35 a 13,86. I pro porovnání Modelu 3 a Modelu 4 jsem použila Waldův test. Ten ukázal, že ani rozdíl mezi těmito dvěma modely není statisticky významný na hladině 0,05 (matematická gramotnost: $p = 0,71$; čtenářská gramotnost: $p = 0,72$; přírodovědná gramotnost: $p = 0,71$). Podle hodnot statistiky BIC je v případě matematické a čtenářské gramotnosti vhodnější Model 3 bez interakce, ale v případě přírodovědné gramotnosti je vhodnější Model 4 s interakcí. Rozdíly mezi úplnými a neúplnými rodinami jsou ale i při kontrole SES velmi nízké a věcně je nepovažuji za důležité. Při hodnocení hypotéz proto vycházím z modelů bez interakce.

Výsledky prezentovaných modelů nepodporují první hypotézu, že koresidence s prarodiči je u českých patnáctiletých žáků negativně asociována s jejich výsledky v testech matematické, čtenářské a přírodovědné gramotnosti. Koresidence je s výsledky žáků asociována pozitivně, přestože je asociace v případě všech tří testovaných oblastí bez kontroly SES slabá. První hypotézu proto zamítám.

Analýza nepodpořila druhou hypotézu, která předpokládala, že asociace může být vysvětlena ukazateli SES rodiny. Pokud by asociace mezi koresidencí s prarodiči a výsledky žáků byla vysvětlena ukazateli SES, při jeho kontrole by se koeficient koresidence snížil. Srovnání Modelu 1 a Modelu 3 (které jsou vhodnější než Model 2 a Model 4 s interakcí) ale naopak ukazuje, že při kontrole SES rodiny se asociace mezi koresidencí a výsledky žáků zvyšuje a je statisticky významná (a v případě matematické a přírodovědné gramotnosti také věcně významná). V Modelu 1 je tedy část pozitivní asociace mezi koresidencí s prarodiči a výsledky žáků potlačena SES rodin – objevuje se tzv. efekt potlačení (*suppression effect*), který se projevuje zvýšením koeficientu nezávisle proměnné přidáním jedné nebo více kontrolních proměnných [příklady efektu uvádí např. Pandey, Elliott 2010]. Jinými slovy, koresidence samotná je s výsledky žáků pozitivně asociována, ale tato asociace je viditelná až v Modelu 3, kde je efekt koresidence očištěn od působení SES. V Modelu 1, v němž SES není kontrolován, je koeficient koresidence statisticky nevýznamný a slabý, jelikož ho potlačuje efekt nižšího SES koresidujících rodin. Druhou hypotézu proto zamítám.

Výsledky analýzy nepodporují ani třetí hypotézu, podle níž by asociace měla být silnější mezi žáky z neúplných rodin. Z porovnání Modelu 1 (bez interakce) a Modelu 2 (s interakcí) i Modelu 3 (bez interakce a se SES) a Modelu 4 (s interakcí a se SES) vyplývá, že interakce mezi strukturou rodiny a koresidencí jsou ve všech testovaných oblastech nevýznamné. Proto třetí hypotézu zamítám.

Diskuse

Souvislost mezi soužitím s prarodiči a školními výsledky dětí či jejich blahem obecně se v minulosti zabývalo už několik výzkumů. Zatímco část z nich poukázala na negativní asociaci mezi koresidencí a školními výsledky [Kreidl, Hubatková 2014] a na nižší šanci dětí koresidujících s prarodiči na dokončení školy [McLanahan, Sandefur 1994; Monstedur, Elder Jr. 2011], podle jiných prospívají koresidující děti lépe než ostatní [Pong, Chen 2010; Deleire, Kalil 2002]. Prozatím žádná studie se nezaměřovala na vztah třígeneračního soužití a školních výsledků ve výhradně českém kontextu, v němž je výskyt třígeneračních soužití nízký a koncentrovaný v malých obcích [Halbová 2020], a postoj společnosti k takovému soužití je spíše negativní [Souralová, Žáková 2020]. Cílem tohoto článku bylo prozkoumat asociaci mezi koresidencí s prarodiči a školními výsledky žáků na českých datech z výzkumu PISA z roku 2012 a zjistit, zda se asociace liší v úplných a neúplných rodinách. Také jsem testovala hypotézu, že vztah mezi koresidencí s prarodiči a školními výsledky může být vysvětlen odlišným SES rodin.

V roce 2012 žilo v jedné domácnosti s prarodiči 15,7 % patnáctiletých žáků – jejich podíl od roku 2000, kdy jich bylo 19,1 % [Kreidl, Hubatková 2014], klesl. Výsledky analýzy v nesouladu s hypotézou ukázaly, že koresidence s prarodiči u nich není negativně asociována s výsledky v matematické, čtenářské a přírodovědné gramotnosti. Naopak, adolescenti žijící v třígenerační domácnosti dosahují průměrně vyššího skóre než jejich vrstevníci z dvougeneračních domácností. Zatímco v základním modelu bez SES rodiny (Model 1 v Tabulce 1, 2 a 3) je rozdíl mezi těmito dvěma typy domácnosti nevýznamný, při kontrole indikátorů SES (Model 3 v Tabulce 1, 2 a 3) se stává statisticky a (s výjimkou výsledků čtenářské gramotnosti) také věcně významným. V matematické gramotnosti dosahují žáci koresidující s prarodiči ve srovnání s ostatními o 14,65 bodu více, ve čtenářské gramotnosti o 8,96 bodu více a v přírodovědné gramotnosti o 11,30 bodu více. Interakce mezi strukturou rodiny a koresidencí s prarodiči se ukázala být nevýznamná, je proto pravděpodobné, že ve zkoumané asociaci se žáci z úplných a neúplných rodin neliší.

Výše prezentované výsledky naznačují, že třígenerační soužití je s výsledky českých adolescentů pozitivně asociováno, ale tento vztah je viditelný až při kontrole SES. V základním modelu bez indikátorů SES je efekt koresidence s prarodiči potlačen socioekonomickým znevýhodněním, se kterým je podle Kreidla a Hubatkové [2014] soužití s prarodiči asociováno jen ve vyspělých zemích. Tento překvapivý výsledek napovídá, že samotná přítomnost prarodičů v domácnosti je spojena s lepšími výsledky adolescentů, ale SES jejich rodin výsledky redukuje. Závěry mé studie jsou v souladu s tchajwanskou studií [Pong, Chen 2010], která rovněž odhalila pozitivní asociaci mezi koresidencí s prarodiči a výsledky dětí v úplných i neúplných rodinách, a to navzdory odlišnému sociálnímu kontextu. Zjištěná pozitivní asociace je překvapivá i proto, že PISA se zaměřuje na výsledky patnáctiletých žáků, u nichž lze na rozdíl od mladších dětí předpokládat, že koresidence vznikla v důsledku nějakého problému [McLanahan, Sandefur 1994]. Je

navíc možné, že se vztah mezi koresidencí s prarodiči a výsledky žáků navzdory klesajícímu podílu koresidujících mezi lety 2000 a 2012 obrátil, jelikož Kreidl a Hubatková [2014] v analýze dat PISA 2000 objevili negativní efekt koresidence ve všech zkoumaných zemích včetně Česka. Pozitivní asociace může vyplývat ze silné mezigenerační solidarity českých rodin a z ochoty prarodičů pečovat o svá vnoučata [Hasmanová Marhánková, Štípková 2014].

Studie také odhalila silnou pozitivní asociaci mezi SES rodiny a výsledky žáků. Děti rodičů s maturitou nebo vysokoškolským vzděláním si vedou lépe než děti rodičů bez maturity. Nejvýraznější rozdíl je v matematické gramotnosti, v níž děti vysokoškolsky vzdělaných rodičů dosahují průměrně o šedesát bodů více než děti nejméně vzdělaných rodičů. Ve dvou ze tří testovaných oblastí navíc existuje silný efekt pohlaví. Zatímco chlapci si vedou lépe v matematické gramotnosti, dívky dosahují vyššího skóre ve čtenářské gramotnosti. Rozdíl ve čtenářské gramotnosti je silnější než rozdíl v gramotnosti matematické, jak ukázaly i předchozí studie [Eurydice 2011; OECD 2015].

Cílem studie nebylo odhalit kauzalitu vztahu studovaných proměnných – z dat PISA nelze zjistit, zda lepší výsledky adolescentů způsobuje koresidence s prarodiči, nebo koresidence častěji vzniká v rodinách, v nichž mají děti lepší výsledky. Tento problém by bylo možné vyřešit například prostřednictvím panelových dat, díky nimž by navíc bylo možné rozlišit i efekt krátkodobé a dlouhodobé koresidence [srov. Pong, Chen 2010] nebo dalších proměnných, které mohou být příčinou objevené pozitivní asociace.

Závěr

Prezentované výsledky mají implikace pro stratifikační výzkum, v němž se jako indikátory rodinného prostředí používají například proměnné struktura rodiny nebo počet sourozenců. Domnívám se, že i přítomnost prarodičů v domácnosti je důležitým indikátorem rodinného prostředí, zvláště v době, kdy dochází ke stárnutí populace a prodlužuje se doba, kterou spolu jednotlivé generace sdílejí [Uhlenberg 2004]. Studie přinesla nové poznatky o tom, jak se žáci žijící v třígeneračních domácnostech liší od vrstevníků z dvougeneračních domácností, a odhalila překvapivý vztah mezi koresidencí s prarodiči a školními výsledky. Ukázalo se, že v českém kontextu je koresidence samotná s výsledky žáků v testu PISA 2012 asociována pozitivně. Tento vztah se ale objevuje až při kontrole SES rodin, který v základním modelu výhodu adolescentů z třígeneračních domácností potlačuje.

DOMINIKA SLADKÁ je doktorská studentka sociologie se zaměřením na populační studia na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se především sociologií rodiny.

Literatura

- Astone, N. M., S. S. McLanahan. 1991. „Family Structure, Parental Practices and High School Completion.“ *American Sociological Review* 56 (3): 309–320, <https://doi.org/10.2307/2096106>.
- Attar-Schwartz, S., J. P. Tan, A. Buchanan, E. Flouri, J. Griggs. 2009. „Grandparenting and Adolescent Adjustment in Two-Parent Biological, Lone-Parent, and Step-Families.“ *Journal of Family Psychology: JFP* 23 (1): 67–75, <https://doi.org/10.1037/a0014383>.
- Attias-Donfut, C., M. Segalen. 2002. „The Construction of Grandparenthood.“ *Current Sociology* 50 (2): 281–294, <https://doi.org/10.1177/0011392102050002622>.
- Bengtson, V. L. 2001. „Beyond the Nuclear Family: The Increasing Importance of Multigenerational Bonds.“ *Journal of Marriage and Family* 63 (1): 1–16, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00001.x>.
- Carvalho, R. G. G. 2016. „Gender Differences in Academic Achievement: The Mediating Role of Personality.“ *Personality and Individual Differences* 94: 54–58, <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.01.011>.
- Davier, M. von, E. Gonzalez, R. J. Mislavy. 2009. „What Are Plausible Values and Why Are They Useful?“ Pp. 9–36 in M. von Davier, D. Hastedt. *IERI Monograph Series: Issues and Methodologies in Large-Scale Assessments: Volume 2* [online]. IEA-ETS Research Institute [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: http://www.ierinstitute.org/fileadmin/Documents/IERI_Monograph/IERI_Monograph_Volume_02_Chapter_01.pdf.
- Davis-Kean, P. E. 2005. „The Influence of Parent Education and Family Income on Child Achievement: The Indirect Role of Parental Expectations and the Home Environment.“ *Journal of Family Psychology* 19 (2): 294–304, <https://doi.org/10.1037/0893-3200.19.2.294>.
- Deleire, T., A. Kalil. 2002. „Good Things Come in Threes: Single-Parent Multigenerational Family Structure and Adolescent Adjustment.“ *Demography* 39 (2): 393–413, <https://doi.org/10.2307/3088345>.
- Eurydice. 2011. *Genderové rozdíly ve výsledcích vzdělávání: Opatření a současná situace v Evropě*. Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání.
- Freudenthaler, H. H., B. Spinath, A. C. Neubauer. 2008. „Predicting School Achievement in Boys and Girls.“ *European Journal of Personality* 22 (3): 231–245, <https://doi.org/10.1002/per.678>.
- Gordon, R. A., P. L. Chase-Lansdale, J. Brooks-Gunn. 2004. „Extended Households and the Life Course of Young Mothers: Understanding the Associations Using a Sample of Mothers With Premature, Low Birth Weight Babies.“ *Child Development* 75 (4): 1013–1038, <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2004.00723.x>.
- Halbová, B. 2020. „Kvantitativní sonda: Jak vypadají třígenerační domácnosti a kde je hledat.“ Pp. 27–44 in A. Souralová, M. Žáková. *Pod jednou střechou: Třígenerační soužití v české společnosti*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.
- Hampden-Thompson, G. 2009. „Are Two Better than One? A Comparative Study of Achievement Gaps and Family Structure.“ *Compare: A Journal of Comparative and International Education* 39 (4): 517–534, <https://doi.org/10.1080/03057920802366372>.
- Hango, D. 2007. „Parental Investment in Childhood and Educational Qualifications.“ *Social Science Research* 36 (4): 1371–1390, <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2007.01.005>.
- Hasmanová Marhánková, J., M. Štípková. 2014. „Typology of Grandparent Role in the Czech Society – Factors Influencing the Involvement of Grandparents in the Care for Young Children.“ *Naše společnost* 1 (12): 15–26, <https://doi.org/10.13060/1214438X.2014.1.12.92>.
- Hirschová, M., M. Kreidl. 2012. „The Effect of Sibship Size on School Achievement in

- Mathematics, Reading and Science in the Czech Republic." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 48 (4): 697–736, <https://doi.org/10.13060/00380288.2012.48.4.08>.
- Chen, W.-C. 2016. „The Role of Grandparents in Single-Parent Families in Taiwan.“ *Marriage & Family Review* 52 (1–2): 41–63, <https://doi.org/10.1080/01494929.2015.1073654>.
- Chiu, M. M., C. McBride-Chang. 2010. „Family and Reading in 41 Countries: Differences Across Cultures and Students.“ *Scientific Studies of Reading* 14 (6): 514–543, <https://doi.org/10.1080/10888431003623520>.
- Jäger, M. M. 2009. „Sibship Size and Educational Attainment. A Joint Test of the Confluence Model and the Resource Dilution Hypothesis.“ *Research in Social Stratification and Mobility* 27 (1): 1–12, <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2009.01.002>.
- Katrnák, T. 2006. „Faktory podmiňující vzdělanostní aspirace žáků devátých tříd základních škol v České republice.“ Pp. 173–193 in P. Matějů et al. (Ne)rovné šance na vzdělání: vzdělanostní nerovnosti v České republice. Praha: Academia.
- Kreidl, M. 2008. *Cesty ke vzdělání: Vzdělanostní dráhy a vzdělanostní nerovnosti v socialismu*. Plzeň: Západočeská univerzita v Plzni.
- Kreidl, M., B. Hubatková. 2014. „Does Coresidence with Grandparents Reduce the Negative Association between Sibship Size and Reading Test Scores? Evidence from 40 Countries.“ *Research in Social Stratification and Mobility* 38: 1–17, <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2014.04.001>.
- Lakomý, M. 2020. „Is Providing Informal Care a Path to Meaningful and Satisfying Ageing?“ *European Societies* 22 (1): 101–121, <https://doi.org/10.1080/14616696.2018.1547838>.
- McLanahan, S. S., G. Sandefur. 1994. *Growing Up with a Single Parent. What Hurts, What Helps*. Cambridge: Harvard University Press.
- Monsedur, M. A., G. H. Elder Jr. 2011. „Household Structure and Children’s Educational Attainment: A Perspective on Coresidence with Grandparents.“ *Journal of Marriage and Family* 73 (5): 981–1000, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2011.00858.x>.
- Možný, I. 2002. *Sociologie rodiny*. 2. vyd. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- MPSV. 2004. *Národní zpráva o rodině* [online]. Praha: Ministerstvo práce a sociálních věcí [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/documents/20142/833915/040804a.pdf/e6ba30f4-b0f5-ead79-42bf-d3ef9ea85611>.
- OECD. 2013. *PISA 2012 Assessment and Analytical Framework: Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy*. Paris: OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/9789264190511-en>.
- OECD. 2014. *PISA 2012 Technical Report* [online]. Paris: OECD Publishing [cit. 2. 2. 2020]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA-2012-technical-report-final.pdf>.
- OECD. 2015. *The ABC of Gender Equality in Education: Aptitude, Behaviour, Confidence*. Paris: OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/9789264229945-en>.
- Pandey, S., W. Elliott. 2010. „Suppressor Variables in Social Work Research: Ways to Identify in Multiple Regression Models.“ *Journal of the Society for Social Work and Research* 1 (1): 28–40, <https://doi.org/10.5243/jsswr.2010.2>.
- Pang, W., Y. Lu, H. Long, Q. Wang, L. Lin. 2020. „Three-Generational Families: Are They Beneficial to Chinese Children’s Creativity?“ *Thinking Skills and Creativity* 35, <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2019.100623>.
- Pilkauskas, N. V. 2012. „Three-Generation Family Households: Differences by Family Structure at Birth.“ *Journal of Marriage and Family* 74 (5): 931–943, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2012.01008.x>.
- Pong, S.-L., V. W. Chen. 2010. „Co-Resident Grandparents and Grandchildren’s Academic

- Performance in Taiwan." *Journal of Comparative Family Studies* 41 (1): 111–129, <https://doi.org/10.3138/jcfs.41.1.111>.
- Prokop, D. 2019. „Záleží na bydlení? Vztah nekvalitního bydlení a školních problémů dětí v chudých českých domácnostech.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 55 (4): 445–472, <https://doi.org/10.13060/00380288.2019.55.4.473>.
- Raftery, A. E. 1995. „Bayesian Model Selection in Social Research.“ *Sociological Methodology* 25: 111–163, <https://doi.org/10.2307/271063>.
- Raley, R. K., M. M. Sweeney. 2020. „Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review.“ *Journal of Marriage and Family* 82 (1): 81–99, <https://doi.org/10.1111/jomf.12651>.
- Ruiz, S. A., M. Silverstein. 2007. „Relationships with Grandparents and the Emotional Well-Being of Late Adolescent and Young Adult Grandchildren.“ *Journal of Social Issues* 63 (4): 793–808, <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2007.00537.x>.
- Smits, A., R. I. Van Gaalen, C. H. Mulder. 2010. „Parent-Child Coresidence: Who Moves in With Whom and for Whose Needs?“ *Journal of Marriage and Family* 72 (4): 1022–1033, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00746.x>.
- Souralová, A., M. Žáková. 2020. *Pod jednou střechou: Třígenerační soužití v české společnosti*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.
- StataCorp. 2011. *STATA Multiple Imputation Reference Manual. Release 12*. College Station, TX: STATA Press.
- StataCorp. 2015. „Obtaining Robust Variance Estimates.“ Pp. 328–333 in *STATA User's Guide: Release 14* [online]. College Station, TX: Stata Press [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: <https://www.stata.com/manuals14/u.pdf>.
- Sýkorová, D. 2007. *Autonomie ve stáří: Kapitoly z gerontosociologie*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Tanskanen, A. O., M. Danielsbacka, J. Erola. 2017. „Educational Test Scores Among Adolescents in Three-Generational Households in 20 Countries.“ *Finnish Yearbook of Population Research* 51: 3–22, <https://dx.doi.org/10.23979/fypr.59194>.
- Tanskanen, A. O., M. Danielsbacka. 2019. *Intergenerational Family Relations: An Evolutionary Social Science Approach*. New York: Routledge, <https://doi.org/10.4324/9781315107806>.
- Trhlíková, J., H. Úlovcová. 2010. „Vliv rodinného zázemí na předčasné odchody ze vzdělávání a dlouhodobou nezaměstnanost mladých lidí.“ Pp. 151–179 in P. Matějů, J. Straková, A. Veselý. *Nerovnosti ve vzdělávání: od měření k řešení*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Uhlenberg, P. 2004. „Historical Forces Shaping Grandparent-Grandchild Relationships: Demography and Beyond.“ Pp. 77–97 in M. Silverstein (ed.). *Intergenerational Relations Across Time and Place*. New York: Springer Publishing Company.
- United Nations Development Programme. 2016. *Human Development Report 2016: Human Development for Everyone* [online]. New York: United Nations Development Programme [cit. 15. 4. 2018]. Dostupné z: http://hdr.undp.org/sites/default/files/2016_human_development_report.pdf.
- Van Houtte, M. 2004. „Why Boys Achieve Less at School than Girls: The Difference Between Boys' and Girls' Academic Culture.“ *Educational Studies* 30 (2): 159–173, <https://dx.doi.org/10.1080/0305569032000159804>.

Příloha

Tabulka P1. Deskriptivní statistiky proměnných použitých v analýze (patnáctiletí žáci v ČR v roce 2012, N = 4 987)

	V celkovém vzorku	Mezi koresidujícími
Koresidence s prarodiči		
nekoresidující	84,3 %	0 %
koresidující	15,7 %	100 %
Typ rodiny		
úplná rodina	82,0 %	82,5 %
neúplná rodina	18,0 %	17,5 %
Pohlaví		
chlapci	48,9 %	48,6 %
dívky	51,1 %	51,4 %
Sourozenci		
ano	80,8 %	82,6 %
ne	19,3 %	17,4 %
Nejvyšší vzdělání vzdělanějšího z rodičů		
bez maturity	16,2 %	19,1 %
s maturitou	52,3 %	55,1 %
vysokoškolské	31,5 %	25,8 %
HISEI (průměr)	50,5	47,9
Materiální zabezpečení		
0	2,1 %	2,7 %
1	14,0 %	14,2 %
2	39,2 %	42,1 %
3	44,8 %	41,1 %
N	4 987	782