

Univerzita Karlova

Přírodovědecká fakulta

Studijní program: Zoologie

Studijní obor: Etologie a ekologie



Bc. Petr Freudenfeld

Vývojová variabilita vzniku lidské sexuální orientace

Developmental variability in formation of human sexual orientation

Diplomová práce

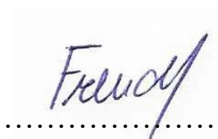
Vedoucí práce: prof. Mgr. Jan Havlíček, Ph.D.

Praha, 2024

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracoval samostatně a že jsem uvedl všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného ani stejného akademického titulu.

V Praze, dne 6. 8. 2024

A handwritten signature in blue ink, reading "Freudenfeld", is positioned above a horizontal dotted line.

Bc. Petr Freudenfeld

Poděkování

V první řadě bych chtěl poděkovat mému školiteli Janu Havlíčkovi za vstřícné vedení, přátelský přístup, a hlavně pochopení, které pro mě při psaní této práce měl. Velké díky také patří моým kolegům a přátelům Jakubu Fořtovi a Dominice Benešové za skvělou spolupráci na našem společném projektu. Dále bych chtěl poděkovat Zuzaně Štěřbové a Jiřímu Kalenskému za velkou pomoc při sběru dat a Zsófii Csajbók za bližší seznámení s náročnějšími analytickými postupy, které byly pro tuto práci nezbytné. V neposlední řadě bych chtěl také poděkovat své rodině a blízkým za jejich podporu a oporu, kterou v nich mám, a bez kterých bych nebyl tam kde jsem.

Abstrakt

Pro vznik lidské sexuální orientace bylo navrženo několik biologických teorií. Především výzkum naznačuje, že neheterosexuální muži mohou být rozděleni do minimálně čtyř podskupin na základě navržených biologických markerů, odkazujících na různé na vývojové trajektorie vzniku lidské sexuální orientace, kterými jsou proporce starších bratrů, proporce příbuznosti neheterosexuálních příbuzných a rukovost, tj. jestli je člověk pravoruký nebo levoruký. Cílem této diplomové práce bylo replikovat postup předšlé studie a zjistit, zda je toto rozdělení do podskupin možné, což by mohlo znamenat různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace. Na vzorku 8595 mužů a žen jsme neprokázali existenci podskupin různých vývojových trajektorií u mužů, ale ani u žen, což by mohlo naznačovat, že pro vznik sexuální orientace mohou existovat různé teorie, které se ale navzájem nevylučují a jejich vlivy mohou probíhat společně. Potvrdili jsme ale částečně vztah biomarkerů a sexuální orientace, zjištěný v předšlých studiích. Nalezli jsme efekt starších bratrů u homosexuálních, bisexuálních a pansexuálních mužů, ale ne u žen. Náš výzkum také podpořil předšlé rozdíly v nepravorukosti u mužů a žen různých sexuálních orientací. Zjistili jsme také, že neheterosexuální muži a ženy mají více neheterosexuálních příbuzných než heterosexuální jedinci. Naše výsledky také ukázaly, že neheterosexuální muži a ženy jsou více genderově nonkonformní než heterosexuální jedinci.

Klíčová slova

sexuální orientace, biomarkery, efekt pořadí narození, efekt starších bratrů, rukovost, familialita, genderová nonkonformita

Abstract

Several biological theories were established to describe the origin of human sexual orientation. Previous study assumes that nonheterosexual men could be divided into at least four subgroups based on putative biological markers which refer to different developmental pathways of origin of human sexual orientation. These markers are proportion of older brothers, proportion of familiarity of nonheterosexual relatives and handedness (right-handedness or left-handedness). The aim of this thesis was to replicate previous study and to find out if this division into subgroups is possible. This potential division could mean different developmental pathways of human sexual orientation. On sample consisted of 8595 men and women we did not prove the existence of subgroups of different developmental pathways in men nor in women. It could indicate that several theories could exist to describe the origin of human sexual orientation, but their effects could run together and they do not cancel each other out. However we partially confirmed the relation of biomarkers and sexual orientation which was detected in previous research. We found out the older brothers effect in homosexual, bisexual and pansexual men, but not in women. Our study also supported the previous differences in non-right-handedness in men and women of different sexual orientations. We also found out that nonheterosexual men and women have more nonheterosexual relatives than heterosexual men and women. Moreover our results showed that nonheterosexual men and women are more gender nonconforming than heterosexual ones.

Key words

sexual orientation, biomarkers, fraternal birth order effect, older brothers effect, handedness, familiarity, gender nonconformity

Obsah

| | |
|---|----|
| Úvod | 1 |
| 1. Teoretická část | 2 |
| 1.1. Sexuální orientace | 2 |
| 1.2. Neurohormonální teorie vzniku sexuální orientace | 4 |
| 1.3. Imunologická teorie vzniku sexuální orientace | 8 |
| 1.4. Genetická teorie vzniku sexuální orientace | 12 |
| 1.5. Různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace | 14 |
| 2. Cíle a hypotézy | 17 |
| 3. Materiál a metody | 19 |
| 3.1. Participantí | 19 |
| 3.2. Nábor participantů | 20 |
| 3.3. Dotazníky | 20 |
| 4. Zpracování dat a analýzy | 26 |
| 5. Výsledky | 29 |
| 5.1. Vnitřní konzistence psychologických škál | 29 |
| 5.2. Sociodemografické údaje | 29 |
| 5.3. Korelace mezi sexuální přitažlivostí a sexuální aktivitou v posledních 12 měsících.... | 30 |
| 5.4. Latentní profilová analýza | 32 |
| 5.5. Efekt starších bratrů | 33 |
| 5.6. Rukovost | 37 |
| 5.7. Familialita | 43 |
| 5.8. Dětská genderová nonkonformita | 52 |
| 5.9. Bemové maskulinita | 54 |
| 5.10. Bemové femininita | 56 |
| 5.11. Preference maskulinního povolání | 57 |
| 5.12. Preference femininního povolání | 59 |

| | |
|---|----|
| 6. Diskuze..... | 61 |
| 6.1. Různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace..... | 62 |
| 6.2. Souvislost mezi sexuální orientací a efektem starších bratrů..... | 64 |
| 6.3. Souvislost mezi sexuální orientací a rukovostí..... | 67 |
| 6.4. Souvislost mezi sexuální orientací a počtem neheterosexuálních příbuzných..... | 71 |
| 6.5. Souvislost mezi sexuální orientací a dětskou genderovou nonkonformitou..... | 73 |
| 6.6. Souvislost mezi sexuální orientací a maskulinitou a femininitou..... | 76 |
| 6.7. Souvislost mezi sexuální orientací a preferencí povolání..... | 77 |
| 6.8. Limitace práce..... | 81 |
| 7. Závěr..... | 83 |
| 8. Seznam literatury..... | 86 |

Úvod

Tato diplomová práce je členěna do několika stěžejních celků, kterými jsou teoretická část, metody, výsledky, diskuze a závěr. V teoretické části jsou popsány koncepty sexuální orientace spolu s třemi biologickými teoriemi o jejím vzniku. Každé teorii je věnována samostatná kapitola a jsou zde také popsány vybrané studie věnující se dané problematice. Samostatná kapitola je následně věnována konceptu různých vývojových trajektorií vzniku sexuální orientace, které se opírají o biologické teorie. Hlavní cíl práce je replikace předchozí studie, která zjistila existenci podskupin neheterosexuálních mužů, které by mohly znamenat různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace. Naším cílem bylo zopakovat předešlé analýzy také na ženách. Nedílnou součástí práce je také replikace předešlých analytických postupů pro odhalení biologických korelátů sexuální orientace založených na biologických teoriích. Tyto analýzy tvoří hlavní jádro práce a je jim proto věnována největší pozornost také v diskuzi. Práce se také věnuje psychologickým korelátům sexuální orientace, ke kterým patří například genderová nonkonformita. Kvůli rozsahu práce je ale těmto psychologickým korelátům věnována menší pozornost a z toho důvodu jsou i studie věnující se této problematice v diskuzi zmíněny v menší míře. Práce obsahuje celkem 20 tabulek a 26 grafů, seskupených do 13 celků, pro zajištění vyšší přehlednosti výsledků.

1. Teoretická část

1.1. Sexuální orientace

Na základě jedné z definic je sexuální orientace považována za část identity člověka, která zahrnuje emoční, kognitivní a behaviorální aspekty (Saewyc et al., 2004). Pro její popis se zpravidla používá více různých kritérií, mezi které patří například sebeidentifikace, sexuální přitažlivost nebo sexuální chování (Chung & Katayama, 1996). Sebeidentifikací se rozumí pojem, kdy jedinec označí svou sexuální orientaci podle toho, jak sám sebe definuje, tj. heterosexuální (přitažlivost k opačnému pohlaví), homosexuální (přitažlivost ke stejnému pohlaví), bisexuální (přitažlivost k oběma pohlavím), asexuální (nízká nebo žádná přitažlivost k jinému jedinci) (Storms, 1980). Některé sebeidentifikované sexuální orientace korespondují se sexuální přitažlivostí, jako například heterosexualita, homosexualita nebo bisexualita (Kinsey et al., 1948; Storms, 1980), ale odlišné je to například s pansexualitou, která je v Mezinárodní encyklopedii Lidské sexuality označována jako „sexuální, romantická a emocionální přitažlivost k druhému jedinci neohledně na jeho pohlaví, gender nebo sexuální orientaci“ (Rice, 2015). Pansexuální jedinec může být tedy přitahován i nebinárním jedincem (Perrotta, 2021), což je odlišné od bisexuality, kdy je jedinec přitahován k mužskému i ženskému pohlaví.

Dalším aspektem sexuální orientace je sexuální přitažlivost, která je zpravidla popisována jako sexuální preference a predominantní přitažlivost k druhému jedinci stejného nebo opačného pohlaví (Chung & Katayama, 1996). Jedním ze způsobů měření je 7bodová škála, na které je zjišťována sexuální přitažlivost zvlášť k mužům a zvlášť k ženám, kde 1 znamená „žádná přitažlivost“ a 7 „vysoká přitažlivost“ (Scheller et al., 2024). Někdy je ale použita pouze jedna škála, ve které přitažlivost k jednomu pohlaví vylučuje přitažlivost k druhému. Někteří autoři také odlišují romantickou přitažlivost, která nemusí vždy striktně korespondovat se sexuální přitažlivostí (Antonsen et al., 2020). Diamond (2003) ve svém modelu lásky a sexuální touhy popisuje, že sexuální touha a romantická láska jsou funkčně a vývojově nezávislé aspekty, které by se neměly za všech okolností spojovat. Romantická přitažlivost nemusí být totiž striktně orientovaná na určité pohlaví (Diamond, 2003), a dokonce i asexuálové, kteří mají nízkou sexuální přitažlivost, mohou vykazovat silnější romantickou přitažlivost k jinému jedinci (Antonsen et al., 2020).

Sexuální chování je další kritérium používané pro popis lidské sexuální orientace, podle kterého se dá zjistit, zda jedinec tvoří stejnopohlavní vztahy nebo si hledá partnera pouze opačného

pohlaví (Chung & Katayama, 1996). Sexuální chování může v některých případech vypovídat o člověku víc než pouze sexuální přitažlivost, ale může být také ovlivněno dalšími aspekty, jako je například dostupnost preferovaného partnera (např. v internátních školách, věznicích) (Saewyc et al., 2004). Je ale nutné podotknout, že ne vždy sexuální chování koresponduje se sebeidentifikovanou sexuální orientací (Igartua et al., 2009), například z důvodu stigmatizace společností.

Tyto tři základní kritéria pro popis sexuální orientace spolu mohou korespondovat, ale někdy nemusí sebeidentifikovaná sexuální orientace korespondovat se sexuální přitažlivostí, například kvůli stigmatizaci ze strany společnosti (Stewart et al., 2019). Sebeidentifikace sexuální orientace může být silně ovlivněna sociálními trendy a stigmatem, což může způsobovat změnu identifikované sexuální orientace v čase, i když sexuální přitažlivost nebo sexuální chování zůstávají stabilní (Chung & Katayama, 1996; Saewyc et al., 2004). Můžeme se setkat se situacemi, kdy se muž kvůli společenské stigmatizaci označuje jako heterosexuální, ale vykazuje vysokou sexuální přitažlivost k mužům (Stewart et al., 2019). Z některých studií také vyplývá, že sexuální orientace se může v průběhu života měnit (Diamond, 2016), což bylo zjištěno převážně u žen, které vykazovaly vyšší míru změny sexuální přitažlivosti (Baumeister, 2000; Diamond, 2008). Je také důležité podotknout, že častější změny v sebeidentifikované sexuální orientaci mohou být viděny ve více liberálních zemích (Stewart et al., 2019), ve kterých není ve společnosti vysoká míra homofobie a stigmatizace sexuálních menšin (např. Evropa, Amerika).

Z důvodu zjištění, že sexuální orientace se může v průběhu života měnit (Baumeister, 2000; Diamond, 2008, 2016) používají některé soudobé studie pro popis sexuální orientace také škálu sexuální přitažlivosti a sexuálního chování v posledních 12 měsících. Tento popis sexuální orientace má výhodu v tom, že měří sexuální orientaci v ohraničeném časovém horizontu. Nevýhodou může v tomto případě být, že pokud jedinec nenašel v posledním roce vhodného partnera, bude ze škály zjišťující sexuální chování v posledních 12 měsících vyřazen (Saewyc et al., 2004).

Další pohled na určení sexuální orientace přinesli Kinsey et al. (1948) zavedením tzv. Kinseyho škály, která měří jedincovy sexuální zkušenosti a zájmy na 7bodové škále, kdy 0 vyjadřuje exkluzivně heterosexuální zkušenosti a zájmy, 3 stejně heterosexuální a homosexuální, a 6 exkluzivně homosexuální zkušenosti a zájmy. Škála obsahuje také přidruženou odpověď X, která vyjadřuje, že dotyčný jedinec neměl sexuální zkušenosti ani zájmy. Tato odpověď je v dnešním pojetí označována jako asexualita. Existují různé variace Kinseyho škály, které se

dají použít pro zjištění sexuálního chování, sexuální přitažlivosti nebo romantické přitažlivosti (Chung & Katayama, 1996). V některých případech se Kinseyho škála používá přímo na popis sexuální orientace, kdy ukazuje, že sexuální orientace je škála, která by se neměla kategorizovat (Drucker, 2012), jelikož některé studie ukazují rozdíly například mezi exkluzivně homosexuálními a predominantně homosexuálními jedinci, kteří mohou být při kategorickém označení sexuální orientace označeni jako homosexuální. Na druhou stranu ale kategorizace v rámci sebeidentifikace umožňuje popsání méně častých sexuálních orientací, mezi které patří například pansexualita, která by byla při použití Kinseyho škály označena jako bisexualita. Pro její odhalení a odlišení od bisexuality by byly potřeba přidat i škály přitažlivosti k nebinárním osobám.

Pro vysvětlení vzniku sexuální orientace bylo navrženo několik biologických teorií, mezi které patří neurohormonální teorie, imunologická teorie a genetická teorie. Existuje také několik sociálních teorií, těm v této práci ale nebude věnována pozornost.

1.2. Neurohormonální teorie vzniku sexuální orientace

Neurohormonální teorie se pokouší vysvětlit vznik sexuální orientace na základě působení prenatálních androgenních hormonů, které mohou ovlivňovat vývoj jedince před narozením (Ellis & Ames, 1987). Podle této teorie jsou homosexuální muži vystavováni nižším hladinám prenatálních androgenů, zatímco homosexuální ženy jsou vystavovány vyšším hladinám prenatálních androgenů než heterosexuální jedinci. Neurohormonální teorie vzniku homosexuality je založena na principu organizace a aktivace hormonů (Moore, 1991). Vývoj sexuálního chování je podle této teorie způsoben vystavením pohlavním steroidním hormonům ve dvou odlišných fázích vývoje, nazvaných organizační a aktivační fáze. Organizační fáze člověka probíhá od 4. do 7. měsíce prenatálního vývoje, kdy je varlaty vyvíjejícího se jedince produkován testosteron, a zároveň je pomocí enzymu aromatáza měněn na estradiol (Hanukoglu, 1992). Společně organizují strukturní a fyziologické funkce v mozku (působením prenatálních hormonů vzniká specifická tkáň). Mezi ovlivněné struktury může například patřit hypothalamus a jeho okolí (Ellis & Ames, 1987). V období puberty jsou následně tyto organizované struktury aktivovány (Moore, 1991) (působením hormonů v průběhu puberty začne tkáň plnit svou specifickou funkci). Tyto organizační a aktivační mechanismy také ovlivňují následné chování jedince v dospělosti, mezi které patří například preference partnera (Henley et al., 2011). Zjednodušeně to lze popsat tak, že nervová tkáň, která je zodpovědná za ovlivnění sexuálního chování v dospělosti, je formována v prenatálním období působením

testosteronu a estradiolu (organizační fáze), a následně je stejná tkáň aktivována působením stejných hormonů v období puberty (aktivační fáze) (Diamond, 2009).

Preference partnera se podle neurohormonální teorie u lidí začíná formovat ve 3. až 4. měsíci prenatalního vývoje (Ellis & Ames, 1987), kdy se začínají vyvíjet specifické oblasti mozku spojené s přitažlivostí. S tím souvisí také některé rozdíly ve struktuře mozku. Mezi takové struktury patří například třetí intersticiální jádro předního hypothalamu (INAH 3). INAH3 má u člověka podle některých autorů podobné funkce jako pohlavně dimorfické jádro preoptické oblasti předního hypothalamu (SDN-POA) (Byne et al., 2001) u jiných savčích druhů, které je zodpovědné za regulaci typicky maskulinních reakcí na feminizované a demaskulinizované projevy ostatních jedinců (například naskakování na samici) (De Jonge et al., 1989). Z výzkumů na zvířatech vyplývá, že čím je tato struktura větší, tím maskulinnější reakce působí. INAH 3 je větší u mužů než u žen a také bylo zjištěno, že heterosexuální muži ho mají přibližně dvakrát větší než homosexuální muži (LeVay, 1991).

Z některých výzkumů vyplývá, že homosexuální muži a ženy jsou více levorucí než heterosexuální jedinci. Působení prenatalního testosteronu by měl mít podle některých zjištění také vliv na laterální mozku (Beking et al., 2017). Vysoká hladina prenatalního testosteronu vede k více maskulinní lateralitě, kdy muži vykazují vyšší míru exkluzivní levorukosti a nižší míru exkluzivní pravorukosti (Hines & Shipley, 1984). Na základě těchto zjištění byla neurohormonální teorie doplněna o tvrzení, že působení prenatalních hormonů může také ovlivňovat laterální mozku, která je zodpovědná za následnou rukovost, tj. zda je člověk pravoruký nebo levoruký (Geschwind & Galaburda, 1985). Avšak zjištění o rukovosti napříč jedinci různých sexuálních orientací se liší. Zatímco některé výzkumy zjistily, že jsou homosexuální muži častěji nepravorucí (Holtzen, 1994; Lippa, 2003; Swift-Gallant et al., 2017), jiné naopak zjistily, že jsou častěji extrémně pravorucí než heterosexuální muži (Bogaert, 2007; Kishida & Rahman, 2015; Skorska et al., 2020). Existují však také studie, které žádné rozdíly nezjistily (Bogaert & Blanchard, 1996; Cohen, 2002; Gladue & Bailey, 1995; Schwartz et al., 2010). Podobné rozdíly mezi studii byly nalezeny také u žen. Zatímco některé studie zjistily, že jsou homosexuální ženy více nepravoruké (McCormick, 1990; Mustanski et al., 2002; Xu & Zheng, 2017), jiné nenalezly rozdíly (Gladue & Bailey, 1995; Miller et al., 2008). Ani zjišťování rukovosti není napříč studii totožné. Zatímco některé výzkumy použily pro zjištění rukovosti Edinburský inventář rukovosti (Oldfield, 1971), ve kterém jedinci identifikují, kterou ruku preferují při vybraných činnostech (pouze pravou ruku; převážně pravou ruku; obě ruce stejně; převážně levou ruku; pouze levou ruku), jiné použily podobný

Annettův inventář na zjišťování rukovosti (Annett, 1970) a další zjišťovaly pouze preferovanou ruku při psaní nebo preference ruky uvedené participanty.

Někteří autoři pracují s rukovostí jako s kategoriální proměnnou, jiní naopak jako s ordinální proměnnou. Z výsledků studií vyplývá, že použití odlišných metod může vést k různým výsledkům, jelikož při kategorické proměnné je ordinální rukovost převedena do několika kategorií, které jsou následně porovnávány. Pro testování rukovosti jakožto ordinální proměnné použili někteří autoři analýzu variance (ANOVA) nebo chí kvadráty. Častější nepravorukost u homosexuálních mužů zjistil například Lippa (2003), který měl ve svém výzkumu 350 heterosexuálních mužů a 458 homosexuálních mužů, kteří sami uvedli svou sexuální orientaci. Participanti sami popsali svou rukovost a následně odpověděli, kterou ruku preferují při psaní a házení. Participanti, kteří používali pouze levou nebo obě ruce, byli označeni jako nepravorucí a zbytek jako pravorucí. Z výsledků chí kvadrátů vyplývá, že v jejich vzorku byli homosexuální muži více nepravorucí než heterosexuální muži. Swift-Gallant et al. (2017) měli pro svůj výzkum k dispozici 91 heterosexuálních mužů a 242 homosexuálních mužů. Jejich sexuální orientace byla zjištěna podle sebeidentifikace a sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících. Participanti vyplnili Edinburský inventář rukovosti (Oldfield, 1971) s 10 otázkami a jejich výsledky byly sečteny a nabývaly hodnot od 10, pokud používali na všechny činnosti pouze levou ruku, do 50, pokud používali pouze pravou ruku. Pomocí ANOVy zjistili, že homosexuální muži byli méně pravorucí než heterosexuální muži.

Jiná skupina autorů používala pro zjištění rozdílů v rukovosti mezi muži a ženami různých sexuálních orientací logistickou regresi, pro jejíž účely byla kontinuální rukovost převedena do kategorií vyjadřujících různé úrovně rukovosti. Bogaert (2007) měl pro účely svého výzkumu 373 heterosexuálních mužů a 538 homosexuálních a bisexuálních mužů, jejichž sexuální orientace byla zjišťována na základě sexuální přitažlivosti a sexuální zkušenosti. Participanti vyplnili Edinburský inventář rukovosti (Oldfield, 1971) s 10 otázkami a jejich výsledky byly přeškálovány tak, aby 10 znamenala pouze pravou ruku, 5 převážně pravou ruku, 0 obě ruce, -5 převážně levou ruku a -10 pouze levou ruku. Výsledné skóry nabývaly hodnot od -100 (extrémní levorukost) do 100 (extrémní pravorukost). Výsledky byly také převedeny do kategorických proměnných „pravorucí“, pokud jejich hodnoty byly od 50 do 95, „extrémně pravorucí“ s hodnotou 100 a „nepravorucí“ s hodnotami od -100 do 45. Pomocí logistické regrese zjistil, že skupina sestávající z homosexuálních a bisexuálních mužů byla více extrémně pravoruká oproti heterosexuálním mužům. Podobný postup použili Skorska et al. (2020), kteří měli ve svém výzkumu 286 heterosexuálních mužů a 205 homosexuálních mužů, jejichž

sexuální orientace byla zjištěna na základě sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících. Participanti vyplnili 10položkový Edinburský inventář rukovosti (Oldfield, 1971) a na základě výsledků byli rozděleni do kategorií „extrémně levorucí“, „převážně levorucí“, „ambidexterní“, „převážně pravorucí“ a „extrémně pravorucí“. Pomocí multinomiální logistické regrese zjistili, že homosexuální muži byli více extrémně pravorucí než heterosexuální muži. Další výzkum udělali Kishida & Rahman (2015), kteří vztah rukovosti a sexuální orientace u 478 heterosexuálních mužů a 425 homosexuálních mužů, jejichž sexuální orientace byla zjištěna pomocí Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948) a rukovost byla zjištěna na základě Edinburského inventáře rukovosti (Oldfield, 1971). Výsledné hodnoty byly přeškálovány po vzoru Bogaerta (2007) na hodnoty od -100 do 100 a kategorie byly označeny jako „nepravorukost“ s hodnotami od -100 do 45, „pravorukost“ s hodnotami od 50 do 95 a „extrémní pravorukost“ s hodnotou 100. Pomocí logistické regrese zjistili, že homosexuální muži byli více extrémně pravorucí, ale zároveň i více nepravorucí než heterosexuální muži.

Vyšší nepravorukost u homosexuálních žen zjistili Mustanski et al. (2002), jejichž vzorek obsahoval 205 heterosexuálních žen a 149 homosexuálních žen. Sexuální orientace byla zjišťována pomocí sexuální přitažlivosti a sexuální zkušenosti v posledních 12 měsících a rukovost byla zjištěna prostou identifikací rukovosti (levorukost, pravorukost, ambidextrie). Pomocí logistické regrese zjistili, že homosexuální ženy byly častěji ambidexterní než heterosexuální ženy. Xu & Zheng (2017) zkoumali rukovost u 554 heterosexuálních žen, 116 bisexuálních žen a 315 homosexuálních žen, jejichž sexuální orientace byla zjišťována podle sexuální přitažlivosti, sexuální zkušenosti a sebeidentifikace na Kinseyho škále (Kinsey et al., 1948) a rukovost byla zjištěna na základě používané ruky při psaní. Pomocí χ^2 testů bylo zjištěno, že homosexuální a bisexuální ženy byly častěji nepravoruké než heterosexuální ženy.

Jak vyplývá z předchozích studií, vztah mezi sexuální orientací a rukovostí není jasný. Jelikož některé studie našly vyšší nepravorukost u homosexuálních mužů a jiné naopak extrémní pravorukost, nelze z toho vyvozovat tvrzení, které by jasně vymezovalo vztah mezi sexuální orientací a lateralitou. Je také nutné podotknout, že jednotlivé studie používaly různé definice rukovosti, což může ovlivnit výsledky. Zatímco někteří autoři rozdělili participanty na pravoruké a levoruké, jiní zahrnuli také ambidextrií a další se zaměřili také na extrémní pravorukost a extrémní levorukost. Výsledky analýz ukazují, že výše zmíněná extrémní pravorukost u homosexuálních mužů byla objevena pouze při použití kategorického rozdělení rukovosti.

1.3. Imunologická teorie vzniku sexuální orientace

Imunologická teorie vzniku homosexuality poukazuje na možný vliv počtu starších bratrů na vývoj lidské sexuální orientace. Pro tento vztah existuje hypotéza, podle které by mohl být efekt pořadí narození způsobován imunitní reakcí mezi matkou a vyvíjejícím se embryem mužského pohlaví. Podle této hypotézy by pak měl být tento efekt silnější s každým dalším vyvíjejícím se mužským embryem (Blanchard & Bogaert, 1996; Bogaert et al., 2018). Na základě této hypotézy dochází k pronikání mužských embryonálních buněk do těla matky v době těhotenství s mužským potomkem. Matka následně vyvíjí specifickou imunitní reakci proti mužským bílkovinám. S každým dalším synem by měla být tato imunitní reakce silnější a maternální protilátky by se následně mohly dostat do krevního oběhu dalších nenarozených synů, kde by mohly ovlivňovat sexuální orientaci následujících synů (Blanchard & Klassen, 1997). Bogaert (2006) zjistil, že efekt starších bratrů je přítomen pouze u biologických sourozenců od stejné matky. Toto zjištění podporuje hypotézu prenatálního vzniku sexuální orientace, podle níž by sexuální orientace měla být formovaná ještě v prenatálním období.

Jedny z prvních dokladů o spojitosti mezi počtem sourozenců a homosexualitou přinesl Slater (1962), který zjistil, že homosexuální muži měli vyšší počet bratrů než heterosexuální muži. O zrození zájmu o tuto teorii se ale zavázali především Blanchard & Bogaert (1996), kteří měli k dispozici 302 heterosexuálních mužů a 302 homosexuálních mužů. Zjistili, že každý další starší bratr zvyšoval pravděpodobnost mužské homosexuality o 33 %. Svá data analyzovali pomocí logistické regrese, ve které byla závislou proměnnou sexuální orientace a prediktory byly počet starších bratrů, počet starších sester, počet mladších bratrů, počet mladších sester a věk rodičů při narození dotazovaného jedince.

Mnoho dalších studií se následně snažilo toto zjištění replikovat a většina z nich dosáhla obdobných výsledků. Mezi ně patří například Blanchard et al. (1998), kteří testovali efekt starších bratrů pomocí logistické regrese na 225 heterosexuálních mužích a 385 homosexuálních mužích a následně provedli obdobné analýzy na 192 heterosexuálních ženách a 162 homosexuálních ženách. Zjistili, že každý starší bratr zvyšoval pravděpodobnost mužské homosexuality o 48 %, u žen však tento efekt nebyl signifikantní. Velmi zajímavá zjištění přinesli Ellis & Blanchard (2001). Pro svou analýzu měli 971 heterosexuálních mužů, 175 homosexuálních mužů, 2273 heterosexuálních žen a 103 homosexuálních žen a spolu s nimi i jejich biologické matky, které udaly svůj celkový počet těhotenství včetně těch, která skončila potratem. Data byla analyzována pomocí logistické regrese se sexuální orientací jako závislou proměnnou a počty těhotenství jako prediktory. Zjistili, že každé další těhotenství s mužským

potomkem zvyšovalo o 28 % pravděpodobnost homosexuality následných narozených mužů. U žen tyto výsledky nebyly signifikantní. S dalšími výsledky přišli VanderLaan & Vasey (2011), kteří testovali efekt starších bratrů u 322 heterosexuálních mužů a 216 fa'afafinů (androfilní muži, kteří sami sebe identifikují jako třetí pohlaví). Pomocí logistické regrese zjistili, že každý další bratr zvyšoval o 34 % pravděpodobnost přitažlivosti k mužům u fa'afafinů a zároveň každá další sestra zvyšovala pravděpodobnost přitažlivosti k mužům u fa'afafinů o 17 %. Je to tak jedna ze studií, která kromě efektu starších bratrů našla také signifikantní efekt starších sester.

Několik studií ale efekt starších bratrů u mužů neobjevilo. Mezi ně patří například Bogaert (2003), který pracoval se vzorkem 680 homosexuálních a bisexuálních mužů a 336 heterosexuálních mužů, od nichž byly zjištěny počty starších bratrů, starších sester, mladších bratrů a mladších sester. Následnou logistickou regresí se sexuální orientací jako závislou proměnnou a počty sourozenců jako prediktory nenalezl signifikantní efekt starších bratrů. Currin et al. (2015) pracovali se vzorkem 500 heterosexuálních mužů, 57 převážně heterosexuálních mužů, 23 bisexuálních mužů, 20 převážně homosexuálních mužů a 122 homosexuálních mužů. Pro zjištění efektu starších bratrů vypočítali proporci starších bratrů po vzoru Blancharda (2014) $(\text{počet starších bratrů} + 0,25) \div (\text{počet všech sourozenců} + 1)$. Při porovnání jedinců různých sexuálních orientací nezjistili u nikoho signifikantní efekt starších bratrů.

K dokladům o efektu starších bratrů přispěla také metaanalýza, ve které Blanchard (2018) analyzoval dosavadní výsledky 26 studií, které se zabývaly vztahem efektu starších bratrů a mužské homosexuality. Pro zjištění efektu starších bratrů vytvořil proměnnou poměr šancí starších bratrů (OBOR) $(\text{starší bratři homosexuálů} \div \text{ostatní sourozenci homosexuálů}) \div (\text{starší bratři heterosexuálů} \div \text{ostatní sourozenci heterosexuálů})$. Na základě výsledků metaanalýzy zjistil, že každý starší bratr zvyšoval pravděpodobnost mužské sexuální orientace o 47 %. Je ale nutné podotknout, že v některých studiích byl kromě efektu starších bratrů nalezen také signifikantní efekt starších sester. Blanchard et al. (2021) provedli metaanalýzu výsledků 18 studií věnujících se vztahu mezi efektem starších bratrů a homosexualitou. Po vzoru Blancharda (2018) vypočítali poměr šancí starších bratrů (OBOR), ale zároveň také poměr šancí starších sester (OSOR) $(\text{starší sestry homosexuálů} \div \text{ostatní sourozenci homosexuálů}) \div (\text{starší sestry heterosexuálů} \div \text{ostatní sourozenci heterosexuálů})$. Zjistili signifikantní efekt starších bratrů, kdy každý další bratr zvyšoval pravděpodobnost mužské homosexuality o 28 %, ale kromě toho našli i signifikantní efekt starších sester, podle kterého každá další starší sestra zvyšovala

pravděpodobnost mužské homosexuality o 11 %. Signifikantní efekt starších sester našli také například Blanchard & Lippa (2021), kteří zjistili, že dvě a více starších sester zvyšovalo pravděpodobnost mužské homosexuality o 39 %.

Některé studie zjistily souvislost mezi efektem starších bratrů a velikostí rodiny, kdy může být signifikantní efekt starších bratrů způsoben vedlejším efektem vyššího počtu potomků. Khovanova (2020) ve svém matematickém modelu popisuje, že korelace mezi efektem starších bratrů a velikostí rodiny je větší v početnějších rodinách. Doplnuje také, že pravděpodobnost, že bude mít muž homosexuálního bratra, roste s počtem bratrů. Pro odfiltrování efektu velikosti rodiny doporučuje studovat efekt starších bratrů na stejně početných rodinách. Velký pokrok udělali Ablaza et al. (2022), kteří vytvořili novou parametrizaci pro použití logistické regrese k zjištění efektu starších bratrů, která by měla odfiltrovat potenciální efekt velikosti rodiny. V této parametrizaci doporučují jako prediktory použít celkový počet sourozenců (starší sestra je přidána do příbuzenství), celkový počet starších sourozenců (efekt starších sester, protože se přidá jedna starší sestra a odebere jedna mladší sestra), počet starších bratrů (efekt starších bratrů, protože jedna starší sestra je nahrazena starším bratrem) a počet mladších bratrů (mladší sestra je nahrazena mladším bratrem). Tuto novou parametrizaci Ablaza et al. (2022) otestovali na vzorku participantů, který převyšoval 2 miliony jedinců a zjistili signifikantní efekt starších bratrů u homosexuálních mužů, ale i homosexuálních žen. Blanchard (2022) následně tuto parametrizaci upravil a doplnil. V jeho upravené nové parametrizaci použil pouze tři prediktory, kterými jsou celkový počet sourozenců (mladší sourozenec je přidán do příbuzenství), počet starších sourozenců (efekt starších bratrů, protože starší sourozenec nahradí mladšího sourozence) a počet starších sester (starší sestra nahradí staršího bratra). Jeho důvodem k použití pouze tří prediktorů bylo, že pohlaví mladších sourozenců nehraje roli, a tak mohou být zahrnuti v celkovém počtu sourozenců. Na základě logistických regresí zjistil signifikantní efekt starších bratrů u homosexuálních mužů i homosexuálních žen. Zjistil ale také signifikantní efekt starších sester u homosexuálních mužů. Podle těchto výsledků jsou obě tyto parametrizace vhodnými metodami ke zjištění efektu starších bratrů u homosexuálních mužů i žen. Jak ale ukazují Fořt et al. (2024), kteří porovnali obě dvě metody, není jasné, která z těchto dvou parametrizací je lepší. Shodné výsledky u nalezeného efektu starších bratrů u homosexuálních mužů a žen potvrzují pouze při použití upravené parametrizace podle Blancharda (2022), ale při použití parametrizace dle Ablaza et al. (2022) ne. Pro porovnání obou metod by byla tedy potřeba metaanalýza.

Od doby, kdy Blanchard & Bogaert (1996) postulovali hypotézu o imunitní odpovědi matky na vyvíjející se mužské embryo, se mnozí autoři snažili odhalit podstatu této teoretické imunitní odpovědi. Na základě předešlých imunologických zjištění byly vybrány dva kandidátní proteiny, které jsou exprimovány v prenatálním období a podílejí se na vývoji mozkových struktur. Těmito kandidátními proteiny jsou protocadherin 11 (PCDH11Y) a neuroligin 4 (NLGN4Y), z nichž oba jsou vázány na chromozom Y (Blanchard, 2004). Velmi důležité výsledky přinesli Bogaert et al. (2018), kteří testovali přítomnost protilátek vůči kandidátním proteinům NLGN4Y a PCDH11Y. Pro otestování svých hypotéz odebrali krev 31 matkám homosexuálních synů bez starších bratrů, 23 matkám homosexuálních synů se staršími bratry, 72 matkám heterosexuálních synů, 16 ženám bez synů a 12 mužům. Zjistili, že ženy měly signifikantně vyšší množství protilátek vůči NLGN4Y než muži. Zároveň také zjistili, že matky homosexuálních synů měly vyšší množství protilátek vůči NLGN4Y než matky heterosexuálních synů a ženy bez synů. Dalším zjištěním bylo, že matky homosexuálních synů s více staršími bratry měly vyšší množství protilátek vůči NLGN4Y než matky homosexuálních synů bez starších bratrů. Jejich výsledky naznačují, že kandidátním proteinem podílejícím se na vývoji sexuální orientace by mohl být právě neuroligin 4 (NLGN4Y). Je také nutné podotknout, že tento protein má svůj homolog na chromozomu X (NLGN4X), který by se teoreticky mohl také na této imunitní reakci podílet. Tato studie s sebou ale nese také několik problémů, které je třeba zmínit. Jedním z nich je, že ačkoli Bogaert et al. (2018) zjistili rozdíly v množství protilátek vůči NLGN4Y mezi matkami homosexuálních synů se staršími bratry a matkami homosexuálních synů bez starších bratrů, rozdíly na hranici signifikance byly nalezeny pouze u izoformy 2 této protilátky a v kombinaci izoformy 1 a izoformy 2. Valentova et al. (2023) dodávají, že důležitější než hladina signifikance je především síla efektu. Z průměrných hodnot izoformy 1 u naměřených protilátek vůči NLGN4Y vypočítali sílu efektu ($d = 0,15$; 95% CI [-0,39; 0,71]) rozdílu mezi matkami homosexuálních synů se starším bratrem a matkami homosexuálních synů bez starších bratrů. Upozorňují na to, že vypočítané konfidenční intervaly obsahují 0, což může znamenat, že žádný efekt zde není. Dále dodávají, že mezi skupinami jednotlivých žen byly signifikantní věkové rozdíly a je tedy možné, že některé výsledky mohou být způsobeny rozdíly ve věku. Pro zjištění, zda mohou existovat rozdíly v množství zmíněných protilátek, je potřeba postup Bogaerta et al. (2018) replikovat na vyšší počet matek homosexuálních synů, jejichž věk se nebude významně lišit (Valentova et al., 2023).

1.4. Genetická teorie vzniku sexuální orientace

Genetická teorie vzniku homosexuality je založena na předpokladu, že sexuální orientace může mít genetickou komponentu a může být dědičná. Na základě studií, které se tímto fenoménem zabývaly, vyplývá, že homosexuální muži a ženy mají zpravidla více homosexuálních příbuzných než heterosexuální jedinci. Tyto výsledky byly zjišťovány pomocí zjišťování počtu homosexuálních příbuzných, studiem dvojčat a molekulárně genetickými studii, při kterých byla osekvenována DNA a zjišťovány korelace mezi jednotlivými sekvencemi a sexuální orientací. Mezi první studie, které vzbudily zájem o genetickou teorii, patří studie od Pillarda & Weinricha (1986), kteří měli pro účely svého výzkumu 51 homosexuálních mužů a 50 heterosexuálních mužů, kterých se ptali na sexuální orientaci jejich členů rodiny, mezi které patřili sourozenci, rodiče a další příbuzní. Sexuální orientace byla zjišťována pomocí Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948). Zjistili, že 20 % bratrů homosexuálních mužů bylo homosexuálních nebo bisexuálních a 18 % bratrů homosexuálních mužů bylo predominantně nebo exkluzivně homosexuálních, zatímco u heterosexuálních mužů zjistili pouze 4 % homosexuálních bratrů. Zjištění, že bratři homosexuálních mužů jsou častěji homosexuální, než bratři heterosexuálních mužů, vzbudilo zájem vědců, kteří se o tuto problematiku začali více zajímat.

Mezi další studie, které se zabývaly proporcí homosexuality v rámci příbuzenstva patří například Bailey & Bell (1993), kteří měli ve svém výzkumu 292 homosexuálních žen, 139 heterosexuálních žen, 686 homosexuálních mužů a 337 heterosexuálních mužů, jejichž sexuální orientace byla zjištěna pomocí Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948). Participantů udali počet svých sourozenců a také jejich sexuální orientaci. Zjistili, že homosexuální ženy měly více neheterosexuálních sester (6,38 %) oproti heterosexuálním ženám (0 %) a homosexuální muži měli více neheterosexuálních bratrů (9 %) oproti heterosexuálním mužům (4,24 %). Bailey & Pillard (1991) měli pro účely své studie celkový počet 161 homosexuálních mužů s bratrem, z nichž 115 byli muži s dvojčetem a 46 byli muži s adoptivním bratrem. Participantů uvedli svou sexuální orientaci a následně uvedli svou sexuální orientaci i jejich bratři. Zjistili, že 52 % bratrů z jednovaječných dvojčat byli homosexuální. Homosexualita byla také zjištěna u 22 % bratrů z dvouvaječných dvojčat, a 11 % bratrů, kteří nebyli dvojče, bylo také homosexuálních. Tyto výsledky nasvědčují, že pokud má homosexuální muž jednovaječné dvojče, je poměrně vysoká pravděpodobnost, že bude také homosexuální. V jiné studii se Bailey & Benishay (1993) zaměřili pouze na ženy. Měli k dispozici 84 homosexuálních žen a 79 heterosexuálních žen, jejichž sexuální orientace byla získána pomocí sebeidentifikace. Participantky udaly počet svých sourozenců a také jejich sexuální orientaci. Následně byli sourozenci osloveni a jejich

sexuální orientace byla zjištěna pomocí Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948). Bylo zjištěno, že 12,1 % sester homosexuálních žen bylo homosexuálních, zatímco pouze 2,4 % sester heterosexuálních žen bylo homosexuálních. Ačkoli měly homosexuální ženy také více homosexuálních bratrů, rozdíly nebyly statisticky signifikantní. Schwartz et al. (2010) získali data od 894 heterosexuálních a 694 homosexuálních mužů, jejichž sexuální orientace byla zjištěna pomocí Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948). Participantů se ptali na počet a pohlaví rodičů, strýců, tet, prarodičů, sourozenců, bratranců a sestřenic, a také od nich zjistili jejich sexuální orientaci. Následně provedli multinomiální logistickou regresi, s věkem a počtem příbuzných jako prediktory, zvláště pro maternální a zvláště pro paternální členy rodiny. Zjistili, že homosexuální muži měli více homosexuálních příbuzných na maternální i paternální straně rodiny. Dále zjistili, že homosexuální muži měli častěji homosexuální sestry, syny, otce a bratry než vzdálenější příbuzné.

Řada studií se pokoušela otestovat hypotézu dědičnosti sexuální orientace pomocí přímých molekulárně-genetických testů, při kterých autoři osekvenovali část DNA a zjišťovali korelaci mezi sexuální orientací a lokusy jednotlivých chromozomů. Některé studie také zjišťovali korelaci se sexuální orientací pomocí screeningu jednonukleotidových polymorfismů. Mezi první z těchto autorů patří Hamer et al. (1993), kteří měli data od 114 homosexuálních mužů a jejich členů rodiny. Následně udělali u vybrané skupiny 40 rodin, ve které byli 2 homosexuální bratři, analýzu DNA. Nalezli korelaci mezi homosexuální orientací a dědičností polymorfních markerů v lokusu Xq28 chromozomu X v přibližně 64 % případů. Dále zjistili, že největší šance, že bude mít homosexuální muž další homosexuální příbuzné, byla u bratrů, kdy byla 13,5% šance, že bude bratr také homosexuální. U maternálních strýců a bratranců byla 7,5% šance homosexuality. Podobná zjištění přinesli Hu et al. (1995). Pro svůj výzkum měli 33 rodin se dvěma homosexuálními bratry a 36 rodin se dvěma homosexuálními sestrami, jejichž sexuální orientace byla zjištěna pomocí Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948). Na základě předešlého zjištění testovali pomocí analýzy DNA spojení mezi homosexualitou a specifickými markery Xq28 chromozomu X. Zjistili, že 22 homosexuálních bratrů měli specifické markery Xq28. U žen však nebylo nalezeno signifikantní spojení mezi homosexualitou a specifickými markery Xq28. Mezi další studie, které našly spojení mezi homosexualitou a specifickými markery Xq28 v chromozomu X patří například Sanders et al. (2015), kteří provedli genetickou analýzu DNA u 384 rodin se dvěma a více homosexuálními bratry. Některé studie ale nenašly spojení mezi homosexualitou a markery Xq28 na chromozomu X. Mezi ně patří například Rice et al. (1999), kteří provedli molekulární analýzu DNA u 52 bratrů homosexuálních mužů.

Mustanski et al. (2005) našli spojení mezi mužskou homosexualitou a markery Xq28 chromozomu X pouze ze strany matky, což si vysvětlují tím, že by mohla být mužská homosexualita dědičná pouze z maternální strany rodiny. Celogenomový sken provedli u 146 rodin se 2 nebo více homosexuálními bratry.

Mezi další studie zabývající se genetickými korelátory sexuální orientace patří studie, kterou provedli Mustanski et al. (2005), kteří na základě celogenomového skenu vypočítali odhad maximální pravděpodobnosti korelace mezi sexuální orientací a lokusy jednotlivých chromozomů. Nalezli spojitost u lokusu 7q36 chromozomu 7, u lokusu 8p12 chromozomu 8 a u lokusu 10q26 chromozomu 10. Tyto výsledky nasvědčují, dědičnost sexuální orientace není způsobována jedním genem, ale spíše několika různými geny v pohlavních a autozomálních chromozomech. Následně byly provedeny i další výzkumy zaměřující se kromě chromozomu X také na autozomální chromozomy. Ramagopalan et al. (2010) provedli screening bazí jednonukleotidových polymorfismů u 403 satelitních markerů v rámci 55 rodin se 2 nebo více homosexuálními bratry. Nejvyšší korelace se sexuální orientací byla nalezena u chromozomu 14. S dalším genomovým skenem přišli Sanders et al. (2017), kteří provedli genetickou analýzu u 1077 homosexuálních mužů a 1231 heterosexuálních mužů, jejichž sexuální orientace byla určena na základě sebeidentifikace a Kinseyho škály (Kinsey et al., 1948). Nalezli několik regionů jednonukleotidových polymorfismů, které by mohly souviset se sexuální orientací. Nejslibnější z nich je zejména okolí genu SKITRK6 na chromozomu 13 a okolí genu TSHR na chromozomu 14. Dále našli spojitost mezi sexuální orientací a pericentromerickou oblastí chromozomu 8.

Jak vyplývá z uvedených studií, korelace mezi sexuální orientací a chromozomální dědičností není úplně jasná. Poměrně velká část studií našla korelaci u markerů Xq28 chromozomu X, ale část studií našla také korelaci s autozomálními chromozomy, mezi které patří chromozom 7, 8, 10, 13 a 14. Z výsledků vyplývá, že sexuální orientace má genetickou komponentu a podle dokladů dřívějších studií může být dědičná. Její vznik ale zřejmě není způsobován jedním genem, nýbrž kombinací různých genů na gonozomálních i autozomálních chromozomech.

1.5. Různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace

S narůstajícím počtem studií zaměřených na biologické teorie vzniku homosexuality se objevila řada výzkumů, které podporovaly jednotlivé hypotézy a rozšiřovaly tak povědomí o dané problematice. Některé studie ale zjistily, že jednotlivé hypotézy se mohou navzájem vylučovat. Jejich autoři se zaměřili na vztah mezi počtem starších bratrů a rukovostí a zjistili signifikantní

efekt starších bratrů pouze u pravorukých mužů (Kishida & Rahman, 2015; Xu & Zheng, 2017). Tyto výsledky by mohly nasvědčovat různým vývojovým trajektoriím vzniku sexuální orientace a existenci potenciálních podskupin jedinců různých sexuálních orientací.

Stěžejní výzkum, který se zaměřil na myšlenku podskupin neheterosexuálních jedinců založených na biomarkerech biologických teorií, udělali Swift-Gallant et al. (2019), kteří předpokládali, že lze rozdělit neheterosexuální muže do několika různých podskupin, které se liší v přítomnosti putativních biomarkerů, kterými jsou rukovost, pořadí narození a familialita s neheterosexuálními příbuznými. Podle nich by existence podskupin mohla znamenat různé vývojové cesty vzniku sexuální orientace, které by se mohly navzájem vylučovat. Lze to vysvětlit myšlenkou, podle které by každá podskupina byla ovlivněna právě jedním prenatálním vlivem (androgenní hormony, imunologická reakce mezi matkou a vyvíjejícím se mužským potomkem, nebo dědičnost homosexuality). Pro otestování své hypotézy měli 827 mužů, od kterých získali data o jejich rukovosti pro zjištění hormonálního vlivu, počtu sourozenců pro zjištění imunologického vlivu a počtu a sexuální orientaci jejich mužských příbuzných z maternální i paternální strany rodiny pro zjištění genetického vlivu. Na základě získaných dat vypočítali všechny tři zmíněné biomarkery, které následně analyzovali pomocí latentní profilové analýzy (LPA), klastrovací metody, která na základě vložených kontinuálních proměnných, kterými jsou v tomto případě proporce biologických markerů, odhadne počet podskupin, do kterých lze participanty rozdělit (Geiser, 2013; Nylund et al., 2007). Jelikož ne všichni jejich participanti vyplnili všechna data ohledně biomarkerů, použili Swift-Gallant et al. (2019) odhad maximální pravděpodobnosti plné informace („FIML“), který pro chybějící hodnoty odhadne nejpravděpodobnější hodnotu (Enders & Bandalos, 2001). Na základě LPA zjistili, že muže v jejich vzorku lze rozdělit do 4 podskupin, které se lišily v přítomnosti již zmíněných biologických markerů. Následně zjistili rozložení heterosexuálních a neheterosexuálních mužů v rámci jednotlivých podskupin. Sexuální orientace byla zjišťována na základě sebeidentifikace, sexuální aktivity v posledních 12 měsících a sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících. Zjistili, že v nejpočetnější podskupině, která nedisponovala ani jedním biomarkerem, bylo nejvíce heterosexuálních (73 %) a neheterosexuálních mužů (63,3 %). Ve druhé podskupině, která byla typická vyšší proporcí starších bratrů, bylo více neheterosexuálních mužů (21,1 %) než heterosexuálních mužů (17,8 %). V další podskupině, ve které byla většina mužů levorukých, bylo také větší procento mužů neheterosexuálních (11 %) oproti heterosexuálním mužům (4,9 %). Stejně tomu bylo i v poslední podskupině, která

byla typická vyšší proporcí příbuznosti s neheterosexuálními bratřenci a strýci. Zde bylo 4,6 % mužů neheterosexuálních a 4,3 % heterosexuálních.

Následně se Swift-Gallant et al. (2019) zaměřili na testování dětské genderové nonkonformity, jelikož se ukazuje, že neheterosexuální muži mají obecně vyšší genderovou nonkonformitu než heterosexuální muži. Spolu s genderovou nonkonformitou testovali i další osobnostní rozdíly mezi latentními podskupinami pomocí neparametrických Kruskal-Wallis testů. Zjistili, že podskupina bez biomarkerů vykazovala vyšší dětskou genderovou konformitu (Zucker et al., 2006) než podskupina se staršími bratry ($d = 0,17$) a podskupina levorukých ($d = 0,27$). Dále se zaměřili na Bemové maskulinitu a femininitu (Bem, 1974). Zjistili, že podskupina s více staršími bratry vykazovala vyšší Bemové femininitu než podskupina bez biomarkerů ($d = 0,30$) a podskupina levorukých ($d = 0,58$). U Bemové maskulinity nebyly nalezeny signifikantní rozdíly. Další měřený aspekt byla preference maskulinních a femininních povolání (Lippa, 2008a). Zjistili, že podskupina levorukých vykazovala nižší preference maskulinních povolání než podskupina bez biomarkerů ($d = 0,33$) a podskupina s vyšší proporcí příbuznosti ($d = 0,70$). U preference femininních povolání nebyly nalezeny signifikantní rozdíly. Mezi poslední osobnostní rozdíly patřily osobnostní faktory Velké pětky (Rammstedt & John, 2007), mezi které patří extraverze, přívětivost, svědomitost, neuroticismus a otevřenost ke zkušenosti. Z těchto osobnostních faktorů našli Swift-Gallant et al. (2019) rozdíly pouze ve faktoru přívětivosti. Zjistili, že podskupina s více staršími bratry vykazovala vyšší skóre přívětivosti než podskupina bez biomarkerů ($d = 0,27$) a podskupina levorukých ($d = 0,56$). Rozdíly u ostatních osobnostních faktorů nebyly statisticky signifikantní.

Při porovnání heterosexuálních mužů s neheterosexuálními muži v jednotlivých podskupinách zjistili, že heterosexuální muži měli vyšší dětskou genderovou konformitu než neheterosexuální muži v podskupině bez biomarkerů ($d = 1,27$), v podskupině s více staršími bratry ($d = 1,61$), v podskupině leváků ($d = 1,62$) a v podskupině s vyšší proporcí příbuznosti ($d = 1,99$). Dále zjistili, že heterosexuální muži měli nižší Bemové femininitu než neheterosexuální muži v podskupině s více staršími bratry ($d = 0,22$). Co se týče preference femininních povolání, vykazovali heterosexuální muži nižší preference než neheterosexuální muži v podskupině bez biomarkerů ($d = 0,53$), v podskupině s více staršími bratry ($d = 0,77$), v podskupině leváků ($d = 0,56$) a podskupině s vyšší proporcí příbuznosti ($d = 0,61$). Při testování rozdílů v preferencích maskulinních povolání zjistili, že heterosexuální muži měli vyšší preference maskulinních povolání než neheterosexuální muži v podskupině bez biomarkerů ($d = 0,65$), v podskupině s více staršími bratry ($d = 0,61$) a v podskupině leváků ($d = 0,98$). Dále našli

rozdíly u osobnostních faktorů neuroticismu a otevřenosti ke zkušenosti. Zjistili, že heterosexuální muži měli nižší skóre neuroticismu než neheterosexuální muži v podskupině bez biomarkerů ($d = 0,34$) a v podskupině s více staršími bratry ($d = 0,44$). U otevřenosti vůči zkušenosti zjistili, že heterosexuální muži měli nižší skóre než neheterosexuální muži v podskupině bez biomarkerů ($d = 0,29$).

Na základě těchto výsledků Swift-Gallant et al. (2019) usuzují, že neheterosexuální muže lze rozdělit do nejméně 4 podskupin, které se liší v přítomnosti markerů biologických teorií vzniku homosexuality. Jejich výsledky ukazují, že jednotlivé podskupiny se liší také v osobnostních charakteristikách, mezi které patří genderová nonkonformita. Je ale nutné podotknout, že v jednotlivých podskupinách byly malé počty participantů, jelikož jedna z jejich objevených podskupin obsahovala pouze 26 participantů, a většina neheterosexuálních mužů se stejně jako většina heterosexuálních mužů nacházela v největší podskupině bez biomarkerů. Pro otestování jejich hypotézy rozdělení neheterosexuálních mužů do jednotlivých latentních podskupin je nutné tento postup analýzy replikovat na větším počtu participantů.

2. Cíle a hypotézy

Hlavním cílem této práce je replikovat předešlé analytické postupy a ověřit, zda je možné rozdělit muže různých sexuálních orientací do několika podskupin na základě biomarkerů biologických teorií, čemuž nasvědčuje nedávný výzkum. Pokud by bylo rozdělení možné, mohlo by to teoreticky nasvědčovat potenciálním různým způsobům vzniku lidské sexuální orientace. Kromě mužů je naším cílem otestovat potenciální rozdělení do podskupin také u žen. Dalším neméně důležitým cílem je použít vhodné analytické postupy pro zjištění souvislostí mezi sexuální orientací a rukovostí, pořadím narození a počtem neheterosexuálních příbuzných u mužů i žen. Tyto proměnné představují biomarkery reflektující vliv hormonálních, imunologických a genetických faktorů ovlivňujících vznik lidské sexuální orientace. Posledním cílem je prozkoumat rozdíly v genderové nonkonformitě, maskulinitě, femininitě a preferenci maskulinních a femininních povolání u mužů a žen různých sexuálních orientací. Na základě předešlých výzkumů jsme formulovali následující hypotézy:

- 1a) Muže a ženy různých sexuálních orientací lze rozdělit na základě biomarkerů do minimálně čtyř podskupin reflektujících různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace.

- 1b) Nejvíce mužů a žen různých sexuálních orientací bude v podskupině bez biomarkerů.
- 2a) Homosexuální muži budou častěji levorucí než heterosexuální muži.
- 2b) Homosexuální muži budou častěji extrémně pravorucí nebo extrémně levorucí než heterosexuální muži.
- 2c) Homosexuální ženy budou častěji nepravoruké než heterosexuální ženy.
- 3a) Homosexuální muži budou mít více starších bratrů než heterosexuální muži.
- 3b) Homosexuální ženy budou mít více starších bratrů než heterosexuální ženy.
- 4) Homosexuální muži i ženy budou mít více homosexuálních a bisexuálních příbuzných než heterosexuální muži a ženy v maternální i paternální linii.
- 5) Heterosexuální muži a ženy budou vykazovat nižší dětskou genderovou nonkonformitu než muži a ženy ostatních sexuálních orientací.
- 6a) Heterosexuální muži budou vykazovat nižší femininitu než muži ostatních sexuálních orientací.
- 6b) Heterosexuální ženy budou vykazovat vyšší femininitu než ženy ostatních sexuálních orientací.
- 6c) Maskulinita se nebude lišit mezi heterosexuálními muži a muži ostatních sexuálních orientací.
- 6d) Heterosexuální ženy budou vykazovat nižší maskulinitu než ženy ostatních sexuálních orientací.
- 7a) Heterosexuální muži budou vykazovat nižší preference femininních povolání než muži ostatních sexuálních orientací.
- 7b) Heterosexuální ženy budou vykazovat vyšší preference femininních povolání než ženy ostatních sexuálních orientací.
- 7c) Heterosexuální muži budou vykazovat vyšší preference maskulinních povolání než muži ostatních sexuálních orientací.
- 7d) Heterosexuální ženy budou vykazovat nižší preference maskulinních povolání než ženy ostatních sexuálních orientací.

3. Materiál a metody

3.1. Participanti

Pro sběr dat byla využita online platforma Qualtrics, a samotný sběr probíhal od listopadu 2022 a byl ukončen v únoru 2023. V Qualtrics bylo zaznamenáno celkem 10312 odpovědí. Participantům, kteří zvolili na začátku možnost „nesouhlasím s účastí ve výzkumu“ ($N = 98$), systém automaticky ukončil vyplňování dotazníku. Stejným způsobem bylo ukončeno vyplňování těm, kteří uvedli, že je jejich věk nižší než 18 let ($N = 112$). Následné vyřazování bylo z důvodu zajištění vyšší důvěryhodnosti dat. Byli vyřazeni participanti, kteří byli starší 59 let, kvůli odlehlým hodnotám od průměrného věku ($N = 26$). Participanti, kteří nevyplnili kompletně sociodemografické údaje ($N = 1423$) byli také vyřazeni, jelikož od nich nebyla získána relevantní data. Dalším kritériem pro vyřazení byl počet příbuzných členů rodiny. Vyřazeni byli participanti, kteří uvedli, že mají 10 a více maternálních a paternálních tet a strýců ($N = 18$) a také ti, kteří uvedli, že mají 10 a více biologických potomků ($N = 3$), jelikož jejich odpovědi se zdály být nespolehlivé a mohly by ovlivňovat výsledky. Někteří respondenti při identifikaci svého pohlaví a genderu uvedli odpovědi, které byly evidentně nesmyslné ($N = 11$), například „tučňák“. Tito respondenti byli také vyřazeni. Další participanti ($N = 23$) byli vyřazeni z důvodu evidentního nedbalého odpovídání na některé otázky, při nichž volili vždy extrémní odpověď i přesto, že některé odpovědi z těchto škál byly reverzně kódovány. Participanti, kteří své pohlaví při narození označili jako „jiné“ ($N = 8$) byli také vyřazeni. Někteří z respondentů se zařadili do více než jednoho z kritérií. Celkem bylo vyřazeno 1717 (19,98 %) participantů a finální vzorek tvořilo 8595 jedinců.

Z celkového počtu respondentů uvedlo 3509 jedinců mužské pohlaví při narození ($M = 27,43$ let; $SD = 8,33$) a 5086 jedinců uvedlo ženské pohlaví při narození ($M = 23,90$ let; $SD = 5,91$).

Z celkového počtu mužů se 980 identifikovalo jako heterosexuální ($M = 26,68$ let; $SD = 8,26$), 1879 jako homosexuální ($M = 28,33$ let; $SD = 8,39$), 452 jako bisexuální ($M = 26,60$ let; $SD = 8,40$), 81 jako pansexuální ($M = 24,11$ let; $SD = 6,06$), 26 jako asexuální ($M = 23,23$ let; $SD = 5,77$). Z posledních dvou kategorií zvolilo 32 mužů možnost „jiné“ ($M = 23,91$ let; $SD = 4,27$) a 59 mužů zvolilo možnost „nevím“ ($M = 26,10$ let; $SD = 7,88$).

Z celkového počtu žen se 2044 identifikovalo jako heterosexuální ($M = 25,17$ let; $SD = 6,71$), 589 jako homosexuální ($M = 25,12$ let; $SD = 5,92$), 1362 jako bisexuální ($M = 22,81$ let; $SD = 5,11$), 489 jako pansexuální ($M = 22,75$ let; $SD = 4,36$), 206 jako asexuální ($M = 21,90$ let; SD

= 4,56). Z posledních dvou kategorií zvolilo 161 žen možnost „jiná“ ($M = 21,98$ let; $SD = 3,94$) a 235 žen zvolilo možnost „nevím“ ($M = 21,63$ let; $SD = 4,17$).

Výzkum byl schválen Etickou komisí Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy (č. 2022/23). Participanti také vyplnili informovaný souhlas, který obsahoval stručně popsané cíle výzkumu, minimální věk pro účast a informace o délce dotazníku. Kromě toho byli participanti také informováni o tom, že všechna získaná data budou anonymizována.

3.2. Nábor participantů

Online dotazník byl distribuován českým a slovenským participantům v českém jazyce. Výzkumu se mohl zúčastnit kdokoli starší 18 let.

Participanti byli získáváni účelovou formou náboru (účelový sampling). Za tímto účelem jsme oslovili pomocí sociálních sítí a e-mailů influencery a organizace, kteří se zabývají zejména LGBT+ tematikou. Požádali jsme je o sdílení našeho dotazníku na svých sociálních sítích, případně internetových stránkách. Řada organizací a influencerů naší prosbě vyhověla, konkrétně: Přiznání gayů, STUD, PROUD, Queer Geography, Doodles, Ollove, Jihočeská Lambda, Lesby sobě, podcast Vyhonit ďábla, spolek Spektrum, MUDr. Kamila Žižková, podcast Buchty, Oliniumchemistry, Konsent, Spolek pro ochranu žen, Hnutí Duha. Současně jsme vytiskli papírový leták s QR kódem, který odkazoval na naši studii. Tento leták jsme následně rozmístili na univerzitách v Praze a Brně, v knihovnách a dalších veřejných místech. Další část participantů byla získána pomocí přímého kontaktování e-mailem (tito participanti zanechali svůj e-mail při účasti v předchozích studiích). Pro získání poslední části participantů byla mezi 24. a 31. lednem 2023 použita placená inzerce našeho výzkumu na Facebooku a Instagramu. Z celkového počtu 8595 participantů bylo 3919 (45,6 %) získáno pomocí placené inzerce, 3313 participantů (38,5 %) se o výzkumu dozvěděli z internetu a sociálních sítí, 518 participantů (6,0 %) uvedlo, že odkaz na dotazník jim poslal známý, 523 participantů (6,1 %) se o výzkumu dozvědělo přes papírový leták, 298 participantů (3,5 %) se o výzkumu dozvědělo jinak (například jsme jim poslali e-mail) a 24 participantů (0,3 %) neuvedlo, jak se o výzkumu dozvěděli.

3.3. Dotazníky

Participanti před zahájením dotazníku vyplňovali informovaný souhlas, který je informoval o tom, že získané údaje jsou důvěrné a budou anonymizovány, tak aby individuální údaje nebyly předány třetím stranám.

Sociodemografické údaje

Od participantů byl zjišťován jejich věk, tělesná výška a hmotnost. Dále jsme se jich ptali na jejich národnost (možnosti byly „česká“, „slovenská“, „jiná“). Participanti měli také identifikovat své pohlaví při narození („mužské“, „ženské“, „jiné“) a svůj gender („mužský“, „ženský“, „nebinární“, „jiný“). Následovaly otázky na nejvyšší dosažené vzdělání participantů („základní“, „středoškolské s výučním listem“, „středoškolské s maturitou“, „bakalářské“, „magisterské“, „doktorské“) a velikost současného bydliště (zde byly možnosti „do 1000 obyvatel“, „s 1001-5000 obyvateli“, „s 5001-20000 obyvateli“, „s 20001-50000 obyvateli“, „s 50001-100000 obyvateli“, „nad 100000 obyvatel“).

Participantů jsme se také ptali na jejich partnerský vztah (zde měli na výběr „single“, „nezávazný vztah“, „závazný vztah“, „manželství / registrované partnerství“, „rozvedený/á“, „jiné“) a typ vztahu („emoční a sexuální vztah pouze s jednou osobou“, „emoční vztah pouze s jednou osobou, ale sexuální vztah s více osobami“, „sexuální vztah pouze s jednou osobou, ale emoční vztah s více osobami“, „emoční i sexuální vztah s více než jednou osobou“).

Participantů měli dále také odpovědět, jakým způsobem se o této studii dozvěděli („Známý/á mi dotazník poslal/a po internetu“, „Z internetu, ale ne od známé/ho“, „Z papírového letáku s QR kódem“, „Jinak, můžete uvést“).

Sexuální orientace

Sexuální orientace participantů byla zjišťována na základě tří charakteristik, kterými jsou sebeidentifikace, sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících a sexuální aktivita v posledních 12 měsících.

Sebeidentifikovaná sexuální orientace

Participantů sami identifikovali svou sexuální orientaci. Na výběr měli z těchto možností: „heterosexuální“, „homosexuální“, „bisexuální“, „pansexuální“, „asexuální“, „jiná“ a „nevím“. Participantů, kteří svou sexuální orientaci označili jako „jiná“ a „nevím“ byli z této části analýzy vyřazeni.

Sexuální orientace – sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících

Participantů měli označit na 5bodové škále, k jakému pohlaví byli v posledních 12 měsících sexuálně přitahováni (0 – pouze k ženám, nikdy ne k mužům; 1 – častěji k ženám, alespoň jednou k muži; 2 – stejně často k mužům i ženám; 3 – častěji k mužům, alespoň jednou

k ženám; 4 – pouze k mužům, nikdy ne k ženám). Pro ženy byla tato škála obrácena (0 – pouze k mužům, nikdy ne k ženám, až 4 – pouze k ženám, nikdy ne k mužům). Participanti mohli také zvolit možnost „V posledních 12 měsících jsem necítil/a sexuální přitažlivost“. Pokud v posledních 12 měsících necítili sexuální přitažlivost, byli z této části analýzy vyřazeni. Z celkového počtu vykazovalo 686 mužů přitažlivost pouze k ženám ($M = 27,45$ let; $SD = 8,72$), 258 mužů častěji k ženám ($M = 26,26$ let; $SD = 8,01$), 141 mužů k ženám i mužům ($M = 27,68$ let; $SD = 9,20$), 350 mužů častěji k mužům ($M = 26,47$ let; $SD = 7,35$) a 1262 mužů pouze k mužům ($M = 28,59$ let; $SD = 8,49$). Z celkového počtu žen vykazovalo 1272 žen přitažlivost pouze k mužům ($M = 25,70$ let; $SD = 7,07$), 1238 žen častěji k mužům ($M = 23,31$ let; $SD = 5,11$), 567 žen k mužům i ženám ($M = 22,41$ let; $SD = 4,98$), 536 žen častěji k ženám ($M = 23,10$ let; $SD = 4,81$) a 408 žen pouze k ženám ($M = 25,12$ let; $SD = 6,23$).

Sexuální orientace – sexuální aktivita v posledních 12 měsících

Na 5bodové škále měli participanti označit, s jedinci kterého pohlaví měli v posledních 12 měsících sexuální zkušenost (0 – pouze se ženami, nikdy ne s muži; 1 – častěji se ženami, alespoň jednou s mužem; 2 – stejně často s muži i se ženami; 3 – častěji s muži, alespoň jednou se ženou; 4 – pouze s muži, nikdy se ženami). Pro ženy byla škála obrácena (0 – pouze s muži, nikdy se ženami; až 4 – pouze se ženami, nikdy ne s muži). Participanti mohli také zvolit možnost „V posledních 12 měsících jsem neměl/a žádnou sexuální zkušenost“. Pokud v posledních 12 měsících neměli žádnou sexuální zkušenost, byli z této části analýzy vyřazeni. Z celkového počtu udalo 918 mužů sexuální aktivitu pouze se ženami ($M = 27,27$ let; $SD = 8,35$), 135 mužů častěji se ženami ($M = 26,90$ let; $SD = 7,92$), 42 mužů se ženami i muži ($M = 27,21$ let; $SD = 9,94$), 174 mužů častěji s muži ($M = 26,03$ let; $SD = 7,78$) a 1778 mužů pouze se ženami ($M = 28,72$ let; $SD = 8,34$). Z celkového počtu žen udalo 2596 žen sexuální aktivitu pouze s muži ($M = 24,76$ let; $SD = 6,21$), 706 žen častěji s muži ($M = 22,71$ let; $SD = 4,83$), 157 žen s muži i ženami ($M = 21,48$ let; $SD = 3,94$), 178 žen častěji se ženami ($M = 22,07$ let; $SD = 3,63$) a 690 žen pouze se ženami ($M = 25,03$ let; $SD = 6,12$).

Genderová nonkonformita

Pro zjištění genderové nonkonformity participantů byl použit The Recalled Childhood Gender Identity/Gender Role Questionnaire (RCGI, Zucker et al., 2006). Tento inventář byl pro účely výzkumu přeložen do českého jazyka a překlad byl následně zkontrolován pomocí zpětného překladu do angličtiny. Případné diskrepance ve významu byly vyřešeny diskuzí v rámci

výzkumného týmu. Tento 23položkový inventář měří retrospektivně vnímanou dětskou genderovou nonkonformitu participantů ve věku 0-12 let. Mezi položkami v tomto inventáři jsou například výroky jako „Když jsem byl/a dítě, moje oblíbené hračky a hry byly: klučičí / holčičí“ nebo „Jako dítě jsem si nejraději hrál/a: s chlapci / s dívkami“. Participantů odpovídali na 5bodové škále, kde na jedné straně byla vyložena „mužská“ odpověď a na druhé vyložena „ženská“. Některé výroky také nabízely neutrální odpověď, například „nehrál/a jsem si s ostatními dětmi“. Pro testování dětské genderové nonkonformity bylo použito 18 položek z tohoto inventáře, které patří do faktoru 1 na základě faktorové analýzy od Zuckera et al. (2006). Následně byly skóry z jednotlivých výroků sečteny a vyděleny počtem položek v inventáři. Výsledné skóry mohly nabývat hodnot od 1 do 5 a skutečné výsledné hodnoty byly od 1 do 4,778. Participantům mužského a ženského pohlaví byly předloženy rozdílné verze tohoto inventáře, které byly překódovány zvlášť pro muže a pro ženy, tak aby vyšší celkový skóre vyjadřoval vyšší genderovou nonkonformitu.

Psychologická maskulinita a femininita

Participantům byla předložena zkrácená 30položková verze Bemové inventáře pohlavních rolí (BSRI, Bem, 1974; Colley et al., 2009), který zjišťuje psychologickou maskulinitu a femininitu participantů. Česká verze byla získána překladem a následně zpětným překladem do angličtiny pro zachování co nejpřesnějšího významu. Tento inventář obsahuje 10 výroků zaměřených na maskulinitu (například „agresivní“), 10 výroků zaměřených na femininitu (například „něžný/á“) a 10 výroků neutrálních (například „tradicionalistický/á“). Participantů měli u každého výroku identifikovat, do jaké míry je vystihuje, na 7bodové škále (1 – „vůbec nebo téměř nikdy pravdivé“; 7 – „téměř vždy pravdivé“). Pro účely analýz byly použity pouze podškály týkající se maskulinity a femininity. Výsledky byly získány prostým součtem všech 10 výroků. Výsledky mohly nabývat teoretických hodnot od 10 do 70. Pro maskulinitu nabývaly hodnot od 12 do 70. Pro femininitu nabývaly hodnot od 12 do 70.

Dále měli participantů ohodnotit preferenci 10 uvedených profesí, mezi které patřil automechanik, módní návrhář, stavitel, učitel tance, tesař, učitel, elektroinženýr, květinář, vynálezce a sociální pracovník (Lippa, 2008a). Dotazník byl přeložen do českého jazyka a následně znovu do angličtiny. Participantů měli na 7bodové škále ohodnotit, jak rádi by daná povolání vykonávali (1 – „velmi nerad/a“; 7 – „velmi rád/a“). Liché položky v tomto inventáři jsou obecně více preferovány muži, sudé položky naopak ženami (Lippa, 2008a). Následně byly

zvlášť sečteny skóry „maskulinních“ povolání a zvlášť „femininních“ povolání a byly sečteny výsledky zvlášť pro femininní a zvlášť pro maskulinní preference. Výsledky nabývaly hodnot od 5 do 35.

Biomarkery biologických teorií vzniku sexuální orientace

Efekt starších bratrů

Pro zjištění počtu sourozenců participanti odpověděli, kolik mají starších bratrů, starších sester, mladších bratrů, a mladších sester od stejné matky (Swift-Gallant et al., 2019). Jednalo se o vlastní i polovlastní sourozence od stejné matky. Následně byla pro muže i pro ženy spočítána proporce starších bratrů podle Blancharda (2014) pro účely latentní profilové analýzy. Byl sečten počet starších bratrů + 0,25 a následně bylo toto číslo vyděleno celkovým počtem všech sourozenců + 1. Celkové skóry nabývaly hodnot od 0,03125 do 0,85. U jedinců, kteří neměli žádné sourozence, nebyla proporce starších bratrů počítána.

Rukovost

Pro zjišťování rukovosti byl participantům předložen 10položkový Edinburský inventář rukovosti (EHI, Oldfield, 1971), který byl přeložen do českého jazyka a následně přeložen znovu do angličtiny. Případné diskrepance ve významu byly vyřešeny diskuzí v rámci vědeckého týmu. Participanti měli odpovědět, jakou ruku používají při 10 každodenních činnostech, mezi které patří například psaní, kreslení, házení nebo čištění zubů kartáčkem. Každá z činností byla hodnocena na 5bodové škále (0 – „silně preferuji pravou ruku“; 1 – „preferuji pravou ruku“; 2 – „nemám preferenci“; 3 – „preferuji levou ruku“; 4 – silně preferuji levou ruku“). Výsledky všech škál byly pro účely latentní profilové analýzy po vzoru Swift-Gallant et al. (2019) sečteny a vyděleny 40. Celkové skóry nabývaly hodnot od 0 (vždy používají pravou ruku) do 1 (vždy používají levou ruku).

Familialita

Participanti měli odpovědět, kolik mají paternálních a maternálních strýců, tet, bratranců a sestřenic. Dále měli specifikovat, kolik z nich je homosexuálních a bisexuálních. Pro účely latentní profilové analýzy byla proporce familiality homosexuálních a bisexuálních příbuzných podle vzoru Swift-Gallant et al. (2019) spočítána pro muže vydělením počtu homosexuálních a bisexuálních bratranců a strýců celkovým počtem bratranců a strýců (nehledě na sexuální orientaci). Pro ženy byla spočítána vydělením počtu homosexuálních a bisexuálních sestřenic a

tet celkovým počtem sestřenic a tet (nehledě na sexuální orientaci). Celkové skóre nabývaly hodnot od 0 do 1.

Další údaje

Participantů následně vyplňovali i další, zejména psychologické inventáře a dotazníky, jejichž výsledky ale nebyly v této práci použity. Mezi ně patří zkrácená verze Velké pětky na zjišťování osobnostních faktorů (Hřebíčková et al., 2016; Rammstedt & John, 2007), Mnohodimenzionální dotazník vztahu k tělu (Cash et al., 2004), Rosenbergova škála sebehodnocení (Rosenberg, 1965), podškála narcisismu z Krátké temné triády (Jones & Paulhus, 2014), Škála spokojenosti se životem (Diener et al., 1985), škála Závislosti sebehodnoty (Crocker et al., 2003) a Revidovaný inventář sociosexuální orientace (Penke & Asendorpf, 2008). Dotazníky a inventáře byly přeloženy do českého jazyka a následně zpětným překladem do angličtiny byla zkontrolována správnost překladu.

Dále participantů odpovídali na jednotlivé otázky, které přímo nesouvisí s tématem této práce. Ptali jsme se jich s přibližně kolika lidmi stejného i opačného pohlaví měli za celý svůj život sexuální kontakt, do jaké míry se považují za součást LGBTQIA+ komunity, do jaké míry tuto komunitu podporují, jak atraktivní jim připadá jejich obličej a jejich tělo, jak obtížné by pro ně bylo najít si krátkodobého sexuálního partnera nebo dlouhodobého partnera na závazný vztah. Následně byli participantů tázáni, zda jim byla někdy diagnostikována porucha příjmu potravy. Jedinci, kteří své pohlaví při narození identifikovali jako mužské, měli subjektivně ohodnotit svou maskulinitu a feminitu na dvou 10bodových škálách (1 – „velmi nemaskulinní / nefemininní“; 10 – „velmi femininní / maskulinní“). Výrok, který měli hodnotit, zněl: „Ve srovnání s ostatními muži, za jak maskulinního / femininního sám sebe považujete?“. Participantů měli také uvést, zda znají některé gay subkultury a zda se s některou z nich sami ztotožňují. Možné subkultury byly „Medvědi“, „Geeks“, „Twinks“, „Jocks“, „Drag queens“, „Aktivisté“, „BDSM“ a „Furries“. Mohli také dopsat další subkultury nebo zvolit možnost „Žádná z uvedených“.

Respondenti, kteří identifikovali svou sexuální orientaci jinak než heterosexuální, měli odpovědět také na několik otázek ohledně svého coming outu. Měli odpovědět, zda a komu svou sexuální orientaci přiznali, a také věk, kdy začali tušit, že nejsou heterosexuální.

Na závěr byli participantů požádáni, aby na sebe zanechali svůj e-mail, v případě zájmu o informace o výsledcích studie a také v případě zájmu o účast v navazující studii, která ale s tématem této práce přímo nesouvisí.

4. Zpracování dat a analýzy

Data získaná z dotazníku byla exportována do programu Microsoft Excel, kde byla upravována a byly zde vypočítány jednotlivé skóry pozorovaných proměnných (viz výše).

Dílní analýzy byly provedeny ve statistickém programu Jamovi. Pro zjištění vnitřní konzistence jednotlivých psychologických škál byla vypočítána Cronbachova α pro každou škálu samostatně. Normalita dat byla testována pomocí Shapiro-Wilkova testu. Pro data, která nespĺnila předpoklady normálního rozdělení, byly použity neparametrické statistické testy.

Pro otestování rozdílů mezi jedinci různých sexuálních orientací v sociodemografických proměnných jako jsou národnost, vzdělání a velikosti bydliště byly provedeny χ^2 testy nezávislosti. Pro zjištění rozdílů ve věku byl použit Kruskal-Wallisův test.

Za účelem následných analýz byla provedena Spearmanova korelace mezi sexuální přitažlivostí v posledních 12 měsících a sexuální aktivitou v posledních 12 měsících. Z důvodu vysoké korelace mezi oběma proměnnými byly analýzy prováděny na základě sebeidentifikované sexuální orientace a sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících.

Pro zjištění, zda mohou být lidé na základě biomarkerů rozdělení do podskupin, byla provedena Latentní profilová analýza (LPA) v programu Mplus, verze 8.10 (Muthen & Muthen, 1998-2023). Stejnou analýzu a statistický program použila také Swift-Gallant et al. (2019) a její postup analýzy byl zde replikován. Tento typ analýzy byl vybrán jako vhodná metoda pro klastrování participantů do podskupin, jelikož jedním z výsledných výstupů je Bayesiánské informační kritérium (BIC), které je vhodné pro determinaci počtu podskupin. Ostatní klastrovací metody toto kritérium neposkytují (Magidson & Vermunt, 2002). V případě, že ne všichni participanté vyplní data o všech pozorovaných proměnných, může být použit odhad maximální pravděpodobnosti plné informace („full information maximum likelihood, FIML“). Tato forma odhadu má výhodu v tom, že pro chybějící data odhadne nejpravděpodobnější hodnotu na základě vyplněných dat (Enders & Bandalos, 2001). Do latentní profilové analýzy proto poté mohou být zahrnuti i jedinci, kteří vyplnili pouze jeden biomarker ze tří. Jelikož v našem vzorku je dostatek participantů, kteří vyplnili všechny tři biomarkery, nebyl pro zajištění přesnějších výsledků odhad FIML využit.

Pro indikování jednotlivých podskupin v latentní profilové analýze byly použity tři biomarkery, kterými jsou rukovost, proporce starších bratrů a proporce homosexuálních a bisexuálních příbuzných stejného pohlaví. Kvůli nenormálnímu rozdělení všech tří proměnných byly

proporce přepočítány na z-skóry ve statistickém programu Jamovi. Následný postup byl replikován po vzoru (Swift-Gallant et al., 2019). Bylo vytvořeno pět modelů latentních profilových analýz na základě pozorovaných standardizovaných biomarkerů. Modely obsahovaly jednu až pět podskupin. Každý model byl analyzován v programu Mplus (Muthén & Muthén, 1998-2023) samostatně a bylo zaznamenáno Bayesiánské informační kritérium (BIC), výsledek bootstrappingu (BLRT, „bootstrap likelihood ratio test“), výsledek likelihood ratio testu (LRT), míra entropie a procentuální zastoupení participantů v jednotlivých podskupinách. Pokud je p hodnota LRT statisticky nesignifikantní, znamená to, že model s menším počtem podskupin je vhodnější pro daná data. V tom případě by všechny modely s vyšším počtem podskupin byly také statisticky nesignifikantní (Nylund et al., 2007). Hodnota BIC indikuje, že model s nižší hodnotou BIC je vhodnější pro daná data (Nylund et al., 2007). Míra entropie udává kvalitu klasifikace v daném modelu. Entropie nabývá hodnot od 0 do 1. Hodnoty blízké 1 znamenají vysokou přesnost klasifikace, zatímco hodnoty bližší 0 znamenají nízkou přesnost klasifikace (Geiser, 2013). Pro porovnání jednotlivých modelů a použití toho nejvhodnějšího bylo přihlíženo zejména na p hodnotu LRT a procentuální zastoupení participantů v jednotlivých podskupinách (podskupina, ve které se nachází méně než 5 % z celkového počtu participantů není vhodná), po vzoru Swift-Gallant et al. (2019).

Následné analýzy byly provedeny ve statistickém programu Jamovi (The Jamovi Project, 2022) a grafy byly vytvořeny v programu R studio (RStudio Team, 2022). Všechny tři biomarkery byly porovnány u mužů a žen různých sexuálních orientací. Pro zjištění efektu starších bratrů byla provedena multinomiální logistická regrese, ve které byla sebeidentifikovaná sexuální orientace jako závislá proměnná a věk, počet starších sourozenců, celkový počet sourozenců a počet starších sester jako nezávislé proměnné. Jednotlivé sexuální orientace byly porovnány s heterosexuální kategorií. Tato parametrizace byla použita po vzoru Blancharda (2022), ve které celkový počet sourozenců vyjadřuje přidání jednoho mladšího sourozence do příbuznosti, počet starších sourozenců vyjadřuje nahrazení jednoho mladšího sourozence starším bratrem a počet starších sester vyjadřuje nahrazení jednoho staršího bratra starší sestrou.

Za účelem zjištění efektu rukovosti byly výsledky Edinburského inventáře rukovosti (EHI) převedeny do 5bodových intervalů, tak aby preference pouze levé ruky odpovídala hodnotě -10 a preference pouze pravé ruky odpovídala hodnotě 10. Následně byly jednotlivé položky sečteny a výsledek nabýval hodnot od -100 do 100 (Skorska et al., 2020). Rukovost byla převedena do kategorií „extrémní levorukost“ s hodnotami pod -95, „levorukost“ s hodnotami od -95 do -50, „ambidextrie“ s hodnotami od -45 do 45, „pravorukost“ s hodnotami od 50 do

95 a „extrémní pravorukost“ s hodnotami nad 95. Následně byla provedena multinomiální logistická regrese se sexuální orientací jako závislou proměnnou a věkem a rukovostí jako nezávislými proměnnými. Jednotlivé sexuální orientace byly porovnávány s heterosexuální kategorií a jako referenční kategorie rukovosti byla nastavena „extrémní pravorukost“. Pro porovnání odlišných metod pro analýzu rukovosti byla následně rukovost také analyzována pomocí neparametrických Kruskal-Wallis testů, ve kterých byla rukovost analyzována v podobě ordinální proměnné s hodnotami od 0 (extrémní pravorukost) do 1 (extrémní levorukost) a následně byly použity Dunnovy post-hoc testy.

Pro zjištění příbuznosti s neheterosexuálními členy rodiny byl zaznamenán počet strýců, tet, bratranců a sestřenic z maternální i paternální strany rodiny a byla také zjištěna jejich sexuální orientace. Homosexuální a bisexuální členové rodiny byli označeni jako neheterosexuální. Následně byla provedena multinomiální logistická regrese dle vzoru Schwartze et al. (2010) se sexuální orientací jako závislou proměnnou a heterosexualitou jako referenční kategorií. Prediktory byly počet neheterosexuálních strýců, tet, bratranců a sestřenic z maternální a posléze i paternální strany rodiny. Analýza byla kontrolována na celkový počet příbuzných z těchto kategorií z maternální a poté paternální strany rodiny.

Výsledky multinomiálních logistických regresí zahrnují odhad, standardní chybu odhadu (SE), Z hodnotu, p hodnotu a poměr šancí (OR = odds ratio). Odhad informuje o síle a směru vztahu mezi prediktorem a závislou proměnnou. Pokud je odhad pozitivní, nárůst hodnoty prediktoru zvyšuje šance závislé proměnné. Standardní chyba odhadu (SE) vyjadřuje míru nejistoty spojenou s odhadem koeficientů prediktorů. Nižší hodnoty SE vyjadřují, že je odhad preciznější. Hodnota Z vyjadřuje lineární kombinaci mezi prediktory a jejich odhadem. Pokud je hodnota Z větší než 2, znamená to, že vztah mezi prediktorem a závislou proměnnou je pozitivní a relativně silný. Poměr šancí (OR = odds ratio) vyjadřuje šanci vztahu mezi prediktorem a závislou proměnnou. Pokud je OR vyšší než 1, znamená to, že vzrůst hodnoty prediktoru bude zvyšovat šanci závislé proměnné.

Pro zjištění, jak se liší dětská genderová konformita (RCGI), Bemové maskulinita, Bemové femininita, femininní preference povolání a maskulinní preference mezi jedinci různých sexuálních orientací byly použity Kruskal-Wallis testy. Jako post hoc testy byly provedeny Dunnovy testy s Bonferroniho korekcí.

Všechny analýzy byly následně zopakovány v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících.

5. Výsledky

5.1. Vnitřní konzistence psychologických škál

Cronbachova α byla použita pro vypočítání vnitřní konzistence psychologických škál. Její výsledky jsou uspokojivé pro Edinburský inventář rukovosti (EHI, $\alpha = 0,94$), pro inventář RCGI pro mužský podsoubor ($\alpha = 0,77$), pro ženský podsoubor ($\alpha = 0,79$), Bemové maskulinitu ($\alpha = 0,80$), Bemové femininitu ($\alpha = 0,86$) a pro maskulinní preference povolání ($\alpha = 0,73$). Nižší až neuspokojivá vnitřní konzistence se ukázala pro femininní preference povolání ($\alpha = 0,59$).

5.2. Sociodemografické údaje

Údaje participantů o jejich národnosti, vzdělání a velikosti bydliště jsou uvedeny v tabulce 1 pro muže a v tabulce 2 pro ženy. Pro porovnání byli participanté rozděleni podle své sebeidentifikované sexuální orientace. Jedinci, kteří svou sexuální orientaci uvedli jako „jiná“ nebo „nevím“, byli z této části analýzy vyřazeni. Dále byli z analýz sociodemografických údajů vyřazeni muži, kteří se identifikovali jako asexuální z důvodu jejich malého počtu, kdy v několika kategoriích úplně chyběli. Také byly sloučeny kategorie magisterského a doktorského vzdělání do kategorie „magisterské a vyšší“ z důvodu nulových hodnot u některých sexuálních orientací v kategorii „doktorského vzdělání“ u žen. Po použití χ^2 testu nezávislosti byl zjištěn signifikantní rozdíl v národnosti u mužů ($\chi^2(6) = 27,96; p < 0,001$) i žen ($\chi^2(8) = 22,57; p = 0,004$), v nejvyšším dosaženém vzdělání u mužů ($\chi^2(12) = 67,27; p < 0,001$) i žen ($\chi^2(16) = 171,0; p < 0,001$) a ve velikosti bydliště u mužů ($\chi^2(15) = 27,85; p = 0,023$) i žen ($\chi^2(20) = 41,49; p = 0,003$). Pro zjištění, zda se skupiny liší ve věku, byl použit Kruskal-Wallisův test se signifikantním výsledkem pro muže ($H(3) = 66,56; p < 0,001$) a pro ženy ($H(4) = 207,70; p < 0,001$). Pro zjištění, které skupiny se ve věku liší, byl následně použit post-hoc Dunnův test s Bonferroniho korekcí. V mužském podsouboru bylo zjištěno, že heterosexuální muži jsou starší než pansexuální muži ($d = 0,35; p = 0,031$). Dále bylo zjištěno, že homosexuální muži jsou starší než heterosexuální muži ($d = 0,20; p < 0,001$), bisexuální muži ($d = 0,21; p < 0,001$) a pansexuální muži ($d = 0,58; p < 0,001$). V ženském podsouboru bylo zjištěno, že heterosexuální ženy jsou starší než bisexuální ženy ($d = 0,40; p < 0,001$), pansexuální ženy ($d = 0,43; p < 0,001$) a asexuální ženy ($d = 0,57; p < 0,001$). Dále bylo zjištěno, že homosexuální ženy jsou starší než bisexuální ženy ($d = 0,42; p < 0,001$), pansexuální ženy ($d = 0,46; p < 0,001$) a asexuální ženy ($d = 0,61; p < 0,001$). Další rozdíly ve věku u mužů a žen různých sexuálních orientací nebyly nalezeny (viz tabulka 1 a 2).

Tabulka 1 – Sociodemografické údaje mužského podsouboru

| Pohlaví | Mužské | | | | |
|---------------------------------------|--------------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Heterosexuální (N = 980) | Homosexuální (N = 1879) | Bisexuální (N = 452) | Pansexuální (N = 81) | Asexuální (N = 26) |
| Věk (SD) | 26,68 (8,26) | 28,33 (8,39) | 26,60 (8,40) | 24,11 (6,06) | 23,23 (5,77) |
| Národnost (%) | | | | | |
| Česká | 896 (91,62) | 1618 (86,25) | 398 (88,05) | 73 (90,12) | 20 (80,0) |
| Slovenská | 65 (6,65) | 216 (11,51) | 36 (7,96) | 5 (6,17) | 3 (12,0) |
| Jiná | 17 (1,73) | 42 (2,24) | 18 (3,98) | 3 (3,70) | 2 (8,0) |
| Vzdělání (%) | | | | | |
| Základní | 60 (6,12) | 127 (6,76) | 46 (10,18) | 12 (14,81) | 2 (7,69) |
| Středoškolské s výučním listem | 49 (5,0) | 135 (7,18) | 47 (10,40) | 4 (4,94) | 0 |
| Středoškolské s maturitou | 514 (52,45) | 893 (47,53) | 248 (54,87) | 50 (61,73) | 18 (69,23) |
| Bakalářské | 156 (15,92) | 273 (14,53) | 50 (11,06) | 5 (6,17) | 3 (11,54) |
| Magisterské a vyšší | 201 (20,51) | 451 (24,0) | 61 (13,49) | 10 (12,35) | 3 (11,54) |
| Velikost bydliště (%) | | | | | |
| Obec do 1000 obyvatel | 94 (9,59) | 195 (10,38) | 53 (11,73) | 9 (11,11) | 0 |
| Obec s 1001-5000 obyvateli | 155 (15,82) | 214 (11,39) | 67 (14,82) | 11 (13,58) | 3 (11,54) |
| Obec s 5001-20000 obyvateli | 124 (12,65) | 218 (11,60) | 69 (15,27) | 8 (9,88) | 4 (15,38) |
| Město s 20001-50000 obyvateli | 87 (8,88) | 162 (8,62) | 42 (9,29) | 10 (12,35) | 0 |
| Město s 50001-100000 obyvateli | 90 (9,18) | 168 (8,94) | 41 (9,07) | 10 (12,35) | 4 (15,38) |
| Velkoměsto nad 100000 obyvatel | 430 (43,88) | 922 (49,07) | 180 (39,82) | 33 (40,74) | 15 (57,69) |

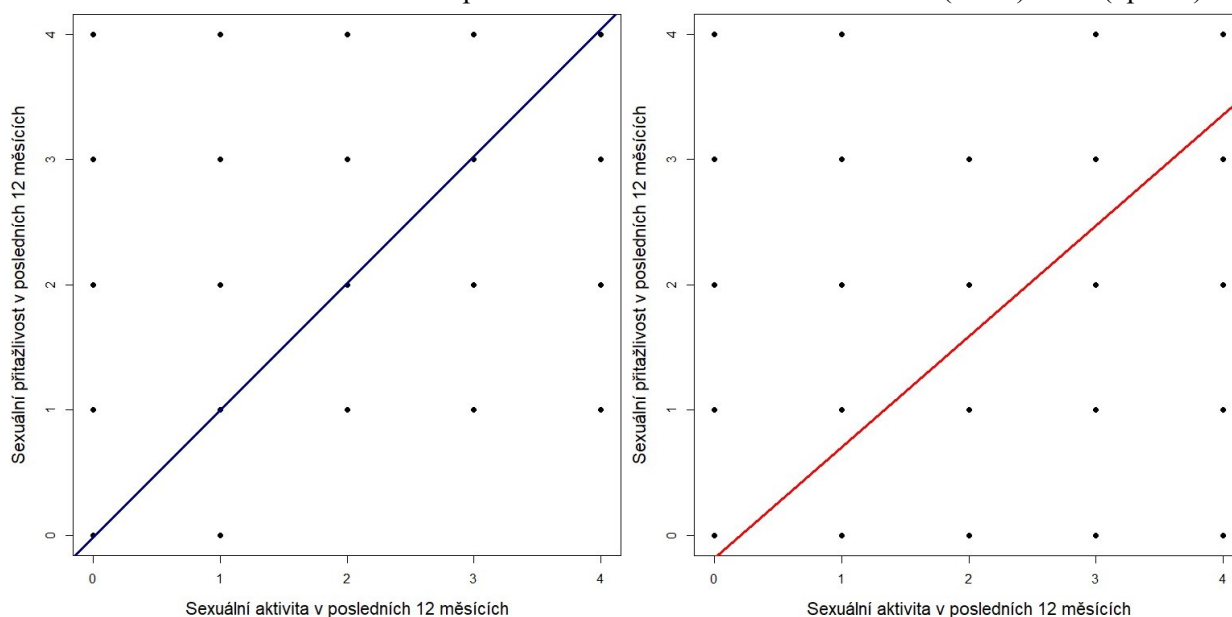
5.3. Korelace mezi sexuální přitažlivostí a sexuální aktivitou v posledních 12 měsících

Pro zjištění, jak spolu souvisí sexuální přitažlivost a sexuální aktivita participantů v posledních 12 měsících byla provedena Spearmanova korelace mezi těmito dvěma proměnnými. Korelace byla provedena zvlášť pro muže a zvlášť pro ženy. V mužském podsouboru byla zjištěna velmi silná korelace mezi oběma proměnnými ($\rho = 0,89$; $p < 0,001$). V ženském podsouboru byla zjištěna o něco slabší, ale stále poměrně silná korelace ($\rho = 0,69$; $p < 0,001$). Výsledky jsou zobrazeny také v grafu č.1. Jelikož jsou obě proměnné v zásadě zaměnitelné, byly následné analýzy prováděny pouze na základě sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících, spolu se sebeidentifikovanou sexuální orientací. Sexuální přitažlivost byla vybrána z důvodu většího počtu chybějících odpovědí u sexuální aktivity.

Tabulka 2 – Sociodemografické údaje ženského podsouboru

| Pohlaví | Ženské | | | | |
|---------------------------------------|---------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Heterosexuální (N = 2044) | Homosexuální (N = 589) | Bisexuální (N = 1362) | Pansexuální (N = 489) | Asexuální (N = 206) |
| Věk (SD) | 25,17 (6,71) | 25,12 (5,92) | 22,81 (5,11) | 22,75 (4,36) | 21,90 (4,56) |
| Národnost (%) | | | | | |
| Česká | 1859 (91,04) | 528 (89,80) | 1253 (92,0) | 456 (93,25) | 189 (91,75) |
| Slovenská | 155 (7,59) | 47 (7,99) | 78 (5,73) | 28 (5,73) | 8 (3,88) |
| Jiná | 28 (1,37) | 13 (2,21) | 31 (2,28) | 5 (1,02) | 9 (4,37) |
| Vzdělání (%) | | | | | |
| Základní | 201 (9,83) | 53 (9,0) | 208 (15,27) | 82 (16,77) | 37 (17,96) |
| Středoškolské s výučním listem | 53 (2,59) | 30 (5,09) | 64 (4,70) | 10 (2,04) | 3 (1,46) |
| Středoškolské s maturitou | 1011 (49,46) | 306 (51,95) | 782 (57,42) | 275 (56,24) | 122 (59,22) |
| Bakalářské | 393 (19,23) | 117 (19,86) | 191 (14,02) | 79 (16,16) | 32 (15,53) |
| Magisterské a vyšší | 386 (18,88) | 83 (14,09) | 117 (8,59) | 43 (8,79) | 12 (5,83) |
| Velikost bydliště (%) | | | | | |
| Obec do 1000 obyvatel | 260 (12,72) | 57 (9,68) | 146 (10,72) | 57 (11,66) | 30 (14,56) |
| Obec s 1001-5000 obyvateli | 336 (16,44) | 75 (12,73) | 206 (15,12) | 54 (11,04) | 37 (17,96) |
| Obec s 5001-20000 obyvateli | 292 (14,29) | 72 (12,22) | 202 (14,83) | 63 (12,88) | 33 (16,02) |
| Město s 20001-50000 obyvateli | 208 (10,18) | 60 (10,19) | 131 (9,62) | 37 (7,57) | 16 (7,77) |
| Město s 50001-100000 obyvateli | 177 (8,66) | 69 (11,71) | 127 (9,32) | 56 (11,45) | 13 (6,31) |
| Velkoměsto nad 100000 obyvatel | 771 (37,71) | 256 (43,46) | 550 (40,38) | 222 (45,40) | 77 (37,38) |

Graf č.1 – Korelace mezi sexuální přitažlivostí a sexuální aktivitou u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



5.4. Latentní profilová analýza

Latentní profilová analýza (LPA) byla provedena na základě tří biomarkerů biologických teorií vzniku homosexuality, kterými jsou proporce rukovosti, proporce starších bratrů a proporce familiality. Pro mužský i ženský podsoubor bylo v rámci LPA navrženo 5 modelů podle rozdělení do jednotlivých podskupin. První model obsahoval jednu skupinu, naopak pátý model rozdělil účastníky do 5 podskupin (viz tabulka 3 a 4). Pro porovnání jednotlivých modelů bylo zaznamenáno Bayesiánské informační kritérium (BIC), p -hodnota likelihood ratio testu (LRT), p -hodnota bootstrappingu (BLRT), míra entropie a procentuální zastoupení účastníků v jednotlivých profilech. Pro zjištění nejvhodnějšího modelu pro daná data se porovnávají jednotlivé statistické výsledky. Čím je BIC nižší, tím je daný model vhodnější. Pokud je p -hodnota LRT nesignifikantní, znamená to, že model s o 1 méně profily je vhodnější. Čím je vyšší entropie, tím je model vhodnější. Poslední kritérium je velikost profilů. Pokud některý z profilů zahrnuje méně než 5 % účastníků, není daný model vhodný.

V mužském podsouboru bylo zavrženo rozdělení do pěti podskupin (BIC = 12760,41; p LRT = 0,853; entropie = 0,993), do čtyř podskupin (BIC = 13762,99; p LRT = 0,600; entropie = 0,992) a do dvou podskupin (BIC = 17165,96; p LRT = 0,515; entropie = 0,997). Jediný signifikantní výsledek byl nalezen u rozdělení do tří podskupin (BIC = 15291,40; p LRT = 0,001; entropie = 0,990). Jelikož ale jeden ze zjištěných profilů ve třetím modelu obsahoval pouze 3,2 % mužů a model se dvěma profily signifikantně nevyšel, byl tento model také zavržen (viz tabulka 3).

Tabulka 3 -Teoretické rozdělení mužů do podskupin podle LPA

| Počet profilů | BIC | p -hodnota LRT | p -hodnota BLRT | Entropie | Velikost profilů |
|-----------------|-----------------|------------------|-------------------|----------|--|
| 1 profil | 19379,59 | x | x | x | 100 % |
| 2 profily | 17165,96 | 0,515 | <0,001 | 0,997 | Profil 1 96,7 % Profil 2 3,3 % |
| 3 profily | 15291,40 | 0,001 | <0,001 | 0,990 | Profil 1 11,3 % Profil 2 85,5 % Profil 3 3,2 % |
| 4 profily | 13762,99 | 0,600 | <0,001 | 0,992 | Profil 1 11,2 % Profil 2 4,2 % Profil 3 0,8 % Profil 4 83,7 % |
| 5 profilů | 12760,41 | 0,853 | <0,001 | 0,993 | Profil 1 3,3 % Profil 2 1,9 % Profil 3 83,3 % Profil 4 10,9 % Profil 5 0,6 % |

Poznámka: N = 2269; BIC (Bayesiánské informační kritérium); LRT (likelihood ratio test); BLRT (bootstrap likelihood ratio test)

V ženském podsouboru bylo zavrženo rozdělení do čtyř podskupin (BIC = 21929,02; p LRT = 0,218; entropie = 0,992), do tří podskupin (BIC = 24322,89; p LRT = 0,579; entropie = 0,998) a do dvou podskupin (BIC = 26968,19; p LRT = 0,461; entropie = 0,998). Jediný signifikantní výsledek byl nalezen u rozdělení do pěti podskupin (BIC = 19518,58; p LRT < 0,001; entropie = 0,982). Jelikož ale tři z pěti profilů obsahovaly méně než 5 % žen a žádný z předešlých modelů signifikantně nevyšel, byl tento model také zavržen (viz tabulka 4).

Tabulka 4 - Teoretické rozdělení žen do podskupin podle LPA

| Počet profilů | BIC | p -hodnota LRT | p -hodnota BLRT | Entropie | Velikost profilů |
|-----------------|-----------------|------------------|-------------------|----------|--|
| 1 profil | 30933,06 | x | x | x | 100 % |
| 2 profily | 26968,19 | 0,461 | <0,001 | 0,998 | Profil 1 4,0 % Profil 2 96,0 % |
| 3 profily | 24322,89 | 0,579 | <0,001 | 0,998 | Profil 1 94,7 % Profil 2 4,3 % Profil 3 1,0 % |
| 4 profily | 21929,02 | 0,218 | <0,001 | 0,992 | Profil 1 4,3 % Profil 2 1,0 % Profil 3 8,0 % Profil 4 86,7 % |
| 5 profilů | 19518,58 | <0,001 | <0,001 | 0,982 | Profil 1 3,7 % Profil 2 82,0 % Profil 3 12,5 % Profil 4 1,7 % Profil 5 0,1 % |

Poznámka: N = 3632; BIC (Bayesiánské informační kritérium); LRT (likelihood ratio test); BLRT (bootstrap likelihood ratio test)

5.5. Efekt starších bratrů

5.5.1. Sebeidentifikovaná sexuální orientace

Výsledky multinomiálních logistických regresí na základě sebeidentifikované sexuální orientace jsou uvedeny v tabulce 5 pro muže a v tabulce 6 pro ženy. Jako závislá proměnná byla použita sebeidentifikovaná sexuální orientace a jako prediktory byly použity proměnné věk, celkový počet sourozenců, počet starších sourozenců (bratrů i sester), a počet starších sester. Všechny sexuální orientace byly porovnávány s heterosexuálitou. V této parametrizaci počet starších sourozenců vyjadřuje efekt starších bratrů, jelikož starší sestry jsou v modelu uvedeny zvlášť, což způsobí, že proměnná počet starších sourozenců vyjadřuje nahrazení jednoho mladšího sourozence starším bratrem, zatímco proměnná počet starších sester vyjadřuje nahrazení jednoho staršího bratra starší sestrou. Starší sestry se tak z proměnné počet starších sourozenců odečtou. Mladší sourozenci jsou zahrnuti v celkovém počtu sourozenců.

Statisticky signifikantní efekt starších bratrů byl nalezen pouze v mužském podsouboru (viz tabulka 5). Každý další starší bratr zvyšuje pravděpodobnost mužské bisexuality 1,39krát (OR = 1,39; $p = 0,033$), homosexuality 1,39krát (OR = 1,39; $p = 0,003$) a pansexualitu 1,90krát (OR = 1,90; $p = 0,038$).

Tabulka 5 - Výsledky multinomiální logistické regrese na počty sourozenců u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | | 95% CI | |
|---------------------------------------|--------------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|--|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní | |
| Asexuální | Intercept | -1,01 | 1,26 | -0,80 | 0,422 | 0,36 | 0,03 | 4,30 | |
| | Věk | -0,07 | 0,05 | -1,50 | 0,134 | 0,93 | 0,85 | 1,02 | |
| | Starší sourozenci | -1,29 | 1,03 | -1,25 | 0,210 | 0,28 | 0,04 | 2,07 | |
| | Sourozenci celkem | -0,44 | 0,45 | -0,96 | 0,335 | 0,65 | 0,27 | 1,57 | |
| | Starší sestry | 1,71 | 1,11 | 1,55 | 0,122 | 5,52 | 0,63 | 48,24 | |
| Bisexuální | Intercept | -0,86 | 0,34 | -2,54 | 0,011 | 0,42 | 0,22 | 0,82 | |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -0,04 | 0,970 | 0,99 | 0,98 | 1,02 | |
| | Starší sourozenci | 0,33 | 0,15 | 2,14 | 0,033 | 1,39 | 1,03 | 1,87 | |
| | Sourozenci celkem | -0,09 | 0,10 | -0,88 | 0,377 | 0,91 | 0,74 | 1,12 | |
| | Starší sestry | 0,03 | 0,21 | 0,17 | 0,868 | 1,04 | 0,69 | 1,55 | |
| Homosexuální | Intercept | 0,48 | 0,23 | 2,07 | 0,038 | 1,62 | 1,03 | 2,55 | |
| | Věk | 0,01 | 0,01 | 1,59 | 0,111 | 1,01 | 0,99 | 1,03 | |
| | Starší sourozenci | 0,33 | 0,11 | 2,96 | 0,003 | 1,39 | 1,12 | 1,72 | |
| | Sourozenci celkem | -0,23 | 0,07 | -3,07 | 0,002 | 0,80 | 0,69 | 0,92 | |
| | Starší sestry | 0,18 | 0,15 | 1,23 | 0,217 | 1,20 | 0,90 | 1,61 | |
| Pansexuální | Intercept | -0,66 | 0,83 | -0,81 | 0,421 | 0,52 | 0,10 | 2,59 | |
| | Věk | -0,08 | 0,03 | -2,43 | 0,015 | 0,93 | 0,87 | 0,99 | |
| | Starší sourozenci | 0,64 | 0,31 | 2,07 | 0,038 | 1,90 | 1,03 | 3,47 | |
| | Sourozenci celkem | -0,29 | 0,24 | -1,19 | 0,235 | 0,75 | 0,47 | 1,20 | |
| | Starší sestry | 0,03 | 0,37 | 0,09 | 0,927 | 1,03 | 0,50 | 2,12 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); CI (interval spolehlivosti); efekt starších bratrů je vyjádřen počtem starších sourozenců

V ženském podsouboru nebyl nalezen žádný signifikantní výsledek ve vztahu starších bratrů a sexuální orientace na základě sebeidentifikace.

Tabulka 6 - Výsledky multinomiální logistické regrese na počty sourozenců u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | 95% CI | |
|---------------------------------------|-------------------|--------|------|-------|--------|------|--------|-------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní |
| Asexuální | Intercept | 0,04 | 0,56 | 0,08 | 0,937 | 1,05 | 0,35 | 3,12 |
| | Věk | -0,10 | 0,02 | -4,33 | <0,001 | 0,91 | 0,87 | 0,95 |
| | Starší sourozenci | -0,28 | 0,21 | -1,37 | 0,171 | 0,76 | 0,51 | 1,13 |
| | Sourozenci celkem | 0,07 | 0,15 | 0,44 | 0,658 | 1,07 | 0,79 | 1,44 |
| | Starší sestry | 0,25 | 0,27 | 0,96 | 0,339 | 1,29 | 0,77 | 2,17 |
| Bisexuální | Intercept | 1,04 | 0,24 | 4,32 | <0,001 | 2,82 | 1,76 | 4,52 |
| | Věk | -0,07 | 0,01 | -7,44 | <0,001 | 0,94 | 0,92 | 0,95 |
| | Starší sourozenci | -0,10 | 0,09 | -1,12 | 0,261 | 0,90 | 0,76 | 1,08 |
| | Sourozenci celkem | 0,19 | 0,07 | 2,67 | 0,008 | 1,21 | 1,05 | 1,40 |
| | Starší sestry | -0,01 | 0,12 | -0,08 | 0,933 | 0,99 | 0,78 | 1,26 |
| Homosexuální | Intercept | -1,24 | 0,29 | -4,26 | <0,001 | 0,29 | 0,16 | 0,51 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -0,44 | 0,661 | 1,00 | 0,98 | 1,02 |
| | Starší sourozenci | -0,10 | 0,13 | -0,74 | 0,457 | 0,91 | 0,71 | 1,17 |
| | Sourozenci celkem | 0,04 | 0,10 | 0,43 | 0,669 | 1,05 | 0,85 | 1,28 |
| | Starší sestry | 0,16 | 0,17 | 0,94 | 0,349 | 1,17 | 0,84 | 1,62 |
| Pansexuální | Intercept | 0,44 | 0,36 | 1,25 | 0,210 | 1,56 | 0,78 | 3,13 |
| | Věk | -0,08 | 0,01 | -5,72 | <0,001 | 0,92 | 0,90 | 0,95 |
| | Starší sourozenci | -0,25 | 0,13 | -1,84 | 0,065 | 0,78 | 0,60 | 1,02 |
| | Sourozenci celkem | 0,14 | 0,10 | 1,42 | 0,154 | 1,15 | 0,95 | 1,40 |
| | Starší sestry | 0,17 | 0,18 | 0,93 | 0,335 | 1,19 | 0,84 | 1,68 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); CI (interval spolehlivosti); efekt starších bratrů je vyjádřen počtem starších sourozenců

5.5.2. Sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících

Výsledky multinomiálních logistických regresí na základě sexuální přitažlivosti jsou uvedeny v tabulce 7 pro muže a v tabulce 8 pro ženy. Jako závislá proměnná byla použita sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících a jako prediktory byly použity věk a počty sourozenců. Efekt starších bratrů je vyjádřen počtem starších sourozenců (viz výše). Jako referenční kategorie byla použita přitažlivost pouze k opačnému pohlaví, tedy exkluzivně heterosexuální přitažlivost.

V mužském podsouboru bylo zjištěno, že každý starší bratr zvyšoval 1,57krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům, méně často k ženám, tedy predominantně homosexuální přitažlivosti (OR = 1,57; $p = 0,004$).

U žen bylo zjištěno, že každý další starší bratr snižoval 0,83krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům, méně často k ženám, tedy predominantně heterosexuální přitažlivosti (OR =

0,83; $p = 0,045$), a zároveň bylo zjištěno, že každý další starší bratr snižoval 0,75krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k ženám, méně často k mužům, tedy predominantně homosexuální přitažlivosti ($OR = 0,75$; $p = 0,022$).

Tabulka 7 - Výsledky multinomiální logistické regrese na počty sourozenců u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|--------------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní |
| Převážně k ženám | Intercept | -0,06 | 0,40 | -0,16 | 0,874 | 0,94 | 0,43 | 2,04 |
| | Věk | -0,03 | 0,01 | -2,09 | 0,037 | 0,97 | 0,95 | 1,00 |
| | Starší sourozenci | -0,20 | 0,20 | -1,03 | 0,302 | 0,82 | 0,56 | 1,20 |
| | Sourozenci celkem | -0,04 | 0,12 | -0,36 | 0,718 | 0,96 | 0,75 | 1,22 |
| | Starší sestry | 0,13 | 0,27 | 0,49 | 0,626 | 1,14 | 0,68 | 1,91 |
| K ženám i mužům | Intercept | -1,84 | 0,49 | -3,78 | <0,001 | 0,16 | 0,06 | 0,41 |
| | Věk | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,991 | 1,00 | 0,97 | 1,03 |
| | Starší sourozenci | -0,01 | 0,22 | -0,04 | 0,970 | 0,99 | 0,64 | 1,54 |
| | Sourozenci celkem | 0,11 | 0,13 | 0,83 | 0,405 | 1,12 | 0,86 | 1,46 |
| | Starší sestry | 0,24 | 0,30 | 0,82 | 0,413 | 1,28 | 0,71 | 2,29 |
| Převážně k mužům | Intercept | -0,29 | 0,35 | -0,82 | 0,413 | 0,75 | 0,38 | 1,49 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -1,26 | 0,209 | 0,99 | 0,96 | 1,01 |
| | Starší sourozenci | 0,45 | 0,16 | 2,89 | 0,004 | 1,57 | 1,16 | 2,13 |
| | Sourozenci celkem | -0,20 | 0,12 | -1,75 | 0,080 | 0,82 | 0,65 | 1,02 |
| | Starší sestry | 0,14 | 0,20 | 0,71 | 0,475 | 1,15 | 0,78 | 1,70 |
| Pouze k mužům | Intercept | 0,45 | 0,25 | 1,81 | 0,070 | 1,56 | 0,96 | 2,53 |
| | Věk | 0,01 | 0,01 | 1,43 | 0,154 | 1,01 | 1,00 | 1,03 |
| | Starší sourozenci | 0,22 | 0,12 | 1,90 | 0,058 | 1,25 | 1,00 | 1,57 |
| | Sourozenci celkem | -0,15 | 0,08 | -1,84 | 0,066 | 0,86 | 0,74 | 1,01 |
| | Starší sestry | 0,19 | 0,16 | 1,19 | 0,234 | 1,21 | 0,89 | 1,64 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); CI (interval spolehlivosti); efekt starších bratrů je vyjádřen počtem starších sourozenců

Tabulka 8 - Výsledky multinomiální logistické regrese na počty sourozenců u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|--------------------------|--------------|-------------|--------------|--------------|-------------|-------------|-------------|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní |
| Převážně k mužům | Intercept | 1,47 | 0,24 | 6,18 | <0,001 | 4,35 | 2,73 | 6,93 |
| | Věk | -0,06 | 0,01 | -6,95 | <0,001 | 0,94 | 0,93 | 0,96 |
| | Starší sourozenci | -0,19 | 0,10 | -2,01 | 0,045 | 0,83 | 0,68 | 1,00 |
| | Sourozenci celkem | 0,02 | 0,08 | 0,20 | 0,845 | 1,02 | 0,87 | 1,19 |
| | Starší sestry | 0,35 | 0,13 | 2,72 | 0,007 | 1,42 | 1,10 | 1,83 |
| K mužům i ženám | Intercept | 1,10 | 0,33 | 3,30 | <0,001 | 3,00 | 1,56 | 5,76 |
| | Věk | -0,09 | 0,01 | -7,20 | <0,001 | 0,91 | 0,89 | 0,93 |
| | Starší sourozenci | -0,20 | 0,12 | -1,73 | 0,084 | 0,82 | 0,65 | 1,03 |
| | Sourozenci celkem | 0,28 | 0,09 | 3,06 | 0,002 | 1,32 | 1,10 | 1,57 |
| | Starší sestry | 0,27 | 0,16 | 1,67 | 0,095 | 1,31 | 0,95 | 1,79 |
| Převážně k ženám | Intercept | 0,92 | 0,33 | 2,80 | 0,005 | 2,52 | 1,32 | 4,80 |
| | Věk | -0,08 | 0,01 | -6,43 | <0,001 | 0,92 | 0,90 | 0,94 |
| | Starší sourozenci | -0,28 | 0,12 | -2,30 | 0,022 | 0,75 | 0,59 | 0,96 |
| | Sourozenci celkem | 0,21 | 0,09 | 2,25 | 0,025 | 1,24 | 1,03 | 1,49 |
| | Starší sestry | 0,21 | 0,17 | 1,20 | 0,230 | 1,23 | 0,88 | 1,72 |
| Pouze k ženám | Intercept | -0,82 | 0,32 | -2,56 | 0,010 | 0,44 | 0,24 | 0,82 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -1,32 | 0,186 | 0,99 | 0,96 | 1,01 |
| | Starší sourozenci | -0,06 | 0,13 | -0,45 | 0,653 | 0,94 | 0,72 | 1,23 |
| | Sourozenci celkem | -0,13 | 0,11 | -0,01 | 0,995 | 1,00 | 0,80 | 1,25 |
| | Starší sestry | 0,20 | 0,18 | 1,11 | 0,265 | 1,22 | 0,86 | 1,75 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); CI (interval spolehlivosti); efekt starších bratrů je vyjádřen počtem starších sourozenců

5.6. Rukovost

5.6.1. Sebeidentifikovaná sexuální orientace

Výsledky multinomiálních logistických regresí pro zjištění rukovosti na základě sebeidentifikované sexuální orientace jsou uvedeny v tabulce 9 pro mužský podsoubor a v tabulce 10 pro ženský podsoubor. Jako závislá proměnná byla použita sebeidentifikovaná sexuální orientace a jako prediktory byly použity věk a rukovost, která byla pro tyto účely převedena do kategorií „extrémní levorukost“, „levorukost“, „ambidextrie“, „pravorukost“ a „extrémní pravorukost“ (viz výše). Všechny sexuální orientace byly porovnávány s heterosexuální a referenční kategorie rukovosti byla „pravorukost“. Kvůli nízkému počtu sebeidentifikovaných asexuálních mužů v některých kategoriích rukovosti byli asexuální muži z této části analýzy vyřazeni.

Signifikantní rozdíly rukovosti na základě sebeidentifikované sexuální orientace byly nalezeny v mužském i ženském podsouboru. Z predikcí multinomiální logistické regrese vyplývá, že ambidextrie zvyšovala u mužů 1,70krát pravděpodobnost bisexuality (OR = 1,70; $p = 0,011$), 1,41krát pravděpodobnost homosexuality (OR = 1,41; $p = 0,025$) a 4,26krát pravděpodobnost pansexuality (OR = 4,26; $p < 0,001$). Dále bylo zjištěno, že extrémní pravorukost zvyšovala 1,54krát pravděpodobnost homosexuality (OR = 1,54; $p < 0,001$) u mužů.

V ženském podsouboru bylo zjištěno, že ambidextrie zvyšovala 2,17krát pravděpodobnost asexuality (OR = 2,17; $p < 0,001$), 1,67krát pravděpodobnost bisexuality (OR = 1,67; $p < 0,001$) a 2,09krát pravděpodobnost pansexuality (OR = 2,09; $p < 0,001$) u žen.

Tabulka 9 - Výsledky multinomiální logistické regrese na rukovost u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|-------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | 95% CI | |
| | | | | | | | spodní | horní |
| Bisexuální | Intercept | -0,86 | 0,25 | -3,49 | <0,001 | 0,42 | 0,26 | 0,68 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -0,56 | 0,574 | 1,00 | 0,98 | 1,01 |
| | Extrémní levorukost | 0,52 | 0,46 | 1,13 | 0,256 | 1,69 | 0,68 | 4,16 |
| | Levorukost | 0,25 | 0,28 | 0,91 | 0,365 | 1,28 | 0,75 | 2,20 |
| | Ambidextrie | 0,53 | 0,21 | 2,56 | 0,011 | 1,70 | 1,13 | 2,54 |
| | Extrémní pravorukost | 0,28 | 0,17 | 1,62 | 0,105 | 1,32 | 0,94 | 1,84 |
| Homosexuální | Intercept | 0,04 | 0,17 | 0,25 | 0,800 | 1,04 | 0,75 | 1,44 |
| | Věk | 0,01 | 0,01 | 2,53 | 0,011 | 1,01 | 1,00 | 1,03 |
| | Extrémní levorukost | 0,55 | 0,33 | 1,66 | 0,097 | 1,73 | 0,91 | 3,30 |
| | Levorukost | 0,11 | 0,20 | 0,56 | 0,578 | 1,12 | 0,76 | 1,64 |
| | Ambidextrie | 0,34 | 0,15 | 2,24 | 0,025 | 1,41 | 1,04 | 1,89 |
| | Extrémní pravorukost | 0,43 | 0,12 | 3,76 | <0,001 | 1,54 | 1,23 | 1,93 |
| Pansexuální | Intercept | -1,74 | 0,60 | -2,92 | 0,004 | 0,18 | 0,05 | 0,57 |
| | Věk | -0,05 | 0,02 | -2,21 | 0,027 | 0,95 | 0,91 | 0,99 |
| | Extrémní levorukost | 0,62 | 1,06 | 0,58 | 0,563 | 1,85 | 0,23 | 14,92 |
| | Levorukost | 0,27 | 0,64 | 0,43 | 0,667 | 1,31 | 0,38 | 4,58 |
| | Ambidextrie | 1,45 | 0,35 | 4,08 | <0,001 | 4,26 | 2,12 | 8,54 |
| | Extrémní pravorukost | 0,45 | 0,39 | 1,18 | 0,239 | 1,57 | 0,74 | 3,35 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); CI (interval spolehlivosti)

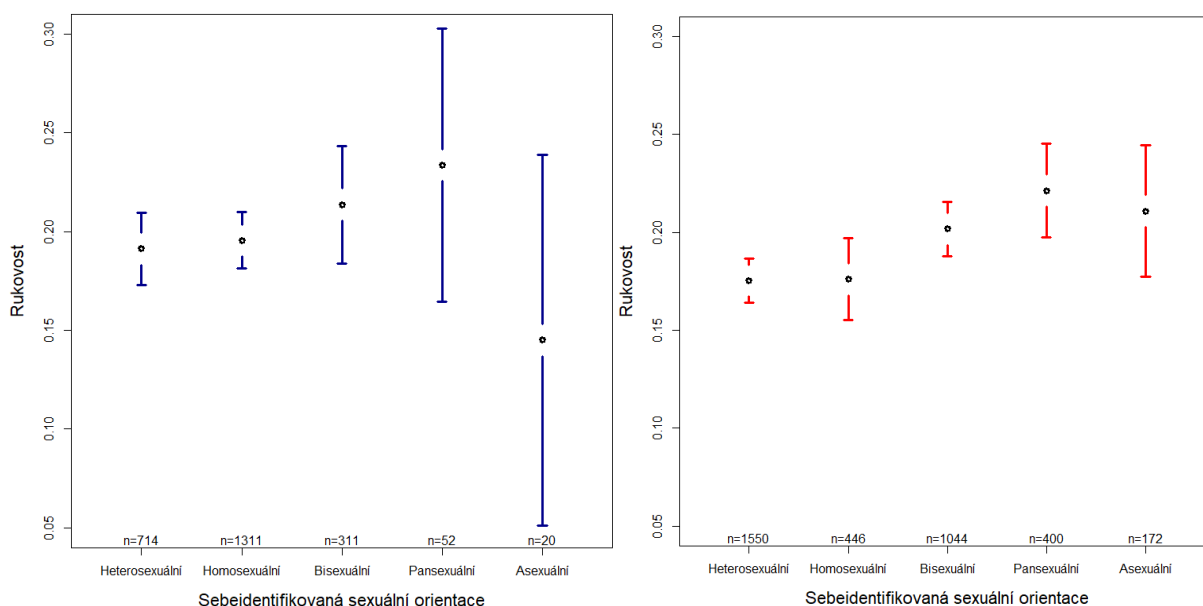
Tabulka 10 - Výsledky multinomiální logistické regrese na rukovost u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | 95% CI | |
|---------------------------------------|----------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|-------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | <i>p</i> | OR | spodní | horní |
| Asexuální | Intercept | 0,38 | 0,43 | 0,88 | 0,380 | 1,46 | 0,62 | 3,43 |
| | Věk | -0,11 | 0,02 | -5,96 | <0,001 | 0,89 | 0,86 | 0,93 |
| | Extrémní levorukost | -0,67 | 1,03 | -0,65 | 0,514 | 0,51 | 0,07 | 3,85 |
| | Levorukost | 0,13 | 0,37 | 0,35 | 0,726 | 1,14 | 0,55 | 2,35 |
| | Ambidextrie | 0,78 | 0,21 | 3,70 | <0,001 | 2,17 | 1,44 | 3,28 |
| | Extrémní pravorukost | -0,20 | 0,23 | -0,86 | 0,390 | 0,82 | 0,52 | 1,29 |
| Bisexuální | Intercept | 1,20 | 0,18 | 6,53 | <0,001 | 3,31 | 2,31 | 4,76 |
| | Věk | -0,07 | 0,01 | -9,11 | <0,001 | 0,93 | 0,92 | 0,95 |
| | Extrémní levorukost | 0,01 | 0,36 | 0,01 | 0,995 | 1,00 | 0,50 | 2,02 |
| | Levorukost | 0,04 | 0,19 | 0,22 | 0,829 | 1,04 | 0,72 | 1,52 |
| | Ambidextrie | 0,52 | 0,12 | 4,29 | <0,001 | 1,67 | 1,32 | 2,11 |
| | Extrémní pravorukost | -0,07 | 0,11 | -0,65 | 0,517 | 0,93 | 0,76 | 1,15 |
| Homosexuální | Intercept | -1,02 | 0,21 | -4,79 | <0,001 | 0,36 | 0,24 | 0,55 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -1,28 | 0,201 | 0,99 | 0,97 | 1,01 |
| | Extrémní levorukost | -0,19 | 0,50 | -0,38 | 0,705 | 0,83 | 0,31 | 2,21 |
| | Levorukost | -0,10 | 0,27 | -0,36 | 0,719 | 0,91 | 0,54 | 1,53 |
| | Ambidextrie | 0,26 | 0,16 | 1,60 | 0,109 | 1,30 | 0,94 | 1,79 |
| | Extrémní pravorukost | 0,05 | 0,13 | 0,40 | 0,691 | 1,05 | 0,81 | 1,37 |
| Pansexuální | Intercept | 0,52 | 0,27 | 1,88 | 0,060 | 1,68 | 0,98 | 2,87 |
| | Věk | -0,08 | 0,01 | -7,12 | <0,001 | 0,92 | 0,90 | 0,94 |
| | Extrémní levorukost | 0,66 | 0,41 | 1,61 | 0,107 | 1,93 | 0,87 | 4,28 |
| | Levorukost | 0,15 | 0,26 | 0,59 | 0,554 | 1,17 | 0,70 | 1,94 |
| | Ambidextrie | 0,74 | 0,15 | 4,80 | <0,001 | 2,09 | 1,55 | 2,83 |
| | Extrémní pravorukost | -0,16 | 0,16 | -1,04 | 0,299 | 0,85 | 0,62 | 1,16 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí)

Pro otestování rozdílů v rukovosti v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci na základě ordinální proměnné nabývající hodnot od 0 (pravorukost) do 1 (levorukost) byly následně provedeny Kruskal-Wallisovy testy, které zjistily signifikantní rozdíly v rukovosti pouze v ženském podsouboru ($H(4) = 39,20; p < 0,001$). Následné post-hoc Dunnovy testy s Bonferroniho korekcí zjistily vyšší nepravorukost oproti heterosexuálním ženám u bisexuálních ($d = 0,12; p < 0,001$), pansexuálních ($d = 0,20; p < 0,001$) a asexuálních ($d = 0,16; p = 0,008$) žen. Bylo také zjištěno, že pansexuální ženy byly více nepravoruké než homosexuální ženy ($d = 0,19; p = 0,001$). Výsledky jsou také zobrazeny v grafu č.2.

Graf č.2 – Rukovost podle sebeidentifikace u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty rukovosti a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly

5.6.2. Sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících

Výsledky multinomiálních logistických regresí pro zjištění rozdílů v rukovosti na základě sexuální přitažlivosti jsou uvedeny v tabulce 11 pro muže a v tabulce 12 pro ženy. Jako závislá proměnná byla použita sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících a jako prediktory byly použity věk a rukovost, která byla převedena do kategorií (viz výše). Jako referenční kategorie byly použity přitažlivost pouze k opačnému pohlaví a „pravorukost“.

V mužském podsouboru bylo zjištěno, že extrémní pravorukost zvyšovala 1,79krát pravděpodobnost přitažlivosti k ženám i mužům, tedy bisexuální přitažlivosti ($OR = 1,79; p = 0,014$), a zároveň extrémní pravorukost zvyšovala 1,54krát pravděpodobnost přitažlivosti pouze k mužům, tedy exkluzivně homosexuální přitažlivosti ($OR = 1,54; p < 0,001$). Dále bylo zjištěno, že ambidextrie zvyšovala 1,98krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům, tedy predominantně homosexuální přitažlivosti ($OR = 1,98; p < 0,001$).

U žen bylo zjištěno, že ambidextrie zvyšovala 1,63krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům, tedy predominantně heterosexuální přitažlivosti ($OR = 1,63; p < 0,001$), 2,17krát pravděpodobnost přitažlivosti k mužům i ženám, tedy bisexuální přitažlivosti ($OR = 2,17; p < 0,001$) a 1,92krát pravděpodobnost přitažlivosti pouze k ženám, tedy exkluzivně homosexuální přitažlivosti ($OR = 1,92; p < 0,001$).

Tabulka 11 - Výsledky multinomiální logistické regrese na rukovost u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|-----------------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|-------------|--|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | <i>p</i> | OR | spodní | horní | |
| Převážně k ženám | Intercept | -0,43 | 0,28 | -1,52 | 0,129 | 0,65 | 0,37 | 1,13 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -2,16 | 0,031 | 0,98 | 0,96 | 1,00 | |
| | Extrémní levorukost | -0,62 | 0,78 | -0,80 | 0,425 | 0,54 | 0,12 | 2,46 | |
| | Levorukost | 0,31 | 0,30 | 1,04 | 0,299 | 1,36 | 0,76 | 2,45 | |
| | Ambidextrie | 0,37 | 0,23 | 1,58 | 0,114 | 1,44 | 0,92 | 2,28 | |
| | Extrémní pravorukost | 0,01 | 0,20 | 0,04 | 0,972 | 1,01 | 0,69 | 1,48 | |
| K ženám i mužům | Intercept | -1,62 | 0,37 | -4,43 | <0,001 | 0,20 | 0,10 | 0,41 | |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | 0,84 | 0,403 | 0,99 | 0,97 | 1,01 | |
| | Extrémní levorukost | 0,24 | 0,78 | 0,30 | 0,762 | 1,27 | 0,27 | 5,89 | |
| | Levorukost | 0,57 | 0,38 | 1,48 | 0,140 | 1,76 | 0,83 | 3,74 | |
| | Ambidextrie | 0,54 | 0,31 | 1,77 | 0,077 | 1,72 | 0,94 | 3,15 | |
| | Extrémní pravorukost | 0,58 | 0,24 | 2,45 | 0,014 | 1,79 | 1,12 | 2,85 | |
| Převážně k mužům | Intercept | -0,31 | 0,25 | -1,22 | 0,221 | 0,73 | 0,45 | 1,21 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -2,04 | 0,042 | 0,98 | 0,96 | 1,00 | |
| | Extrémní levorukost | 0,77 | 0,45 | 1,72 | 0,086 | 2,16 | 0,90 | 5,21 | |
| | Levorukost | 0,10 | 0,30 | 0,35 | 0,726 | 1,11 | 0,62 | 1,98 | |
| | Ambidextrie | 0,68 | 0,20 | 3,38 | <0,001 | 1,98 | 1,33 | 2,94 | |
| | Extrémní pravorukost | 0,03 | 0,18 | 0,17 | 0,864 | 1,03 | 0,72 | 1,47 | |
| Pouze k mužům | Intercept | 0,12 | 0,18 | 0,68 | 0,495 | 1,13 | 0,80 | 1,60 | |
| | Věk | 0,01 | 0,01 | 1,95 | 0,051 | 1,01 | 1,00 | 1,02 | |
| | Extrémní levorukost | 0,61 | 0,36 | 1,70 | 0,089 | 1,83 | 0,91 | 3,68 | |
| | Levorukost | 0,14 | 0,21 | 0,65 | 0,517 | 1,15 | 0,76 | 1,74 | |
| | Ambidextrie | 0,30 | 0,16 | 1,84 | 0,066 | 1,35 | 0,98 | 1,86 | |
| | Extrémní pravorukost | 0,43 | 0,12 | 3,56 | <0,001 | 1,54 | 1,22 | 1,96 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí)

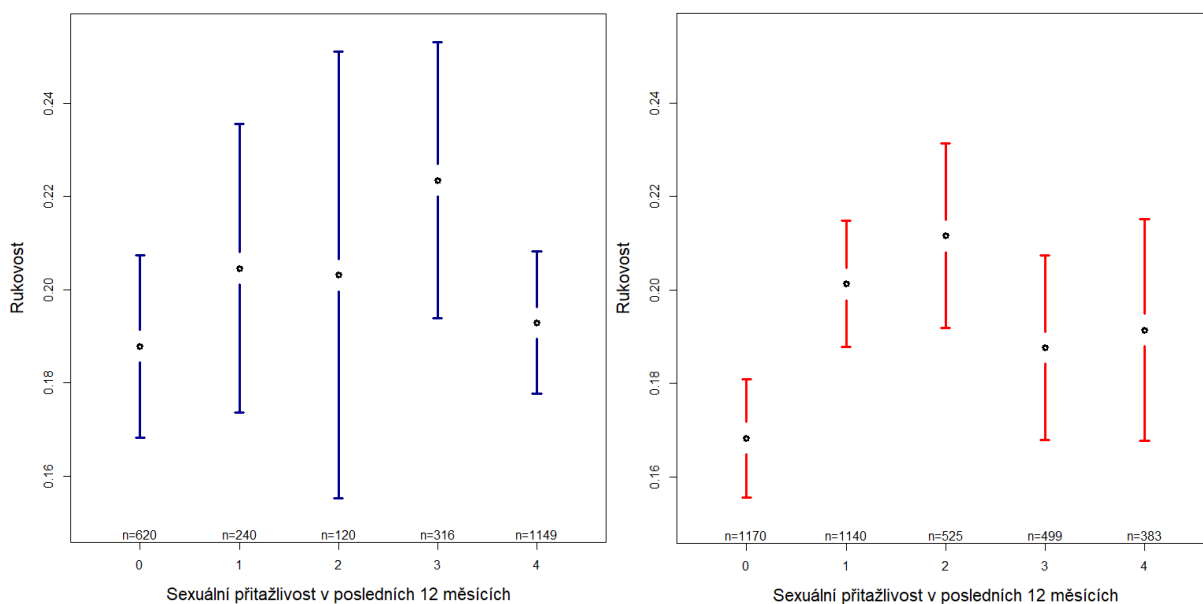
Následně byla rukovost testována v podobě ordinální proměnné v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících. Kruskal-Wallisovy testy odhalily signifikantní rozdíly u mužů ($H(4) = 14,47; p = 0,006$) i u žen ($H(4) = 37,10; p < 0,001$). Následné post-hoc Dunnovy testy zjistily vyšší nepravorukost u mužů s přitažlivostí převážně k mužům než u mužů s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,12; p = 0,003$). U žen byla zjištěno, že ženy s přitažlivostí převážně k mužům byly více nepravoruké než ženy s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,15; p < 0,001$). Také bylo zjištěno, že ženy s přitažlivostí k mužům i ženám byly více nepravoruké než ženy s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,19; p < 0,001$). Výsledky jsou také zobrazeny v grafu č.3.

Tabulka 12 - Výsledky multinomiální logistické regrese na rukovost u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | | 95% CI | |
|--------------------------------------|----------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|-------------|--|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní | |
| Převážně k mužům | Intercept | 1,51 | 0,18 | 8,28 | <0,001 | 4,51 | 3,16 | 6,44 | |
| | Věk | -0,06 | 0,01 | -8,74 | <0,001 | 0,94 | 0,93 | 0,95 | |
| | Extrémní levorukost | 0,23 | 0,33 | 0,70 | 0,486 | 1,26 | 0,66 | 2,40 | |
| | Levorukost | -0,08 | 0,21 | -0,39 | 0,693 | 0,92 | 0,62 | 1,38 | |
| | Ambidextrie | 0,49 | 0,13 | 3,78 | <0,001 | 1,63 | 1,26 | 2,10 | |
| | Extrémní pravorukost | -0,21 | 0,11 | -1,94 | 0,053 | 0,81 | 0,65 | 1,00 | |
| K mužům i ženám | Intercept | 1,58 | 0,26 | 6,06 | <0,001 | 4,87 | 2,92 | 8,13 | |
| | Věk | -0,10 | 0,01 | -9,45 | <0,001 | 0,90 | 0,88 | 0,92 | |
| | Extrémní levorukost | -0,83 | 0,63 | -1,31 | 0,190 | 0,44 | 0,13 | 1,51 | |
| | Levorukost | 0,31 | 0,24 | 1,30 | 0,193 | 1,37 | 0,85 | 2,18 | |
| | Ambidextrie | 0,77 | 0,15 | 5,07 | <0,001 | 2,17 | 1,61 | 2,92 | |
| | Extrémní pravorukost | -0,07 | 0,14 | -0,52 | 0,604 | 0,93 | 0,70 | 1,23 | |
| Převážně k ženám | Intercept | 1,02 | 0,25 | 4,14 | <0,001 | 2,78 | 1,71 | 4,52 | |
| | Věk | -0,08 | 0,01 | -7,44 | <0,001 | 0,93 | 0,91 | 0,95 | |
| | Extrémní levorukost | 0,26 | 0,40 | 0,65 | 0,513 | 1,30 | 0,59 | 2,87 | |
| | Levorukost | -0,32 | 0,28 | -1,12 | 0,261 | 0,73 | 0,42 | 1,27 | |
| | Ambidextrie | 0,24 | 0,17 | 1,41 | 0,157 | 1,27 | 0,91 | 1,76 | |
| | Extrémní pravorukost | -0,28 | 0,14 | -1,92 | 0,055 | 0,76 | 0,57 | 1,01 | |
| Pouze k ženám | Intercept | -0,74 | 0,23 | -3,17 | 0,002 | 0,48 | 0,30 | 0,75 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | 2,28 | 0,023 | 0,98 | 0,96 | 1,00 | |
| | Extrémní levorukost | -0,24 | 0,56 | -0,43 | 0,668 | 0,79 | 0,26 | 2,35 | |
| | Levorukost | 0,25 | 0,27 | 0,92 | 0,355 | 1,29 | 0,75 | 2,20 | |
| | Ambidextrie | 0,65 | 0,17 | 3,81 | <0,001 | 1,92 | 1,37 | 2,69 | |
| | Extrémní pravorukost | 0,19 | 0,15 | 1,32 | 0,188 | 1,21 | 0,91 | 1,61 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí)

Graf č.3 – Rukovost podle sexuální přitažlivosti u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty rukovosti a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly. 0 = pouze opačné pohlaví; 4 = pouze stejné pohlaví

5.7. Familialita

5.7.1. Sebeidentifikovaná sexuální orientace

Výsledky multinomiálních logistických regresí na familialitu v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci u mužů jsou znázorněny v tabulce 13 pro maternální stranu rodiny a v tabulce 14 pro paternální stranu rodiny. Jako závislá proměnná byla použita sebeidentifikovaná sexuální orientace a jako prediktory věk, počet neheterosexuálních strýců, tet, bratranců a sestřenic z maternální a posléze paternální strany. Dalším prediktorem byl celkový počet strýců, tet, bratranců a sestřenic všech sexuálních orientací, nejprve pro maternální, a poté i paternální stranu. Všechny kategorie sexuální orientace byly porovnávány s heterosexuální.

V maternální straně rodiny u mužů bylo zjištěno, že neheterosexuální bratraci zvyšovali 4,70krát pravděpodobnost mužské asexuality ($OR = 4,70; p = 0,011$), 3,82krát pravděpodobnost bisexuality ($OR = 3,82; p < 0,001$) a 2,31krát pravděpodobnost homosexuality ($OR = 2,31; p = 0,002$). Neheterosexuální strýcové zvyšovali 7,77krát pravděpodobnost mužské bisexuality ($OR = 7,77; p = 0,001$) a 7,44krát pravděpodobnost homosexuality ($OR = 7,44; p < 0,001$). Dále se ukázalo, že neheterosexuální sestřenice zvyšovaly 2,12krát pravděpodobnost mužské bisexuality ($OR = 2,12; p = 0,011$), 1,77krát pravděpodobnost homosexuality ($OR = 1,77; p = 0,020$) a 4,38krát pravděpodobnost pansexualitu ($OR = 4,38; p < 0,001$).

V paternální straně rodiny u mužů bylo zjištěno, že neheterosexuální sestřenice zvyšovaly 3,93krát pravděpodobnost asexuality (OR = 3,93; $p = 0,017$). Dále bylo zjištěno, že neheterosexuální bratřenci zvyšovali 2,25krát pravděpodobnost bisexualitu (OR = 2,25; $p = 0,003$) a 1,99krát pravděpodobnost homosexuality (OR = 1,99; $p = 0,005$). Neheterosexuální strýcové dále zvyšovali 3,92krát pravděpodobnost mužské bisexualitu (OR = 3,92; $p = 0,008$).

Tabulka 13 - Výsledky multinomiální logistické regrese na maternální familiaritu u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-----------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|--------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | 95% CI | |
| | | | | | | | | spodní | horní |
| Asexuální | Intercept | | -1,71 | 1,02 | -1,68 | 0,094 | 0,18 | 0,02 | 1,34 |
| | Věk | | -0,07 | 0,04 | -1,85 | 0,065 | 0,93 | 0,86 | 1,00 |
| | Strýcové | | - | - | - | - | - | - | - |
| | Tety | | - | - | - | - | - | - | - |
| | Bratřenci | | 1,55 | 0,61 | 2,55 | 0,011 | 4,70 | 1,43 | 15,47 |
| | Sestřenice | | 0,57 | 0,80 | 0,71 | 0,478 | 1,76 | 0,37 | 8,40 |
| | Všichni příbuzní | | -0,02 | 0,07 | -0,31 | 0,758 | 0,98 | 0,86 | 1,12 |
| Bisexuální | Intercept | | -8,33 | 0,25 | -3,31 | <0,001 | 0,43 | 0,27 | 0,71 |
| | Věk | | -0,00 | 0,01 | -0,39 | 0,695 | 1,00 | 0,98 | 1,01 |
| | Strýcové | | 2,05 | 0,63 | 3,28 | 0,001 | 7,77 | 2,28 | 26,48 |
| | Tety | | 0,56 | 0,73 | 0,76 | 0,446 | 1,75 | 0,42 | 7,30 |
| | Bratřenci | | 1,34 | 0,30 | 4,41 | <0,001 | 3,82 | 2,11 | 6,94 |
| | Sestřenice | | 0,75 | 0,29 | 2,55 | 0,011 | 2,12 | 1,19 | 3,76 |
| | Všichni příbuzní | | -0,01 | 0,02 | -0,61 | 0,543 | 0,99 | 0,95 | 1,03 |
| Homosexuální | Intercept | | -0,04 | 0,17 | -0,21 | 0,834 | 0,97 | 0,69 | 1,35 |
| | Věk | | 0,02 | 0,01 | 2,99 | 0,003 | 1,02 | 1,01 | 1,03 |
| | Strýcové | | 2,01 | 0,59 | 3,38 | <0,001 | 7,44 | 2,33 | 23,78 |
| | Tety | | 0,85 | 0,62 | 1,37 | 0,171 | 2,35 | 0,69 | 7,99 |
| | Bratřenci | | 0,84 | 0,27 | 3,07 | 0,002 | 2,31 | 1,35 | 3,93 |
| | Sestřenice | | 0,57 | 0,25 | 2,33 | 0,020 | 1,77 | 1,09 | 2,86 |
| | Všichni příbuzní | | 0,02 | 0,01 | 1,40 | 0,162 | 1,02 | 0,99 | 1,04 |
| Pansexuální | Intercept | | -1,37 | 0,60 | -2,30 | 0,021 | 0,25 | 0,08 | 0,82 |
| | Věk | | -0,05 | 0,02 | -2,15 | 0,032 | 0,95 | 0,91 | 1,00 |
| | Strýcové | | 1,51 | 1,14 | 1,33 | 0,185 | 4,51 | 0,49 | 41,70 |
| | Tety | | 0,52 | 1,04 | 0,49 | 0,621 | 1,67 | 0,22 | 12,90 |
| | Bratřenci | | -0,49 | 1,09 | -0,45 | 0,652 | 0,61 | 0,07 | 5,18 |
| | Sestřenice | | 1,48 | 0,40 | 3,70 | <0,001 | 4,38 | 2,00 | 9,56 |
| | Všichni příbuzní | | -0,02 | 0,04 | -0,50 | 0,615 | 0,98 | 0,90 | 1,06 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na maternální straně)

Tabulka 14 - Výsledky multinomiální logistické regrese na paternální familialitu u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | 95% CI | |
|---------------------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|--------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní |
| Asexuální | Intercept | -2,25 | 1,01 | -2,23 | 0,026 | 0,11 | 0,01 | 0,76 |
| | Věk | -0,06 | 0,04 | -1,51 | 0,132 | 0,94 | 0,87 | 1,02 |
| | Strýcové | - | - | - | - | - | - | - |
| | Tety | - | - | - | - | - | - | - |
| | Bratraci | 0,67 | 0,49 | 1,37 | 0,172 | 0,95 | 0,75 | 5,11 |
| | Sestřenice | 1,37 | 0,57 | 2,39 | 0,017 | 3,93 | 1,28 | 12,10 |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,06 | -0,07 | 1,000 | 1,00 | 0,89 | 1,12 |
| Bisexuální | Intercept | -0,81 | 0,25 | -3,27 | 0,001 | 0,44 | 0,27 | 0,72 |
| | Věk | -0,00 | 0,01 | -0,28 | 0,779 | 1,00 | 0,98 | 1,01 |
| | Strýcové | 1,37 | 0,52 | 2,64 | 0,008 | 3,92 | 1,42 | 10,78 |
| | Tety | -0,94 | 0,68 | -1,38 | 0,168 | 0,39 | 0,10 | 1,49 |
| | Bratraci | 0,81 | 0,27 | 3,01 | 0,003 | 2,25 | 1,33 | 3,80 |
| | Sestřenice | 0,34 | 0,28 | 1,19 | 0,235 | 1,40 | 0,80 | 2,44 |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,02 | -0,44 | 0,658 | 0,99 | 0,96 | 1,02 |
| Homosexuální | Intercept | 0,10 | 0,17 | 0,59 | 0,556 | 1,10 | 0,79 | 1,53 |
| | Věk | 0,02 | 0,01 | 2,97 | 0,003 | 1,02 | 1,01 | 1,03 |
| | Strýcové | 0,47 | 0,48 | 0,96 | 0,336 | 1,59 | 0,62 | 4,11 |
| | Tety | -0,07 | 0,39 | -0,18 | 0,857 | 0,93 | 0,44 | 1,99 |
| | Bratraci | 0,69 | 0,24 | 2,82 | 0,005 | 1,99 | 1,23 | 3,20 |
| | Sestřenice | 0,24 | 0,22 | 1,08 | 0,279 | 1,27 | 0,82 | 1,95 |
| | Všichni příbuzní | -0,00 | 0,01 | -0,29 | 0,768 | 1,00 | 0,97 | 1,02 |
| Pansexuální | Intercept | -1,07 | 0,59 | -1,82 | 0,069 | 0,34 | 0,11 | 1,09 |
| | Věk | -0,05 | 0,02 | -2,30 | 0,021 | 0,95 | 0,91 | 0,99 |
| | Strýcové | - | - | - | - | - | - | - |
| | Tety | 0,26 | 0,83 | 0,32 | 0,751 | 1,30 | 0,26 | 6,60 |
| | Bratraci | -0,30 | 1,00 | -0,30 | 0,767 | 0,74 | 0,10 | 5,32 |
| | Sestřenice | 0,87 | 0,48 | 1,82 | 0,070 | 2,39 | 0,93 | 6,13 |
| | Všichni příbuzní | -0,06 | 0,04 | -1,26 | 0,209 | 0,95 | 0,87 | 1,03 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na paternální straně)

Výsledky multinomiálních logistických regresí na familialitu v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci u žen jsou znázorněny v tabulce 15 pro maternální příbuzenstvo a v tabulce 16 pro paternální příbuzenstvo. Závislá proměnná a prediktory byly použity podle stejného postupu jako výše a všechny kategorie sexuální orientace byly porovnávány s heterosexualitou.

V maternální straně rodiny u žen bylo zjištěno, že neheterosexuální sestřenice zvyšovaly 2,21krát pravděpodobnost ženské bisexuality (OR = 2,21; $p < 0,001$) a 2,13krát pravděpodobnost pansexuality (OR = 2,13; $p < 0,001$). Dále bylo zjištěno, že neheterosexuální

strýcové zvyšovali 1,94krát pravděpodobnost ženské bisexuality (OR = 1,94; $p = 0,020$) a neheterosexuální tety zvyšovaly 2,57krát pravděpodobnost ženské pansexuality (OR = 2,57; $p = 0,013$).

V paternální straně rodiny bylo zjištěno, že neheterosexuální tety zvyšovaly 2,20krát pravděpodobnost ženské pansexuality (OR = 2,20; $p = 0,032$).

Tabulka 15 - Výsledky multinomiální logistické regrese na maternální familialitu u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | 95% CI | |
|---------------------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|-------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní |
| Asexuální | Intercept | 0,74 | 0,45 | 1,65 | 0,098 | 2,10 | 0,87 | 5,08 |
| | Věk | -0,12 | 0,02 | -6,04 | <0,001 | 0,89 | 0,86 | 0,92 |
| | Strýcové | 0,49 | 0,54 | 0,91 | 0,363 | 1,64 | 0,57 | 4,72 |
| | Tety | 0,11 | 0,73 | 0,15 | 0,884 | 1,11 | 0,27 | 4,67 |
| | Bratraci | 0,36 | 0,36 | 0,99 | 0,321 | 1,43 | 0,71 | 2,88 |
| | Sestřenice | -0,00 | 0,34 | -0,01 | 0,993 | 1,00 | 0,51 | 1,96 |
| | Všichni příbuzní | -0,06 | 0,03 | -2,26 | 0,024 | 0,94 | 0,89 | 0,99 |
| Bisexuální | Intercept | 1,21 | 0,19 | 6,39 | <0,001 | 3,37 | 2,32 | 4,88 |
| | Věk | -0,07 | 0,01 | -8,75 | <0,001 | 0,94 | 0,92 | 0,95 |
| | Strýcové | 0,67 | 0,29 | 2,33 | 0,020 | 1,94 | 1,11 | 3,40 |
| | Tety | 0,33 | 0,35 | 0,92 | 0,357 | 1,39 | 0,69 | 2,78 |
| | Bratraci | 0,03 | 0,20 | 0,16 | 0,872 | 1,03 | 0,70 | 1,51 |
| | Sestřenice | 0,79 | 0,14 | 5,71 | <0,001 | 2,21 | 1,68 | 2,89 |
| | Všichni příbuzní | -0,03 | 0,01 | -2,10 | 0,036 | 0,98 | 0,95 | 1,00 |
| Homosexuální | Intercept | -1,05 | 0,22 | -4,80 | <0,001 | 0,35 | 0,23 | 0,54 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -0,88 | 0,378 | 0,99 | 0,98 | 1,01 |
| | Strýcové | 0,22 | 0,41 | 0,55 | 0,585 | 1,25 | 0,56 | 2,79 |
| | Tety | 0,31 | 0,47 | 0,66 | 0,507 | 1,37 | 0,54 | 3,46 |
| | Bratraci | 0,02 | 0,27 | 0,09 | 0,930 | 1,02 | 0,61 | 1,72 |
| | Sestřenice | 0,32 | 0,20 | 1,58 | 0,114 | 1,37 | 0,93 | 2,03 |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,02 | -0,68 | 0,497 | 0,99 | 0,96 | 1,02 |
| Pansexuální | Intercept | 0,62 | 0,28 | 2,17 | 0,030 | 1,85 | 1,06 | 3,22 |
| | Věk | -0,08 | 0,01 | -6,74 | <0,001 | 0,92 | 0,90 | 0,95 |
| | Strýcové | 0,38 | 0,39 | 0,97 | 0,332 | 1,47 | 0,68 | 3,18 |
| | Tety | 0,94 | 0,38 | 2,49 | 0,013 | 2,57 | 1,22 | 5,39 |
| | Bratraci | 0,34 | 0,24 | 1,42 | 0,156 | 1,40 | 0,88 | 2,23 |
| | Sestřenice | 0,75 | 0,18 | 4,31 | <0,001 | 2,13 | 1,51 | 3,00 |
| | Všichni příbuzní | -0,05 | 0,02 | -2,81 | 0,005 | 0,95 | 0,92 | 0,98 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na maternální straně)

Tabulka 16 - Výsledky multinomiální logistické regrese na paternální familialitu u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | 95% CI | |
|---------------------------------------|------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|
| Sexuální orientace (sebeidentifikace) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní |
| Asexuální | Intercept | 0,47 | 0,44 | 1,05 | 0,294 | 1,60 | 0,67 | 3,82 |
| | Věk | -0,11 | 0,02 | -5,79 | <0,001 | 0,89 | 0,86 | 0,93 |
| | Strýčové | 0,28 | 0,42 | 0,66 | 0,512 | 1,32 | 0,58 | 3,00 |
| | Tety | -0,25 | 0,75 | -0,34 | 0,736 | 0,78 | 0,18 | 3,40 |
| | Bratraci | 0,24 | 0,35 | 0,68 | 0,498 | 1,27 | 0,64 | 2,53 |
| | Sestřenice | 0,41 | 0,26 | 1,58 | 0,115 | 1,51 | 0,90 | 2,53 |
| | Všichni příbuzní | -0,03 | 0,02 | -1,06 | 0,289 | 0,98 | 0,93 | 1,02 |
| Bisexuální | Intercept | 1,26 | 0,19 | 6,69 | <0,001 | 3,51 | 2,43 | 5,08 |
| | Věk | -0,07 | 0,01 | -8,92 | <0,001 | 0,93 | 0,92 | 0,95 |
| | Strýčové | 0,37 | 0,27 | 1,36 | 0,175 | 1,45 | 0,85 | 2,48 |
| | Tety | 0,24 | 0,34 | 0,71 | 0,477 | 1,28 | 0,65 | 2,47 |
| | Bratraci | 0,05 | 0,22 | 0,23 | 0,816 | 1,05 | 0,69 | 1,60 |
| | Sestřenice | 0,10 | 0,16 | 0,62 | 0,538 | 1,10 | 0,81 | 1,51 |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,01 | -1,09 | 0,275 | 0,99 | 0,97 | 1,01 |
| Homosexuální | Intercept | -1,02 | 0,22 | -4,70 | <0,001 | 0,36 | 0,23 | 0,55 |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -0,85 | 0,398 | 0,99 | 0,98 | 1,01 |
| | Strýčové | 0,26 | 0,34 | 0,75 | 0,451 | 1,29 | 0,66 | 2,54 |
| | Tety | -0,01 | 0,50 | -0,01 | 0,988 | 0,99 | 0,37 | 2,64 |
| | Bratraci | 0,25 | 0,28 | 0,88 | 0,379 | 1,28 | 0,74 | 2,21 |
| | Sestřenice | -0,17 | 0,25 | -0,69 | 0,491 | 0,84 | 0,52 | 1,37 |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,01 | -1,06 | 0,291 | 0,99 | 0,96 | 1,01 |
| Pansexuální | Intercept | 0,52 | 0,28 | 1,87 | 0,061 | 1,69 | 0,98 | 2,91 |
| | Věk | -0,08 | 0,01 | -6,80 | <0,001 | 0,92 | 0,90 | 0,95 |
| | Strýčové | -0,06 | 0,42 | -0,14 | 0,888 | 0,94 | 0,41 | 2,16 |
| | Tety | 0,79 | 0,37 | 2,14 | 0,032 | 2,20 | 1,07 | 4,53 |
| | Bratraci | 0,28 | 0,25 | 1,12 | 0,263 | 1,32 | 0,81 | 2,17 |
| | Sestřenice | 0,29 | 0,20 | 1,44 | 0,149 | 1,33 | 0,90 | 1,96 |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,02 | -0,71 | 0,480 | 0,99 | 0,96 | 1,02 |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na paternální straně)

5.7.2. Sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících

Výsledky multinomiálních logistických regresí na familialitu v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících u mužů jsou znázorněny v tabulce 17 pro maternální příbuznost a v tabulce 18 pro paternální příbuznost. Jako závislá proměnná byla použita sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících a jako prediktory věk, počet neheterosexuálních strýců, tet, bratraců, sestřenic a celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací

v maternální a posléze paternální straně rodiny. Jako referenční kategorie sexuální přitažlivosti byla použita přitažlivost pouze k ženám (exkluzivně heterosexuální přitažlivost).

V maternální straně rodiny bylo zjištěno, že neheterosexuální bratřenci zvyšovali 2,30krát pravděpodobnost přitažlivosti k ženám i mužům (OR = 2,30; $p = 0,020$), 1,84krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům (OR = 1,84; $p = 0,044$) a 1,80krát pravděpodobnost přitažlivosti pouze k mužům (OR = 1,80; $p = 0,025$).

Tabulka 17 - Výsledky multinomiální logistické regrese na maternální familialitu u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|--------------|-------------|--------------|--|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | <i>p</i> | OR | spodní | horní | |
| Převážně k ženám | Intercept | -0,52 | 0,29 | -1,81 | 0,071 | 0,60 | 0,34 | 1,04 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,85 | 0,064 | 0,98 | 0,96 | 1,00 | |
| | Strýcové | 1,26 | 0,91 | 1,39 | 0,165 | 3,51 | 0,60 | 20,72 | |
| | Tety | 0,96 | 0,70 | 1,36 | 0,173 | 2,60 | 0,66 | 10,28 | |
| | Bratřenci | -0,02 | 0,43 | -0,04 | 0,967 | 0,98 | 0,42 | 2,30 | |
| | Sestřenice | 0,75 | 0,34 | 2,23 | 0,026 | 2,12 | 1,10 | 4,09 | |
| | Všichni příbuzní | 0,17 | 0,02 | 0,04 | 0,965 | 1,00 | 0,96 | 1,04 | |
| K ženám i mužům | Intercept | -1,57 | 0,37 | -4,26 | <0,001 | 0,21 | 0,10 | 0,43 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,25 | 0,213 | 0,98 | 0,96 | 1,01 | |
| | Strýcové | 2,69 | 0,77 | 3,50 | <0,001 | 14,69 | 3,26 | 66,23 | |
| | Tety | -0,10 | 1,08 | -0,09 | 0,927 | 0,91 | 0,11 | 7,52 | |
| | Bratřenci | 0,83 | 0,36 | 2,32 | 0,020 | 2,30 | 1,14 | 4,65 | |
| | Sestřenice | -0,12 | 0,53 | -0,22 | 0,823 | 0,89 | 0,32 | 2,49 | |
| | Všichni příbuzní | 0,06 | 0,02 | 2,84 | 0,004 | 1,06 | 1,02 | 1,10 | |
| Převážně k mužům | Intercept | -0,44 | 0,26 | -1,72 | 0,085 | 0,64 | 0,38 | 1,06 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,90 | 0,058 | 0,98 | 0,97 | 1,00 | |
| | Strýcové | 2,13 | 0,76 | 2,81 | 0,005 | 8,44 | 1,90 | 37,48 | |
| | Tety | 0,41 | 0,73 | 0,56 | 0,575 | 1,50 | 0,36 | 6,28 | |
| | Bratřenci | 0,61 | 0,30 | 2,02 | 0,044 | 1,84 | 1,02 | 3,33 | |
| | Sestřenice | 0,68 | 0,31 | 2,16 | 0,031 | 1,97 | 1,06 | 3,63 | |
| | Všichni příbuzní | 0,03 | 0,02 | 1,68 | 0,093 | 1,03 | 1,00 | 1,06 | |
| Pouze k mužům | Intercept | 0,04 | 0,18 | 0,20 | 0,845 | 1,04 | 0,73 | 1,48 | |
| | Věk | 0,02 | 0,01 | 2,55 | 0,011 | 1,02 | 1,00 | 1,03 | |
| | Strýcové | 2,24 | 0,72 | 3,11 | 0,002 | 9,43 | 2,29 | 38,76 | |
| | Tety | 0,67 | 0,62 | 1,08 | 0,282 | 1,95 | 0,58 | 6,63 | |
| | Bratřenci | 0,59 | 0,26 | 2,24 | 0,025 | 1,80 | 1,08 | 3,01 | |
| | Sestřenice | 0,72 | 0,27 | 2,69 | 0,007 | 2,05 | 1,21 | 3,46 | |
| | Všichni příbuzní | 0,01 | 0,01 | 0,92 | 0,357 | 1,01 | 0,99 | 1,04 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na maternální straně)

Neheterosexuální sestřenice zvyšovaly 2,12krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k ženám (OR = 2,12; $p = 0,026$), 1,97krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům (OR = 1,97; $p = 0,031$) a 2,05krát pravděpodobnost přitažlivosti pouze k mužům (OR = 2,05; $p = 0,007$). Dále bylo zjištěno, že neheterosexuální strýcové zvyšovali 14,69krát pravděpodobnost přitažlivosti k ženám i mužům (OR = 14,69; $p < 0,001$), 8,44krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům (OR = 8,44; $p = 0,005$) a 9,43krát pravděpodobnost přitažlivosti pouze k mužům (OR = 9,43; $p = 0,002$) (viz tabulka 17).

Tabulka 18 - Výsledky multinomiální logistické regrese na paternální familialitu u mužů

| Pohlaví | | Mužské | | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|--------------|--|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní | |
| Převážně k ženám | Intercept | -0,35 | 0,28 | -1,23 | 0,219 | 0,70 | 0,40 | 1,23 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,91 | 0,056 | 0,98 | 0,96 | 1,00 | |
| | Strýcové | 0,67 | 0,63 | 1,08 | 0,282 | 1,96 | 0,57 | 6,71 | |
| | Tety | 0,18 | 0,51 | 0,35 | 0,723 | 1,20 | 0,44 | 3,27 | |
| | Bratraci | 0,61 | 0,39 | 1,56 | 0,118 | 1,84 | 0,87 | 3,97 | |
| | Sestřenice | 0,63 | 0,32 | 1,95 | 0,051 | 1,87 | 1,00 | 3,51 | |
| | Všichni příbuzní | -0,04 | 0,02 | -1,74 | 0,081 | 0,96 | 0,92 | 1,00 | |
| K ženám i mužům | Intercept | -1,39 | 0,36 | -3,84 | <0,001 | 0,25 | 0,12 | 0,51 | |
| | Věk | -0,01 | 0,01 | -0,96 | 0,338 | 0,99 | 0,96 | 1,01 | |
| | Strýcové | 0,38 | 0,64 | 0,59 | 0,554 | 1,46 | 0,42 | 5,12 | |
| | Tety | 0,82 | 0,46 | 1,76 | 0,078 | 2,26 | 0,91 | 5,61 | |
| | Bratraci | 1,13 | 0,33 | 3,45 | <0,001 | 3,09 | 1,63 | 5,86 | |
| | Sestřenice | 0,32 | 0,36 | 0,89 | 0,371 | 1,38 | 0,68 | 2,82 | |
| | Všichni příbuzní | -0,00 | 0,02 | -0,06 | 0,951 | 1,00 | 0,95 | 1,05 | |
| Převážně k mužům | Intercept | -0,33 | 0,26 | -1,28 | 0,201 | 0,72 | 0,43 | 1,19 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,90 | 0,057 | 0,98 | 0,97 | 1,00 | |
| | Strýcové | 1,33 | 0,58 | 2,29 | 0,022 | 3,76 | 1,21 | 11,69 | |
| | Tety | -1,52 | 0,94 | -1,61 | 0,107 | 0,22 | 0,03 | 1,39 | |
| | Bratraci | 0,93 | 0,32 | 2,96 | 0,003 | 2,54 | 1,37 | 4,71 | |
| | Sestřenice | 0,38 | 0,31 | 1,23 | 0,219 | 1,46 | 0,80 | 2,69 | |
| | Všichni příbuzní | 0,01 | 0,02 | 0,48 | 0,632 | 1,01 | 0,98 | 1,04 | |
| Pouze k mužům | Intercept | 0,15 | 0,18 | 0,82 | 0,412 | 1,16 | 0,82 | 1,65 | |
| | Věk | 0,02 | 0,01 | 2,57 | 0,010 | 1,02 | 1,00 | 1,03 | |
| | Strýcové | 0,56 | 0,53 | 1,06 | 0,291 | 1,76 | 0,62 | 5,01 | |
| | Tety | -0,31 | 0,44 | -0,69 | 0,488 | 0,74 | 0,31 | 1,75 | |
| | Bratraci | 0,96 | 0,29 | 3,38 | <0,001 | 2,62 | 1,50 | 4,58 | |
| | Sestřenice | 0,41 | 0,25 | 1,65 | 0,098 | 1,51 | 0,93 | 2,46 | |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,01 | -0,66 | 0,508 | 0,99 | 0,97 | 1,02 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na paternální straně)

V paternální straně rodiny bylo u mužů zjištěno, že neheterosexuální bratraci zvyšovali 3,09krát pravděpodobnost přitažlivosti k ženám i mužům ($OR = 3,09; p < 0,001$), 2,54krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům ($OR = 2,54; p = 0,003$) a 2,62krát pravděpodobnost přitažlivosti pouze k mužům ($OR = 2,62; p < 0,001$). Dále bylo zjištěno, že neheterosexuální strýcové zvyšovali 3,76krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům ($OR = 3,76; p = 0,022$) (viz tabulka 18).

Výsledky multinomiálních logistických regresí na familialitu v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících u žen jsou znázorněny v tabulce 19 pro maternální stranu rodiny a v tabulce 20 pro paternální stranu rodiny. Prediktory byly počet neheterosexuálních strýců, tet, bratraců, sestřenic a celkový počet příbuzných (viz výše). Jako závislá proměnná byla použita sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících a přitažlivost pouze k mužům byla použita jako referenční kategorie.

V maternální linii bylo u žen zjištěno, že neheterosexuální sestřenice zvyšovaly 1,59krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům ($OR = 1,59; p = 0,003$), 2,45krát pravděpodobnost přitažlivosti k mužům i ženám ($OR = 2,45; p < 0,001$) a 1,93krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k ženám ($OR = 1,93; p < 0,001$) (viz tabulka 19).

V paternální linii bylo zjištěno, že neheterosexuální sestřenice zvyšovaly 1,61krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k mužům ($OR = 1,61; p = 0,009$) a 1,64krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k ženám ($OR = 1,64; p = 0,020$). Dále bylo zjištěno, že neheterosexuální strýcové zvyšovali 2,19krát pravděpodobnost přitažlivosti převážně k ženám ($OR = 2,19; p = 0,040$) (viz tabulka 20).

Tabulka 19 - Výsledky multinomiální logistické regrese na maternální familialitu u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|------------------|-------------|-------------|-------------|--|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní | |
| Převážně k mužům | Intercept | 1,53 | 0,19 | 8,20 | <0,001 | 4,61 | 3,20 | 6,65 | |
| | Věk | -0,06 | 0,01 | -8,67 | <0,001 | 0,94 | 0,93 | 0,95 | |
| | Strýcové | 0,14 | 0,30 | 0,46 | 0,643 | 1,15 | 0,63 | 2,09 | |
| | Tety | -0,23 | 0,35 | -0,67 | 0,502 | 0,79 | 0,40 | 1,57 | |
| | Bratraci | 0,07 | 0,20 | 0,36 | 0,718 | 1,08 | 0,72 | 1,61 | |
| | Sestřenice | 0,46 | 0,16 | 2,93 | 0,003 | 1,59 | 1,17 | 2,17 | |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,01 | -1,14 | 0,253 | 0,99 | 0,96 | 1,01 | |
| K mužům i ženám | Intercept | 1,72 | 0,27 | 6,38 | <0,001 | 5,56 | 3,28 | 9,42 | |
| | Věk | -0,10 | 0,01 | -9,23 | <0,001 | 0,90 | 0,88 | 0,92 | |
| | Strýcové | 0,54 | 0,34 | 1,61 | 0,107 | 1,72 | 0,89 | 3,32 | |
| | Tety | -0,37 | 0,45 | -0,83 | 0,406 | 0,69 | 0,29 | 1,65 | |
| | Bratraci | 0,03 | 0,25 | 0,14 | 0,891 | 1,03 | 0,64 | 1,69 | |
| | Sestřenice | 0,89 | 0,17 | 5,26 | <0,001 | 2,45 | 1,75 | 3,41 | |
| | Všichni příbuzní | -0,04 | 0,02 | -2,45 | 0,014 | 0,96 | 0,93 | 0,99 | |
| Převážně k ženám | Intercept | 0,94 | 0,25 | 3,72 | <0,001 | 2,57 | 1,56 | 4,22 | |
| | Věk | -0,07 | 0,01 | -7,35 | <0,001 | 0,93 | 0,91 | 0,95 | |
| | Strýcové | 0,56 | 0,33 | 1,68 | 0,092 | 1,75 | 0,91 | 3,34 | |
| | Tety | 0,07 | 0,38 | 0,18 | 0,857 | 1,07 | 0,50 | 2,28 | |
| | Bratraci | 0,13 | 0,24 | 0,54 | 0,587 | 1,14 | 0,71 | 1,82 | |
| | Sestřenice | 0,66 | 0,18 | 3,69 | <0,001 | 1,93 | 1,36 | 2,73 | |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,02 | -0,80 | 0,421 | 0,99 | 0,96 | 1,02 | |
| Pouze k ženám | Intercept | -0,70 | 0,24 | -2,94 | 0,003 | 0,49 | 0,31 | 0,79 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,89 | 0,059 | 0,98 | 0,97 | 1,00 | |
| | Strýcové | -0,49 | 0,54 | -0,91 | 0,361 | 0,61 | 0,21 | 1,76 | |
| | Tety | 0,33 | 0,41 | 0,80 | 0,426 | 1,39 | 0,62 | 3,14 | |
| | Bratraci | 0,12 | 0,30 | 0,00 | 0,998 | 1,00 | 0,56 | 1,79 | |
| | Sestřenice | 0,16 | 0,23 | 0,70 | 0,484 | 1,18 | 0,75 | 1,86 | |
| | Všichni příbuzní | 0,05 | 0,02 | 0,02 | 0,986 | 1,00 | 0,97 | 1,03 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na maternální straně)

Tabulka 20 - Výsledky multinomiální logistické regrese na paternální familialitu u žen

| Pohlaví | | Ženské | | | | | | 95% CI | |
|-----------------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|--|
| Sexuální orientace (přitažlivost) | Prediktor | Odhad | SE | Z | p | OR | spodní | horní | |
| Převážně k mužům | Intercept | 1,48 | 0,19 | 7,97 | <0,001 | 4,38 | 3,05 | 6,31 | |
| | Věk | -0,06 | 0,01 | -8,35 | <0,001 | 0,94 | 0,93 | 0,95 | |
| | Strýcové | 0,61 | 0,37 | 1,64 | 0,102 | 1,84 | 0,89 | 3,82 | |
| | Tety | 0,10 | 0,36 | 0,27 | 0,783 | 1,11 | 0,54 | 2,26 | |
| | Bratraci | 0,14 | 0,22 | 0,62 | 0,533 | 1,15 | 0,74 | 1,77 | |
| | Sestřenice | 0,48 | 0,18 | 2,61 | 0,009 | 1,61 | 1,13 | 2,31 | |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,01 | -1,36 | 0,172 | 0,99 | 0,96 | 1,01 | |
| K mužům i ženám | Intercept | 1,69 | 0,27 | 6,33 | <0,001 | 5,43 | 3,22 | 9,18 | |
| | Věk | -0,10 | 0,01 | -9,27 | <0,001 | 0,90 | 0,88 | 0,92 | |
| | Strýcové | 0,70 | 0,39 | 1,79 | 0,074 | 2,01 | 0,94 | 4,33 | |
| | Tety | 0,30 | 0,42 | 0,72 | 0,477 | 1,35 | 0,59 | 3,06 | |
| | Bratraci | 0,20 | 0,26 | 0,77 | 0,441 | 1,22 | 0,73 | 2,03 | |
| | Sestřenice | 0,40 | 0,22 | 1,83 | 0,068 | 1,49 | 0,97 | 2,28 | |
| | Všichni příbuzní | -0,02 | 0,01 | -1,28 | 0,199 | 0,98 | 0,95 | 1,01 | |
| Převážně k ženám | Intercept | 0,92 | 0,25 | 3,67 | <0,001 | 2,52 | 1,54 | 4,13 | |
| | Věk | -0,07 | 0,01 | -7,24 | <0,001 | 0,93 | 0,91 | 0,95 | |
| | Strýcové | 0,79 | 0,38 | 2,05 | 0,040 | 2,19 | 1,04 | 4,64 | |
| | Tety | 0,28 | 0,42 | 0,67 | 0,505 | 1,32 | 0,58 | 3,02 | |
| | Bratraci | 0,19 | 0,26 | 0,74 | 0,461 | 1,21 | 0,73 | 2,00 | |
| | Sestřenice | 0,50 | 0,21 | 2,32 | 0,020 | 1,64 | 1,08 | 2,50 | |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,01 | -0,55 | 0,528 | 0,99 | 0,97 | 1,02 | |
| Pouze k ženám | Intercept | -0,72 | 0,24 | -2,99 | 0,003 | 0,49 | 0,31 | 0,78 | |
| | Věk | -0,02 | 0,01 | -1,68 | 0,093 | 0,99 | 0,97 | 1,00 | |
| | Strýcové | 0,64 | 0,43 | 1,47 | 0,142 | 1,89 | 0,81 | 4,44 | |
| | Tety | 0,44 | 0,46 | 0,96 | 0,336 | 1,55 | 0,63 | 3,79 | |
| | Bratraci | -0,04 | 0,34 | -0,12 | 0,907 | 0,96 | 0,50 | 1,86 | |
| | Sestřenice | 0,18 | 0,27 | 0,64 | 0,519 | 1,19 | 0,70 | 2,04 | |
| | Všichni příbuzní | -0,01 | 0,02 | -0,86 | 0,391 | 0,99 | 0,96 | 1,02 | |

Poznámka: SE (standard error = standardní chyba odhadu); Z (lineární kombinace nezávislých proměnných a jejich koeficientů); OR (odds ratio = poměr šancí); Všichni příbuzní (celkový počet příbuzných všech sexuálních orientací na paternální straně)

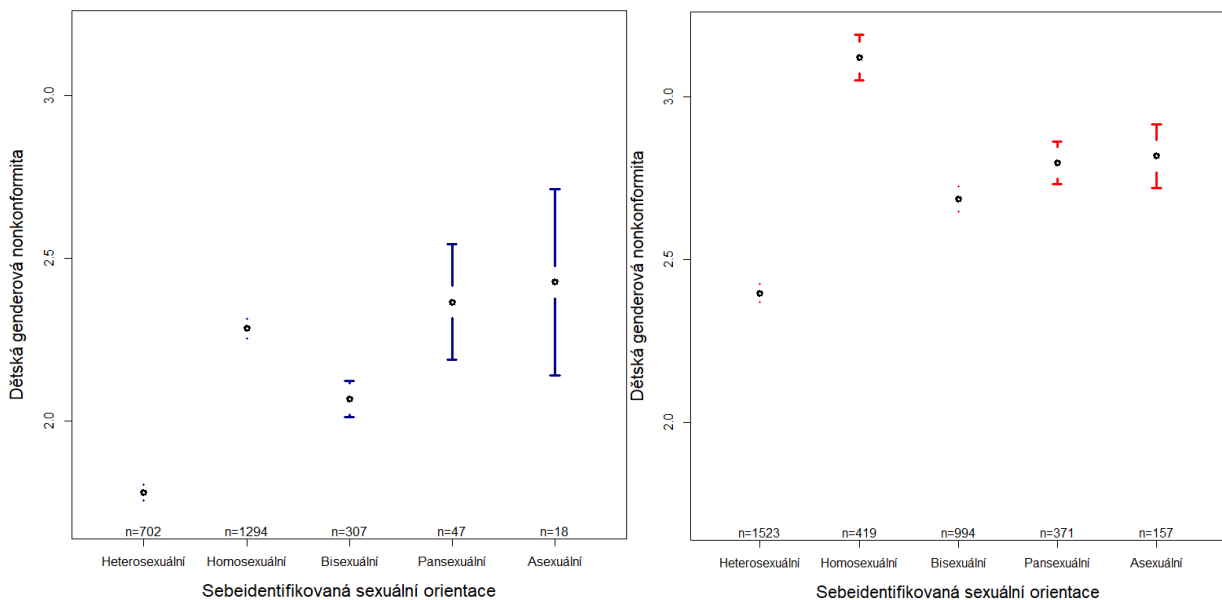
5.8. Dětská genderová nonkonformita

5.8.1. Dětská genderová nonkonformita podle sebeidentifikace

Pomocí neparametrického Kruskal-Wallisova testu byla testována dětská genderová nonkonformita u mužů a žen různých sexuálních orientací. Signifikantní rozdíly byly nalezeny u mužů ($H(4) = 487,51$; $p < 0,001$) i žen ($H(4) = 442,42$; $p < 0,001$). Následné post-hoc Dunnovy testy s Bonferroniho korekcí zjistily vyšší genderovou nonkonformitu u homosexuálních mužů než u heterosexuálních ($d = 1,14$; $p < 0,001$) a bisexuálních mužů ($d =$

0,42; $p < 0,001$). Pansexuální muži měli vyšší genderovou nonkonformitu než heterosexuální ($d = 1,20$; $p < 0,001$) a bisexuální muži ($d = 0,54$; $p = 0,004$). Asexuální muži měli vyšší genderovou nonkonformitu než heterosexuální muži ($d = 1,39$; $p < 0,001$). Také byla nalezena vyšší genderová nonkonformita u bisexuálních mužů oproti heterosexuálním mužům ($d = 0,68$; $p < 0,001$). V ženském podsouboru bylo zjištěno, že homosexuální ženy měly vyšší genderovou nonkonformitu než heterosexuální ($d = 1,12$; $p < 0,001$), bisexuální ($d = 0,64$; $p < 0,001$), pansexuální ($d = 0,47$; $p < 0,001$) a asexuální ženy ($d = 0,45$; $p = 0,001$). Pansexuální ženy měly vyšší genderovou nonkonformitu než heterosexuální ($d = 0,68$; $p < 0,001$) a bisexuální ženy ($d = 0,18$; $p = 0,015$). Dále bylo zjištěno, že asexuální ženy měly vyšší genderovou nonkonformitu než heterosexuální ženy ($d = 0,72$; $p < 0,001$). Výsledky jsou také znázorněny v grafu č.4.

Graf č.4 – Dětská genderová nonkonformita podle sebeidentifikace u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



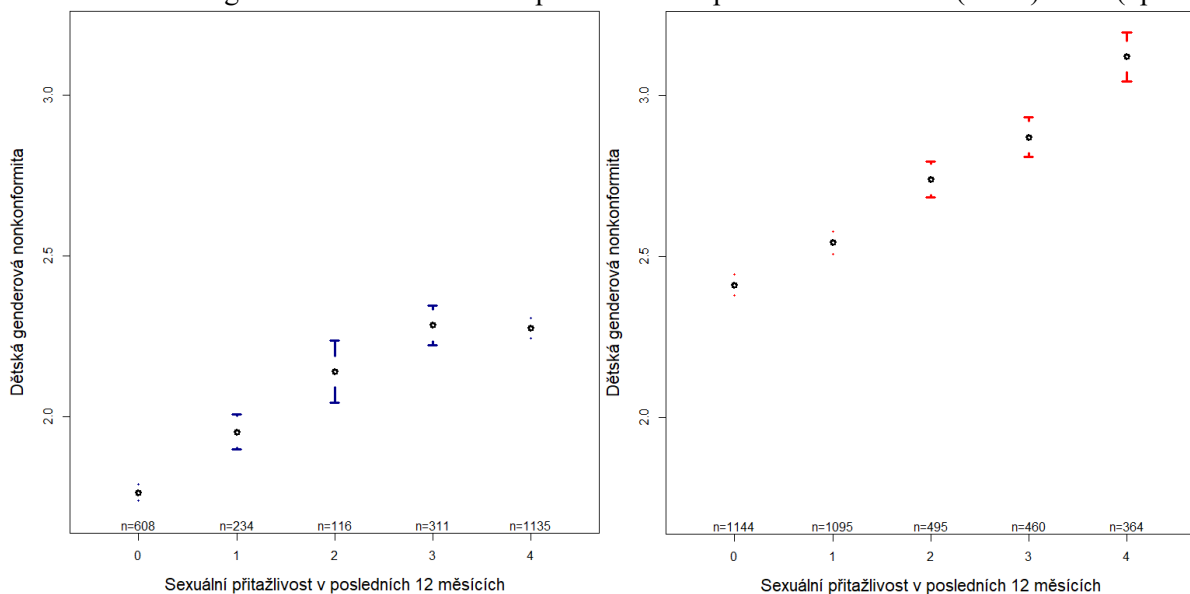
Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty dětské genderové nonkonformity a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly

5.8.2. Dětská genderová nonkonformita podle sexuální přitažlivosti

Kruskal-Wallisovy testy zjistily signifikantní rozdíly u mužů ($H(4) = 488,23$; $p < 0,001$) i u žen ($H(4) = 391,45$; $p < 0,001$). Následné post-hoc Dunnovy testy zjistily vyšší genderovou nonkonformitu u mužů s přitažlivostí pouze k mužům oproti mužům s přitažlivostí pouze k ženám ($d = 1,16$; $p < 0,001$), převážně k ženám ($d = 0,67$; $p < 0,001$) a k ženám i mužům ($d = 0,26$; $p < 0,024$). Muži s přitažlivostí převážně k mužům vykazovali vyšší genderovou nonkonformitu než muži s přitažlivostí pouze k ženám ($d = 1,14$; $p < 0,001$) a převážně k ženám ($d = 0,67$; $p < 0,001$). Muži s přitažlivostí k ženám i mužům měli vyšší genderovou nonkonformitu než muži s přitažlivostí pouze k ženám ($d = 0,86$; $p < 0,001$) a převážně k ženám

($d = 0,39$; $p = 0,007$). Bylo také zjištěno, že muži s přitažlivostí převážně k ženám měli vyšší genderovou nonkonformitu než muži s přitažlivostí pouze k ženám ($d = 0,49$; $p < 0,001$). Ženy s přitažlivostí pouze k ženám vykazovaly vyšší genderovou nonkonformitu oproti ženám s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 1,08$; $p < 0,001$), převážně k mužům ($d = 0,86$; $p < 0,001$), k mužům i ženám ($d = 0,56$; $p < 0,001$), a převážně k ženám ($d = 0,36$; $p < 0,001$). Ženy s přitažlivostí převážně k ženám měly vyšší genderovou nonkonformitu než ženy s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,74$; $p < 0,001$) a převážně k mužům ($d = 0,52$; $p < 0,001$). Ženy s přitažlivostí k mužům i k ženám vykazovaly vyšší genderovou nonkonformitu oproti ženám s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,55$; $p < 0,001$) a převážně k mužům ($d = 0,32$; $p < 0,001$). Bylo také zjištěno, že ženy s přitažlivostí převážně k mužům měly vyšší genderovou nonkonformitu než ženy s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,23$; $p < 0,001$). Výsledky jsou vyobrazeny v grafu č.5.

Graf č.5 – Dětská genderová nonkonformita podle sexuální přitažlivosti u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty dětské genderové nonkonformity a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly. 0 = pouze opačné pohlaví; 4 = pouze stejné pohlaví

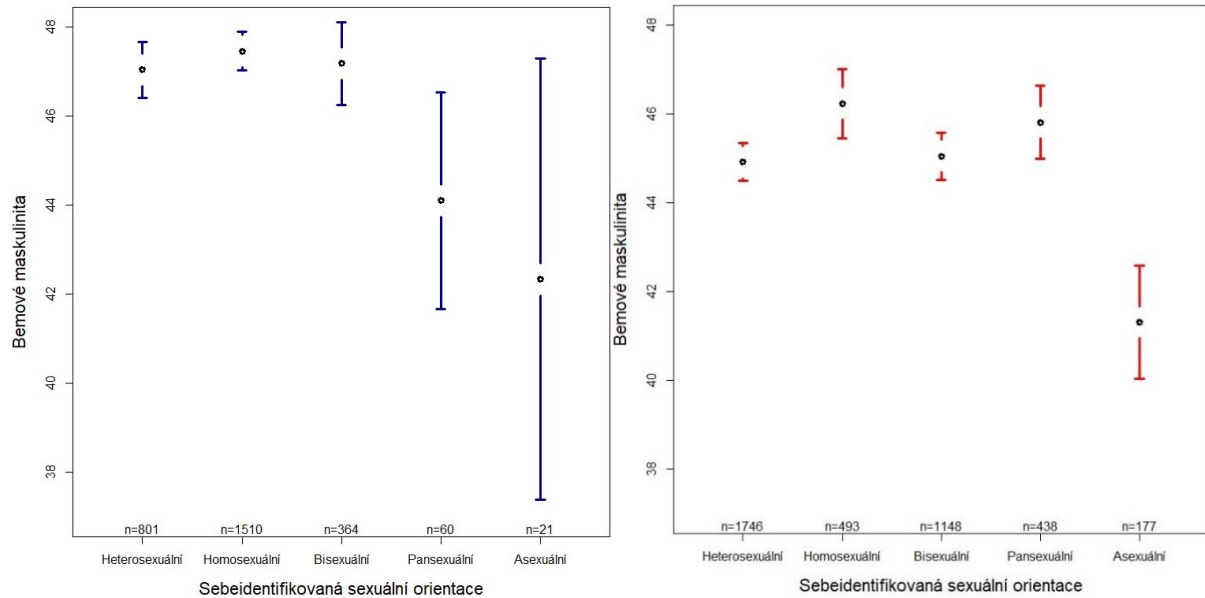
5.9. Bemové maskulinita

5.9.1. Bemové maskulinita podle sebeidentifikace

Kruskal-Wallisovy testy byly použity pro zjištění rozdílů v Bemové maskulinitě mezi muži a ženami různých sexuálních orientací. Signifikantní rozdíly byly nalezeny u mužů ($H(4) = 14,26$; $p = 0,007$) i u žen ($H(4) = 44,23$; $p < 0,001$). Dunnovy post-hoc testy odhalily, že

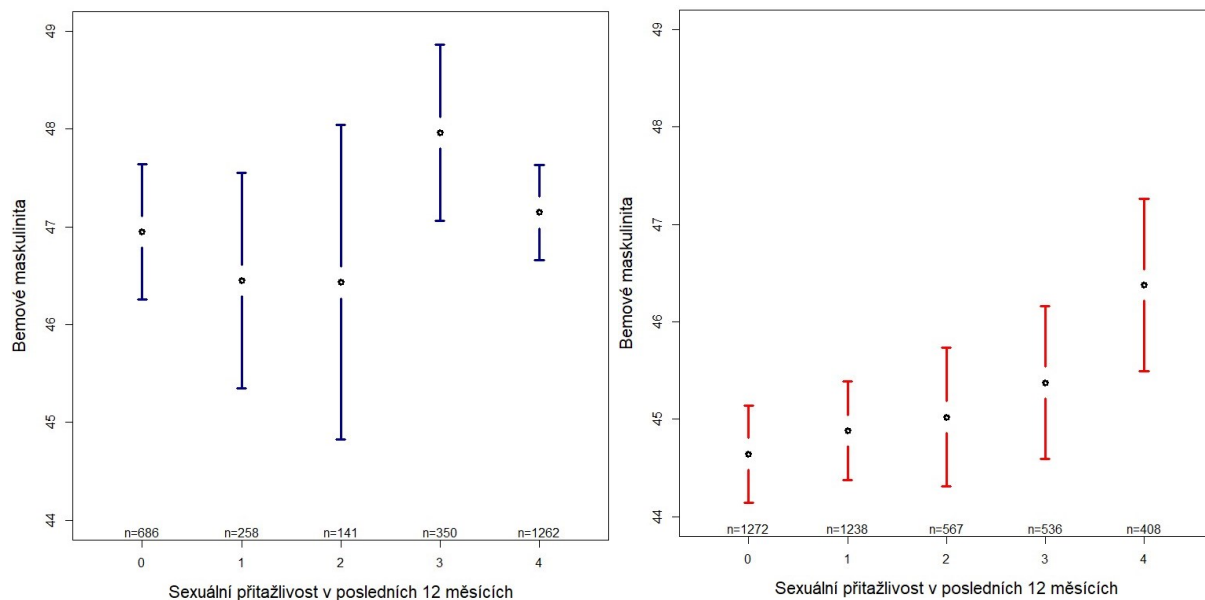
asexuální ženy měly nižší Bemové maskulinitu než heterosexuální ($d = 0,41$; $p < 0,001$), homosexuální ($d = 0,57$; $p < 0,001$), bisexuální ($d = 0,42$; $p < 0,001$) a pansexuální ženy ($d = 0,52$; $p < 0,001$). U mužů žádné post-hoc srovnání nepřineslo signifikantní výsledky. Výsledky jsou také zobrazeny v grafu č.6.

Graf č.6 – Bemové maskulinita podle sebeidentifikace u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty Bemové maskulinity a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly.

Graf č.7 – Bemové maskulinita podle sexuální přitažlivosti u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty Bemové maskulinity a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly. 0 = pouze opačné pohlaví; 4 = pouze stejné pohlaví

5.9.2. Bemové maskulinita podle sexuální přitažlivosti

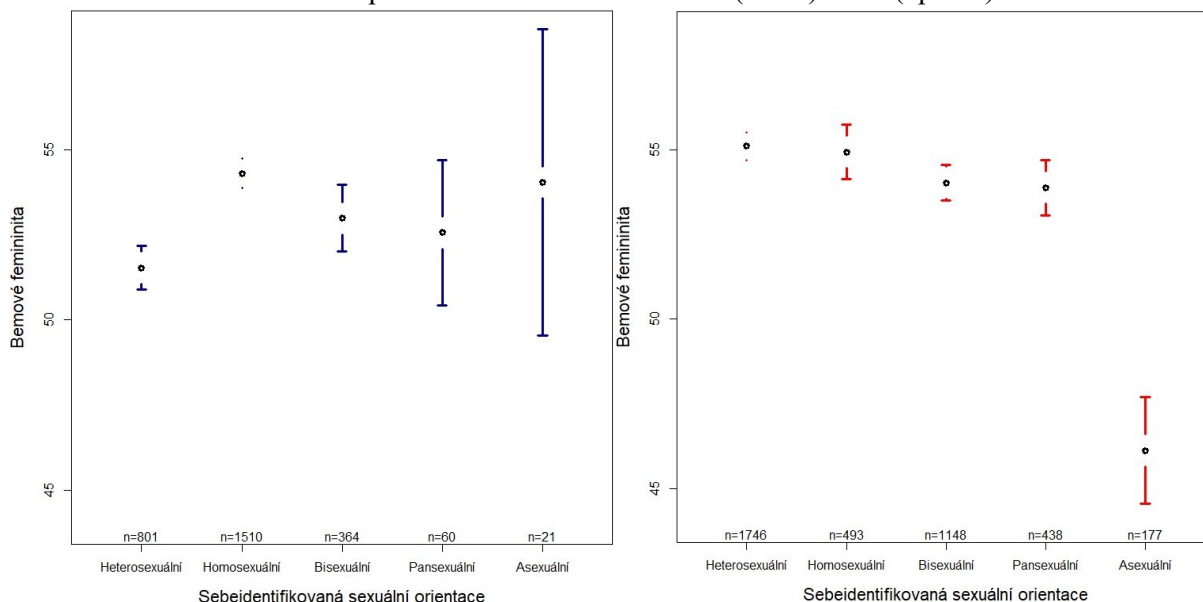
Kruskal-Wallisovy testy zjistily signifikantní rozdíly pouze v ženském podsouboru ($H(4) = 11,32; p = 0,023$). Následný post-hoc Dunnův test odhalil vyšší Bemové maskulinitu u žen s přitažlivostí pouze k ženám oproti ženám s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,19; p = 0,010$) a s přitažlivostí převážně k mužům ($d = 0,17; p = 0,022$). Výsledky jsou zobrazeny v grafu č.7.

5.10. Bemové femininita

5.10.1. Bemové femininita podle sebeidentifikace

Kruskal-Wallisovy testy zjistily signifikantní rozdíly v Bemové femininitě u mužů ($H(4) = 49,73; p < 0,001$) i u žen ($H(4) = 120,41; p < 0,001$). Následné post-hoc Dunnovy testy odhalily nižší Bemové femininitu u heterosexuálních mužů než u homosexuálních ($d = 0,32; p < 0,001$) a bisexuálních mužů ($d = 0,16; p = 0,020$). V ženském podsouboru byla zjištěna nižší Bemové femininita u asexuálních žen oproti heterosexuálním ($d = 0,92; p < 0,001$), homosexuálním ($d = 0,90; p < 0,001$), bisexuálním ($d = 0,80; p < 0,001$) a pansexuálním ženám ($d = 0,80; p < 0,001$). Dále bylo zjištěno, že heterosexuální ženy měly vyšší Bemové femininitu než bisexuální ženy ($d = 0,12; p = 0,024$). Výsledky jsou také zobrazeny v grafu č.8.

Graf č.8 – Bemové femininita podle sebeidentifikace u mužů (vlevo) a žen (vpravo)

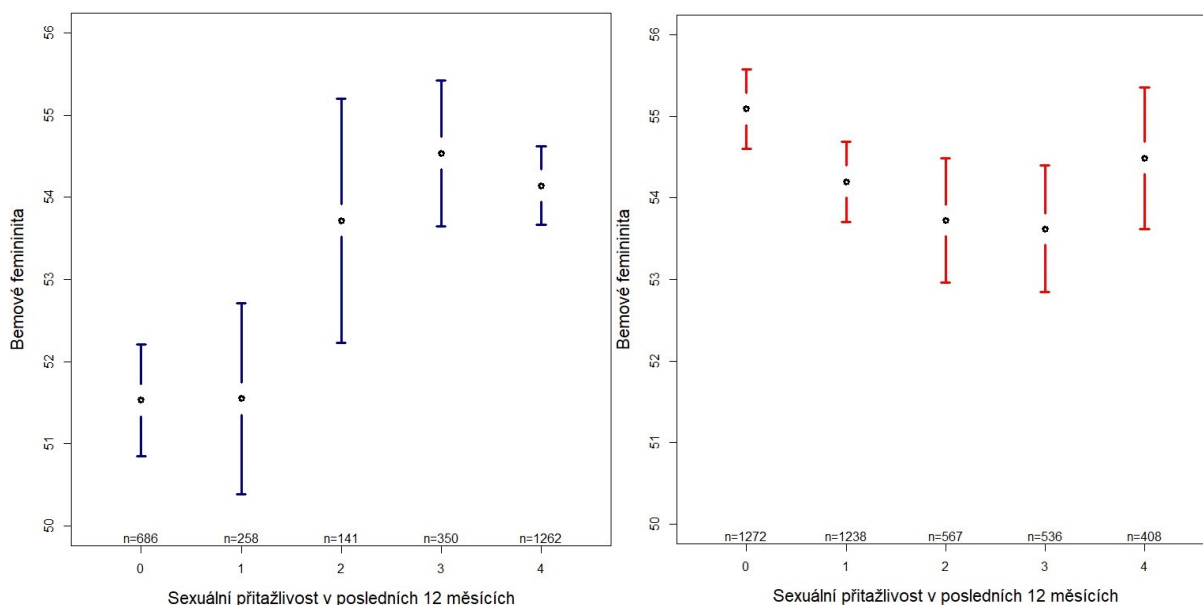


Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty Bemové femininity a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly.

5.10.2. Bemové femininita podle sexuální přitažlivosti

Kruskal-Wallisovy testy zjistily signifikantní výsledky u mužů ($H(4) = 51,51; p < 0,001$) i u žen ($H(4) = 14,14; p = 0,007$). Následné post-hoc testy zjistily nižší Bemové femininitu u mužů s přitažlivostí pouze k ženám oproti mužům s přitažlivostí převážně k mužům ($d = 0,34; p < 0,001$) a pouze k mužům ($d = 0,29; p < 0,001$). Muži s přitažlivostí převážně k ženám měli nižší Bemové femininitu než muži s přitažlivostí převážně k mužům ($d = 0,33; p = 0,001$) a pouze k mužům ($d = 0,29; p = 0,001$). U žen bylo zjištěno, že ženy s přitažlivostí pouze k mužům měly vyšší Bemové femininitu než ženy s přitažlivostí k mužům i ženám ($d = 0,15; p = 0,024$) a převážně k ženám ($d = 0,16; p = 0,013$). Výsledky jsou zobrazeny v grafu č.9.

Graf č.9 – Bemové femininita podle sexuální přitažlivosti u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty Bemové femininity a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly. 0 = pouze opačné pohlaví; 4 = pouze stejné pohlaví

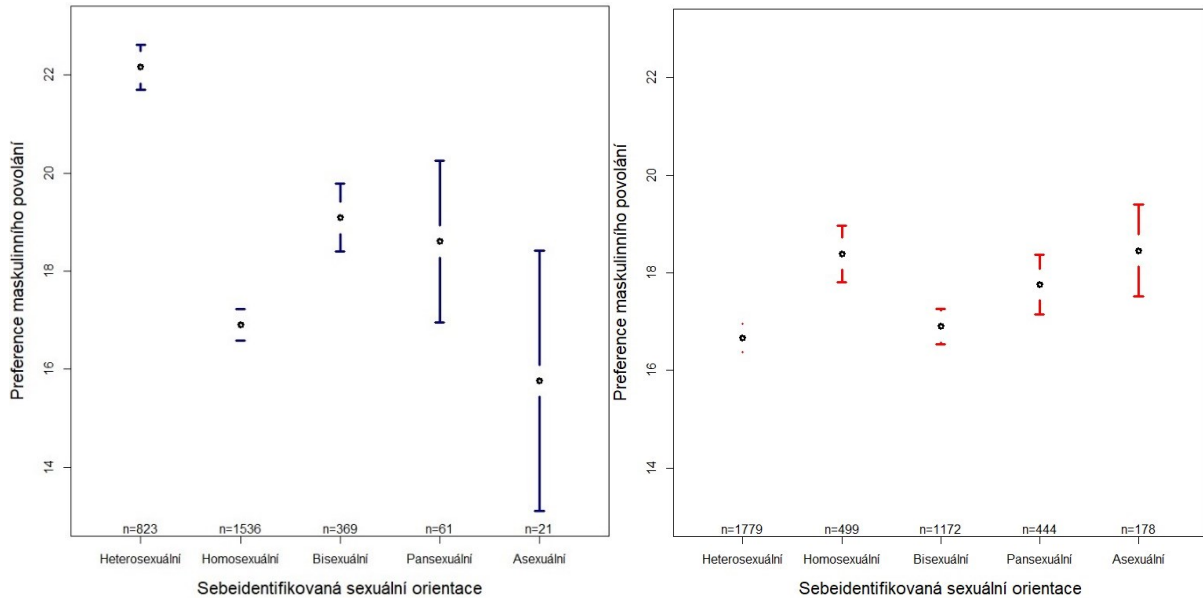
5.11. Preference maskulinního povolání

5.11.1. Preference maskulinního povolání podle sebeidentifikace

Kruskal-Wallisovy testy zjistily signifikantní rozdíly v preferenci maskulinních povolání u mužů ($H(4) = 298,05; p < 0,001$) i u žen ($H(4) = 41,92; p < 0,001$). Následné Dunnovy post-hoc testy zjistily nižší preferenci maskulinních povolání u homosexuálních mužů oproti heterosexuálním ($d = 0,79; p < 0,001$) a bisexuálním mužům ($d = 0,33; p < 0,001$). Heterosexuální muži dále měli vyšší preferenci maskulinních povolání než bisexuální ($d = 0,46; p < 0,001$), pansexuální ($d = 0,54; p < 0,001$) a asexuální muži ($d = 1,02; p < 0,001$). U žen byla

zjištěna vyšší preference maskulinních povolání u homosexuálních žen oproti heterosexuálním ($d = 0,27$; $p < 0,001$) a bisexuálním ženám ($d = 0,23$; $p < 0,001$). Dále byla zjištěna vyšší preference maskulinních povolání u asexuálních žen oproti heterosexuálním ($d = 0,29$; $p = 0,002$) a bisexuálním ženám ($d = 0,24$; $p = 0,013$). Výsledky jsou zobrazeny v grafu č.10.

Graf č.10 – Preference maskulinního povolání podle sebeidentifikace u mužů (vlevo) a žen (vpravo)

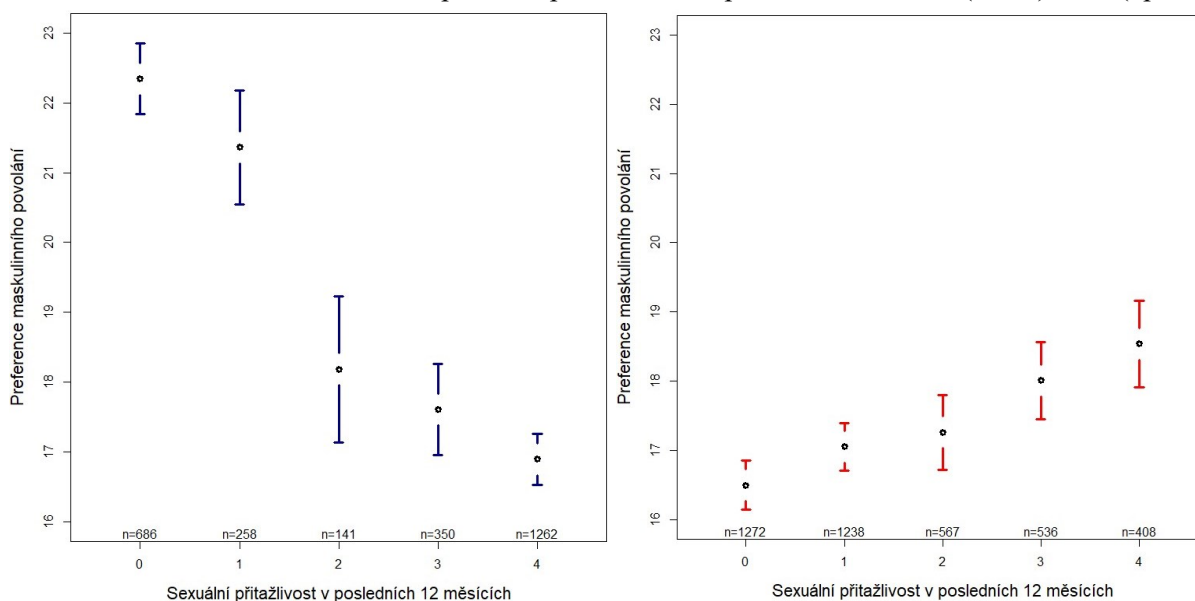


Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty preference maskulinních povolání a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly.

5.11.2. Preference maskulinního povolání podle sexuální přitažlivosti

Kruskal-Wallisovy testy zjistily signifikantní rozdíly u mužů ($H(4) = 307,45$; $p < 0,001$) i u žen ($H(4) = 41,26$; $p < 0,001$). Následné post-hoc testy odhalily vyšší preferenci maskulinního povolání u mužů s přitažlivostí pouze k ženám oproti mužům s přitažlivostí k ženám i mužům ($d = 0,64$; $p < 0,001$), převážně k mužům ($d = 0,73$; $p < 0,001$) a pouze k mužům ($d = 0,81$; $p < 0,001$). Muži s přitažlivostí převážně k ženám vykazovali vyšší preference maskulinního povolání než muži s přitažlivostí k ženám i mužům ($d = 0,49$; $p < 0,001$), převážně k mužům ($d = 0,58$; $p < 0,001$) a pouze k mužům ($d = 0,67$; $p < 0,001$). Ženy s přitažlivostí pouze k mužům vykazovaly nižší preference maskulinního povolání oproti ženám s přitažlivostí převážně k ženám ($d = 0,23$; $p < 0,001$) a pouze k ženám ($d = 0,32$; $p < 0,001$). Ženy s přitažlivostí převážně k mužům vykazovaly nižší preference maskulinního povolání než ženy s přitažlivostí převážně k ženám ($d = 0,15$; $p = 0,025$) a pouze k ženám ($d = 0,24$; $p < 0,001$) a ženy s přitažlivostí k mužům i ženám vykazovaly nižší preference maskulinního povolání než ženy s přitažlivostí pouze k ženám ($d = 0,20$; $p = 0,005$). Výsledky jsou zobrazeny v grafu č.11.

Graf č.11 – Preference maskulinního povolání podle sexuální přitažlivosti u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



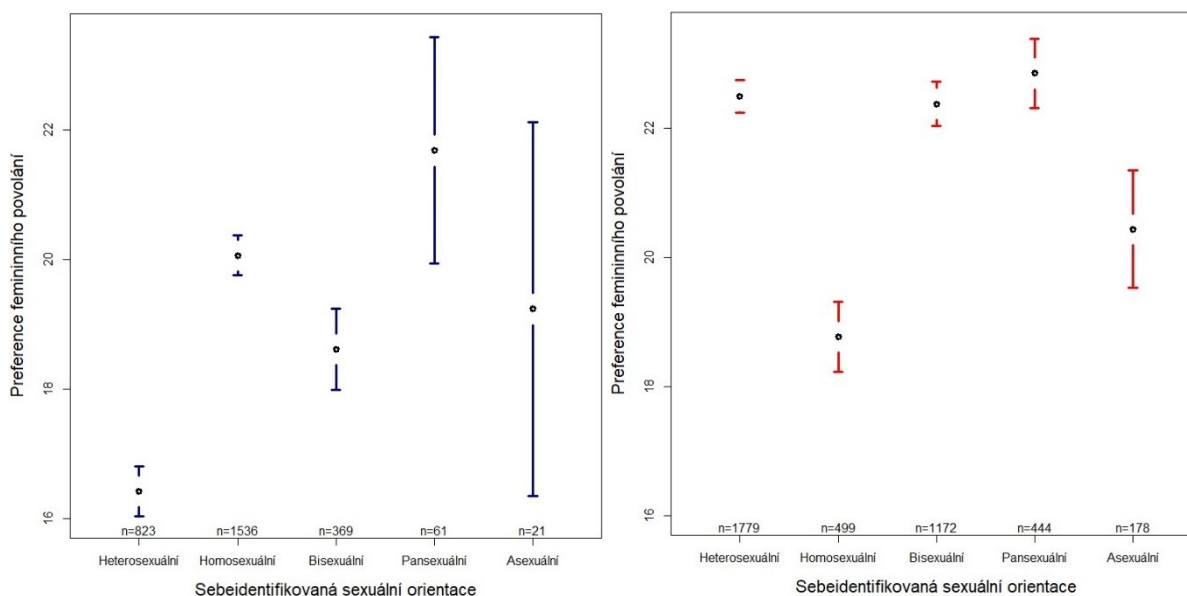
Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty preference maskulinních povolání a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly. 0 = pouze opačné pohlaví; 4 = pouze stejné pohlaví

5.12. Preference femininního povolání

5.12.1. Preference femininního povolání podle sebeidentifikace

Kruskal-Wallisovy testy signifikantní rozdíl v preferenci femininních povolání u mužů ($H(4) = 198,11; p < 0,001$) i u žen ($H(4) = 168,99; p < 0,001$). Následné Dunnovy post-hoc testy odhalily nižší preferenci pro femininní povolání u heterosexuálních mužů oproti homosexuálním ($d = 0,62; p < 0,001$), bisexuálním ($d = 0,37; p < 0,001$) a pansexuálním mužům ($d = 0,84; p < 0,001$). Dále byla zjištěna nižší preference femininních povolání u bisexuálních mužů oproti homosexuálním ($d = 0,23; p < 0,001$) a pansexuálním mužům ($d = 0,47; p = 0,005$). V ženském podsouboru bylo zjištěno, že homosexuální ženy měly nižší preferenci pro femininní povolání než heterosexuální ($d = 0,64; p < 0,001$), bisexuální ($d = 0,59; p < 0,001$), pansexuální ($d = 0,68; p < 0,001$) a asexuální ženy ($d = 0,27; p = 0,018$). Dále měly asexuální ženy nižší preferenci pro femininní povolání než heterosexuální ($d = 0,35; p < 0,001$), bisexuální ($d = 0,32; p < 0,001$) a pansexuální ženy ($d = 0,40; p < 0,001$). Výsledky jsou také zobrazeny v grafu č.12.

Graf č.12 – Preference femininního povolání podle sebeidentifikace u mužů (vlevo) a žen (vpravo)

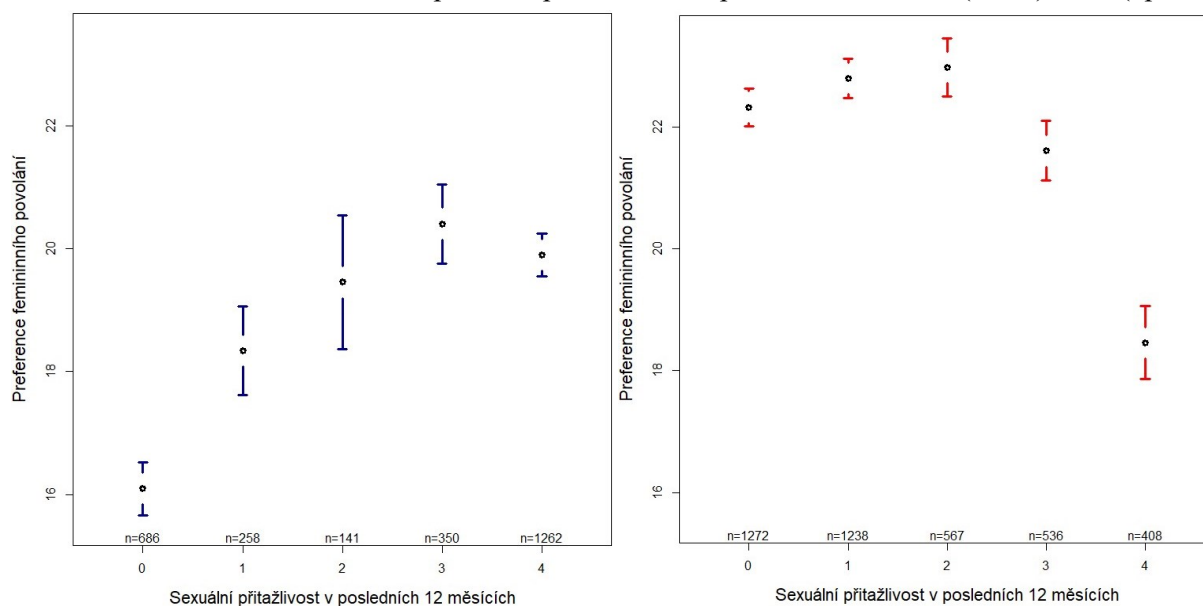


Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty preference femininních povolání a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly.

5.12.2. Preference femininního povolání podle sexuální přitažlivosti

Kruskal-Wallisovy testy odhalily signifikantní rozdíly v mužském ($H(4) = 192,21; p < 0,001$) i ženském podsouboru ($H(4) = 172,39; p < 0,001$). Následné post-hoc testy zjistily nižší preference femininního povolání u mužů s přitažlivostí pouze k ženám oproti mužům s přitažlivostí převážně k ženám ($d = 0,38; p < 0,001$), k ženám i mužům ($d = 0,55; p < 0,001$), převážně k mužům ($d = 0,73; p < 0,001$) a pouze k mužům ($d = 0,64; p < 0,001$). Muži s přitažlivostí převážně k ženám měli nižší preference femininního povolání než muži s přitažlivostí převážně k mužům ($d = 0,34; p < 0,001$) a pouze k mužům ($d = 0,26; p = 0,002$). Ženy s přitažlivostí pouze k ženám vykazovaly nižší preference femininního povolání než ženy s přitažlivostí pouze k mužům ($d = 0,66; p < 0,001$), převážně k mužům ($d = 0,73; p < 0,001$), k mužům i ženám ($d = 0,76; p < 0,001$) a převážně k ženám ($d = 0,53; p < 0,001$). Ženy s přitažlivostí převážně k ženám měly nižší preference femininního povolání než ženy s přitažlivostí převážně k mužům ($d = 0,21; p < 0,001$) a k mužům i ženám ($d = 0,24; p < 0,001$). Výsledky jsou zobrazeny v grafu č.13.

Graf č.13 – Preference femininního povolání podle sexuální přitažlivosti u mužů (vlevo) a žen (vpravo)



Poznámka: Na grafech jsou znázorněny průměrné hodnoty preference femininních povolání a chybové úsečky znamenají 95% konfidenční intervaly. 0 = pouze opačné pohlaví; 4 = pouze stejné pohlaví

Spočítali jsme také Spearmanovy korelační koeficienty mezi jednotlivými nástroji pro měření dospělé genderové nonkonformity s dětskou genderovou nonkonformitou u mužů (preference maskulinních povolání: $\rho = 0,32$; preference femininních povolání: $\rho = -0,38$; Bemové maskulinita: $\rho = 0,07$; Bemové femininita: $\rho = -0,14$) i u žen (preference maskulinních povolání: $\rho = -0,28$; preference femininních povolání: $\rho = 0,24$; Bemové maskulinita: $\rho = -0,09$; Bemové femininita: $\rho = 0,13$).

6. Diskuze

Hlavním cílem této práce bylo otestovat, zda mohou být muži a ženy různých sexuálních orientací rozděleni do podskupin na základě tří biomarkerů biologických teorií, kterými jsou rukovost, pořadí narození a počet neheterosexuálních příbuzných. Takové rozdělení by totiž mohlo nasvědčovat potenciálním různým způsobům vzniku lidské sexuální orientace. Tyto zmíněné biomarkery jsou rukovost (reflektuje vystavení prenatálním androgenům), počet starších bratrů (reflektuje imunologickou reakci mezi matkou a proteiny exprimovanými vyvíjejícím se mužským embryem) a počet neheterosexuálních příbuzných (reflektuje genetický vliv pro dědičnost sexuální orientace). Chtěli jsme také otestovat potenciální rozdělení do podskupin u žen, které doposud nebylo předešlými výzkumy testováno. Dále jsme chtěli otestovat přítomnost zmíněných biomarkerů u mužů a žen nezávisle na sobě v rámci

samostatných analýz. Posledním cílem bylo zjistit, jak se liší genderová nonkonformita u jedinců různých sexuálních orientací, která je měřena pomocí nástrojů, ke kterým patří retrospektivně měřená dětská genderová nonkonformita a maskulinita, femininita a preference maskulinních a femininních povolání pro měření genderové nonkonformity v dospělosti. Tyto hypotézy byly testovány na vzorku 8595 českých a slovenských mužů a žen. Tato práce přináší výsledky latentní profilové analýzy u mužů, ale i u žen. Na základě našich analýz jsme nepotvrdili rozdělení do podskupin u mužů, ani u žen. Ostatní výsledky jsou ale víceméně v souladu s předešlými výzkumy. Homosexuální muži v našem vzorku byli častěji extrémně pravorucí, ale nepotvrdili jsme častější nepravorukost, která byla některými výzkumy potvrzena. U žen jsme nepotvrdili častější nepravorukost u homosexuálních žen, ale zjistili jsme častější nepravorukost u asexuálních, bisexuálních a pansexuálních žen. Homosexuální a bisexuální muži uváděli více starších bratrů než heterosexuální muži, což je také v souladu s předešlými výzkumy. Nenašli jsme ale efekt starších bratrů u žen. Homosexuální a bisexuální muži měli více neheterosexuálních příbuzných v maternální a paternální linii. U žen se ale ukázalo, že podobné výsledky platí pouze pro bisexuální ženy. Poslední zjištění se týkají genderové nonkonformity. Zjistili jsme, že neheterosexuální muži a ženy obecně dosahovali vyšší genderové nonkonformity než heterosexuální jedinci stejného pohlaví. Toto zjištění platilo pro dětskou genderovou nonkonformitu a preference maskulinních a femininních povolání, které jsou považovány za vhodný nástroj k měření genderové nonkonformity v dospělosti. Očekávaný výsledek vyšší genderové nonkonformity se ale neukázal při použití Bemové maskulinity a Bemové femininity, které jsou také považovány za metodu k měření genderové nonkonformity v dospělosti. Na následujících stranách budou jednotlivé výsledky diskutovány v samostatných podkapitolách a následně budou také popsány limitace této práce.

6.1. Různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace

Pro vznik homosexuální orientace u člověka existují tři hlavní biologické teorie, které se jí pokouší vysvětlit. Mezi ně patří imunologická teorie, podle které mohou starší bratři zvyšovat pravděpodobnost mužské homosexuální orientace působením specifické imunitní odpovědi mezi matkou a proteiny exprimovanými mužským embryem (Blanchard & Klassen, 1997; Bogaert et al., 2018). V nedávné době se také objevily studie, které našly souvislost mezi staršími bratry a homosexualitou i u žen (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2022). Dále existuje neurohormonální teorie vzniku homosexuality (Ellis & Ames, 1987), podle které dochází u homosexuálních mužů k vystavení nižšímu množství prenatálních androgenů. Nižší vystavení

prenatálním androgenům může také ovlivňovat nepravorukost (Geschwind & Galaburda, 1985; Lippa, 2003; Swift-Gallant et al., 2017), způsobenou vývojovou nerovnováhou v porovnání s heterosexuálními muži (Geschwind & Galaburda, 1985). Některé novější studie ale také popisují častější extrémní pravorukost u homosexuálních mužů (Kishida & Rahman, 2015; Skorska et al., 2020) a řada studií také zjistila častější nepravorukost u žen (Mustanski et al., 2002; Xu & Zheng, 2017). Poslední biologickou teorií je genetická teorie, která tvrdí, že homosexualita by mohla mít genetickou komponentu (Hamer et al., 1993; Hu et al., 1995; Sanders et al., 2015) a mohla by být dědičná v maternální i paternální linii (Schwartz et al., 2010). Na základě toho se dá očekávat více homosexuálních příbuzných v obou liniích.

V nedávném výzkumu, který provedli Swift-Gallant et al. (2019), bylo zjištěno, že na základě biomarkerů těchto biologických teorií lze rozdělit neheterosexuální muže do minimálně čtyř podskupin, které se liší ve vystavení jednotlivým biomarkerům. Takové rozdělení by mohlo nasvědčovat existenci potenciálních různých vývojových cest vzniku homosexuální orientace u mužů. Dle postupu Swift-Gallant et al. (2019) jsme vypočítali proporce starších bratrů, familiality a rukovosti (viz Materiál a metody) a provedli latentní profilovou analýzu, která by mohla potenciální rozdělení do podskupin odhalit. Následně jsme otestovali potenciální rozdělení do podskupin také u žen, což nebylo v původním výzkumu testováno.

Pomocí latentní profilové analýzy jsme vytvořili 5 modelů s postupným rozdělením participantů do pěti podskupin na základě zmíněných biomarkerů zvlášť pro muže a zvlášť pro ženy. Rozdělení do podskupin jsme následně testovali pomocí Bayesiánského informačního kritéria (BIC), p -hodnoty likelihood ratio testu (LRT), p -hodnoty bootstrappingu (BLRT), míry entropie a procentuálního zastoupení participantů v jednotlivých profilech (viz Zpracování dat a analýza). U mužů bylo nalezeno signifikantní rozdělení do 3 podskupin, ale jedna z podskupin byla tvořena pouze 3,2 % mužů a z tohoto důvodu bylo toto rozdělení zavrženo. Použití malých skupin může totiž ovlivnit výsledky, jelikož při malém vzorku je nižší přesnost odhadu. Stejně tak bylo zavrženo rozdělení do jiného počtu podskupin kvůli nesignifikantním p -hodnotám LRT a malému procentuálnímu zastoupení v jednotlivých podskupinách (viz tabulka 3). V ženském podsouboru bylo nalezeno signifikantní rozdělení do 5 podskupin, ale tři z těchto podskupin byly tvořeny méně než 5 % participantek. U ostatních modelů byly nalezeny nesignifikantní p -hodnoty LRT. Z těchto důvodů bylo i u žen zavrženo rozdělení do podskupin na základě biologických markerů. Jelikož jsme v našem vzorku měli větší množství participantů, kteří vyplnili všechny tři biomarkery, mohli jsme latentní profilovou analýzu provést bez odhadu chybějících hodnot, který byli Swift-Gallant et al. (2019) nuceni použít. Dá se tedy

předpokládat, že naše výsledky jsou přesnější i přes to, že odhad maximální pravděpodobnosti chybějící informace (FIML) je poměrně přesná metoda na doplnění chybějících hodnot.

Na základě našich výsledků jsme nepodpořili hypotézu, podle které lze rozdělit neheterosexuální muže do podskupin. Zároveň jsme také nezjistili rozdělení do podskupin u žen. Jelikož jsme participanty do podskupin nerozdělili, nemohli jsme otestovat rozdíly v následných osobnostních rysech, které Swift-Gallant et al. (2019) objevili. Na následujících stranách jsou popsány výsledky samostatných analýz, které testovaly přítomnost tří markerů biologických teorií u mužů a žen různých sexuálních orientací nezávisle na sobě, a následně jsou zde popsány rozdíly osobnostních rysů, mezi které patří dětská genderová nonkonformita, maskulinita, femininita a preference maskulinních a femininních povolání u mužů a žen různých sexuálních orientací.

6.2. Souvislost mezi sexuální orientací a efektem starších bratrů

Pro zjištění efektu starších bratrů, podle kterého by starší bratři měli zvyšovat pravděpodobnost mužské homosexuální orientace, jsme použili parametrizaci multinomiální logistické regrese podle Blancharda (2022), která by měla brát v úvahu možnost, že efekt starších bratrů nalezený ve starších studiích mohl být ovlivněn velikostí rodiny (Khovanova, 2020). V této parametrizaci byly jako prediktory použity celkový počet sourozenců bez dvojčat, počet starších sourozenců a počet starších sester. Efekt starších bratrů je vyjádřen celkovým počtem sourozenců, jelikož starší sestry jsou v modelu uvedeny zvlášť, což způsobí, že proměnná počet starších sourozenců vyjadřuje nahrazení jednoho mladšího sourozence starším bratrem, zatímco proměnná počet starších sester vyjadřuje nahrazení jednoho staršího bratra starší sestrou. Starší sestry se tak z proměnné počet starších sourozenců odečtou. Mladší sourozenci jsou zahrnuti v celkovém počtu sourozenců.

Zjistili jsme, že homosexuální, bisexuální a pansexuální muži měli více starších bratrů než heterosexuální muži. Naše výsledky lze interpretovat následujícím způsobem. Když má muž staršího bratra, má 1,39krát vyšší šanci, že bude homosexuální, 1,39krát vyšší šanci, že bude bisexuální a 1,90krát vyšší šanci, že bude pansexuální. Naše výsledky ohledně vyšší pravděpodobnosti mužské homosexuality s narůstajícím počtem starších bratrů se shodují s velkým množstvím předchozích studií (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2018, 2022; Blanchard et al., 1998, 2021; Blanchard & Bogaert, 1996; Ellis & Blanchard, 2001) a podporují tak imunologickou hypotézu vzniku mužské homosexuality, podle které by mohla mužská

homosexualita vznikat imunitní reakcí na specifické protilátky vůči mužským proteinům v těle matky (viz úvod). Obdobný výsledek signifikantního efektu starších bratrů jsme zjistili také u sebeidentifikovaných bisexuálních mužů. U nich se dosavadní studie tolik neshodují. Je ale nutné podotknout, že pouze malá část studií, zaměřujících se na efekt starších bratrů, se zabývala bisexuálními jedinci. Některé studie ale zjistily, že proporce starších bratrů u bisexuálních mužů se nacházela mezi heterosexuálními a homosexuálními muži (Apostolou, 2020; Blanchard & Lippa, 2021). Na druhou stranu ale například Blanchard (2022) žádný doklad pro efekt starších bratrů u bisexuálních mužů nenašel. Blanchard (2023) dodává, že většina studií, které efekt starších bratrů testovaly, neměly dostatek bisexuálních mužů, aby z nich mohly udělat samostatnou kategorii, a proto je často vyřadily nebo sloučily s homosexuálními muži. Je ale také důležité podotknout, že při určování sexuální orientace podle sebeidentifikace se někdy mohou muži s homosexuální přitažlivostí označit jako bisexuální, což následně může ovlivnit výsledky (Semon et al., 2017), což by mohl být příklad některých předchozích studií (Apostolou, 2020; Blanchard & Lippa, 2021). Co se týče nalezeného efektu starších bratrů u pansexuálních mužů, jedná se o první studii, která se na pansexuální jedince v souvislosti s efektem starších bratrů zaměřila. Domnívám se, že u pansexuálních mužů může být stejný problém jako u bisexuálních mužů, a to, že nemusí jejich sebeidentifikace být plně v souladu se sexuální přitažlivostí (viz níže). Naše výsledky ukazují, že pravděpodobnost pansexuality je ve spojení se staršími bratry vyšší než u homosexuálů a bisexuálů, ale z důvodu nízkého počtu sebeidentifikovaných pansexuálních mužů v našem vzorku (viz tabulka 1) může mít odhad horší přesnost. V budoucích studiích by proto bylo vhodné pokusit se získat vyšší počet pansexuálních a bisexuálních jedinců a pro určení jejich sexuální orientace použít více kritérií než pouze sebeidentifikaci, jak tomu bývalo v některých předešlých výzkumech. U žen jsme žádný doklad pro efekt starších bratrů nenašli, což se liší od zjištění předchozích studií (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2022; Fořt et al., 2024).

Při analýze efektu starších bratrů v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících jsme zjistili signifikantní efekt starších bratrů pouze u mužů s predominantně homosexuální orientací, u kterých pravděpodobnost jejich sexuální orientace rostla 1,57krát. Tento výsledek je do jisté míry v souladu s předešlými výzkumy, které našly signifikantní efekt starších bratrů u homosexuálních mužů (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2018, 2022; Blanchard et al., 1998, 2021; Blanchard & Bogaert, 1996; Ellis & Blanchard, 2001), včetně našeho vzorku sebeidentifikovaných homosexuálních mužů. U mužů s exkluzivně homosexuální orientací byl také viditelný zvýšený počet starších bratrů, ale tento výsledek byl těsně nad hranicí statistické

signifikance (viz tabulka 7). U mužů s bisexuální orientací nebyl nalezen efekt starších bratrů, což se liší od našich výsledků v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci u bisexuálních mužů, ale toto zjištění se shoduje se zjištěním Blancharda (2022). Na základě tohoto a předešlých zjištění lze konstatovat, že nalezený efekt starších bratrů u sebeidentifikovaných bisexuálních mužů by mohl být způsoben označením některých mužů s homosexuální orientací jako bisexuálních, což by souhlasilo s tvrzením Semona et al. (2017), podle kterých velké množství sebeidentifikovaných homosexuálních mužů může vykazovat bisexuální přitažlivost a stejně tak se mohou někteří muži označit jako bisexuální, i když vykazují přitažlivost pouze k mužům. V ženském vzorku jsme nenašli efekt starších bratrů u žádné kategorie sexuální přitažlivosti. Zjistili jsme, že exkluzivně heterosexuální ženy měly v našem vzorku nejvíce starších bratrů a u všech ostatních kategorií sexuálních přitažlivostí byla nalezena snižující se pravděpodobnost s nárůstem starších bratrů. Toto zjištění se shoduje s našimi výsledky u žen v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci, ale je v rozporu s předchozími studiemi, které zjistily efekt starších bratrů i u žen (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2022; Fořt et al., 2024).

V našem vzorku jsme podpořili nabývající doklady o efektu starších bratrů u homosexuálních mužů, ale ne u žen. Dle našich výsledků by se dalo předpokládat, že imunologická teorie vzniku homosexuality, založená na imunitní reakci mezi matkou a mužským embryem (Blanchard & Klassen, 1997), se vztahuje pouze na vznik homosexuální orientace u mužů, což se pokusili vysvětlit Bogaert et al. (2018) analýzou protilátek vůči Y-vázanému proteinu NLGN4Y. Nepodpořili jsme však hypotézu, podle které by mohl existovat také vztah mezi staršími bratry a homosexuální orientací u žen (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2022), což se Bogaert et al. (2018) pokoušeli vysvětlit existencí homologu proteinu NLGN4X, vázanému na chromozom X, který by mohl skrz imunitní reakci mezi matkou a mužskými embryi také ovlivňovat následnou sexuální orientaci u žen. Je ale nutné podotknout, že v této studii jsme nezjišťovali věk matky, který většina předešlých studií zahrnovala do logistické regrese (viz např. Fořt et al., 2024), a proto jsme ho do logistické regrese nezahrnuli. Pro otestování, zda je možné nalézt efekt starších bratrů také u žen, a rozšířit tak imunologickou teorii vzniku homosexuality také na ženy, je potřeba replikovat postup Blancharda (2022) na větším počtu vzorků a použít tento postup také do metaanalýzy. Je také potřeba replikovat empirickou studii od Bogaerta et al. (2018), která měřila množství specifických protilátek matky vůči mužským proteinům NLGN4Y.

6.3. Souvislost mezi sexuální orientací a rukovostí

Předpokládá se, že rozdíly v rukovosti u jedinců různých sexuálních orientací mohou reflektovat vystavení prenatalním androgenům. Na základě hormonální hypotézy vzniku sexuální orientace se předpokládá, že rukovost, která se používá jako marker vystavení prenatalním androgenním hormonům, může souviset se sexuální orientací (Geschwind & Galaburda, 1985). Pro testování rozdílů v rukovosti mezi muži a ženami různých sexuálních orientací jsme použili kvantitativní i kategoriální rozdělení rukovosti, jelikož podle předešlých studií se ukazuje, že nalezené rozdíly se mohou lišit při používání odlišných analytických metod.

Rukovost analyzovaná pomocí multinomiálních logistických regresí

Homosexuální muži v našem vzorku vykazovali vyšší míru extrémní pravorukosti oproti heterosexuálním mužům (viz tabulka 9). Toto zjištění je v souladu s některými předešlými studiemi (Bogaert, 2007; Kishida & Rahman, 2015; Skorska et al., 2020), jejichž autoři používali podobné kategoriální rozdělení rukovosti. Na druhou stranu Kishida & Rahman (2015) zároveň zjistili, že byli homosexuální muži v jejich vzorku také častěji nepravorucí, což je v souladu s některými studiemi, které testovaly rukovost v podobě ordinální proměnné (Lippa, 2003; Swift-Gallant et al., 2017). Je ale důležité podotknout, že kategorie „nepravorukost“, kterou Kishida & Rahman (2015) použili, by v našem rozdělení zahrnovala „extrémní levorukost“, „levorukost“ a „ambidextrii“. Jelikož v našem vzorku byla objevena častější ambidextrie u homosexuálních, bisexuálních a pansexuálních mužů, existuje zde možnost, že vyšší nepravorukost byla ve zmíněné studii zapříčiněna právě vyšší mírou ambidextrie.

V ženském podsouboru jsme objevili vyšší míru ambidextrie u asexuálních, bisexuálních a pansexuálních žen (viz tabulka 10). Toto zjištění je do jisté míry v souladu se studií, kterou provedli Mustanski et al. (2002). Ti ale na rozdíl od nás zjistili vyšší ambidextrii u homosexuálních žen, jejichž sexuální orientace byla určena podle sexuální přitažlivosti a sexuální zkušenosti v posledních 12 měsících. Pro účely naší analýzy byla použita sexuální orientace udaná účastníky a většina neheterosexuálních žen se označila jako bisexuální (viz tabulka 2). Je tedy možné, že kdybychom použili stejné kritérium na určení sexuální orientace, dosáhli bychom obdobných výsledků, jelikož, jak vyplývá z některých studií (Baumeister, 2000; Diamond, 2008, 2016), ženská sexuální orientace se může v průběhu života měnit a

některé ženy se mohou označit jako bisexuální, i když vykazují v posledních 12 měsících převážně homosexuální přitažlivost.

Při porovnávání rukovosti podle sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících jsme zjistili častější extrémní pravorukost u mužů s přitažlivostí k ženám i mužům, tedy bisexuální přitažlivostí, a u mužů s přitažlivostí pouze k mužům, tedy exkluzivně homosexuální přitažlivostí (viz tabulka 11). Zjištěná extrémní pravorukost u mužů s přitažlivostí pouze k mužům je v souladu se zjištěními u sebeidentifikovaných homosexuálních mužů v našich datech a v předešlých studiích (Bogaert, 2007; Kishida & Rahman, 2015; Skorska et al., 2020). Co se týče zjištěné extrémní pravorukosti u mužů s přitažlivostí k ženám i mužům, tento výsledek není v souladu s žádnou předešlou studií. Je ale nutné podotknout, že sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících ne vždy přesně koresponduje se sebeidentifikovanou sexuální orientací. Je tedy možné, že tento výsledek je způsoben nízkým počtem participantů s přitažlivostí k ženám i mužům (viz graf č.3). Naše studie je ale první, která využila škálu sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících k označení sexuální orientace tímto způsobem. Ostatní studie zabývající se rukovostí totiž vždy sexuální orientaci převedly do kategoriálního označení heterosexuální–homosexuální, i když byla sexuální orientace určována na základě sexuální přitažlivosti nebo sexuální zkušenosti (např. Bogaert, 2007; Mustanski et al., 2002). V mužském vzorku jsme také zjistili, že muži s přitažlivostí převážně k mužům, tedy predominantně homosexuální přitažlivostí, vykazovali častější ambidextrii, což souhlasí s našimi zjištěními na základě sebeidentifikované sexuální orientace.

V ženském vzorku jsme zjistili častější ambidextrii u žen s přitažlivostí převážně k mužům, tedy predominantně heterosexuální přitažlivostí, s přitažlivostí k mužům i ženám, tedy bisexuální přitažlivostí, a s přitažlivostí pouze k ženám, tedy exkluzivně homosexuální přitažlivostí (viz tabulka 12). Tato zjištění jsou v souladu se studií, kterou provedli Mustanski et al. (2002), kteří zjistili, že homosexuální ženy v jejich vzorku byly častěji ambidextrní. Naše zjištění ohledně častější ambidextrie u žen s přitažlivostí převážně k mužům a k mužům i ženám jsou v souladu s našimi výsledky analýz na základě sebeidentifikované sexuální orientace.

Při testování rukovosti napříč různými sexuálními orientacemi dospívají autoři k různým výsledkům. Zatímco někteří autoři zjistili, že jsou homosexuální muži častěji levorucí nebo nepravorucí (Lippa, 2003; Swift-Gallant et al., 2017), jiní naopak zjistili, že jsou naopak častěji extrémně pravorucí (Bogaert, 2007; Kishida & Rahman, 2015; Skorska et al., 2020). Je ale potřeba podotknout, že studie, které zjistily častější nepravorukost, testovaly rukovost v podobě ordinální proměnné, zatímco studie, které zjistily častější extrémní pravorukost, používaly

kategoriální rozdělení rukovosti. V našich analýzách jsme používali kategoriální rozdělení rukovosti a následně i rukovost v podobě ordinální proměnné, abychom poukázali na možné rozdíly způsobené odlišným rozdělením rukovosti.

Rukovost analyzovaná pomocí Kruskal-Wallis testů

Při analýze rukovosti jako ordinální proměnné jsme zjistili, že u mužů nebyly v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci nalezeny žádné rozdíly, což je v souladu s některými předešlými studiemi (Bogaert & Blanchard, 1996; Cohen, 2002; Gladue & Bailey, 1995; Schwartz et al., 2010).

U žen jsme zjistili vyšší nepravorukost u bisexuálních, pansexuálních a asexuálních žen oproti heterosexuálním ženám. Nalezený výsledek ohledně bisexuálních žen je v souladu se studií, kterou provedli Xu & Zheng (2017). Jelikož jsme ale nezjistili rozdíly v rukovosti mezi homosexuálními a heterosexuálními ženami, potvrdili jsme zároveň zjištění řady studií, které rozdíly v rukovosti také nenalezli (Gladue & Bailey, 1995; Miller et al., 2008). Naše zjištění ohledně vyšší nepravorukosti u asexuálních a pansexuálních žen nemůžeme srovnat s dalšími výzkumy, jelikož žádná předešlá studie zabývající se rukovostí jedince těchto sexuálních orientací netestovala a většinou pracovala pouze s heterosexuálními a homosexuálními jedinci. Naše výsledky také ukázaly, že nalezené rozdíly v rukovosti u bisexuálních, pansexuálních a asexuálních žen jsou v našem vzorku shodné při použití kategoriálního i ordinálního rozdělení rukovosti.

Nový pohled na analýzu rukovosti v podobě ordinální proměnné přineslo také naše rozdělení sexuální orientace na základě sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících, jelikož většina, předešlých studií zabývajících se rukovostí používala kategoriální rozdělení sexuální orientace na heterosexuální–homosexuální. Zjistili jsme vyšší nepravorukost u mužů s přitažlivostí převážně k mužům, tedy predominantně homosexuální přitažlivostí než u mužů s přitažlivostí pouze k mužům, tedy exkluzivně homosexuální přitažlivostí. Tento výsledek ukazuje, že při rozdělení sexuální orientace podle sexuální přitažlivosti byly nalezeny v mužském vzorku rozdíly v rukovosti, neshoduje se však s žádnými předešlými výsledky. Je ale důležité podotknout, že může být tento výsledek také artefaktem mnohonásobného srovnání. Robustnost tohoto zjištění by měla být ověřena budoucími studiemi. Pomocí multinomiální logistické regrese jsme sice zjistili, že muži s přitažlivostí převážně k mužům byli více ambidexterní, ale tento výsledek byl získán porovnáním s muži s přitažlivostí pouze k ženám (viz tabulka 11). Při

pohledu na graf č. 3 je ale patrné, že muži s přitažlivostí převážně k mužům byli také více nepravorucí než muži s přitažlivostí pouze k ženám ($d = 0,14$), tento rozdíl ale nevyšel statisticky signifikantní kvůli vysokým směrodatným odchylkám. Naše výsledky analýz rukovosti na základě sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících se tedy do jisté míry shodují s našimi výsledky multinomiálních logistických regresí a s výsledky některých předešlých studií, které zjistily vyšší nepravorukost u neheterosexuálních mužů (Holtzen, 1994; Lippa, 2003; Swift-Gallant et al., 2017), je ale potřeba interpretovat tyto výsledky velmi obezřetně, jelikož při analýze rukovosti na základě sebeidentifikované sexuální orientace jsme při ordinálním rozdělení rukovosti žádné rozdíly u mužů nenašli.

V ženském podsouboru jsme zjistili vyšší nepravorukost u žen s přitažlivostí převážně k mužům, tedy predominantně heterosexuální přitažlivostí, a u žen s přitažlivostí k mužům i ženám, tedy bisexuální přitažlivostí, oproti ženám s přitažlivostí pouze k mužům, tedy exkluzivně heterosexuální přitažlivostí. Tyto výsledky jsou do jisté míry v souladu s našimi výsledky multinomiálních logistických regresí, které přinesly zjištění vyšší ambidextrie u žen s přitažlivostí převážně k mužům a u žen s přitažlivostí k mužům i ženám. Kdybychom použili kategoriální rozdělení sexuální orientace, obě tyto kategorie by byly nejspíš zahrnuty jako bisexualita. Podpořili jsme tak zjištění předešlé studie, kterou provedli Xu & Zheng (2017) a zjistili, že jsou bisexuální ženy častěji nepravoruké než heterosexuální ženy. Tito autoři ale na rozdíl od nás zjistili také častější nepravorukost u homosexuálních žen, stejně jako další studie (McCormick, 1990; Mustanski et al., 2002), kterou jsme v rámci naší analýzy nezjistili. Naše výsledky rukovosti jakožto ordinální proměnné u žen se ale do jisté míry shodují jak při použití sebeidentifikované sexuální orientace, tak při použití sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících.

Naše výsledky jsou v souladu s předešlými zjištěními ohledně extrémní pravorukosti u homosexuálních mužů. Kategoriální rozdělení rukovosti má ale i své nevýhody. Je důležité zmínit, že kategorie jsou uměle vytvořeny z původního ordinálního rozdělení rukovosti a nemusí tak reflektovat skutečné rozdíly mezi jedinci. Jedním z důkazů je, že Kishida & Rahman (2015) zjistili, že homosexuální muži v jejich studii byli extrémně pravorucí a zároveň více nepravorucí, ale kategorie „nepravorukost“ zahrnovala extrémní levorukost, levorukost i ambidextri. Z našich výsledků vyplývá, že homosexuální muži byli častěji extrémně pravorucí a ambidextrní. Je tedy možné, že nepravorukost, kterou Kishida & Rahman (2015) u homosexuálních mužů zjistili, byla způsobena právě prevalencí ambidextrie. Naše studie je jedna z prvních, která analyzovala také méně časté sexuální orientace, kterými byla bisexualita,

asexualita a pansexualita. Kromě toho jsme analyzovali rukovost také podle sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících, abychom ukázali, jak se rukovost liší na škále sexuální přitažlivosti a přinesli jsme tak nové poznatky do nabývajících množství studií týkajících se tohoto tématu. Jelikož jsme rukovost analyzovali také jako ordinální proměnnou, přinesli jsme porovnání dvou různých přístupů k analýze této problematiky. Zatímco výsledky u žen se v některých ohledech shodují při použití ordinálního i kategoriálního rozdělení rukovosti, u mužů tato shoda nalezena nebyla, až na zvýšenou nepravoukost u predominantně heterosexuální přitažlivosti k mužům, která ale v případě ordinálního rozdělení nevyšla signifikantně (viz graf č.3). Chtěli bychom proto upozornit na možné vznikající rozdíly při použití odlišných metod analýzy. Bylo by proto vhodné testovat rukovost vždy oběma metodami, tj. ordinální i kategoričkou rukovost a výsledky porovnat.

6.4. Souvislost mezi sexuální orientací a počtem neheterosexuálních příbuzných

Pro otestování souvislostí mezi sexuální orientací a příbuzností s neheterosexuálními členy rodiny v maternální i paternální linii jsme provedli několik multinomiálních logistických regresí, ve kterých byly jako prediktory neheterosexuální strýcové, tety, bratřanci a sestřenice. Také jsme do analýzy přidali celkový počet těchto příbuzných všech sexuálních orientací pro kontrolu analýzy na velikost rodiny (dle Schwartz et al., 2010). Jelikož jsme chtěli ukázat, jak se liší příbuznost s neheterosexuálními jedinci zvláště v maternální a paternální linii, nezahrnuli jsme do analýz sourozence, ale pouze zmíněné příbuzné, stejně jako to udělali Swift-Gallant et al. (2019) při analýze proporce familiality.

Zjistili jsme, že homosexuální muži uváděli více neheterosexuálních strýců, bratřanců a sestřenic v maternální linii (viz tabulka 13) a více neheterosexuálních bratřanců v paternální linii (viz tabulka 14), což se shoduje s výsledky předešlých studií (Bailey & Bell, 1993; Bailey & Pillard, 1991; Hamer et al., 1993; Pillard & Weinrich, 1986; Schwartz et al., 2010), ve kterých ale byl zájem především zaměřen na neheterosexuální sourozence. Avšak Schwartz et al. (2010) se zabývali i ostatními členy rodiny a jejich výsledky se shodují s našimi. U bisexuálních mužů jsme zjistili, že měli také více neheterosexuálních příbuzných v maternální i paternální linii, což se shoduje s výsledky zjištěnými v našem vzorku u homosexuálních mužů a mohlo by to naznačovat, že mužská bisexualita by mohla mít stejné koreláty jako mužská homosexualita, avšak žádná z předešlých studií se nevěnovala bisexuálním mužům. Stejně tak se předešlé studie nevěnovaly asexuálním a pansexuálním mužům. Zjistili jsme, že asexuální muži uváděli více neheterosexuálních bratřanců v maternální linii a neheterosexuálních sestřenic v paternální linii. Jelikož jsme ale měli poměrně malý vzorek asexuálních mužů ($N = 26$, viz tabulka 1), je

potřeba interpretovat tyto výsledky opatrně. Podobně na tom jsou výsledky ohledně pansexuálních mužů ($N = 81$, viz tabulka 1), u kterých jsme zjistili více neheterosexuálních sestřenic v maternální linii, ale ne v paternální linii. Tyto výsledky mimo jiné ukazují rozdíly mezi bisexuálními a pansexuálními muži, kteří bývají někdy v analýzách zařazeni do společné kategorie nebo bývají úplně vyřazeni.

U žen jsme zjistili, že homosexuální ženy neuváděly signifikantně více neheterosexuálních příbuzných v maternální (viz tabulka 15) ani paternální linii (viz tabulka 16), což se liší od předešlých studií, které se homosexuálními ženami zabývaly (Bailey & Bell, 1993; Bailey & Benishay, 1993), je ale nutné podotknout, že tyto studie zjistily, že homosexuální ženy měly více neheterosexuálních sester, ale dalším příbuzným se nevěnovaly. U bisexuálních žen jsme zjistili více neheterosexuálních strýců a sestřenic v maternální linii, což se do jisté míry shoduje se studií, kterou provedli Pattatucci & Hamer (1995). Ti ale zjistili u bisexuálních žen více neheterosexuálních sestřenic v paternální linii. Naše výsledky také přinesly zjištění o pansexuálních ženách, kterým se dosavadní studie nevěnovaly. Zjistili jsme, že pansexuální ženy udávaly více neheterosexuálních tet a sestřenic v maternální a pouze neheterosexuálních tet v paternální linii.

Dále jsme analyzovali familialitu v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících. V mužském souboru jsme zjistili, že muži s exkluzivně homosexuální přitažlivostí měli více neheterosexuálních strýců, bratranců a sestřenic v maternální linii (viz tabulka 17) a více neheterosexuálních bratranců v paternální linii (viz tabulka 18) než muži s exkluzivně heterosexuální přitažlivostí. Tyto výsledky se shodují s našimi výsledky u sebeidentifikovaných homosexuálních a bisexuálních mužů a jsou také v souladu s předešlými výzkumy (Bailey & Bell, 1993; Bailey & Pillard, 1991; Hamer et al., 1993; Pillard & Weinrich, 1986; Schwartz et al., 2010). Podobné výsledky jsme našli také u mužů s predominantně homosexuální přitažlivostí. Muži s bisexuální přitažlivostí měli více neheterosexuálních strýců a bratranců v maternální linii a více neheterosexuálních bratranců v paternální linii, což se také shoduje s výsledky ohledně sebeidentifikované sexuální orientace v našem vzorku. Tyto výsledky jasně ukazují podobnost mezi muži s homosexuální a bisexuální přitažlivostí, co se týče příbuznosti s neheterosexuálními členy rodiny, kterou jsme objevili také při sebeidentifikované sexuální orientaci.

V ženském podsouboru jsme zjistili, že ženy s predominantně homosexuální přitažlivostí měly více neheterosexuálních sestřenic v maternální linii (viz tabulka 19) a více neheterosexuálních strýců a sestřenic v paternální linii (viz tabulka 20), což se shoduje s výsledky

sebeidentifikovaných bisexuálních žen v našem vzorku, ale pouze podle maternální linie. Tento výsledek se také shoduje s předešlými studiemi, které ale zjistily více neheterosexuálních sourozenců u homosexuálních žen (Bailey & Bell, 1993; Bailey & Benishay, 1993). Navíc se tento výsledek z části shoduje se studií, kterou provedli Pattatucci & Hamer (1995) a zjistili, že neheterosexuální ženy měly více neheterosexuálních sestřenic v paternální linii. Co se týče výsledků ohledně žen s bisexuální přitažlivostí, měly více neheterosexuálních sestřenic v maternální, ale ne paternální linii, což se zčásti shoduje s výsledky žen s predominantně homosexuální přitažlivostí a také sebeidentifikovaných bisexuálních žen. S tím se také shodují zjištění u žen s predominantně heterosexuální orientací.

Jak vyplývá z těchto výsledků, podpořili jsme zjištění předešlých studií, podle kterých mají homosexuální muži více neheterosexuálních příbuzných v maternální i paternální linii než heterosexuální muži (Schwartz et al., 2010). Toto zjištění jsme také rozšířili o bisexuální muže, u kterých se na základě těchto výsledků zdá, že by mohla jejich sexuální orientace mít obdobné genetické pozadí jako u homosexuálních mužů. Přinesli jsme ale také nová zjištění u minoritních sexuálních orientací, ke kterým patří asexualita a pansexualita. V ženském souboru jsme nepodpořili předešlé výsledky u homosexuálních žen (Bailey & Bell, 1993; Bailey & Benishay, 1993), ale naše zjištění u bisexuálních žen odpovídají zjištěním u homosexuálních žen z předešlých studií. Výsledky v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících víceméně odpovídají zjištěním u homosexuálních a bisexuálních mužů, ale u žen odpovídají tyto výsledky pouze zjištěním u bisexuálních žen. Je ale potřeba podotknout, že v našem vzorku se většina žen označila jako bisexuální (viz tabulka 2). Z našich výsledků je zřejmé, že neheterosexuální muži i ženy mají více neheterosexuálních příbuzných mužského i ženského pohlaví v maternální i paternální linii, což se dá vysvětlit tak, že když má jedinec neheterosexuální příbuzné, bude mít větší pravděpodobnost, že sám bude také neheterosexuální. Tyto výsledky by mohly naznačovat, že sexuální orientace by mohla mít genetickou komponentu a mohla by být dědičná v maternální i paternální linii u mužů, ale i u žen, což naznačují předešlé výzkumy (Hamer et al., 1993; Hu et al., 1995; Ramagopalan et al., 2010; Sanders et al., 2015, 2017). Vyšší udaný počet neheterosexuálních příbuzných u neheterosexuálních jedinců může být ale také do jisté míry způsoben tím, že neheterosexuální jedinci si mohou více všimnout jiných neheterosexuálních jedinců nebo jim mohou přisuzovat neheterosexuální orientaci.

6.5. Souvislost mezi sexuální orientací a dětskou genderovou nonkonformitou

Při analýze dětské genderové nonkonformity jsme zjistili, že homosexuální muži byli nejvíce genderově nonkonformní, následováni bisexuálními muži a posléze heterosexuálními muži. Vyšší genderová nonkonformita u homosexuálních mužů se dá vysvětlit tak, že tito muži častěji vykazují behaviorální charakteristiky chování, které jsou bližší opačnému pohlaví, zatímco heterosexuální muži vykazují charakteristiky chování typické pro muže v dané společnosti (Bártová et al., 2016). Jinou definicí lze genderovou nonkonformitu vysvětlit jako míru, v níž se chování a zájmy daného jedince odchylojí od daných norem pro maskulinitu a femininitu v dané společnosti (Diamond et al., 2015). Bisexuální muži se nachází uprostřed, což může být vysvětleno tím, že jelikož je přitahují obě pohlaví, vykazují behaviorální charakteristiky typické jak pro muže, tak pro ženy. Naše výsledky jsou v souladu s některými předchozími studiemi, které se retrospektivně měřenou genderovou nonkonformitou zabývaly (Cardoso, 2009; Gómez Jiménez et al., 2020; Lippa, 2008b; Petterson et al., 2017). Gómez Jiménez et al. (2020) zjistili, že androfilní muži (přitahují je muži) vykazovali častější behaviorální charakteristiky typické pro ženy než gynefilní muži (přitahují je ženy) ($d = 1,48$), což je srovnatelné s rozdílem mezi homosexuálními a heterosexuálními muži, který jsme zjistili v našem vzorku ($d = 1,14$). Cardoso (2009), který testoval genderovou nonkonformitu pomocí sedmi jednotlivých položek, mezi které patřilo například hraní si s děvčaty nebo nízká frekvence sportu. Ve svých výsledcích neuvádí celkový skóre ze všech sedmi položek, ale jednotlivé dílčí výsledky ukazují, že homosexuální muži vykazovali vyšší míru genderové nonkonformity, následováni bisexuálními muži a následně heterosexuálními muži, což odpovídá výsledkům, které jsme zjistili my. Vyšší genderovou nonkonformitu u homosexuálních mužů také potvrzují Swift-Gallant et al. (2018) nebo Rahman et al. (2012). U ženského vzorku jsme zjistili podobné rozdíly jako u mužů, tedy homosexuální ženy byly nejvíce genderově nonkonformní a heterosexuální ženy nejméně genderově nonkonformní. Bisexuální ženy vykazovaly střední míru genderové nonkonformity. Tyto výsledky jsou v souladu například se studií, kterou provedl Lippa (2008b), který měl vzorek 343 heterosexuálních žen a 197 homosexuálních žen a zjistil, že homosexuální ženy vykazovaly vyšší míru genderové nonkonformity než heterosexuální ženy. Vyšší genderovou nonkonformitu u homosexuálních žen oproti heterosexuálním ženám také zjistili Petterson et al. (2017).

V našem vzorku jsme měli také jedince méně častých sexuálních orientací, kterými byli asexuálové a pansexuálové. Pansexuální a asexuální muži byli v zásadě podobně genderově nonkonformní jako homosexuální muži. Zjistili jsme ale, že pansexuální muži navíc vykazovali vyšší genderovou nonkonformitu než bisexuální muži ($d = 0,54$). Asexuální muži měli také

vyšší genderovou nonkonformitu než bisexuální muži ($d = 0,67$), tento výsledek ale nebyl statisticky signifikantní. Je ale důležité podotknout, že kvůli nízkým počtům jedinců těchto dvou sexuálních orientací mají výsledky horší kvalitu odhadu střední hodnoty. U žen bylo zjištěno, že pansexuální a asexuální ženy skórovaly v dětské genderové nonkonformitě podobně jako bisexuální ženy, tedy mezi homosexuálními a heterosexuálními ženami. Navíc bylo zjištěno, že pansexuální ženy měly o něco vyšší genderovou nonkonformitu než bisexuální ženy ($d = 0,18$). Tato práce je teprve druhou, která se zabývala genderovou nonkonformitou u pansexuálních a asexuálních jedinců. Timmins et al. (2021) zjistili, že asexuální jedinci měli vyšší skóre genderové nonkonformity než heterosexuální jedinci ($d = 0,67$), stejně jako pansexuální jedinci ($d = 0,83$). V jejich porovnání se také ukázalo, že pansexuální i asexuální jedinci měli vyšší průměrnou dětskou genderovou nonkonformitu než bisexuální jedinci ($d = 0,50$; respektive $d = 0,33$), což je v souladu s našimi výsledky, i když u nás rozdíl v genderové nonkonformitě mezi asexuálními a bisexuálními muži a ženami nevyšel statisticky signifikantní (viz graf č.4).

Následně jsme také dětskou genderovou nonkonformitu analyzovali podle sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících, abychom ukázali, jak se může genderová nonkonformita lišit na škále sexuální přitažlivosti. Zjistili jsme narůstající dětskou genderovou nonkonformitu s rostoucí homosexuální přitažlivostí, a to jak u mužů, tak u žen (viz graf č.5). V mužském vzorku ale nebyl nalezen rozdíl mezi muži s přitažlivostí převážně k mužům (predominantně homosexuální přitažlivost) a pouze k mužům (exkluzivně homosexuální přitažlivost), zatímco u žen je patrné, že ženy s exkluzivně homosexuální přitažlivostí měly vyšší genderovou nonkonformitu než ženy s predominantně homosexuální přitažlivostí. Tyto výsledky jasně ukazují, že homosexuální jedinci mají nejvyšší genderovou nonkonformitu, následovani bisexuálními a posléze heterosexuálními jedinci, což je v souladu s ostatními studiemi, které se dětskou genderovou nonkonformitou zabývaly (Cardoso, 2009; Gómez Jiménez et al., 2020; Timmins et al., 2021). Navíc naše výsledky při použití škály sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících ukázaly rozdíly mezi predominantně a exkluzivně homosexuální přitažlivostí a mezi predominantně a exkluzivně heterosexuální přitažlivostí, které jsou při kategorizaci sexuální orientace často seskupovány do méně kategorií. Chtěli bychom tímto poukázat na to, že měřená proměnná se může lišit při použití sebeidentifikované sexuální orientace a sexuální přitažlivosti. Sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících má výhodu v tom, že ukazuje rozdíly v dětské genderové nonkonformitě na škále, která má takřka lineární růst. Na druhou stranu ale sebeidentifikovaná sexuální orientace umožňuje testovat méně časté sexuální

orientace, kterými jsou například pansexualita, která může být při testování sexuální přitažlivosti někdy zaměňována s bisexualitou (Perrotta, 2021), nebo asexualita, kdy asexuální jedinci cítí obvykle nízkou sexuální přitažlivost, a tak mohou být z této škály vyřazeni (Antonsen et al., 2020; Saewyc et al., 2004).

6.6. Souvislost mezi sexuální orientací a maskulinitou a femininitou

Sebehodnocená maskulinita a femininita jsou často ve výzkumech používány jako prediktory genderové nonkonformity v dospělosti (Lippa, 2008a; Zheng et al., 2011). Z předešlých výzkumů vyplývá, že homosexuální muži sami sebe hodnotili jako méně maskulinní a více femininní než heterosexuální muži a homosexuální ženy se naopak hodnotí jako méně femininní a více maskulinní než heterosexuální ženy (Zheng et al., 2011). Lippa (2008a) navíc zjistil, že heterosexuální muži se hodnotili jako více maskulinní než homosexuální a bisexuální muži, ale zároveň se homosexuální muži hodnotili jako více maskulinní než bisexuální muži. V naší studii jsme použili pro testování sebehodnocené maskulinity a femininity 30položkovou verzi Bemové inventáře (Bem, 1974), ve kterém participanti hodnotí, jak je jednotlivé výroky vystihují. Deset výroků měří psychologickou maskulinitu, 10 psychologickou femininitu a následně se zde nachází 10 neutrálních výroků.

Nenašli jsme žádné statisticky významné rozdíly v Bemové maskulinitě u mužů různých sexuálních orientací, i když asexuální a pansexuální muži měli průměrně nižší skóre (viz graf č.6), ale tyto rozdíly nebyly statisticky signifikantní, což je shodný výsledek jako našli Zheng et al. (2011). Meyer et al. (2001) ale na rozdíl od nás zjistili ve svém výzkumu signifikantní rozdíly v maskulinitě mezi homosexuálními a heterosexuálními muži. U žen jsme zjistili, že asexuální ženy měly nižší Bemové maskulinitu než ženy ostatních sexuálních orientací, což se liší od studie, kterou provedli Zheng et al. (2011) a zjistili, že homosexuální ženy měly vyšší Bemové maskulinitu než heterosexuální ženy. Stejný výsledek zjistili také Meyer et al. (2001).

Při analýze Bemové maskulinity v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících jsme zjistili signifikantní rozdíly pouze v ženském souboru, kdy ženy s přitažlivostí pouze k ženám (exkluzivně homosexuální přitažlivost) měly vyšší Bemové maskulinitu než ženy s přitažlivostí pouze k mužům (exkluzivně heterosexuální přitažlivost) a ženy s přitažlivostí převážně k mužům (predominantně heterosexuální přitažlivost). Tyto výsledky jsou prakticky shodné se studií, kterou provedli Zheng et al. (2011) a Meyer et al. (2001).

Co se týče Bemové femininity, zjistili jsme, že homosexuální muži dosahovali statisticky signifikantně vyššího skóru než heterosexuální muži, což se shoduje s předchozími studii (Lippa, 2008a; Meyer et al., 2001; Zheng et al., 2011), ale nenašli jsme rozdíly mezi homosexuálními a bisexuálními muži, které byly v předchozích výzkumech nalezeny. V ženském souboru jsme zjistili nižší Bemové femininitu u asexuálních žen oproti ženám ostatních sexuálních orientací a zároveň jsme zjistili nižší Bemové femininitu u bisexuálních žen oproti heterosexuálním ženám.

Bemové femininita v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících přinesla zajímavé výsledky v mužském souboru. Zjistili jsme, že muži s predominantně homosexuální a exkluzivně homosexuální přitažlivostí měli vyšší Bemové femininitu než muži s predominantně heterosexuální a exkluzivně heterosexuální orientací. Tyto výsledky jsou prakticky shodné s výsledky, které našli Meyer et al. (2001), Zheng et al. (2011) nebo Lippa (2008a) a také s výsledky našich analýz v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci. Nenalezli jsme ale očekávané rozdíly mezi jednotlivými stupni sexuální přitažlivosti, pouze jsme potvrdili rozdíl mezi homosexuální a heterosexuální orientací. U žen jsme zjistili, že ženy s přitažlivostí pouze k mužům měly vyšší Bemové femininitu než ženy s přitažlivostí k mužům i ženám a ženy s přitažlivostí převážně k ženám. S ohledem na sexuální orientaci se dají tyto výsledky interpretovat tak, že ženy s heterosexuální orientací mají vyšší Bemové femininitu než ženy s bisexuální a homosexuální orientací, což se z části shoduje se zjištěním ohledně Bemové femininity u žen na základě sebeidentifikované sexuální orientace v našem vzorku a také s předchozími studii (Meyer et al., 2001; Zheng et al., 2011).

V kontextu Bemové maskulinity a femininity je třeba podotknout, že tento inventář pohlavních rolí byl původně sestaven tak, aby popisoval tehdejší stereotypy o mužích a ženách v USA (Bem, 1974). Dá se tedy předpokládat, že tehdejší stereotypy neodpovídají současnosti a zároveň nemusí být relevantní pro střední Evropu (Vranka, 2014). To může být jeden z důvodů, kvůli kterým jsme nenašli všechny očekávané rozdíly v maskulinitě a femininitě, které typicky představují měřítko genderové nonkonformity v dospělosti.

6.7. Souvislost mezi sexuální orientací a preferencí povolání

Dalším obecně používaným měřítkem pro genderovou nonkonformitu v dospělosti jsou otázky na preferovaná povolání a aktivity. Jak ukazují předchozí studie, heterosexuální muži často preferují více povolání, které je v dané společnosti považováno za více maskuliní (např.

automechanik) než homosexuální muži, kteří často preferují a následně mohou i vykonávat povolání, které je v dané společnosti považováno za více femininní (např. učitel tance). Podobný rozdíl byl nalezen u žen, kdy bylo zjištěno, že homosexuální ženy častěji preferují maskulinnější povolání a aktivity než heterosexuální ženy (Lippa, 2005, 2008a). V některých předešlých studiích byla maskulinní i femininní povolání hodnocena na jedné škále a následný vyšší skór znamenal obecně vyšší preference maskulinnějších povolání a nižší skór znamenal vyšší preferenci femininnějších povolání (Lippa, 2008a). V našem případě jsme ale použili 2 škály pro oddělení preferencí maskulinních a femininních povolání po vzoru Swift-Gallant et al. (2019).

Zjistili jsme, že heterosexuální muži měli nejvyšší preference pro vykonávání maskulinních povolání, následováni bisexuálními muži a následně homosexuálními muži, což se shoduje s výsledky, které našel Lippa (2008a), který ovšem porovnával pouze homosexuály a heterosexuály. Podobné rozdíly mezi homosexuálními a heterosexuálními muži našli také Bártová et al. (2017) nebo Ellis et al. (2012), kteří navíc zjistili, že bisexuální muži se nacházeli uprostřed, jejich výsledky ale na rozdíl od našich nebyly statisticky signifikantní. Naše výsledky se ale shodují s výsledky studie, kterou provedli Sadr-Bazzaz et al. (2024), kteří potvrzují vyšší preference pro maskulinní povolání u heterosexuálních mužů oproti homosexuálním mužům a zároveň potvrzují vyšší preference pro maskulinní povolání u bisexuálních mužů oproti homosexuálním mužům. Mezi důležitá zjištění, které náš výzkum přinesl, patří také výsledky analýz ohledně pansexuálních a asexuálních mužů, které předešlé výzkumy týkající se preferencí povolání a aktivit dosud netestovaly. Zjistili jsme, že pansexuální a asexuální muži preferovali méně vykonávání maskulinních povolání než heterosexuální muži, ale signifikantně se nelišili od mužů ostatních sexuálních orientací. Tyto výsledky je ale potřeba interpretovat opatrně kvůli menšímu počtu jedinců v těchto kategoriích. U žen jsme zjistili, že asexuální a homosexuální ženy preferovaly více maskulinní povolání než heterosexuální a bisexuální ženy. Nalezený rozdíl mezi homosexuálními a heterosexuálními ženami se shoduje s výsledky předchozích studií (Lippa, 2005, 2008a; Sadr-Bazzaz et al., 2024). Naše výsledky ohledně asexuálních žen ale nemůžeme porovnat, jelikož žádné předchozí studie netestovaly genderovou nonkonformitu u asexuálních žen. Naše výsledky ale ukazují, že asexuální ženy, stejně jako homosexuální ženy, se více vymykají typickým stereotypním standardům než bisexuální nebo pansexuální ženy.

Při analýze preferencí maskulinních povolání v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících jsme zjistili, že muži s exkluzivně a predominantně heterosexuální orientací

preferovali více maskulinní povolání než muži s bisexuální nebo homosexuální přitažlivostí, což se shoduje s naším zjištěným rozdílem u sebeidentifikované sexuální orientace, ale nebyly potvrzeny výsledky u bisexuální orientace, které byly u sebeidentifikované sexuální orientace nalezeny. Tyto výsledky také souhlasí s předešlymi studii, které zjistily rozdíly mezi heterosexuálními a homosexuálními muži (Lippa, 2005, 2008a; Sadr-Bazzaz et al., 2024). U žen s exkluzivně a predominantně heterosexuální přitažlivostí jsme zjistili nižší preference maskulinních povolání oproti ženám s exkluzivně a predominantně homosexuální přitažlivostí, což se shoduje s našimi výsledky v závislosti na sebeidentifikované sexuální orientaci a také s předešlymi studii (Lippa, 2005, 2008a; Sadr-Bazzaz et al., 2024). Také jsme zjistili, že ženy s exkluzivně homosexuální orientací více preferovaly maskulinní povolání než ženy s bisexuální orientací, což odpovídá rozdílům mezi bisexuálními a homosexuálními ženami v našich analýzách podle sebeidentifikace a také se studií, kterou provedli Sadr-Bazzaz et al. (2024).

Neméně zajímavé výsledky přinesla naše analýza preference femininních povolání. Zjistili jsme vyšší preference pro femininní povolání u homosexuálních a pansexuálních mužů, následovaných bisexuálními muži a posléze heterosexuálními muži. Rozdíly mezi homosexuálními a heterosexuálními muži jsou v souladu s předešlymi výzkumy (Lippa, 2005, 2008a; Sadr-Bazzaz et al., 2024). Nalezené rozdíly mezi bisexuálními a homosexuálními muži jsou navíc v souladu se studii, které provedli Sadr-Bazzaz et al. (2024) a Ellis et al. (2012). Žádná předchozí studie netestovala preference povolání u pansexuálních mužů, ale naše výsledky ukazují, že by jedinci této sexuální orientace neměli být slučováni s bisexuálními jedinci do jedné skupiny, k čemuž v některých studiích dochází. V ženském vzorku jsme zjistili vyšší preference femininních povolání u heterosexuálních, bisexuálních a pansexuálních žen, které byly následovány asexuálními ženami a nejnižší preference pro vykonávání femininních povolání měly homosexuální ženy. Naše výsledky se zčásti shodují s předešlymi studii, které našly podobné rozdíly mezi homosexuálními a heterosexuálními ženami (Lippa, 2005, 2008a), ale Sadr-Bazzaz et al. (2024) k tomu ještě našli rozdíly mezi heterosexuálními a bisexuálními ženami, zatímco Ellis et al. (2012) na druhou stranu žádné signifikantní rozdíly u žen nenalezli. Zajímavá jsou naše zjištění ohledně asexuálních žen, které se v preferenci femininních povolání umístily mezi, což může být znovu vysvětleno tím, že asexuální ženy se mohou více vymykat typickým stereotypním rozdílům v preferenci povolání než heterosexuální, bisexuální nebo pansexuální ženy.

Analýza preferencí femininních povolání v závislosti na sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících ukázala, že muži s exkluzivně heterosexuální přitažlivostí nejméně preferovali vykonávání femininních povolání, zatímco muži s exkluzivně a predominantně homosexuální přitažlivostí preferovali femininní povolání nejvíce. Muži s predominantně heterosexuální přitažlivostí se nacházeli uprostřed, což z části odpovídá rozdílům mezi heterosexuálními, bisexuálními a homosexuálními muži v našich analýzách provedených na základě sebeidentifikované sexuální orientace. Tyto výsledky jsou také v souladu s předchozími studii (Ellis et al., 2012; Sadr-Bazzaz et al., 2024) a také s dalšími, které ale netestovaly bisexuální muže (Lippa, 2005, 2008a).

V ženském souboru jsme zjistili nejnižší preferenci femininních povolání u žen s exkluzivně homosexuální přitažlivostí, což odpovídá předešlým studiím (Lippa, 2005, 2008a; Sadr-Bazzaz et al., 2024) a také našim výsledkům na základě sebeidentifikované sexuální orientace. Překvapivé bylo ale zjištění, že ženy s predominantně homosexuální přitažlivostí se nacházely mezi, což by odpovídalo rozdílům nalezených ve studii, kterou provedli Sadr-Bazzaz et al. (2024) a zjistili, že bisexuální ženy se v jejich vzorku nacházely mezi heterosexuálními a homosexuálními ženami. Je ale potřeba podotknout, že ženy s predominantně heterosexuální nebo bisexuální přitažlivostí měly v našem vzorku podobnou míru preference femininních povolání jako ženy s exkluzivně heterosexuální orientací a je možné, že klesající preference femininních povolání u žen s predominantně homosexuální přitažlivostí je způsoben narůstající přitažlivostí k ženám, která se blíží exkluzivně homosexuální orientaci, zatímco bisexuální a predominantně heterosexuální přitažlivost u žen jsou podobnější exkluzivně heterosexuální orientaci. Je ale také nutné podotknout, že toto rozdělení sleduje sexuální přitažlivost v posledních 12 měsících, která může být v některých případech odlišná od sebedefinované sexuální orientace nebo sebehodnocené sexuální přitažlivosti například z důvodu nenalezení vhodného partnera v posledním roce (Saewyc et al., 2004).

O škálách měřících preference maskulinních a femininních povolání lze obecně říct, že jsou vhodnější pro měření genderové nonkonformity v dospělosti než Bemové inventář pohlavních rolí (Bem, 1974), který je silně ovlivněn soudobými stereotypními genderovými předsudky (Vranka, 2014). Výsledky preference maskulinních a femininních povolání se v některých ohledech shodují s našimi výsledky ohledně dětské genderové nonkonformity (Zucker et al., 2006) a ukazují souvislost mezi genderovou nonkonformitou v dospělosti a v dětství, kterou potvrdily předešlé výzkumy (Rieger et al., 2008; Rieger & Savin-Williams, 2012; Swift-Gallant et al., 2018). Z našich vypočítaných korelací (viz konec Výsledků) je jasně zřetelné, že škály

měřící maskulinní a femininní povolání souvisí více s dětskou genderovou nonkonformitou než Bemové inventář pohlavních rolí.

6.8. Limitace práce

Tato práce má celou řadu silných stránek, mezi které patří například velký vzorek participantů, který přesáhl 8000 jedinců. Dalším kladem je zahrnutí jedinců méně častých sexuálních orientací, kterými jsou asexualita a pansexualita. Díky velkému množství participantů se nám také podařilo získat dostatek odpovědí pro replikaci nedávného postupu pro testování různých vývojových trajektorií vzniku sexuální orientace pomocí latentní profilové analýzy, která je základem této práce.

Kromě kladů je ale také potřeba zmínit několik limitací. Mezi jednu z nich patří označení pohlaví participantů na základě pohlaví určeného při narození bez ohledu na gender jedinců, což může negativně ovlivnit následné výsledky, jelikož trans jedinci mohou vykazovat vyšší genderovou nonkonformitu. Vzhledem k relativně nízkému počtu trans jedinců v našem vzorku (trans ženy, $N = 32$; trans muži, $N = 143$) by to ale na většinu výsledků nemělo mít vliv. Tento postup byl ale použit v rámci replikace, protože Swift-Gallant et al. (2019) také použili pro popis pohlaví pouze pohlaví určené při narození. Pro přesnější výsledky by bylo vhodné v budoucích studiích zahrnout data pouze od cis jedinců (např. muži, kteří se identifikují jako muži).

Další limitace je způsobena cíleným náborem neheterosexuálních mužů a žen. Jelikož byl dotazník především sdílen mezi skupinami sdružujícími LGBT+ jedince, je možné předpokládat, že lidé, kteří jsou aktivní v těchto skupinách, mohou mít odlišné vzorce chování než muži a ženy sexuálních menšin, kteří se v těchto internetových skupinách nepohybují. Mohl tak vzniknout tzv. sampling bias, který mohl způsobit některé nalezené rozdíly. Jelikož náš vzorek obsahuje vysoký počet neheterosexuálních jedinců oproti heterosexuálním jedincům, nereflktují naše výsledky většinovou populaci. Kvůli sdílení dotazníku v LGBT+ skupinách mohou také heterosexuální jedinci v našich datech vykazovat jiné charakteristiky chování než heterosexuální muži a ženy ve většinové populaci.

Další nevýhodou je použití Bemové maskulinity a femininity jako nástrojů k měření genderové nonkonformity v dospělosti, protože se ukazuje, že tyto dotazníky nejsou vhodné, jelikož jsou ovlivněny soudobými stereotypními genderovými předsudky a nemusí tak plně reflektovat rozdíly v genderové nonkonformitě mezi jedinci různých sexuálních orientací. Tyto dotazníky byly ale použity z důvodu replikace původní studie od Swift-Gallant et al. (2019).

Mezi další limitace patří také použití označení sexuální orientace jako sebeidentifikace. Toto označení sexuální orientace může totiž často podléhat zkreslení, kdy se mohou lidé označit jako heterosexuální, a přitom vykazovat známky homosexuální přitažlivosti. Stejným způsobem se mohou lidé s homosexuální přitažlivostí označit jako bisexuální (Semon et al., 2017). Vhodnějším měřítkem sexuální orientace proto bývá přitažlivost k mužům a ženám nebo sexuální přitažlivost a sexuální chování v posledních 12 měsících. Při těchto metodách se ale dají těžce identifikovat méně čtené sexuální orientace jako je pansexualita nebo asexualita. V této práci jsme ale kromě sebeidentifikované sexuální orientaci použili také škálu sexuální přitažlivosti v posledních 12 měsících a následné výsledky srovnali mezi sebou.

7. Závěr

Tato práce si kladla za cíl replikovat postup nedávné studie, kterou provedli Swift-Gallant et al. (2019) a zjistili možné rozdělení neheterosexuálních mužů do čtyř podskupin popisujících různé vývojové trajektorie vzniku sexuální orientace. Dalším cílem bylo otestovat přítomnost biologických markerů u jedinců různých sexuálních orientací nezávisle na sobě. Posledním cílem bylo zjistit rozdíly ve vybraných osobnostních charakteristikách mezi jedinci různých sexuálních orientací.

Na rozdíl od předchozí studie se nám nepodařilo podpořit hypotézu o existenci podskupin, která by mohla znamenat potenciální různé vývojové cesty vzniku mužské homosexuality. Stejným postupem jsme zjistili, že ani ženy nelze rozdělit do podskupin, které by ukazovaly na různé vývojové trajektorie. Na základě těchto výsledků nemůžeme podpořit více různých vývojových cest vzniku sexuální orientace u mužů ani u žen. Naše výsledky naopak spíše ukazují, že pro vznik sexuální orientace existuje jedna vývojová trajektorie, která může být ovlivněna imunologickými, hormonálními a genetickými faktory, které se navzájem nevylučují.

Při testování biomarkerů biologických teorií vzniku homosexuality nezávisle na sobě jsme ale z části podpořili předešlá zjištění. Nalezli jsme efekt starších bratrů u homosexuálních, bisexuálních a pansexuálních mužů (muži těchto sexuálních orientací mají více starších bratrů než heterosexuální muži). Tento efekt jsme také potvrdili u mužů s predominantně homosexuální orientací a částečně i u mužů s exkluzivně homosexuální orientací. Nepotvrdili jsme ale přítomnost efektu starších bratrů u žen, který byl v několika recentních studiích nalezen (Ablaza et al., 2022; Blanchard, 2022). Tento jev je často vysvětlován specifickou imunitní odpovědí mezi matkou a embryem mužského pohlaví, při níž matka tvoří protilátky vůči proteinům exprimovaným mužským embryem. Tato imunitní reakce by následně mohla ovlivňovat vývoj mužské, ale podle nedávných studií i ženské sexuální orientace. Jelikož jsme našli efekt starších bratrů pouze u mužů, podporujeme tuto hypotézu u mužů, ale ne u žen.

Dále jsme zjistili, že homosexuální muži jsou častěji extrémně pravorucí, což je v souladu se studiemi, které testovaly kategoriální rukovost pomocí logistické regrese (Bogaert, 2007; Kishida & Rahman, 2015; Skorska et al., 2020). Kromě toho jsme také zjistili častější ambidextrii u bisexuálních, homosexuálních a pansexuálních mužů. Naše analýza na základě sexuální přitažlivosti byla v souladu s těmito zjištěními, jelikož jsme našli extrémní pravorukost také u mužů s exkluzivně homosexuální orientací. Nalezená extrémní pravorukost u mužů s bisexuální orientací ale nelze být tak jednoduše vysvětlena, jelikož u sebeidentifikovaných

bisexuálních mužů nalezena nebyla. Naše výsledky ohledně ambidextrie jsou v souladu s výsledky předešlých studií, které zjistily častější nepravorukost u homosexuálních mužů. Tyto výsledky naznačují, že u homosexuálních mužů je větší variabilita v rukovosti oproti heterosexuálním mužům. Ta by mohla být způsobena nižším vystavením prenatálním androgenním hormonům. Na druhou stranu ale při analýze rukovosti jakožto ordinální proměnné jsme žádné rozdíly nenašli. U žen se výsledky zdají být konzistentnější. Zjistili jsme častější ambidextri u neheterosexuálních žen, a to v obou typech analýz. Podpořili jsme tak z části předchozí zjištění o častější nepravorukosti u neheterosexuálních žen, která by mohla být způsobovaná vyšším vystavením prenatálním androgenům. Ukázali jsme tak shodu v kategorických a ordinálních analýzách rukovosti u žen, ale ne u mužů.

Z výsledků předešlých studií vyplývá, že neheterosexuální muži a ženy mají více neheterosexuálních příbuzných, což může být způsobeno dědičností sexuální orientace. V naší studii jsme podobně zjistili, že homosexuální a bisexuální muži mají více neheterosexuálních příbuzných než heterosexuální muži, a tyto výsledky jsme také potvrdili u analýz v závislosti na sexuální přitažlivosti. U žen jsme zjistili více neheterosexuálních příbuzných u bisexuálních, ale ne homosexuálních žen. Je ale nutné podotknout, že většina žen v našem vzorku se označily jako bisexuální a je tedy možné, že jako bisexuální se někdy označily ženy, které vykazovaly predominantně nebo exkluzivně homosexuální přitažlivosti k ženám. Na základě těchto zjištění jsme podpořili předešlá zjištění o vyšším počtu neheterosexuálních příbuzných u neheterosexuálních jedinců, což by mohlo znamenat, že sexuální orientace by mohla mít genetickou komponentu a mohla by být dědičná v maternální, ale také paternální linii, což ukazují předešlé studie.

Ve shodě s předešlými výzkumy jsme také zaznamenali vyšší míru genderové nonkonformity u neheterosexuálních mužů a žen, kterou jsme potvrdili pomocí dětské genderové nonkonformity, ale také z části pomocí preferencí pro vykonávání maskulinních a femininních povolání, což je často považováno jako měřítko genderové nonkonformity v dospělosti. Naše výsledky ohledně Bemové maskulinity a femininity ale žádné významné rozdíly neukázaly, což může být způsobeno právě těmito dvěma dotazníky, které reflektují genderové stereotypní předsudky v době vytvoření dotazníků, které mohou být v dnešní době překonány, a bylo by vhodné používat jinou metodu pro měření genderové nonkonformity.

Jak vyplývá z našich výsledků, muži a ženy různých sexuálních orientací se liší v rukovosti (vyjadřující vliv prenatálních androgenů) a počtu neheterosexuálních příbuzných (vyjadřující vliv genetický vliv). Muži se také liší v počtu starších bratrů (vyjadřující vliv imunologické reakce

protilátek matky vůči mužským proteinům). Tyto výsledky podporují předešlá zjištění, až na efekt starších bratrů u žen, který jsme v našem vzorku nenašli. Na základě těchto biomarkerů ale nelze rozdělit muže ani ženy do podskupin, což by mohlo reflektovat různé vývojové cesty vzniku lidské sexuální orientace. Jak náš výzkum naznačuje, na vzniku sexuální orientace se zřejmě podílí genetické, hormonální i imunologické faktory, které spolu mohou souviset a tvořit jednu vývojovou trajektorii vzniku sexuální orientace.

8. Seznam literatury

- Ablaza, C., Kabátek, J., & Perales, F. (2022). Are Sibship Characteristics Predictive of Same Sex Marriage? An Examination of Fraternal Birth Order and Female Fecundity Effects in Population-level Administrative Data from the Netherlands. *The Journal of Sex Research, 59*(6), 671–683.
<https://doi.org/10.1080/00224499.2021.1974330>
- Annett, M. (1970). A Classification of Hand Preference by Association Analysis. *British Journal of Psychology, 61*(3), 303–321.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.1970.tb01248.x>
- Antonsen, A. N., Zdaniuk, B., Yule, M., & Brotto, L. A. (2020). Ace and Aro: Understanding Differences in Romantic Attractions Among Persons Identifying as Asexual. *Archives of Sexual Behavior, 49*(5), 1615–1630.
<https://doi.org/10.1007/s10508-019-01600-1>
- Apostolou, M. (2020). Does Fraternal Birth Order Predict Male Homosexuality, Bisexuality, and Heterosexual Orientation with Same-Sex Attraction? Evidence from a Greek-Speaking Sample from Greece. *Archives of Sexual Behavior, 49*(2), 575–579.
<https://doi.org/10.1007/s10508-019-01466-3>
- Bailey, J. M., & Bell, A. P. (1993). Familiarity of Female and Male Homosexuality. *Behavior Genetics, 23*(4), 313–322.
<https://doi.org/10.1007/BF01067431>
- Bailey, J. M., & Benishay, D. S. (1993). Familial Aggregation of Female Sexual Orientation. *American Journal of Psychiatry, 150*(2), 272–277.
<https://doi.org/10.1176/ajp.150.2.272>
- Bailey, J. M., & Pillard, R. C. (1991). A Genetic Study of Male Sexual Orientation. *Archives of General Psychiatry, 48*(12), 1089.
<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1991.01810360053008>
- Bártová, K., Štěrbová, Z., Martinec Nováková, L., Binter, J., Varella, M. A. C., & Valentová, J. V. (2017). Homogamy in Masculinity–Femininity Is Positively Linked to Relationship Quality in Gay Male Couples from the Czech Republic. *Archives of Sexual Behavior, 46*(5), 1349–1359.
<https://doi.org/10.1007/s10508-016-0931-z>
- Bártová, K., Štěrbová, Z., & Valentová, J. V. (2016). Souvislost Genderové Nonkonformity a Mužské Homosexuální Orientace. *Československá Psychologie, 60*, 153–168.
- Baumeister, R. F. (2000). Gender Differences in Erotic Plasticity: The Female Sex Drive as Socially Flexible and Responsive. *Psychological Bulletin, 126*(3), 347–374.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.3.347>

- Beking, T., Geuze, R. H., & Groothuis, T. G. G. (2017). Investigating Effects of Steroid Hormones on Lateralization of Brain and Behavior (L. Rogers & G. Vallortigara, Eds.; pp. 633–666).
https://doi.org/10.1007/978-1-4939-6725-4_20
- Bem, S. L. (1974). The Measurement of Psychological Androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 42*(2), 155–162.
<https://doi.org/10.1037/h0036215>
- Blanchard, R. (2004). Quantitative and Theoretical Analyses of the Relation Between Older Brothers and Homosexuality in Men. *Journal of Theoretical Biology, 230*(2), 173–187.
<https://doi.org/10.1016/j.jtbi.2004.04.021>
- Blanchard, R. (2014). Detecting and Correcting for Family Size Differences in the Study of Sexual Orientation and Fraternal Birth Order. *Archives of Sexual Behavior, 43*(5), 845–852.
<https://doi.org/10.1007/s10508-013-0245-3>
- Blanchard, R. (2018). Fraternal Birth Order, Family Size, and Male Homosexuality: Meta-Analysis of Studies Spanning 25 Years. *Archives of Sexual Behavior, 47*(1), 1–15.
<https://doi.org/10.1007/s10508-017-1007-4>
- Blanchard, R. (2022). A Novel Method for Studying the Effect of Older Brothers on Sexual Orientation and Its Robustness to Stopping Rule Distortions. *The Journal of Sex Research, 59*(6), 684–689.
<https://doi.org/10.1080/00224499.2021.1984379>
- Blanchard, R. (2023). Studying Fraternal Birth Order in Homosexual Women and Bisexual Men. *Archives of Sexual Behavior, 52*(7), 2973–2978.
<https://doi.org/10.1007/s10508-022-02441-1>
- Blanchard, R., Beier, K. M., Gómez Jiménez, F. R., Grundmann, D., Krupp, J., Semenyna, S. W., & Vasey, P. L. (2021). Meta-Analyses of Fraternal and Sororal Birth Order Effects in Homosexual Pedophiles, Hebeephiles, and Teleiophiles. *Archives of Sexual Behavior, 50*(3), 779–796.
<https://doi.org/10.1007/s10508-020-01819-3>
- Blanchard, R., & Bogaert, A. F. (1996). Homosexuality in Men and Number of Older Brothers. *American Journal of Psychiatry, 153*(1), 27–31.
<https://doi.org/10.1176/ajp.153.1.27>
- Blanchard, R., & Klassen, P. (1997). H-Y Antigen and Homosexuality in Men. *Journal of Theoretical Biology, 185*(3), 373–378.
<https://doi.org/10.1006/jtbi.1996.0315>
- Blanchard, R., & Lippa, R. A. (2021). Reassessing the Effect of Older Sisters on Sexual Orientation in Men. *Archives of Sexual Behavior, 50*(3), 797–805.
<https://doi.org/10.1007/s10508-020-01840-6>

- Blanchard, R., Zucker, K. J., Siegelman, M., Dickey, R., & Klassen, P. (1998). The Relation of Birth Order to Sexual Orientation in Men and Women. *Journal of Biosocial Science*, 30(4), 511–519.
<https://doi.org/10.1017/S0021932098005112>
- Bogaert, A. F. (2003). Interaction of Older Brothers and Sex-Typing in the Prediction of Sexual Orientation in Men. *Archives of Sexual Behavior*, 32(2), 129–134.
<https://doi.org/10.1023/A:1022827524721>
- Bogaert, A. F. (2006). Biological Versus Nonbiological Older Brothers and Men's Sexual Orientation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103(28), 10771–10774.
<https://doi.org/10.1073/pnas.0511152103>
- Bogaert, A. F. (2007). Extreme Right-Handedness, Older Brothers, and Sexual Orientation in Men. *Neuropsychology*, 21(1), 141–148.
<https://doi.org/10.1037/0894-4105.21.1.141>
- Bogaert, A. F., & Blanchard, R. (1996). Handedness in Homosexual and Heterosexual Men in the Kinsey Interview Data. *Archives of Sexual Behavior*, 25(4), 373–378.
<https://doi.org/10.1007/BF02437580>
- Bogaert, A. F., Skorska, M. N., Wang, C., Gabrie, J., MacNeil, A. J., Hoffarth, M. R., VanderLaan, D. P., Zucker, K. J., & Blanchard, R. (2018). Male Homosexuality and Maternal Immune Responsivity to the Y-Linked Protein NLGN4Y. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(2), 302–306.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1705895114>
- Byne, W., Tobet, S., Mattiace, L. A., Lasco, M. S., Kemether, E., Edgar, M. A., Morgello, S., Buchsbaum, M. S., & Jones, L. B. (2001). The Interstitial Nuclei of the Human Anterior Hypothalamus: An Investigation of Variation with Sex, Sexual Orientation, and HIV Status. *Hormones and Behavior*, 40(2), 86–92.
<https://doi.org/10.1006/hbeh.2001.1680>
- Cardoso, F. L. (2009). Recalled Sex-typed Behavior in Childhood and Sports' Preferences in Adulthood of Heterosexual, Bisexual, and Homosexual Men from Brazil, Turkey, and Thailand. *Archives of Sexual Behavior*, 38(5), 726–736.
<https://doi.org/10.1007/s10508-008-9312-6>
- Cash, T. F., Morrow, J. A., Hrabosky, J. I., & Perry, A. A. (2004). How Has Body Image Changed? A Cross-Sectional Investigation of College Women and Men From 1983 to 2001. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 72(6), 1081–1089.
<https://doi.org/10.1037/0022-006X.72.6.1081>
- Chung, Y. B., & Katayama, M. (1996). Assessment of Sexual Orientation in Lesbian/Gay/Bisexual Studies. *Journal of Homosexuality*, 30(4), 49–62.
https://doi.org/10.1300/J082v30n04_03

- Cohen, K. M. (2002). Relationships Among Childhood Sex-Atypical Behavior, Spatial Ability, Handedness, and Sexual Orientation in Men. *Archives of Sexual Behavior, 31*(1), 129–143.
<https://doi.org/10.1023/A:1014043504661>
- Colley, A., Mulhern, G., Maltby, J., & Wood, A. M. (2009). The Short Form BSRI: Instrumentality, Expressiveness and Gender Associations Among a United Kingdom Sample. *Personality and Individual Differences, 46*(3), 384–387.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.11.005>
- Crocker, J., Luhtanen, R. K., Cooper, M. L., & Bouvrette, A. (2003). Contingencies of Self-Worth in College Students: Theory and Measurement. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(5), 894–908.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.5.894>
- Currin, J. M., Gibson, L., & Hubach, R. D. (2015). Multidimensional Assessment of Sexual Orientation and the Fraternal Birth Order Effect. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity, 2*(2), 113–122.
<https://doi.org/10.1037/sgd0000103>
- De Jonge, F. H., Louwerse, A. L., Ooms, M. P., Evers, P., Endert, E., & Van De Poll, N. E. (1989). Lesions of the SDN-POA Inhibit Sexual Behavior of Male Wistar Rats. *Brain Research Bulletin, 23*(6), 483–492.
[https://doi.org/10.1016/0361-9230\(89\)90194-9](https://doi.org/10.1016/0361-9230(89)90194-9)
- Diamond, L. M. (2003). What Does Sexual Orientation Orient? A Biobehavioral Model Distinguishing Romantic Love and Sexual Desire. *Psychological Review, 110*(1), 173–192.
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.110.1.173>
- Diamond, L. M. (2008). Female Bisexuality from Adolescence to Adulthood: Results from a 10-Year Longitudinal Study. *Developmental Psychology, 44*(1), 5–14.
<https://doi.org/10.1037/0012-1649.44.1.5>
- Diamond, L. M. (2016). Sexual Fluidity in Male and Females. *Current Sexual Health Reports, 8*(4), 249–256.
<https://doi.org/10.1007/s11930-016-0092-z>
- Diamond, L. M., Bonner, S. B., & Dickenson, J. (2015). The Development of Sexuality. In *Handbook of Child Psychology and Developmental Science* (pp. 1–44). Wiley.
<https://doi.org/10.1002/9781118963418.childpsy321>
- Diamond, M. (2009). Clinical Implications of the Organizational and Activational Effects of Hormones. *Hormones and Behavior, 55*(5), 621–632.
<https://doi.org/10.1016/j.yhbeh.2009.03.007>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*(1), 71–75.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13

- Drucker, D. J. (2012). Marking Sexuality from 0–6: The Kinsey Scale in Online Culture. *Sexuality & Culture, 16*(3), 241–262.
<https://doi.org/10.1007/s12119-011-9122-1>
- Ellis, L., & Ames, M. A. (1987). Neurohormonal Functioning and Sexual Orientation: a Theory of Homosexuality-Heterosexuality. *Psychological Bulletin, 101*(2), 233–258.
<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/2882536>
- Ellis, L., & Blanchard, R. (2001). Birth Order, Sibling Sex Ratio, and Maternal Miscarriages in Homosexual and Heterosexual Men and Women. *Personality and Individual Differences, 30*(4), 543–552.
[https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00051-9](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00051-9)
- Ellis, L., Ratnasingam, M., & Wheeler, M. (2012). Gender, Sexual Orientation, and Occupational Interests: Evidence of Their Interrelatedness. *Personality and Individual Differences, 53*(1), 64–69.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.02.008>
- Enders, C., & Bandalos, D. (2001). The Relative Performance of Full Information Maximum Likelihood Estimation for Missing Data in Structural Equation Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 8*(3), 430–457.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0803_5
- Forť, J., Kunc, B., Valentova, J. V., Bártová, K., & Hudáčová, K. (2024). Examining the Fraternal Birth Order Effect and Sexual Orientation: Insights from an East European Population. *Archives of Sexual Behavior*.
<https://doi.org/10.1007/s10508-024-02892-8>
- Geiser, C. (2013). *Data Analysis with Mplus*. The Guilford Press.
- Geschwind, N., & Galaburda, A. M. (1985). Cerebral lateralization: Biological mechanisms, associations, and pathology: I. A hypothesis and a program for research. *Archives of Neurology, 42*(5).
<https://doi.org/10.1001/archneur.1985.04060050026008>
- Gladue, B. A., & Bailey, M. J. (1995). Spatial Ability, Handedness, and Human Sexual Orientation. *Psychoneuroendocrinology, 20*(5), 487–497.
[https://doi.org/10.1016/0306-4530\(94\)00075-L](https://doi.org/10.1016/0306-4530(94)00075-L)
- Gómez Jiménez, F. R., Court, L., & Vasey, P. L. (2020). A Retrospective Study of Childhood Sex-Typed Behavior in Istmo Zapotec Men, Women, and Muxes. *Archives of Sexual Behavior, 49*(2), 467–477.
<https://doi.org/10.1007/s10508-019-01544-6>
- Hamer, D. H., Hu, S., Magnuson, V. L., Hu, N., & Pattatucci, A. M. L. (1993). A Linkage Between DNA Markers on the X Chromosome and Male Sexual Orientation. *Science, 261*(5119), 321–327.
<https://doi.org/10.1126/science.8332896>

- Hanukoglu, I. (1992). Steroidogenic Enzymes: Structure, Function, and Role in Regulation of Steroid Hormone Biosynthesis. *The Journal of Steroid Biochemistry and Molecular Biology*, 43(8), 779–804.
[https://doi.org/10.1016/0960-0760\(92\)90307-5](https://doi.org/10.1016/0960-0760(92)90307-5)
- Henley, C. L., Nunez, A. A., & Clemens, L. G. (2011). Hormones of Choice: The Neuroendocrinology of Partner Preference in Animals. In *Frontiers in Neuroendocrinology* (Vol. 32, Issue 2, pp. 146–154).
<https://doi.org/10.1016/j.yfrne.2011.02.010>
- Hines, M., & Shipley, C. (1984). Prenatal Exposure to Diethylstilbestrol (DES) and the Development of Sexually Dimorphic Cognitive Abilities and Cerebral Lateralization. *Developmental Psychology*, 20(1), 81–94.
<https://doi.org/10.1037/0012-1649.20.1.81>
- Holtzen, D. W. (1994). Handedness and Sexual Orientation. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 16(5), 702–712.
<https://doi.org/10.1080/01688639408402683>
- Hřebíčková, M., Jelínek, M., Blatný, M., Brom, C., Burešová, I., Graf, S., Mejzlíková, T., Vazsonyi, A. T., & Záborská, K. (2016). Big Five Inventory: Základní Psychometrické Charakteristiky České Verze BFI-44 a BFI-10. *Ceskoslovenska Psychologie*, 60(6), 567–583.
https://is.muni.cz/publication/1394443?zoomy_is=1
- Hu, S., Pattatucci, A. M. L., Patterson, C., Li, L., Fulker, D. W., Cherny, S. S., Kruglyak, L., & Hamer, D. H. (1995). Linkage Between Sexual Orientation and Chromosome Xq28 in Males but Not in Females. *Nature Genetics*, 11(3), 248–256.
<https://doi.org/10.1038/ng1195-248>
- Igartua, K., Thombs, B. D., Burgos, G., & Montoro, R. (2009). Concordance and Discrepancy in Sexual Identity, Attraction, and Behavior Among Adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 45(6), 602–608.
<https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2009.03.019>
- Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2014). Introducing the Short Dark Triad (SD3). *Assessment*, 21(1), 28–41.
<https://doi.org/10.1177/1073191113514105>
- Khovanova, T. (2020). On the Mathematics of the Fraternal Birth Order Effect and the Genetics of Homosexuality. *Archives of Sexual Behavior*, 49(2), 551–555.
<https://doi.org/10.1007/s10508-019-01573-1>
- Kinsey, A. C., Pomeroy, W. B., & Martin, C. E. (1948). *Sexual behavior in the human male*. Saunders.

- Kishida, M., & Rahman, Q. (2015). Fraternal Birth Order and Extreme Right-Handedness as Predictors of Sexual Orientation and Gender Nonconformity in Men. *Archives of Sexual Behavior*, *44*(5), 1493–1501.
<https://doi.org/10.1007/s10508-014-0474-0>
- LeVay, S. (1991). A Difference in Hypothalamic Structure Between Heterosexual and Homosexual Men. *Science*, *253*(5023), 1034–1037.
<https://doi.org/10.1126/science.1887219>
- Lippa, R. A. (2003). Handedness, Sexual Orientation, and Gender-Related Personality Traits in Men and Women. *Archives of Sexual Behavior*, *32*(2), 103–114.
<https://doi.org/10.1023/A:1022444223812>
- Lippa, R. A. (2005). Sexual Orientation and Personality. *Annual Review of Sex Research*, *16*(1), 119–153.
<https://doi.org/10.1080/10532528.2005.10559831>
- Lippa, R. A. (2008a). Sex Differences and Sexual Orientation Differences in Personality: Findings from the BBC Internet Survey. *Archives of Sexual Behavior*, *37*(1), 173–187.
<https://doi.org/10.1007/s10508-007-9267-z>
- Lippa, R. A. (2008b). The Relation Between Childhood Gender Nonconformity and Adult Masculinity–Femininity and Anxiety in Heterosexual and Homosexual Men and Women. *Sex Roles*, *59*(9–10), 684–693.
<https://doi.org/10.1007/s11199-008-9476-5>
- Magidson, J., & Vermunt, J. (2002). Latent Class Models for Clustering: A Comparison with K-Means. *Canadian Journal of Marketing Research*, *20*(1), 36–43.
- McCormick, C. (1990). Left-Handedness in Homosexual Men and Women: Neuroendocrine Implications. *Psychoneuroendocrinology*, *15*(1), 69–76.
[https://doi.org/10.1016/0306-4530\(90\)90048-E](https://doi.org/10.1016/0306-4530(90)90048-E)
- Meyer, C., Blissett, J., & Oldfield, C. (2001). Sexual Orientation and Eating Psychopathology: The Role of Masculinity and Femininity. *International Journal of Eating Disorders*, *29*(3), 314–318.
<https://doi.org/10.1002/eat.1024>
- Miller, S. S., Hoffmann, H. L., & Mustanski, B. S. (2008). Fluctuating Asymmetry and Sexual Orientation in Men and Women. *Archives of Sexual Behavior*, *37*(1), 150–157.
<https://doi.org/10.1007/s10508-007-9256-2>
- Moore, M. C. (1991). Application of Organization-Activation Theory to Alternative Male Reproductive Strategies: A Review. *Hormones and Behavior*, *25*(2), 154–179.
[https://doi.org/10.1016/0018-506X\(91\)90048-M](https://doi.org/10.1016/0018-506X(91)90048-M)
- Mustanski, B. S., Bailey, J. M., & Kaspar, S. (2002). Dermatoglyphics, Handedness, Sex, and Sexual Orientation. *Archives of Sexual Behavior*, *31*(1), 113–122.
<https://doi.org/10.1023/A:1014039403752>

- Mustanski, B. S., DuPree, M. G., Nievergelt, C. M., Bocklandt, S., Schork, N. J., & Hamer, D. H. (2005). A Genomewide Scan of Male Sexual Orientation. *Human Genetics, 116*(4), 272–278.
<https://doi.org/10.1007/s00439-004-1241-4>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2023). *Mplus* (8.10). Muthén & Muthén.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide*. Eight Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the Number of Classes in Latent Class Analysis and Growth Mixture Modeling: A Monte Carlo Simulation Study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(4), 535–569.
<https://doi.org/10.1080/10705510701575396>
- Oldfield, R. C. (1971). The Assessment and Analysis of Handedness: The Edinburgh Inventory. *Neuropsychologia, 9*(1), 97–113.
[https://doi.org/10.1016/0028-3932\(71\)90067-4](https://doi.org/10.1016/0028-3932(71)90067-4)
- Pattatucci, A. M. L., & Hamer, D. H. (1995). Development and Familiality of Sexual Orientation in Females. *Behavior Genetics, 25*(5), 407–419.
<https://doi.org/10.1007/BF02253370>
- Penke, L., & Asendorpf, J. B. (2008). Beyond Global Sociosexual Orientations: A More Differentiated Look at Sociosexuality and its Effects on Courtship and Romantic Relationships. *Journal of Personality and Social Psychology, 95*(5), 1113–1135.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.5.1113>
- Perrotta, G. (2021). Clinical Evidence in Sexual Orientations: Definitions, Neurobiological Profiles, and Psychological Implications. *Annals of Psychiatry and Treatment, 043–053*.
<https://doi.org/10.17352/apt.000030>
- Petterson, L. J., VanderLaan, D. P., & Vasey, P. L. (2017). Sex, Sexual Orientation, Gender Atypicality, and Indicators of Depression and Anxiety in Childhood and Adulthood. *Archives of Sexual Behavior, 46*(5), 1383–1392.
<https://doi.org/10.1007/s10508-016-0690-x>
- Pillard, R. C., & Weinrich, J. D. (1986). Evidence of Familial Nature of Male Homosexuality. *Archives of General Psychiatry, 43*(8), 808.
<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1986.01800080094012>
- Rahman, Q., Bhanot, S., Emrith-Small, H., Ghafoor, S., & Roberts, S. (2012). Gender Nonconformity, Intelligence, and Sexual Orientation. *Archives of Sexual Behavior, 41*(3), 623–630.
<https://doi.org/10.1007/s10508-011-9737-1>

- Ramagopalan, S. V, Dymont, D. A., Handunnetthi, L., Rice, G. P., & Ebers, G. C. (2010). A Genome-Wide Scan of Male Sexual Orientation. *Journal of Human Genetics*, 55(2), 131–132.
<https://doi.org/10.1038/jhg.2009.135>
- Rammstedt, B., & John, O. P. (2007). Measuring Personality in One Minute or Less: A 10-Item Short Version of the Big Five Inventory in English and German. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 203–212.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2006.02.001>
- Rice, G., Anderson, C., Risch, N., & Ebers, G. (1999). Male Homosexuality: Absence of Linkage to Microsatellite Markers at Xq28. *Science*, 284(5414), 665–667.
<https://doi.org/10.1126/science.284.5414.665>
- Rice, K. (2015). Pansexuality. In *The International Encyclopedia of Human Sexuality* (pp. 861–1042). Wiley.
<https://doi.org/10.1002/9781118896877.wbiehs328>
- Rieger, G., Linsenmeier, J. A. W., Gygax, L., & Bailey, J. M. (2008). Sexual Orientation and Childhood Gender Nonconformity: Evidence From Home Videos. *Developmental Psychology*, 44(1), 46–58.
<https://doi.org/10.1037/0012-1649.44.1.46>
- Rieger, G., & Savin-Williams, R. C. (2012). Gender Nonconformity, Sexual Orientation, and Psychological Well-Being. *Archives of Sexual Behavior*, 41(3), 611–621.
<https://doi.org/10.1007/s10508-011-9738-0>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton University Press.
- RStudio Team (2022). RStudio: Integrated Development Environment for R. RStudio, PBC, Boston, MA URL <http://www.rstudio.com/>
- Sadr-Bazzaz, M., Talaei, A., Sadeghi, M. J., Moradi, M., AhmadiSoleymani, Z., & Vasey, P. L. (2024). Occupational Preferences, Childhood Behavior, and Openness: The Role of Sex, Sexual Orientation, and Gender Identity in Iran. *Archives of Sexual Behavior*.
<https://doi.org/10.1007/s10508-024-02865-x>
- Saewyc, E. M., Bauer, G. R., Skay, C. L., Bearinger, L. H., Resnick, M. D., Reis, E., & Murphy, A. (2004). Measuring Sexual Orientation in Adolescent Health Surveys: Evaluation of Eight School-Based Surveys. *Journal of Adolescent Health*, 35(4), 345.e1–345.e15.
<https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2004.06.002>
- Sanders, A. R., Beecham, G. W., Guo, S., Dawood, K., Rieger, G., Badner, J. A., Gershon, E. S., Krishnappa, R. S., Kolundzija, A. B., Duan, J., Shi, J., Levinson, D. F., Mowry, B. J., Olincy, A., Amin, F., Cloninger, C. R., Svrakic, D. M., Silverman, J. M., Buccola, N. G., ... Martin, E. R. (2017). Genome-Wide Association Study of Male Sexual Orientation. *Scientific Reports*, 7(1), 16950.
<https://doi.org/10.1038/s41598-017-15736-4>

- Sanders, A. R., Martin, E. R., Beecham, G. W., Guo, S., Dawood, K., Rieger, G., Badner, J. A., Gershon, E. S., Krishnappa, R. S., Kolundzija, A. B., Duan, J., Gejman, P. V., & Bailey, J. M. (2015). Genome-Wide Scan Demonstrates Significant Linkage for Male Sexual Orientation. *Psychological Medicine*, *45*(7), 1379–1388.
<https://doi.org/10.1017/S0033291714002451>
- Scheller, M., de Sousa, A. A., Brotto, L. A., & Little, A. C. (2024). The Role of Sexual and Romantic Attraction in Human Mate Preferences. *The Journal of Sex Research*, *61*(2), 299–312.
<https://doi.org/10.1080/00224499.2023.2176811>
- Schwartz, G., Kim, R. M., Kolundzija, A. B., Rieger, G., & Sanders, A. R. (2010). Biodemographic and Physical Correlates of Sexual Orientation in Men. *Archives of Sexual Behavior*, *39*(1), 93–109.
<https://doi.org/10.1007/s10508-009-9499-1>
- Semon, T. L., Hsu, K. J., Rosenthal, A. M., & Bailey, J. M. (2017). Bisexual Phenomena Among Gay-Identified Men. *Archives of Sexual Behavior*, *46*(1), 237–245.
<https://doi.org/10.1007/s10508-016-0849-5>
- Skorska, M. N., Coome, L. A., Saokhieo, P., Kaewthip, O., Chariyalertsak, S., & VanderLaan, D. P. (2020). Handedness and Birth Order Among Heterosexual Men, Gay Men, and Sao Praphet Song in Northern Thailand. *Archives of Sexual Behavior*, *49*(7), 2431–2448.
<https://doi.org/10.1007/s10508-020-01774-z>
- Slater, E. (1962). Birth Order and Maternal Age of Homosexuals. *The Lancet*, *279*(7220), 69–71.
[https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(62\)91719-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(62)91719-1)
- Stewart, J. L., Spivey, L. A., Widman, L., Choukas-Bradley, S., & Prinstein, M. J. (2019). Developmental Patterns of Sexual Identity, Romantic Attraction, and Sexual Behavior Among Adolescents over Three Years. *Journal of Adolescence*, *77*(1), 90–97.
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.10.006>
- Storms, M. D. (1980). Theories of Sexual Orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *38*(5), 783–792.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.38.5.783>
- Swift-Gallant, A., Coome, L. A., Aitken, M., Ashley Monks, D., & VanderLaan, D. P. (2019). Evidence for Distinct Biodevelopmental Influences on Male Sexual Orientation. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, *116*(26), 12787–12792.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1809920116>
- Swift-Gallant, A., Coome, L. A., Monks, D. A., & VanderLaan, D. P. (2017). Handedness is a Biomarker of Variation in Anal Sex Role Behavior and Recalled Childhood Gender Nonconformity among Gay Men. *PLOS ONE*, *12*(2), e0170241.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0170241>

- Swift-Gallant, A., Coome, L. A., Monks, D. A., & VanderLaan, D. P. (2018). Gender Nonconformity and Birth Order in Relation to Anal Sex Role Among Gay Men. *Archives of Sexual Behavior*, 47(4), 1041–1052.
<https://doi.org/10.1007/s10508-017-0980-y>
- Timmins, L., Rimes, K. A., & Rahman, Q. (2021). Is Being Queer Gay? Sexual Attraction Patterns, Minority Stressors, and Psychological Distress in Non-Traditional Categories of Sexual Orientation. *The Journal of Sex Research*, 58(5), 599–611.
<https://doi.org/10.1080/00224499.2020.1849527>
- The Jamovi Project (2022). *Jamovi*. (Version 2.3) [Computer Software]. Retrieved from <https://www.jamovi.org>
- Valentova, J. V., Fořt, J., Freudenfeld, P., Varella, M. A. C., Amaral, B. H., & Havlíček, J. (2023). Different Subgroups of Homosexuality: Great Ideas, Little Evidence, Promising Future. *Archives of Sexual Behavior*, 52(7), 3013–3018.
<https://doi.org/10.1007/s10508-023-02548-z>
- VanderLaan, D. P., & Vasey, P. L. (2011). Male Sexual Orientation in Independent Samoa: Evidence for Fraternal Birth Order and Maternal Fecundity Effects. *Archives of Sexual Behavior*, 40(3), 495–503.
<https://doi.org/10.1007/s10508-009-9576-5>
- Vranka, M. (2014). Ako (Ne) Merat' Gendrovú Identitu: Kritická Analýza Používaných Metód Merania Gendrovej Identity. *Československá Psychologie*, 58(3).
- Xu, Y., & Zheng, Y. (2017). Fraternal Birth Order, Handedness, and Sexual Orientation in a Chinese Population. *The Journal of Sex Research*, 54(1), 10–18.
<https://doi.org/10.1080/00224499.2015.1104530>
- Zheng, L., Lippa, R. A., & Zheng, Y. (2011). Sex and Sexual Orientation Differences in Personality in China. *Archives of Sexual Behavior*, 40(3), 533–541.
<https://doi.org/10.1007/s10508-010-9700-6>
- Zucker, K. J., Mitchell, J. N., Bradley, S. J., Tkachuk, J., Cantor, J. M., & Allin, S. M. (2006). The Recalled Childhood Gender Identity/Gender Role Questionnaire: Psychometric Properties. *Sex Roles*, 54(7–8), 469–483.
<https://doi.org/10.1007/s11199-006-9019-x>