

# Role lidského kapitálu v úspěchu na trhu práce: srovnání šesti evropských zemí participujících na projektu PIAAC<sup>1</sup>

Petr Matějů<sup>2</sup> – Petra Anýžová<sup>3</sup>

Institut pro sociální a ekonomické analýzy, Praha

Vysoká škola finanční a správní, Praha.

**The Role of Human Capital in Labour Market Outcomes: A Comparative Study of Six European Nations Participating in the PIAAC Project.** The main objective of the paper is to examine the role of measured competencies in labour market outcomes in two groups of European nations (the Czech Republic, Slovakia and Poland on the one hand, and Denmark, the Netherlands and Belgium on the other) that differ not only in their long term historical development, but also in their current orientation toward innovations, labour market flexibility, the openness of tertiary education and gender equality. The results of structural modelling based on data from the PIAAC (adult competencies) project of the OECD provide strong evidence for the hypothesis that the direct positive effect of competencies on labour market outcomes (namely on wages) are stronger in innovation-oriented countries, while the transitive (Central European) countries exhibit a stronger tendency towards factors typical for a “credential society” (characterised by the stronger role of formal education and larger wage gender gaps).

Sociológia 2015, Vol. 47 (No. 1: 31-65)

**Key words:** *skills; education; family background; labour market outcomes; gender gaps; structural modelling*

## Úvodem: lidský kapitál v ekonomické a sociální reprodukci

Otázka, co určuje životní úspěch jednotlivce, včetně úspěchu na trhu práce, patří od počátku šedesátých let k nejméně frekventovaným výzkumným tématům spojujícím sociologii a ekonomii. Tyto tradičně navzájem si spíše konkurující disciplíny v hledání odpovědi na tuto otázku spojuje zejména koncept lidského kapitálu, který ekonomii přímo či nepřímo přinesl nejméně tři Nobelovy ceny (T. W. Schultz, G. Becker, J. Heckman), v sociologii pak představuje fundament, na němž stojí jeden z nejméně výraznějších proudů moderního sociologického myšlení zaměřený na výklad procesů sociální reprodukce. Nebyl to nikdo méně významný než Pierre Bourdieu (1986: 242), kdo konstatoval, že sociologie potřebuje pro vysvětlení *sociální* reprodukce konceptuální aparát, který by byl podobný tomu, který používají ekonomové pro vysvětlení *ekonomické* reprodukce. (Bourdieu 1986: 242) Ačkoli Bourdieu navrhl pracovat se třemi

---

<sup>1</sup> Práce na této stati byly podpořeny grantem Grantové agentury ČR “Educational Stratification in Taiwan and the Czech Republic: Accessibility of and Heterogeneous Returns to Higher Education” (grant č. P404/12/J006). Autoři děkují Tereze Vacínové za asistenci při přípravě dat, Jiřímu Večerníkovi za cenné rady týkající se kvality příjmových dat v mezinárodních šetřeních a anonymním recenzentům za cenné připomínky k první verzi stati.

<sup>2</sup> Korespondence: Prof. PhDr. Petr Matějů, Ph.D., Vysoká škola finanční a správní, Estonská 500, 101 00 Praha 10, Česká republika. E-mail: petr.mateju@vsfs.cz

<sup>3</sup> Korespondence: PhDr. Petra Anýžová, Ph.D., Vysoká škola finanční a správní, Estonská 500, 101 00 Praha 10, Česká republika. E-mail: petra.anyzova@mail.vsfs.cz

formami kapitálu (ekonomický, sociální a kulturní), nakonec to byl právě kulturní kapitál, jímž jak konceptuálně, tak analyticky nejvíc přispěl k pochopení reprodukčních procesů a nerovností v moderních společnostech. Koncept kulturního kapitálu se tak dostal do těsné blízkosti konceptu lidského kapitálu, s nímž v té době již téměř dvacet let pracovala ekonomie.

Na empirické uchopení kulturní kapitál čekal řadu let. Ostatně ani empirický výzkum lidského kapitálu neměl od samotného počátku silný empirický fundament. Studie zabývající se lidským kapitálem byly totiž po dlouhou dobu založeny na délce školního vzdělání jako „proxy“ produktivity pracovníka. (Mincer 1970; 1974) Na problémy s tím související se upozorňuje již řadu let. (Viz např. DeLong – Summers 1992) Ve shrnující analýze vztahů mezi znalostmi a hospodářským produktem uvedli Hanushek a Woessmann (2012: 632), že „(n)ejdůležitějším varováním plynoucím z literatury o vzdělání a růstu ... je to, že lpí na počtu let vzdělávání jako měřítku lidského kapitálu při zanedbání kvalitativních rozdílů ve výsledných znalostech. Tímto zanedbáním se pravděpodobně mýjí samotné jádro vzdělání“.

O jak závažný problém jde, později poukázal James Heckman, když prokázal, jak významnou komponentou lidského kapitálu jsou nejen kognitivní dovednosti, ale také tzv. „non-cognitive skills“. (Heckman – Krueger 2005; Heckman – Stixrud – Urzua 2006) Ponecháme-li stranou námitky legitimně upozorňující na to, že na úspěch na trhu práce a tudíž i na příjmy významně působí i jiné faktory včetně sociálního kapitálu (Granovetter 1983; Coleman 1988), zásadnější kritika teorie lidského kapitálu přišla mnohem dříve, a to od ekonomů, kteří přišli s tzv. signální teorií vzdělání. (Spence 1973; 1974; Stiglitz 1975) Signální teorie – velmi stručně řečeno – především zpochybnila roli vzdělání primárně jako procesu, v němž jsou kompetence nabývány a rozvíjeny, aby mu přisoudila roli „instituce“, která zaměstnavatelům signalizuje existenci příslušných motivací a kompetencí, které jedince k vyššímu vzdělání přivedly, aniž by je nutně zvýšila nebo rozvinula. Obě teorie, tj. jak teorie lidského kapitálu, tak signální teorie vzdělání, se přitom opírají o solidní empirickou evidenci a nelze tedy ani jednu z nich snadno vyvrátit. Vše tedy nasvědčuje tomu, že – jak už to ve společenských vědách bývá – platí obě teorie, přičemž ani jednu z nich není možné absolutizovat.

Od statí, které na empirickém materiálu prověřují hypotézy odvozené z explicitně zvolených, (zpravidla konkurenčních) teorií se očekává, že výsledky analýz přinesou argumenty ve prospěch jedné z nich, která je pak případně dále zpřesněna. Z našeho pohledu je situace „volby“ mezi teorií lidského kapitálu a signální teorií vzdělání snadnější. Hlavním argumentem signální teorie proti teorii lidského kapitálu je totiž to, že přeceňuje význam vzdělání jako zdroje kompetencí, kterých lidé mohou nabývat i jinde než ve škole, a naopak podceňuje roli „signální“, v níž je vzdělávací systém

v monopolním postavení. Nahradíme-li tedy v klasické rovnici pro lidský kapitál formální vzdělání kompetencemi, zůstáváme sice na poli teorie lidského kapitálu, činíme ale výrazný krok vstříc signální teorii, protože lidský kapitál neztotožňujeme s formálním vzděláním, které navíc do rovnice zařazujeme stejně jako měřené kompetence, což za jistých okolností umožňuje efektivně separovat efekty svědčící ve prospěch jedné nebo druhé teorie<sup>4</sup>.

Jak jsme již uvedli, měření lidského kapitálu nepřímo pomocí úrovně nebo počtu let vzdělání bylo nevyhnutelné v době, kdy nebyly k dispozici výzkumy měřící znalosti a dovednosti přímo, tj. pomocí testů dovedností (skills), o nichž lze na základě teorie i výzkumu předpokládat, že jako „kapitál“ skutečně fungují, tj. že jsou výsledkem akumulace (rodina, škola), přičemž představují zhodnotitelný (oceňovaný) potenciál, který v procesu zhodnocování přináší měřitelný zisk. (Bourdieu 1986: 246) Totéž do značné míry platí o kulturním kapitálu, zejména je-li chápán jako schopnost jedince participovat na symbolické kultuře společnosti a na „světě informací“. (Bourdieu 1986: 252)

Necháme-li stranou měření různých komponent inteligence (krystalická, fluidní) a dovedností žáků (zejména v mezinárodních projektech OECD PISA), do konce devadesátých let minulého století nebyla k dispozici dostatečně robustní data o kompetencích, která by mohla být považována za přímé indikátory lidského kapitálu. Ačkoli v tomto ohledu nepanuje úplná shoda, má se za to, že jde především o tzv. „transversální kompetence“, což – poněkud zjednodušeně řečeno – není nic jiného než schopnost člověka aktivně pracovat s informacemi. Přitom je lhostejné, zda je jejich „nosičem“ psaný text (čtenářská gramotnost), tabulky, grafy či jinak reprezentované kvantify (numerická gramotnost), nebo schopnost řešit problémy v prostředí bohatém na informační a komunikační technologie (IT gramotnost). Až do nedávné doby byly tyto kompetence zjišťovány nesystematicky a spíše fragmentárně, prakticky bez možnosti mezinárodního srovnání.

Situace se výrazně změnila na konci devadesátých let, kdy OECD iniciovalo na tehdejší dobu velmi ambiciózní projekt, který si kladl za cíl tyto kompetence změřit způsobem umožňujícím přímé mezinárodní srovnávání. Šlo o projekt IALS (*International Adult Literacy Survey*), na němž v několika vlnách v letech 1994 až 1998 participovalo 23 zemí. Následoval projekt ALL (*Adult Literacy and Lifeskills*), který se v letech 2003 až 2008 uskutečnil pouze v 10 zemích a konečně projekt PIAAC (*Programme for the International Assessment of Adult Competencies*), do kterého zatím vstoupilo 24 zemí. V rámci projektu PIAAC byly na dospělé populaci testovány kompetence

---

<sup>4</sup> Problém je v tom, že k separaci efektů odpovídajících teorii lidského kapitálu od efektů odpovídajících signální teorii je zapotřebí znát úroveň kompetencí před průchodem příslušným stupněm vzdělávacího systému a po jeho absolvování, což umožňují pouze longitudinální šetření. Ačkoli rozsáhlých mezinárodních longitudinálních projektů přibývá, není nám známo, že by některý z nich pracoval s kompetencemi měřenými v různých životních fázích.

spadající do tří okruhů: čtenářská gramotnost, numerická gramotnost a dovednosti spojené s řešením problémů v prostředí informačních technologií.

Přes snahy, které byly dosud spojeny s interpretací výsledků projektů IALS/SIALS a ALL, je studium kompetencí – pojímaných jako zatím největší přiblížení k teoreticky vymezenému lidskému kapitálu – stále spíše na počátku. Je tomu tak jak pokud jde o jejich formování (akumulaci), tak o jejich zhodnocování, a to bez ohledu na to, zda jde o zhodnocování v užším ekonomickém pojetí (vliv na příjem), nebo v širším, spíše sociologickém, pojetí (vliv na zaměstnanecký status, pozici v hierarchii řízení, prestiž, atd.). Jako nadějně pro další společný postup ekonomie a sociologie se jeví využití indikátoru lidského kapitálu zejména ve studiu determinant obecněji pojatého životního úspěchu.

Vše nasvědčuje tomu, že významným mezníkem na cestě k širšímu zapojení lidského kapitálu definovaného pomocí měřených kompetencí do studia úspěchu na trhu práce a životního úspěchu obecně, se stane výše zmíněný projekt PIAAC. Je tomu tak nejen pro možnosti, jež skýtá pro komparace mezi zeměmi s často velmi rozdílnými historiemi a kontextuálními charakteristikami, ale také proto, že k výraznému pokroku došlo jak v měření jednotlivých dimenzí kompetencí, tak v metodologii, bez níž si jejich efektivní analýzu dnes již nelze představit<sup>5</sup>.

Mezinárodní projekt PIAAC je unikátní i v tom smyslu, že umožňuje hlubší vhled do souvislostí, o nichž se zpravidla – v důsledku absence vhodných dat – pouze spekuluje. Ke klíčovým souvislostem, které se v moderní společnosti výrazně podílí na povaze a hloubce sociálních nerovností, nepochybně patří vztahy mezi kompetencemi, formálním vzděláním, sociálně-kulturním původem, pohlavím a příjmem jedince. Proto se v této stati zaměříme nejen na vliv měřených kompetencí a dosaženého vzdělání na příjem jedince, ale též na vliv sociálního původu na všechny tyto tři charakteristiky<sup>6</sup>. Zvláštní pozornost budeme přitom věnovat přímým a nepřímým efektům vlivu kompetencí a dosaženého vzdělání na příjem jedince, což předpokládá do analýz začlenit sociálně-ekonomický status zaměstnání jedince.

Neméně důležité je zabývat se rozdíly mezi muži a ženami, a to především při zjišťování vlivů naměřených kompetencí a dosaženého vzdělání na příjem. Aktuálnost otázek spojených s tzv. genderovými rozdíly se přitom zesiluje mimo jiné v souvislosti se strmým růstem podílu žen vstupujících do vyšších pater vzdělávacího systému, který již téměř ve všech vyspělých zemích (včetně České republiky a Slovenska) vedl k „překlopení“ šancí na dosažení

---

<sup>5</sup> Jde zejména o tzv. IRT (Item Response Theory) a příslušnou metodologii testování.

<sup>6</sup> Připomeňme, že nedávné výzkumy přesvědčivě ukázaly, že vliv sociálně-ekonomického statusu výchozí rodiny na výkon ve škole a na dosažené vzdělání přetrvává i po kontrole genetických faktorů. (Viz např. Nisbett 2009) Taková zjištění mohou být důležitá v ekonomické debatě o významu formálního vzdělání pro efektivní alokaci jedinců na pracovní pozice.

vysokoškolského vzdělání ve prospěch žen. Obdobně vypovídají i výsledky řady výzkumů a analýz ukazujících, že v měřených kompetencích jsou si ženy a muži mnohem podobnější než ve školních známkách, ve vzdělanostních aspiracích i v šancích na dosažení vyššího vzdělání. Řada sociologů přitom dokazuje, že tyto rozdíly mají kořeny již v předškolním vzdělávání a na základní škole. (DiPrete – Buchmann 2013; Matějů – Simonová 2013; Matějů – Smith 2014)

Odpověď na některé z těchto otázek může poskytnout mnohonásobná regresní analýza, s níž zejména při analýze determinace příjmů pracují ekonomové. Jedna z prvních komparativních analýz vlivu kompetencí na příjmy provedená na datech z projektu PIAAC (Hanushek et al. 2013) v duchu této „tradice“ vychází z klasické „mincerovské“ rovnice, v níž nahrazuje formální vzdělání (v roli zastupující proměnné) skutečně měřenými kompetencemi. V následných krocích pak do rovnice přidává další relevantní proměnné (vzdělání, pohlaví, sektor, vzdělání rodičů, povolání reprezentované první pozicí kódu ISCO, atd.) s cílem postupně identifikovat jejich čisté efekty.

Ačkoli tento přístup má ze sociologického hlediska řadu slabin, o nichž se zmíníme dále, umožňuje dospět k důležitým závěrům, z nichž za nejpodstatnější považujeme tři: a) nahrazení vzdělání kompetencemi v tzv. mincerovské rovnici je smysluplné; b) vliv kompetencí na příjmy je skutečně významný (zvýšení numerické kompetence o jednu směrodatnou odchylku vede v průměru ke zvýšení příjmu o 18 %); c) rozdíly v čistých vlivech kompetencí na příjmy mezi zeměmi jsou nad očekávání velké (v zemích s nejsilnějším efektem, tj. například USA, Irsku a Německu, jsou dvakrát vyšší než v zemích na opačné straně kontinua, kam patří například Švédsko, Česká republika a Norsko). (Hanushek et al. 2013: 22-23)

Pokud jde o slabiny a omezení uvedeného přístupu, uveďme následující. Předně pracuje s jednotlivými dimenzemi kompetencí (nejčastěji s numerickou separátně, ačkoli dochází k závěrům, že se jejich efekty liší (vliv numerické kompetence je silnější než vliv čtenářské kompetence). S ohledem na to, že na trhu práce se často zhodnocují širěji definované kompetence, optimální by bylo pracovat s latentní proměnnou vytvořenou ze všech tří nebo alespoň dvou dimenzí (numerická, čtenářská). Jak připouští sami autoři, je poněkud problematické pracovat s formálním vzděláním jako s proměnnou, která buď kompetencím předchází (kompetence jsou tedy chápány jako „produkt“ procesu vzdělávání), nebo již akumulované kompetence pouze formalizuje (signalizuje). Ani jeden z těchto zjednodušujících výkladů vztahů mezi vzděláním a kompetencemi neodpovídá skutečnosti mimo jiné i proto, že ne zcela adekvátně pracuje s rolí sociálního původu ve formování kompetencí a vzdělanostních šancí.

Chceme-li tedy proniknout do hlubších struktur vzájemných vazeb mezi sociálním původem, vzděláním, kompetencemi, zaměstnáním a příjmy, jeví se jako efektivnější strukturní modelování. To umožňuje pomocí tzv. modelů měření některé z předpokládaných faktorů definovat jako latentní proměnné (v našem případě jde o sociálně-kulturní původ a úroveň kompetencí) a následně vlivy jednotlivých faktorů (proměnných) od sebe vzájemně separovat, tj. hledat čisté vlivy v logice reflektující předpokládané kauzální vztahy. Kromě toho lze kauzální analýzu provést simultánně v několika zemích zároveň a testovat platnost předpokladů o shodě některých parametrů či celých modelů měření mezi zeměmi. V této souvislosti se hovoří o analýze prováděné simultánně na několika podsouborech (multisample analysis), v našem případě buď podle jednotlivých zemí, anebo podle pohlaví.

Na tomto místě je ovšem třeba poznamenat, že pokusy o kauzální výklad společenských jevů a procesů na základě statických dat jsou vždy poněkud problematické, protože předpokládané příčiny a následky nelze jednoznačně umístit na časové ose. Zatímco u některých vlastností či proměnných víme, zda jde o příčinu nebo následek (například vzdělání otce a matky je jedním z faktorů ovlivňujících vzdělání respondenta, těžko tomu může být naopak), v jiných případech to už tak jednoznačné není. Například dosažené vzdělání lze pokládat za jednu z příčin naměřených kompetencí, současně však platí, že šance dostat se na určitý stupeň vzdělání či na určitou školu jsou již zpravidla podmíněny prokázanými schopnostmi a znalostmi – mnohé z nich jsou dokonce testovány jako předpoklady přijetí.

Oprávněná skepse týkající se možnosti kauzálního výkladu společenských jevů by nás ale neměla vést k rezignaci na pokusy jdoucí tímto směrem. Je pouze třeba uvažovat o míře platnosti hlavních předpokladů, totiž že zkoumané charakteristiky spolu opravdu souvisí a že uvažované příčiny skutečně – či alespoň s vysokou mírou pravděpodobnosti – předcházely následkům. Obezřetný přístup je namístě rovněž v tomto případě, kdy hodláme data šetření PIAAC využít ke strukturnímu modelování navzájem propletených vztahů mezi sociálním původem, pohlavím, vzděláním, kompetencemi, zaměstnáním a výdělkem.

Sledované příčinné vazby lze stručně charakterizovat následujícími tezemi, které představují možné teoretické východisko pro komparativní analýzy vlivu kompetencí na úspěch na trhu práce postavené na kauzálním modelování:

- a) příjem je nepochybně ovlivněn celkovou úrovní kompetencí (teoreticky zdůvodněná role lidského kapitálu v determinaci příjmů);
- b) klíčovou zprostředkující rolí mezi kompetencemi a příjmem hraje dosažené vzdělání a sociálně-ekonomický status zaměstnání;

- c) dosažené vzdělání ovšem není jen „proxy“ pro úroveň kompetencí, lze totiž předpokládat, že vliv vzdělání na příjmy nezmizí ani po té, co se pokusíme jejich diferenciaci vysvětlit měřenými kompetencemi;
- d) samostatný vliv vzdělání na sociálně-ekonomický status zaměstnání a příjmy bude tím silnější, čím blíže bude společnost tzv. „společnosti diplomů“ (Collins 1979);
- e) kompetence jsou jak „produktem“ socializace (rodina), tak výsledkem procesu formálního vzdělávání, v komparativní perspektivě tedy čím slaběji budou kompetence kauzálně spjaty s formálním vzděláním a naopak, čím silněji budou determinovány sociálně-kulturním statutem výchozí rodiny, tím silnější bude naše podezření, že vzdělávací systém nefunguje dostatečně efektivně (pokud ovšem za efektivitu jeho fungování nebudeme považovat skrytý mezigenerační přenos výhod daných sociálním původem);
- f) důležitou roli nejen v determinaci příjmů, ale i v dalších vazbách, hraje pohlaví, neboť ovlivňuje jak dosažené vzdělání, sociálně-ekonomický status povolání, tak úroveň kompetencí;
- g) zjišťovat čistý vliv pohlaví na kompetence, vzdělání, sociálně-ekonomický status zaměstnání a příjmy však o sobě nestačí, existuje řada důvodů se domnívat, že rozdíly mezi muži a ženami nejsou jen v těchto přímých vlivech, ale též v tom, jak se složité vztahy mezi výše zmíněnými klíčovými proměnnými utváří, tj. měli bychom se ptát, zda „cesty“, jimiž se sociální původ, vzdělání, kompetence a sociálně-ekonomický status zaměstnání „transformují“ v příjem, jsou u mužů a žen stejné.

Žádná z těchto tezí není nová, všechny byly již dříve prověřeny analýzami na národních či mezinárodních datech, zpravidla však odděleně. Na základě šetření PIAAC lze uvedené teze prověřovat v rámci souhrnného výkladového modelu. Takový postup je, při vědomí všech rizik, mnohem adekvátnější, neboť jsou respektovány vzájemné souvislosti a reálná příčinná ztěžení.

Významnou roli v utváření výše popsaných vztahů přirozeně hraje národní, resp. společenský kontext, v němž klíčovou úlohu hraje řada faktorů, a to strukturou a fungováním vzdělávacího systému počínaje, přes celkovou orientaci země na formování a využívání inovačního potenciálu, povahu mobility a distributivního systému (role meritokratických vs. askriptivních faktorů) a tzv. genderovým kontextem konče.

Z kontextuálního hlediska lze předpokládat, že v zemích silně orientovaných na inovace a jejich zhodnocování v ekonomické reprodukci budou relativně silné tzv. meritokratické vazby (silný vliv vzdělání na kompetence, silný přímý i nepřímý vliv kompetencí na sociálně-ekonomický status zaměstnání a příjem) a naopak slabší budou tzv. askriptivní vazby (vliv sociálně-kulturního statusu výchozí rodiny na dosažené vzdělání, vliv pohlaví na sociálně-ekonomický status zaměstnání a příjem). Naopak v zemích se slabším

inovačním potenciálem a jeho významem v ekonomické reprodukci tomu bude naopak, tj. ve srovnání s „pro-inovačně orientovanými“ zeměmi zde budou silnější askriptivní vazby v neprospěch meritokratických vazeb.

### **Data, proměnné a metody**

Na projektu PIAAC, s jehož daty v této stati pracujeme, participovalo 24 zemí (celkem 166 000 respondentů), dalších devět zemí (Chile, Indonésie, Izrael, Litva, Nový Zéland, Řecko, Singapur, Slovinsko a Turecko) se připojilo se zhruba ročním zpožděním. Pravděpodobnostní výběr pokrývá v každé zemi dospělou populaci ve věku 16 až 65 let. Technické detaily o způsobu sběru dat, použitých metodách, míře návratnosti apod. jsou dostupné v pramenných publikacích OECD 2013; Straková – Veselý eds. 2013.

Ačkoli hlavním cílem této stati je porovnat roli kompetencí v úspěchu na trhu práce ve třech zemích střední Evropy, které participovaly na první vlně projektu PIAAC (Česká republika, Slovensko, Polsko), do analýzy jsme zařadili ještě tři další země: Nizozemsko, Dánsko a Belgie. K výběru těchto zemí nás vedlo několik důvodů. Předně jde o země, které se ve srovnání se zeměmi střední a východní Evropy<sup>7</sup> umísťují velmi vysoko v ukazatelích inovačního potenciálu, s nimiž pracuje Světová banka (Knowledge Economy Index, Knowledge Index)<sup>8</sup>. Dále jde o země, které skórují velmi vysoko v ekonomických ukazatelích (HDP na hlavu), v dynamice a otevřenosti vzdělávacích systémů a v souhrnném indexu tzv. genderové rovnosti.

Z grafu č. 1 je patrné, že profily porovnávaných skupin zemí jsou skutečně výrazně odlišné, přičemž za zvláštní pozornost stojí, že v indexech inovačního potenciálu (KI a KEI) jsou Dánsko a Nizozemsko ze 43 zemí na 3. a 4. místě (Belgie na 10. místě), zatímco tři země střední a východní Evropy jsou součástí spíše „druhé ligy“ (ČR, Slovensko a Polsko na 10., 22. a 27. místě). Velké rozdíly shledáváme ovšem také v indexu genderové rovnosti (GENDEQ), centralizaci mzdové politiky (WAGECENT) a dynamiky terciárního vzdělávání (TERTALL, TERTFEM)<sup>9</sup>.

---

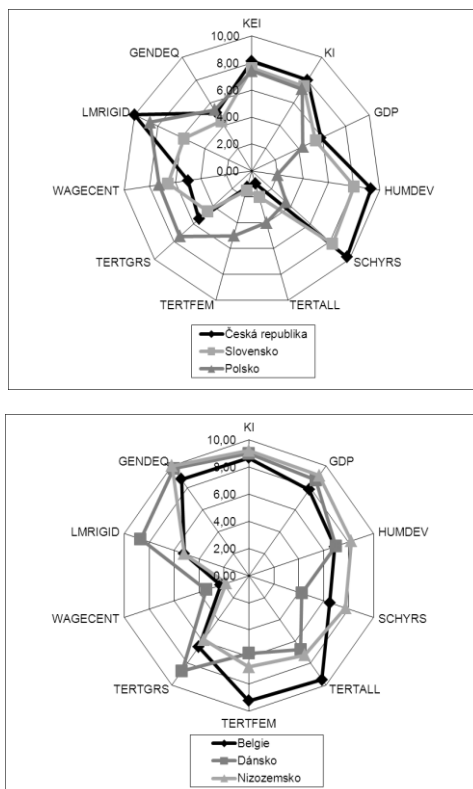
<sup>7</sup> V analytické části budeme pro tyto země používat zkratku země SVE.

<sup>8</sup> K definici těchto indexů viz: <http://web.worldbank.org/KAM>.

<sup>9</sup> K definici těchto indexů viz: <http://web.worldbank.org/KAM>. V zájmu snadného dohledání v příslušné databázi Světové banky zde uvádíme názvy indexů v původním znění: KEI – World Bank Knowledge Economy Index, KI – World Bank Knowledge Index, GDP – GDP per capita, HUMDEV – Human development index, SCHYRS – Average years of schooling, TERTALL – Tertiary education completion, TERTFEM – Tertiary education completion – female, TERTGRS – Gross tertiary enrolment rate, WAGECENT – Wage determination centralization, LMRIGID – Labour market rigidity (hours scheduling, annual paid leave), GENDEQ – Gender equality index.



Graf č. 1: Profily zemí vstupujících do analýzy z hlediska inovačního potenciálu, dynamiky a otevřenosti vzdělávacích systémů a genderové rovnosti



Zdroj: World Bank KAM, vlastní zpracování

Ideální zemí pro srovnání s třemi zeměmi střední a východní Evropy by bylo Finsko (velikost populace a nejvyšší inovační potenciál), zde však, podobně jako u jiných zemí, chybí v datovém souboru některé pro naši analýzu klíčové proměnné (například čtyřmístný kód povolání ISCO). I přes tato omezení jsou podle našeho názoru dvě porovnávané skupiny pro dané srovnání vhodné. Datový soubor pokrývající uvedených šest zemí po vyloučení všech případů s chybějícími hodnotami obsahuje 6320 respondentů<sup>10</sup>.

V projektu PIAAC byly testovány kompetence spadající do tří okruhů: čtenářská gramotnost, numerická gramotnost a dovednosti spojené s řešením problémů v prostředí informačních technologií (dále IT). *Čtenářská gramotnost* byla definována jako dovednost porozumět psanému textu a získávat z něj

<sup>10</sup> Datový soubor byl očištěn od chybějících hodnot metodou „listwise deletion“.

informace. *Numerická gramotnost* byla definována jako schopnost řešit úkoly vyžadující určité operace s číselnými nebo jinými matematickými prvky (geometrickými, prostorovými atd.). A konečně *dovednost řešit problémy v prostředí IT* byla definována jako schopnost využívat pro práci i v běžném životě obvyklé počítačové aplikace (elektronická pošta, vyhledávače, kalkulátory, programy na zpracování textu atd.), přičemž pozornost byla věnována jak kognitivním dovednostem, tak zručnosti v práci v počítačovém prostředí. Tyto dovednosti byly samozřejmě sledovány jen u respondentů, kteří uvedli, že jsou schopni pracovat s výpočetní technikou<sup>11</sup>. S ohledem na to, že IT gramotnost nebyla šetřena ve všech zemích a navíc u této proměnné byl vysoký podíl chybějících hodnot, do naší komparativní analýzy vstoupily jen čtenářské a numerické kompetence.

V projektu PIAAC je každá dimenze kompetencí reprezentována deseti tzv. „plausible values“, což klade vysoké nároky na technické provedení některých složitějších analýz. Za ideální jsou považovány postupy pracující se všemi plausibilními hodnotami. U složitějších modelů, kde to není z řady důvodů technicky možné, se za přijatelné považuje pracovat pouze s první z těchto hodnot. Přitom je třeba mít na paměti, že ačkoli hodnoty samotných statistik (například průměrů či regresních koeficientů) se od „skutečných“ podstatně neliší, standardní chyby spojené s výsledky analýz jsou výrazně podhodnocené. Proto se rozhodně nedoporučuje plausible values průměrovat. (OECD 2005: 78-121; Desjardins 2013)

Použitou metodou analýzy je strukturní modelování, které – na rozdíl od běžné regresní analýzy – umožňuje odhadovat koeficienty pro celá kauzální zřetězení, v nichž sledované charakteristiky mohou figurovat současně na straně závisle i nezávisle proměnných. Jako příklad lze uvést vzdělání, které je závisle proměnnou ve vztahu k sociálnímu statusu výchozí rodiny, ale nezávisle proměnnou ve vztahu k příjmům. Strukturní koeficienty lze interpretovat podobně jako regresní koeficienty (jedná se ve skutečnosti o parciální regresní koeficienty často nazývané též „path coefficients“). Strukturní model navíc umožňuje identifikovat nejen přímé efekty (bezprostřední kauzální vztah dvou proměnných), ale též efekty nepřímé (působení jedné proměnné na druhou prostřednictvím jiných proměnných). Výhodou strukturního modelování je i to, že umožňuje pracovat nejen s manifestními (přímo měřenými) proměnnými (v tom se příliš neliší od regresní analýzy), ale též s latentními proměnnými, které jsou definovány přímo v modelu, podobně jako ve faktorové analýze. (Blíže viz Matějů 1989)

Pro účely strukturního modelování používáme v této stati standardizované proměnné odpovídající tzv. prvním plausibilním hodnotám, které jsme označili

---

<sup>11</sup> Participace na testu řešení problémů v IT prostředí byla proto zcela dobrovolná, některé země tyto údaje nesbíraly vůbec (Kypr, Francie, Itálie a Španělsko).

LIT (čtenářská gramotnost), NUM (numerická gramotnost). Kauzální model použitý pro analýzu procesů formujících kompetence (diagram 1) tedy z výše uvedených důvodů pracuje pouze se dvěma dimenzemi kompetencí. Z těchto tzv. manifestních proměnných (indikátorů) se však tvoří nová (tzv. latentní) dimenze, kterou nazýváme „celková hladina měřených kompetencí“ (zkráceně „kompetence“, v modelu jako COMP). Podobně měříme i sociálně-kulturní status výchozí rodiny (FAMSES), který má tři indikátory: vzdělání otce (FED) a matky (MED) a počet knih v domácnosti rodičů (BOOKS). Vzdělání matky a otce bylo kategorizováno na tři stupně (1=nanejvýš vyučení bez maturity, 2=střední s maturitou, 3=vysokoškolské).

Do analýzy dále vstoupily také proměnné pohlaví (1=muž, 2=žena) a vzdělání respondenta (RED). Vzdělání respondenta bylo s ohledem na možnost srovnání s výsledky, k nimž dospěli Hanushek a kol. (Hanushek et al. 2013), v naší analýze reprezentováno počtem roků strávených formálním vzděláváním. V kauzálním modelu dále figurují dvě důležité proměnné, jmenovitě sociálně-ekonomický status zaměstnání (ISEI) a výdělek (INC). Obě tyto proměnné jsou měřeny způsobem běžným v analýzách příjmů. Pro příjem používáme průměrný hodinový výdělek včetně všech bonusů (EARNHRBONUS), a to v logaritmické podobě. Sociálně-ekonomický status zaměstnání je reprezentován mezinárodním indexem sociálně-ekonomického statusu, který je odvozený z klasifikace povolání ISCO88. (Ganzeboom – De Graaf – Treiman 1992)<sup>12</sup>

Abychom se co nejvíce přiblížili testovanému modelu Hanusheka et al. (2013), omezili jsme zkoumanou skupinu respondentů také podle ekonomické aktivity a věku a vybrali pouze ty, kteří pracovali v době sběru dat v zaměstnání na plný pracovní úvazek, jež je definován jako nejméně 30 odpracovaných hodin za týden, a spadají do věkové skupiny 35 až 54 let. Toto omezení podle Hanusheka et al. (2013: 10-11) slouží funkčně k odhadu dlouhodobé návratnosti získaných kompetencí, jejichž vyšší úroveň by měla vést k vyššímu platu a lepším pracovním příležitostem.

Jako metoda odhadu parametrů modelu byla použita metoda maximální věrohodnosti (ML), která je doporučována i v případě výskytu chybějících hodnot v datovém souboru. (Byrne 2010) Všechny analýzy modelu byly provedeny v programu AMOS. (Arbuckle 2012) V zájmu korektnosti je třeba uvést, že pro dosažení srovnatelnosti modelů mezi zeměmi a mezi muži a ženami jsme do modelů měření vložili předpoklad, že sociálně-kulturní původ (FAMSES) a celková úroveň kompetencí (COMP) jsou mezi skupinami definovány shodně, resp. byly zafixovány jako identické. Adekvátnost takového metrického modelu je klasicky zjišťována prostřednictvím

---

<sup>12</sup> Pokud jde o distribuce proměnných, odkazujeme na národní zprávu ze šetření PIAAC. (Straková – Veselý eds. 2013)

statistické komparace se základním (konfigurálním) modelem, kde k žádným podobným restrikcím nedochází<sup>13</sup>.

### **Analýza dat**

Hlavní model, k jehož ověření jsme směřovali, je uveden v diagramu 1. V levé části modelu vytváříme ze tří hlavních proměnných reprezentujících sociální původ (vzdělání matky – MED, vzdělání otce – FED a počet knih v domácnosti – BOOKS) syntetickou (latentní) proměnnou nazvanou sociálně-kulturní status výchozí rodiny (FAMSES)<sup>14</sup>. Předpokládáme, že sociálně-kulturní původ respondenta působí na dosažené vzdělání i kompetence jedince.

Kompletní model pracuje s ještě jedním modelem měření, a to s modelem pro latentní proměnnou COMP, jejímiž indikátory jsou čtenářské a numerické kompetence. Kromě strukturálních koeficientů model dále obsahuje některé další parametry, z nichž je třeba zmínit zejména tzv. korelace mezi chybami měření. Tyto korelace zpravidla umožňují zlepšit celkovou vhodnost modelu („model fit“), velmi často však představují relevantní vazby, které se prosazují mimo hlavní strukturální koeficienty a jsou z věcného hlediska velmi zajímavé. V našem případě jde v první řadě o korelaci mezi počtem knih v domácnosti rodičů a celkovou hladinou kompetencí vloženou do modelu s ohledem na to, že ukazatel počtu knih v domácnosti považujeme spíše za „kulturní“ dimenzi sociálního původu, jejíž vliv na dosažené kompetence se skutečně může vymykat celkovému efektu sociálně-kulturního původu. Další korelací tohoto typu je korelace mezi pohlavím a numerickou gramotností reflektující skutečnost, že ženy ve srovnání s muži dosahují mírně lepších výsledků ve čtenářské gramotnosti, zatímco u numerické gramotnosti je tomu naopak.

V průběhu analýzy dat jsme postupně otestovali šest jednodušších modelů vysvětlujících determinaci výdělku. V každém analyzovaném modelu jsme věnovali specifickou pozornost kauzální vazbě mezi kompetencemi a výdělkem a jejím změnám v důsledku zařazování dalších vysvětlujících proměnných do testovaného modelu. Výsledný komplexní model, ke kterému v analýze směřujeme, je zobrazen v diagramu 1. Detailně popsané výsledky kauzální analýzy jsou prezentovány v tabulkách č. 9-14 v příloze<sup>15</sup>. V těchto tabulkách

---

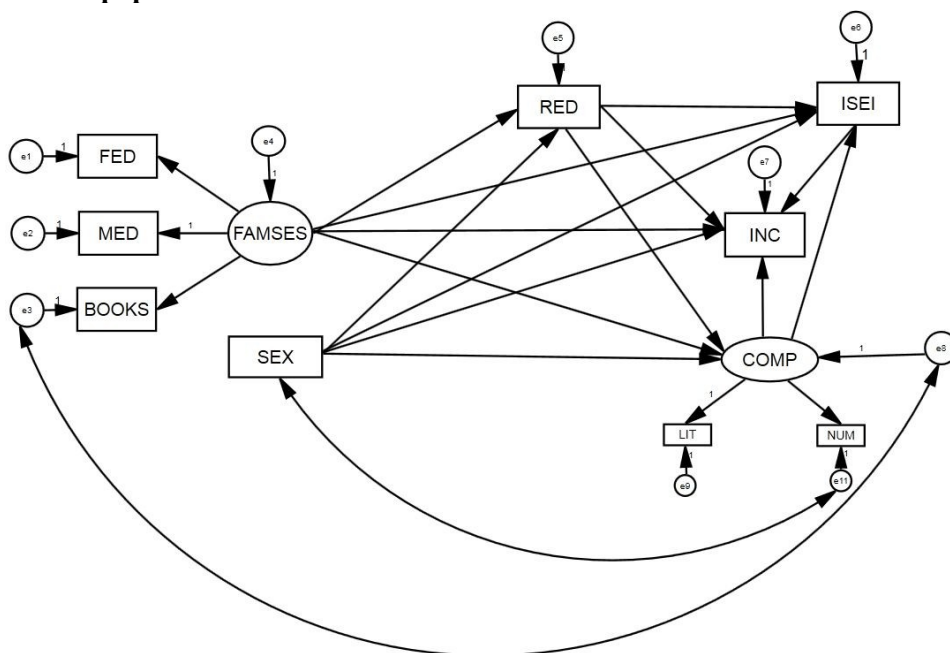
<sup>13</sup> Při ověřování adekvátnosti metrického modelu (oproti základnímu modelu) jsme sledovali především změnu velikosti komparativního indexu shody ( $\Delta CFI$ ), která by neměla být větší než 0,01. V průběhu analýzy se ukázalo, že tyto dva modely byly ekvivalentní ve všech šesti testovaných případech a lze tedy použít výsledky metrického modelu.

<sup>14</sup> Běžně je tato proměnná nazývána sociálně-ekonomický status výchozí rodiny, a to zejména tehdy, je-li tvořena vzděláním matky, vzděláním otce a sociálně-ekonomickým statusem zaměstnání otce. S ohledem na to, že v projektu PIAAC v některých zemích nebylo zjišťováno zaměstnání otce v době, kdy respondent dospíval, zařadili jsme do modelu měření počet knih v domácnosti rodičů. Jde tedy, striktně vzato, o sociálně-ekonomický (vzdělání) a kulturní původ. Pro zjednodušení používáme „sociální původ“.

<sup>15</sup> Příloha je dostupná on-line na [http://www.isea.cz/wp-content/uploads/2014/06/Mateju\\_Anyzova\\_role-lidskeho-kapitalu-v-uspechu-na-trhu-prace\\_prilohy\\_web.pdf](http://www.isea.cz/wp-content/uploads/2014/06/Mateju_Anyzova_role-lidskeho-kapitalu-v-uspechu-na-trhu-prace_prilohy_web.pdf) nebo může být zaslána na vyžádání.

jsou uvedeny standardizované parciální regresní koeficienty, které odpovídají koeficientům beta v mnohonásobné regresní analýze, tj. říkají, o kolik směrodatných odchylek se změní hodnota závisle proměnné, změní-li se hodnota nezávisle proměnné o jednu směrodatnou odchylku, a to při kontrole všech dalších proměnných, které na závisle proměnnou přímo nebo nepřímo působí. Koeficienty v těchto tabulkách platí pro ekonomicky aktivní respondenty ve věku 35-54 let, o kterých máme údaje za obě dvě měřené dimenze kompetencí.

Diagram 1: **Schéma příčinných vazeb determinace výdělku (model 6) – celá aktivní populace**



*Kauzální výklad souvislostí mezi kompetencemi a výdělkem (model 1)*

První analyzovaný model testuje nejdříve samostatný přímý kauzální vliv naměřených kompetencí na výdělek (COMP  $\Rightarrow$  INC). Proměnnou reprezentující celkovou hladinu naměřených kompetencí měříme jako syntetickou proměnnou skládající se ze dvou hlavních proměnných čtenářské (LIT) a numerické (NUM) kompetence, které jsou zde ve standardizované podobě. Jak vyplývá z koeficientů modelu měření pro tuto latentní proměnnou, její hodnoty jsou prakticky stejnou měrou tvořeny oběma dimenzemi, tj. čtenářskou

gramotností (LIT, koeficient 0,92) a numerickou gramotností (NUM, koeficient 0,94)<sup>16</sup>.

Pokud bereme ekonomicky aktivní populaci jako celek, přímé zhodnocení kompetencí pro získání vyššího výdělku se zdá být v modelu 1 ve všech zemích značné; standardizované regresní koeficienty se pohybují mezi 0,3-0,45. Na Slovensku se zvýšením kompetencí o jednu směrodatnou odchylku zvýší plat o 18 % (nestandardizovaný regresní koeficient je 0,182, viz tabulka č. 1), v České republice dochází k navýšení platu o 17 % a v Polsku dokonce o 23 %<sup>17</sup>. V zemích západní Evropy se v prvním modelu zdá být návratnost rostoucích kompetencí o trochu méně příznivá, v Belgii se jedná o 16 % nárůst platu, v Dánsku o 15 % a v Nizozemsku o 19 % navýšení mzdy. Tyto výsledky se shodují s výstupy analýz Mincerovy rovnice příjmů Hanusheka et al. (2013).

**Tabulka č. 1: Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělků ekonomicky aktivních osob podle zemí – model 1**

Efekt	Země					
	Slovensko	Česká republika	Polsko	Belgie	Dánsko	Nizozemsko
COMP ⇒ INC	0,182***	0,174***	0,228***	0,156***	0,143***	0,189***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Chi-square=15,79 (5df),  $p=0,007$ , GFI=0,998, CFI=0,999 ( $\Delta$ CFI=0,001), RMSEA=0,018, AIC=77,79

#### *Kauzální výklad souvislostí mezi kompetencemi, formálním vzděláním a výdělkem (model 2)*

Protože jedna z našich základních hypotéz byla, že do tohoto kauzálního vztahu může významně intervenovat formální vzdělání respondenta, v druhém analyzovaném modelu jsme testovali jednak přímý vliv kompetencí na výdělek, dále přímý a nepřímý vliv vzdělání na výdělek (RED ⇒ INC) a vliv vzdělání na kompetence. Ve výsledcích druhého modelu je třeba si povšimnout poměrně velkých rozdílů v přímých vlivech vzdělání na výdělků mezi zeměmi. Tento vliv je zřetelně silnější v zemích SVE – nejsilnější je v Polsku (0,47) a v České

<sup>16</sup> V několika-výběrové analýze byly tyto koeficienty navíc nastaveny jako shodné ve všech skupinách/zemích, což se ze statistického hlediska (testování změn ve vhodnosti modelu) ukázalo jako možné.

<sup>17</sup> Nestandardizované koeficienty v prezentovaných tabulkách říkájí, o kolik jednotek se změní hodnota závislé proměnné, změní-li se hodnota nezávislé proměnné o jednu jednotku (jedná se o jednotku měření tj. rok, stupeň vzdělání, koruny, atp.), a to při kontrole všech dalších proměnných zahrnutých do modelu. S ohledem na to, že kompetence a sociální původ vstupují v modelu jako latentní proměnné ve standardizované podobě, jejich jednotku lze interpretovat jako jednu směrodatnou odchylku.

republiky (0,4). Jinými slovy, v zemích SVE dochází k přibližně 7-9 % mzdovému nárůstu za každý další absolvovaný rok studia (viz tabulka č. 2), zatímco v pro-inovačně orientovaných zemích západní Evropy pouze k 3-6 % mzdovému nárůstu za každý další absolvovaný rok studia. Ovšem nepřímý efekt vzdělání na výdělek (RED  $\Rightarrow$  COMP  $\Rightarrow$  INC) je v těchto západoevropských zemích mírně vyšší a pohybuje se okolo 2 % mzdového nárůstu za každý další rok studia. Nezanedbatelný je také poměrně vysoký vliv dosaženého vzdělání na kompetence, který je dle očekávání nejsilnější v Belgii (0,56), Dánsku (0,5), ale také v Polsku (0,53).

Zahrneme-li do modelu formální vzdělání (tj. počet let formálního vzdělávání), dochází podle očekávání k výraznému oslabení přímého vlivu kompetencí na výdělek respondenta. Teprve až v tomto modelu začínají pro-inovačně orientované západoevropské země vykazovat výrazně vyšší návratnost rostoucích kompetencí při kontrole vlivu vzdělání než země SVE. Ta se zde pohybuje okolo 10-12 % navyšování mzdy; oproti předchozímu modelu došlo k poklesu mzdového nárůstu o přibližně 4-7 procentních bodů (v tabulce č. 2 označeno symbolem  $\Delta$ ). V případě zemí SVE je návratnost kompetencí při kontrole vlivu vzdělání o poznání slabší, pohybuje se okolo 6-8 % nárůstu mzdy se zvyšováním kompetencí o jednu směrodatnou odchylku (snížení o 10-15 procentních bodů).

Tabulka č. 2: **Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob podle zemí – model 2**

Efekt	Země					
	Slovensko	Česká republika	Polsko	Belgie	Dánsko	Nizozemsko
COMP $\Rightarrow$ INC	0,084*** ( $\Delta$ -0,098)	0,059** ( $\Delta$ -0,115)	0,085*** ( $\Delta$ -0,143)	0,104*** ( $\Delta$ -0,052)	0,096*** ( $\Delta$ -0,047)	0,117*** ( $\Delta$ -0,072)
RED $\Rightarrow$ INC	0,079***	0,070***	0,085***	0,034***	0,033***	0,059***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Chi-square=53,15 (11df),  $p=0,000$ , GFI=0,996, CFI=0,996 ( $\Delta$ CFI=0,003), RMSEA=0,025, AIC=151,15

### *Kauzální výklad souvislostí mezi kompetencemi, zaměstnáním a výdělkem (model 3)*

Ve třetím testovaném modelu jsme nahradili dosažené vzdělání sociálně-ekonomickým statutem zaměstnání respondenta a testovali jeho přímý vliv na výdělek (ISEI  $\Rightarrow$  INC) a opět celkový přímý i nepřímý vliv kompetencí na

výdělek. Přímé zhodnocení kompetencí v získání zaměstnání s vyšším sociálně-ekonomickým statusem je ve všech zemích evidentní a také velmi podobné (0,44-0,48). Z této tendence se mírně vymyká pouze Slovensko, kde je tento vliv nejslabší (0,3). Sociálně-ekonomický status zaměstnání také značně ovlivňuje výši platu, přičemž tento vliv se zdá být v zemích SVE mírně silnější. Když vzroste sociálně-ekonomický status zaměstnání jedince o jednotku, jeho plat se na Slovensku, v Polsku i České republice zvýší o 1 % (viz tabulka č. 3).

Přímý vliv kompetencí na výdělek se při kontrole vlivu ISEI jedince opět snížil, přičemž nepřímý vliv kompetencí na výdělek (COMP  $\Rightarrow$  ISEI  $\Rightarrow$  INC) je zřetelný a statisticky významný. To platí zejména pro Českou republiku a Polsko, kde přímá návratnost rostoucích kompetencí při kontrole vlivu ISEI jedince odpovídá 6 % navýšení mzdy (v Polsku 9 %), ale nepřímá návratnost zvyšujících se kompetencí odpovídá 10 % a v Polsku dokonce 14 % navýšení mzdy. Celkový vliv rostoucích kompetencí na příjem se pak ve středoevropských zemích pohybuje okolo 16 až 22 %, což již odpovídá situaci v západoevropských zemích, kde se ale na tomto celkovém vlivu více podílí nikoli nepřímý, ale přímý vliv kompetencí.

Tabulka č. 3: **Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělků ekonomicky aktivních osob podle zemí – model 3**

Efekt	Země					
	Slovensko	Česká republika	Polsko	Belgie	Dánsko	Nizozemsko
COMP $\Rightarrow$ INC ( $\Delta$ -0,077)	0,105***	0,056** ( $\Delta$ -0,118)	0,093*** ( $\Delta$ -0,135)	0,094*** ( $\Delta$ -0,062)	0,099*** ( $\Delta$ -0,044)	0,109*** ( $\Delta$ -0,08)
ISEI $\Rightarrow$ INC	0,009***	0,010***	0,012***	0,003***	0,004***	0,009***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Chi-square=58,75 (11df),  $p=0,000$ , GFI=0,995, CFI=0,996 ( $\Delta$ CFI=0,002), RMSEA=0,026, AIC=156,75

*Kauzální výklad souvislostí mezi kompetencemi, formálním vzděláním, zaměstnáním a výdělkem (model 4)*

Čtvrtý analyzovaný model testuje kauzální vztahy mezi již zmíněnými čtyřmi proměnnými najednou. Je zde zjišťován celkový kauzální vliv vzdělání, kompetencí a ISEI na výdělek s tím, že zvláštní pozornost je věnována jak jejich přímým, tak i nepřímým specifickým vlivům. Pokud jde o koeficienty za



celý soubor související s příčinnými vazbami, které se v modelu opakují, budeme komentovat především jejich změny.

Opět byl testován přímý kauzální vliv kompetencí na příjem, tentokrát při kontrole vlivu dosaženého vzdělání a ISEI jedince zároveň. Přímé zhodnocení kompetencí pro získání vyššího výdělku při kontrole vlivu ostatních proměnných ve všech zemích dále oslabuje. V případě západoevropských zemí se výše návratnosti zvyšujících se kompetencí o jednu směrodatnou odchylku ustálila a odpovídá při kontrole vlivu vzdělání a ISEI 8 % nárůstu mzdy (viz tabulka č. 4). Situace v zemích SVE je méně příznivá a dochází zde k ještě razantnějšímu poklesu návratnosti kompetencí. Obzvláště je tato tendence patrná v České republice, kde se hodnota 3 % nárůstu mzdy začíná blížit kritické hodnotě statistické významnosti a kompetence se tak pomalu přestávají při kontrole ostatních proměnných na růstu výdělku podílet. Nepřímý vliv kompetencí na výdělek (tj. prostřednictvím ISEI) není v tomto modelu ve většině zemí již tak silný (cca 1,5-2 % zvýšení platu), nejvyšších hodnot dosahuje stále v České republice (3 %).

Tabulka č. 4: **Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob podle zemí – model 4**

Efekt	Země					
	Slovensko	Česká republika	Polsko	Belgie	Dánsko	Nizozemsko
COMP ⇒ INC	0,076*** (Δ -0,106)	0,031* (Δ -0,143)	0,064** (Δ -0,164)	0,082*** (Δ -0,074)	0,082*** (Δ -0,061)	0,082*** (Δ -0,107)
RED ⇒ INC	0,055***	0,036***	0,040***	0,013***	0,023***	0,034***
ISEI ⇒ INC	0,005***	0,008***	0,009***	0,005***	0,003***	0,007***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Chi-square=72,72 (17df),  $p=0,000$ , GFI=0,995, CFI=0,996 ( $\Delta$ CFI=0,003), RMSEA=0,023, AIC=218,72

Důvodem snižujícího se přímého vlivu kompetencí na výdělek může být skutečnost, že jak přímý vliv vzdělání na výdělek, tak i přímý vliv ISEI na výdělek je ve všech zemích podstatně silnější než přímý vliv kompetencí na výdělek. Přímý kauzální vliv formálního vzdělání na výdělky je při kontrole vlivu ISEI nejslabší v Belgii (0,1), kde za těchto podmínek dochází ke zhruba 1 % mzdovému nárůstu za každý další rok studia, ostatní západoevropské země jsou na tom velmi podobně (2-3 % mzdový nárůst). V případě zemí SVE se jeví vliv vzdělání na výdělek při kontrole ISEI silnější a odpovídá 4-6 %

mzdovému nárůstu za každý další rok studia. Nepřímé efekty vzdělání na výdělky téměř ve všech zemích převyšují přímé efekty vzdělání a pohybují se mezi 3-6 % mzdového nárůstu.

Obecná tendence přímého vlivu ISEI na výdělek zůstává ve většině zemí nezměněna. Vzroste-li ISEI jedince o jednotku, jeho plat se téměř všude zvýší o 1 %. Podle velikosti standardizovaných regresních koeficientů lze usoudit, že ISEI se jako faktor výdělku prosazuje ve všech zemích kromě Slovenska a Nizozemska silněji než dosažené vzdělání. Přímý vliv kompetencí na ISEI se oproti předešlým modelům výrazně snížil, ale v pro-inovačně orientovaných západoevropských zemích stále zůstává nejsilnější (0,19-0,24).

Nový vztah, který se v tomto modelu objevuje, je přímý kauzální vztah mezi formálním vzděláním jedince a jeho ISEI. Tento vztah je velmi silný obzvláště v zemích SVE, kde standardizované regresní koeficienty pohybující se okolo 0,59 (Česká republika) a 0,7 (Polsko) svědčí o tom, že tyto země mají ve srovnání s pro-inovačně orientovanými zeměmi blíže k tzv. „společnosti diplomů“ (credential society).

*Kauzální výklad souvislostí mezi kompetencemi, formálním vzděláním, zaměstnáním, pohlavím a výdělkem (model 5)*

V pátém modelu k těmto čtyřem proměnným navíc přibývá položka pohlaví (SEX) a testuje se zde, jakým způsobem pohlaví ovlivňuje jak dosažené vzdělání, tak celkovou úroveň kompetencí, ISEI a výdělek, a jak se předešlé analyzované kauzální vazby mění při kontrole pohlaví jedince. Při práci s modelem se ukazuje, že vedle uvedených hlavních kauzálních vazeb se prosazují některé vedlejší souvislosti, které je též třeba do modelu zahrnout, jako již zmíněný vztah mezi pohlavím a numerickou gramotností (SEX  $\Leftrightarrow$  NUM).

Opakovaně testovaný přímý kauzální vliv kompetencí na příjem se ukazuje být při kontrole vlivu dosaženého vzdělání, ISEI a pohlaví v západoevropských zemích stále stejný, tudíž odpovídá 7-8 % nárůstu mzdy při zvýšení kompetencí o jednu směrodatnou odchylku (viz tabulka č. 5). V případě zemí SVE došlo v České republice k tomu, že zvyšování kompetencí se při kontrole ostatních proměnných již nadále nepodílí na růstu výdělku, a na Slovensku a v Polsku je tento vliv poměrně slabý (5-7 % nárůst mzdy). Nepřímý vliv kompetencí na výdělek (tj. prostřednictvím ISEI) se ve většině vybraných zemí pohybuje okolo průměrné hodnoty 2 % zvýšení platu.

Přímý kauzální vliv formálního vzdělání na výdělky je stále nejsilnější v Polsku (0,26) a na Slovensku (0,28). Procentuální mzdový nárůst za každý další rok studia zůstává téměř ve všech zemích stejný jako v předešlém modelu. Nepřímé efekty vzdělání na výdělky buď opět převyšují, anebo se vyrovnávají přímým efektům vzdělání. V zemích SVE se tyto nepřímé efekty stále pohybují okolo 4-6 % mzdového nárůstu za každý další rok studia. Přímý

vliv ISEI na výdělek je ve všech zemích stále silný a vyjma Slovenska se ISEI jako faktor výdělku prosazuje silněji než dosažené vzdělání jedince. Přímý vliv kompetencí na ISEI zůstává více méně nezměněn a je podstatně silnější v proinovačně orientovaných západoevropských zemích – Nizozemsku (0,23) a Dánsku (0,25). Přímý kauzální vztah mezi formálním vzděláním jedince a ISEI je také ve všech zemích totožně silný (0,43-0,68) a podle očekávání dominuje v zemích SVE.

Klíčové je ale potvrzení velkých rozdílů mezi muži a ženami. Ekonomicky aktivní ženy ve věku 35-54 let mají sice ve srovnání s muži obzvláště v Polsku (0,26) v průměru větší šance na dosažení vyššího vzdělání a také vyšší šance na získání zaměstnání s vyšším sociálně-ekonomickým statutem, nicméně po kontrole všech dalších charakteristik (včetně kompetencí) mají obzvláště v zemích SVE výrazně nižší šanci na dosažení výdělku srovnatelného s muži. Na Slovensku mají ženy v průměru o 32 % nižší výdělek než muži se stejnými charakteristikami zahrnutými do modelu, v České republice je to pak o 29 % nižší výdělek a v Polsku o 25 %. Naopak podle očekávání není tato situace v západoevropských zemích takto vyhrčená, ženy mají v Belgii o 11 % a v Dánsku o 15 % nižší výdělek a v Nizozemsku dokonce jen o 4 % nižší výdělek než muži (viz tabulka č. 5).

Tabulka č. 5: **Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob podle zemí – model 5**

Efekt	Země					
	Slovensko	Česká republika	Polsko	Belgie	Dánsko	Nizozemsko
COMP ⇒ INC	0,067*** (Δ -0,115)	0,002 (Δ -0,172)	0,054** (Δ -0,174)	0,075*** (Δ -0,081)	0,071*** (Δ -0,072)	0,079*** (Δ -0,110)
RED ⇒ INC	0,056***	0,032***	0,047***	0,015***	0,026***	0,035***
ISEI ⇒ INC	0,006***	0,008***	0,010***	0,005***	0,003***	0,007***
SEX ⇒ INC	-0,315***	-0,285***	-0,253***	-0,100***	-0,153***	-0,044***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Chi-square=41,74 (17df),  $p=0,001$ , GFI=0,998, CFI=0,998 ( $\Delta$ CFI=0,002), RMSEA=0,015, AIC=259,74

Z koeficientů za celý soubor je dále patrné, že ekonomicky aktivní ženy dosahují v České republice (-0,07) a Nizozemsku (-0,09) poněkud nižší úroveň kompetencí než muži, nicméně příslušný koeficient je poměrně slabý a – jak víme z jiných analýz – pohybuje se na hranici statistické významnosti. V ostat-

ních zemích je tento vliv statisticky nevýznamný. Vedle toho se také prosazuje specifický vliv pohlaví na dílčí komponentu syntetické proměnné: konkrétně efekt svědčící o mírné převaze mužů nad ženami v numerické gramotnosti, který je poměrně silný v zemích západní Evropy (v průměru -0,28) a slabší ve střední Evropě (v průměru -0,15). Zde je třeba zdůraznit, že tyto tendence se projevují po kontrole hlavního vlivu pohlaví na syntetickou proměnnou reprezentující celkovou hladinu kompetencí.

*Kauzální výklad souvislostí mezi kompetencemi, formálním vzděláním, zaměstnáním, pohlavím, sociálně-kulturním původem a výdělkem (model 6)*

Komplexnost konečného analyzovaného modelu, ke kterému jsme dospěli, je zachycena v diagramu 1, jehož hlavní rysy jsme již diskutovali výše. Na základě analýzy parametrů tohoto modelu můžeme učinit několik velmi zajímavých závěrů. V první řadě je třeba uvést, že vliv sociálně-kulturního původu na dosažené vzdělání respondenta je ve všech zemích velmi silný a patří k nejsilnějším efektům modelu ( $\geq 0,45$ ). Stejně silný je obzvláště v zemích západní Evropy i vliv vzdělání na kompetence (0,39-0,46), mírně slabší je ve střední Evropě (0,21-0,46). Slabší je již přímý vliv výchozí rodiny na celkovou hladinu kompetencí, ačkoli celkový vliv, do něhož musíme započítat i působení dosaženého vzdělání na kompetence, je samozřejmě značný. Zajímavá je nízká hodnota přímého vlivu výchozí rodiny na kompetence v případě Polska (0,1) a statistická nevýznamnost tohoto vlivu v Nizozemsku. Naopak na Slovensku vliv sociálně-kulturního původu na kompetence (0,31) významně přesahuje vliv dosaženého vzdělání na kompetence (0,21), což je jeden z možných důvodů, proč zde oproti předchozím modelům značně poklesla tato hodnota přímého vlivu vzdělání<sup>18</sup>. Vedle toho se při kontrole hlavního vlivu sociálně-kulturního původu opakovaně prosazuje specifický vliv kulturního ukazatele počtu knih v domácnosti na syntetickou proměnnou kompetence (BOOKS  $\Leftrightarrow$  COMP), který je ve všech zemích vyjma Belgie (0,08) dosti značný (0,13-0,2).

S tím také souvisí další zajímavé zjištění. V zemích SVE je patrný významný vliv výchozí rodiny na ISEI (v průměru 0,15) a s tím také související ne příliš silný, ale významný přímý vliv výchozí rodiny na výdělek. Když vzroste sociálně-kulturní status výchozí rodiny o jednu směrodatnou odchylku, dojde na Slovensku k 16 % a v České republice a Polsku k 11 % nárůstu výdělků (viz tabulka č. 6). Tyto vlivy výchozí rodiny jsou v západoevropských zemích buď statisticky nevýznamné, anebo jen velmi slabé.

---

<sup>18</sup> Zde je třeba zdůraznit, že rozdíly v celkové hladině kompetencí je možné vysvětlit formálním vzděláním, pohlavím a sociálním původem jen z jedné třetiny (36 %), což znamená, že ze dvou třetin se formují jinak.

Pokud jde o vliv pohlaví, výsledky jsou méně přesvědčivé, nicméně poměrně konzistentní: ženy ve srovnání s muži opět dosahují v některých zemích poněkud nižší celkové hladiny kompetencí. Vedle toho se při kontrole hlavního vlivu pohlaví opakovaně prosazuje specifický vliv pohlaví na dílčí komponentu syntetické proměnné, který ve všech zemích vyjma Slovenska svědčí o mírné převaze mužů nad ženami v numerické gramotnosti (v průměru -0,25).

Ekonomicky aktivní ženy mají ve srovnání s muži stejného věku v průměru větší šance na dosažení vyššího vzdělání (obzvláště v Polsku) a vyšší šance na získání zaměstnání s vyšším sociálně-ekonomickým statutem, nicméně po kontrole všech dalších charakteristik mají ženy opět obzvláště v zemích SVE stále výrazně nižší šanci na dosažení výdělku srovnatelného s muži a jejich mzdy jsou zde v průměru o čtvrtinu až třetinu nižší (viz tabulka č. 6).

Tabulka č. 6: **Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob podle zemí – model 6**

Efekt	Země					
	Slovensko	Česká republika	Polsko	Belgie	Dánsko	Nizozemsko
COMP ⇒ INC	0,050*** (Δ-0,132)	-0,006 (Δ-0,174)	0,051** (Δ-0,177)	0,076*** (Δ-0,08)	0,067*** (Δ-0,076)	0,077*** (Δ-0,112)
RED ⇒ INC	0,048***	0,028***	0,038***	0,016***	0,023***	0,030***
ISEI ⇒ INC	0,005***	0,008***	0,009***	0,005***	0,003***	0,007***
SEX ⇒ INC	-0,312***	-0,284***	-0,244***	-0,100***	-0,152***	-0,048***
FAMSES ⇒ INC	0,156***	0,108*	0,107**	-0,014	0,033**	0,064*

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Chi-square=469,96 (105df),  $p=0,000$ , GFI=0,984, CFI=0,983 ( $\Delta$ CFI=0,005), RMSEA=0,023, AIC=799,96

Přímý kauzální vliv kompetencí na příjem odpovídá při kontrole vlivu dosaženého vzdělání, ISEI, pohlaví a sociálně-kulturního původu výsledkům z předchozího modelu. V západoevropských zemích se návratnost kompetencí pohybuje okolo 8 % nárůstu mzdy, v zemích SVE okolo 5 % nárůstu mzdy; v České republice je tato návratnost rostoucích kompetencí opět nevýznamná. Přímý kauzální vliv formálního vzdělání na výdělky je stále nejsilnější v zemích SVE, procentuální mzdový nárůst za každý další rok studia se zde pohybuje okolo 3-5 %. I nepřímé efekty vzdělání na výdělky v těchto zemích převyšují přímé efekty vzdělání a pohybují se okolo 3-6 % mzdového nárůstu. Přímý vliv ISEI na výdělek ve všech zemích zůstává podobně silný (0,21-0,39)

a vyjma Slovenska se potvrzuje jako silnější faktor výdělku než dosažené vzdělání. Přímý vliv kompetencí na ISEI je stále nejvýraznější v inovačních západoevropských zemích (0,23-0,34). Přímý kauzální vztah mezi formálním vzděláním jedince a ISEI je stále ve všech zemích velmi silný a mírně dominuje v zemích SVE (0,52-0,65).

V poměrně složité síti vztahů, v nichž pohlaví doposud hrálo roli jedné proměnné v jinak univerzálním výkladovém modelu platném pro muže i ženy, však existují další rozdíly. Proto jsme prověřili šestý model vztahů ještě samostatně pro muže a ženy (viz tabulka č. 7 a č. 8). Prvním zjištěním je rozdíl v přímém vlivu kompetencí na ISEI: u ekonomicky aktivních žen ve věku 35-54 let je tento vliv téměř ve všech zemích mnohem slabší než u mužů. Na druhou stranu, v zemích SVE je u žen podstatně silnější vliv formálního vzdělání na ISEI (0,52-0,7). Na Slovensku nejsou tyto rozdíly mezi pohlavím tak výrazné a vliv formálního vzdělání na ISEI je zde mírně slabší (0,57). Vliv dosaženého vzdělání na kompetence je silnější spíše u mužů než u žen, výjimkou je jen Slovensko a Dánsko.

Pokud jde o samotné výdělky, výsledky ukazují, že jejich determinace dosaženým vzděláním je u žen ve všech zemích vyšší než u mužů. Tyto genderové rozdíly se zdají být výraznější v zemích západní Evropy a také v Polsku. V západoevropských zemích dochází u žen ke zhruba 2-6 % mzdového nárůstu za každý další rok studia a u mužů k 1-2 % mzdového nárůstu. V zemích SVE je tato tendence mírnější; 4-6 % nárůst pro ženy a 2-5 % pro muže.

Kompetence mají silnější přímý vliv na výdělek u žen v případě zemí SVE pouze v Polsku (9 % mzdový nárůst), jinak je zde návratnost rostoucích kompetencí genderově více méně vyrovnaná. V západoevropských zemích je tento vliv u žen silnější pouze v Nizozemsku, kde ale tato návratnost kompetencí u žen převyšuje návratnost u mužů o pouhé 1 % mzdového nárůstu. Genderově nejvyrovnanější situace je v tomto ohledu v Dánsku a České republice. Pokud jde o nepřímý vliv kompetencí na výdělek (tj. prostřednictvím ISEI), ten je u mužů ve všech zemích silnější než u žen. Ve srovnání s ženami u mužů naopak zjišťujeme, že pokud jde o přímé vlivy jednotlivých charakteristik na výdělek, pak vliv ISEI na výdělek je u žen v porovnání s muži mírně silnější v zemích SVE a naopak u mužů je tento vliv mírně silnější v západoevropských zemích.

Dalším zjištěním je rozdíl ve vlivu sociálně-kulturního původu na kompetence, který je u žen mírně silnější v zemích SVE kromě Polska. Dále platí, že u mužů se vliv sociálně-kulturního původu na kompetence prosazuje silněji prostřednictvím vzdělání. Ačkoliv je tedy souhrnný vliv sociálně-kulturního původu na celkovou úroveň kompetencí u mužů a žen stejný, utváří se odlišně. Zatímco ženy poněkud silněji „kapitalizují“ rodinné prostředí, muži

více zhodnocují formální vzdělávání. Přímý vliv sociálně-kulturního původu na ISEI je silnější spíše u mužů kromě České republiky, kde tento vliv významně dominuje u žen. Přímý vliv sociálně-kulturního původu na dosažené vzdělání a výdělek jedince je ve všech zemích buď téměř genderově vyrovnaný anebo jen mírně se vychylující. Nejvýraznější rozdíly jsou v tomto ohledu na Slovensku ve prospěch žen (18 % mzdový nárůst pro ženy a 13 % pro muže) a v Polsku ve prospěch mužů (17 % mzdový nárůst pro muže a nevýznamnost tohoto parametru pro ženy).

**Tabulka č. 7: Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělků u ekonomicky aktivních mužů a žen ve věku 35-54 let v jednotlivých zemích – Slovensko, Česká republika a Polsko**

Efekt	Slovensko		Česká republika		Polsko	
	Muži	Ženy	Muži	Ženy	Muži	Ženy
COMP ⇒ INC	0,056**	0,046**	0,038	-0,034	0,039	0,09**
RED ⇒ INC	0,049***	0,046***	0,021***	0,036***	0,019	0,062***
ISEI ⇒ INC	0,005***	0,006***	0,006***	0,009***	0,010***	0,008***
FAMSES ⇒ INC	0,134**	0,177***	0,088	0,110*	0,166**	0,044

Zdroj: PIAAC.

Poznámka 1: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Poznámka 2: Muži – Chi-square=300,32 (87df),  $p=0,000$ , GFI=0,979, CFI=0,982 ( $\Delta$ CFI=0,008), RMSEA=0,026, AIC=558,32; Ženy – Chi-square=194,13 (87df),  $p=0,000$ , GFI=0,983, CFI=0,988 ( $\Delta$ CFI=0,002), RMSEA=0,021, AIC=452,13

**Tabulka č. 8: Nestandardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělků u ekonomicky aktivních mužů a žen ve věku 35-54 let v jednotlivých zemích – Belgie, Dánsko a Nizozemsko**

Efekt	Belgie		Dánsko		Nizozemsko	
	Muži	Ženy	Muži	Ženy	Muži	Ženy
COMP ⇒ INC	0,082***	0,063**	0,068***	0,067***	0,075***	0,088**
RED ⇒ INC	0,013***	0,021***	0,020***	0,028***	0,022***	0,059***
ISEI ⇒ INC	0,006***	0,004***	0,003***	0,003***	0,007***	0,006**
FAMSES ⇒ INC	-0,082**	0,110**	0,014	0,048	0,067	0,027

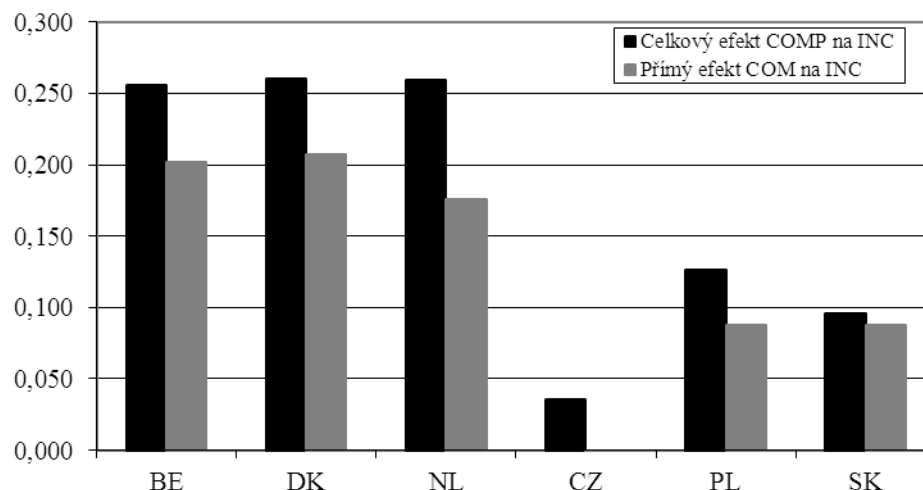
Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

## Závěr

Stať si kladla za cíl přispět k osvětlení role lidského kapitálu v úspěchu na trhu práce v různých sociálně-ekonomických kontextech, konkrétně ve skupinách zemí lišících se orientací na inovační potenciál a jeho ekonomické zhodnocování, otevřeností a dynamikou terciárního vzdělávání, flexibilitou trhu práce a genderovou rovností. Základní analytickou strategií bylo porovnat význam měřených kompetencí v úspěchu na trhu práce v šesti evropských zemích, které participovaly na první vlně projektu PIAAC, jmenovitě v České republice, Slovensku a Polsku na jedné straně, a v Belgii, Dánsku a Nizozemsku na straně druhé. V souladu s hlavním cílem jsme se při výběru zemí zaměřili na země, které se – kromě historického kontextu (postkomunistické země vs. vyspělé demokracie) – umísťují na opačných pólech výše zmíněných kontinuí (inovační potenciál, dynamika terciárního vzdělávání, flexibilita pracovního trhu a genderová rovnost).

Graf č. 2: **Standardizované celkové a přímé efekty kompetencí na příjem** (při kontrole vlivu dosaženého vzdělání, sociálního původu, sociálně-ekonomického statusu zaměstnání a pohlaví)



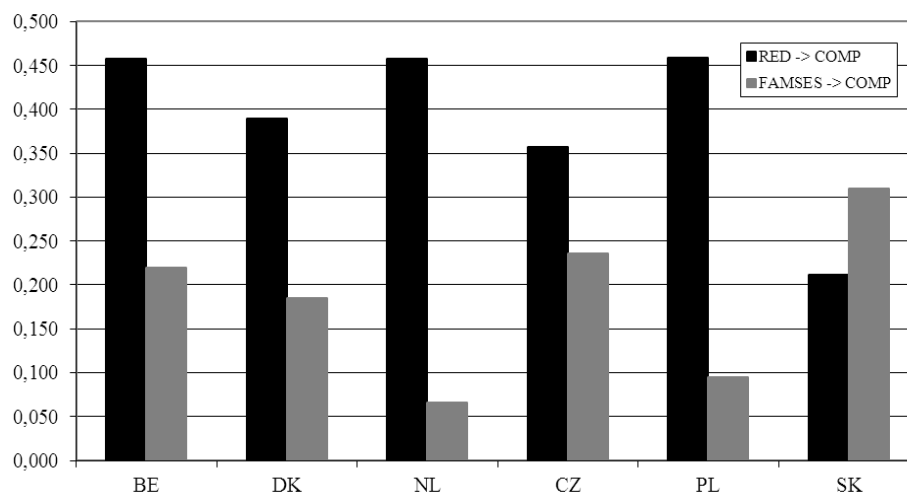
S odkazem na jednu z prvních komparativních analýz vlivu lidského kapitálu na příjem založených na datech z projektu PIAAC, v níž byly do klasické „mincerovské“ rovnice pro vysvětlení rozdílů v příjmech vloženy měřené kompetence (Hanushek et al. 2013), jsme si kladli za cíl pomocí strukturního modelování proniknout do hlubších struktur vzájemných vazeb



mezi sociálním původem, pohlavím, vzděláním, kompetencemi, zaměstnáním a příjmy.

Ve shodě s výsledky, k nimž dospěl Hanushek, jsme zjistili, že vliv měřených kompetencí na příjem je významný (změna úrovně kompetencí o jednu směrodatnou odchylku vede ke změně příjmů o cca 18 %), přičemž nejsou-li součástí strukturního modelu další proměnné, rozdíly mezi zeměmi nejsou velké (od 17 % do 23 %). Vstupují-li do modelu další proměnné, rozdíly mezi zeměmi se postupně zvětšují. Jsou-li do modelu zahrnuty další proměnné (sociální původ, dosažené vzdělání, sociálně-ekonomický status zaměstnání a pohlaví), které figurují v roli závisle i nezávisle proměnných (zejména vzdělání a sociálně-ekonomický status zaměstnání), rozdíly mezi zeměmi v přímých efektech kompetencí se výrazně zvětší a to ve prospěch západoevropských zemí. K největšímu „propadu“ přímého efektu kompetencí na příjem přitom dochází v České republice, kde tento efekt prakticky mizí. Podobný trend však lze pozorovat i na Slovensku a v Polsku. Přehledně popsání rozdíly v efektech kompetencí na příjem mezi jednotlivými zeměmi vyjadřuje graf č. 2.

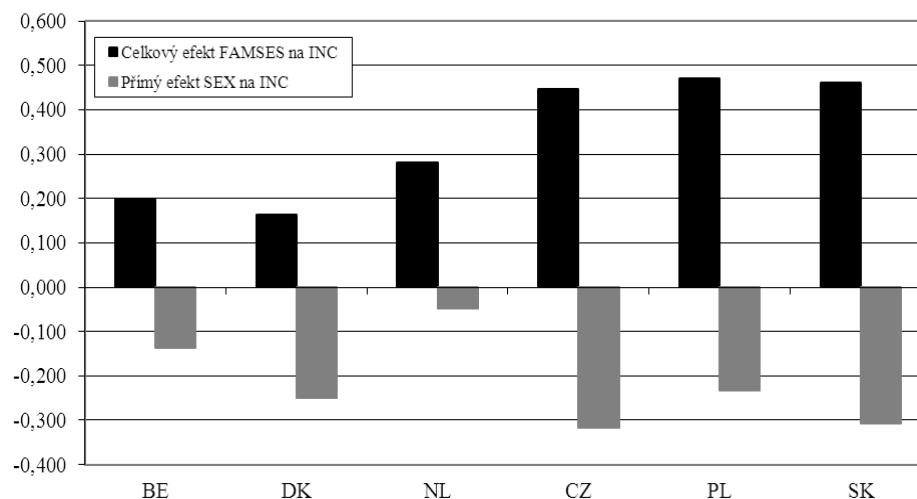
**Graf č. 3: Standardizované přímé efekty sociálně-kulturního statusu výchozí rodiny a formálního vzdělání na kompetence**



Kromě rozdílů ve flexibilitě trhu práce a v důrazu na „diplomy“ spíše než na kompetence může být jedním z možných vysvětlení i nepřímá evidence o efektivitě vzdělávacího systému. Podle jedné ze vstupních tezí jsou kompetence jak „produktem“ socializace (rodina), tak výsledkem procesu formálního vzdělávání. V této souvislosti jsme formulovali komparativní hypotézu, podle níž čím slaběji budou v dané zemi kompetence kauzálně spjaty s formálním

vzděláním a naopak, čím silněji budou determinovány sociálně-ekonomickým statusem výchozí rodiny, tím silnější bude evidence ve prospěch tvrzení, že příslušný národní vzdělávací systém nefunguje dostatečně efektivně. Znovu zdůrazňujeme, že jde o komparativní hypotézu, jejíž platnost navíc nelze snadno prokazovat či vyvracet, protože národní vzdělávací systémy se v čím dál větší míře stávají součástí globálního systému vzdělávání, jehož absolventi vstupují na globální pracovní trhy. Výsledky, k nimž jsme dospěli, i v rámci zmíněného interpretačního omezení poskytují poměrně silnou oporu pro závěr, že vzdělávací systémy zemí střední a východní Evropy nefungují tak efektivně jako vzdělávací systémy pro-inovačně orientovaných zemí. Přehledně to ukazuje graf č. 3, v němž jsou zobrazeny přímé standardizované efekty sociálně-kulturního statusu výchozí rodiny a formálního vzdělání na měřené kompetence.

Graf č. 4: Standardizované efekty sociálně-kulturního statusu výchozí rodiny a pohlaví na příjem



Jedna z ověřovaných tezí se týkala i většího významu askriptivních faktorů (sociální původ, pohlaví) na příjem v zemích střední a východní Evropy. Analýza, jejíž výsledky jsou přehledně zobrazeny v grafu č. 4, prokázala, že vlivy sociálně-kulturního statusu výchozí rodiny i pohlaví na příjem jsou v těchto zemích výrazně silnější než v proinovačně orientovaných zemích. Ženy mají sice ve srovnání s muži větší šance na dosažení vyššího vzdělání (obzvláště v Polsku – 0,23) a vyšší šance na získání zaměstnání s vyšším sociálně-ekonomickým statusem, nicméně po kontrole všech dalších charakteristik mají ženy opět obzvláště v zemích střední a východní Evropy

stále výrazně nižší šanci na dosažení výdělku srovnatelného s muži a jejich mzdy jsou zde v průměru o čtvrtinu až třetinu nižší.

V neposlední řadě jsme se pokusili ukázat, zda a jak se u mužů a žen liší „cesty“, jimiž se sociální původ, vzdělání, kompetence a sociálně-ekonomický status zaměstnání „transformují“ do jejich příjmu. Potvrdil se předpoklad, že jsou do značné míry rozdílné. Naše výsledky ukazují, že ačkoliv celkový vliv sociálního původu na kompetence je u mužů a žen stejný, utváří se odlišně: ženy poněkud silněji „kapitalizují“ rodinné prostředí, muži více zhodnocují formální vzdělávání. Z tohoto hlediska je ovšem k zamyšlení skutečnost, že přímý vliv formálního vzdělání na příjem je výrazně vyšší u žen než u mužů, a to ve všech srovnávaných zemích.

Přijmeme-li určitá zjednodušení, bez nichž se analýza komplexních sociálních procesů zpravidla neobejde, je možné konstatovat, že přechod od nepřímého k přímému zjišťování role lidského kapitálu v úspěchu na trhu práce a determinaci příjmů je významným krokem na cestě k poznání ekonomických a sociálních reprodukčních procesů působících v moderních společnostech. Věříme, že naše analýza, přestože byla omezena pouze na šest zemí, přispěla k lepšímu pochopení těchto procesů.

***Petr Matějů** je děkanem Fakulty sociálních studií Vysoké školy finanční a správní a zakládajícím členem Institutu pro sociální a ekonomické analýzy. Dlouhodobě se zabývá sociální stratifikací, nerovnostmi ve vzdělávání a sociální spravedlností. Je autorem desítek statí publikovaných v domácích i zahraničních odborných časopisech a editorem několika monografií z oblasti sociologie nerovností a vzdělávání.*

***Petra Anýžová** absolvovala doktorské studium sociologie na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy v Praze a v současnosti pracuje jako odborná asistentka na katedře sociologie na Fakultě sociálních studií Vysoké školy finanční a správní. Externě spolupracuje s Institutem pro sociální a ekonomické analýzy. Jejími výzkumnými zájmy jsou metodologie mezinárodních výzkumů a aplikace strukturního modelování při testování ekvivalence položek. Vedle toho se zabývá také sociologií vzdělávání, vzdělanostními nerovnostmi a problematikou hodnotových orientací.*

## LITERATURA

- ARBUCKLE, J. L., 2012: IBM SPSS® Amos™ 21 User's Guide. Amos Development Corporation. Crawfordville, FL, 653 s.
- BYRNE, B. M., 2010: Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming. Second Edition. New York, NY: Taylor & Francis Group, 396 s.

- BOURDIEU, P., 1986: The Forms of Capital. In: Richardson, J. (ed.): Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education. New York: Greenwood, s. 41-258.
- COLEMAN, J. S., 1988: Social Capital in the Creation of Human Capital. In: The American Journal of Sociology 94, Supplement: Organizations and Institutions: Sociological and Economic Approaches to the Analysis of Social Structure, s. 95-120.
- COLLINS, R., 1979: The Credential Society: A Historical Sociology of Education and Stratification. New York, NY: Academic Press, 229 s.
- DeLONG, B. – SUMMERS, L., 1992: Equipment Investment and Economic Growth. In: Quarterly Journal of Economics 106, č. 2, s. 407-438.
- DESJARDINS, R., 2013: Workshop on Data Analysis of PIAAC Type Data. Paris: OECD. PPT, Dostupné na: [www.hm.ee/index.php?popup=download&id=10737](http://www.hm.ee/index.php?popup=download&id=10737) (cit. 23. 4. 2014).
- DiPRETE, T. – BUCHMANN, C., 2013: The Rise of Women. The Growing Gender Gap in Education and what it Means for American Schools. New York: Russel Sage Foundation, 296 s.
- GANZEBOOM, H. B. – DE GRAAF, P. M. – TREIMAN, D. J., 1992: A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. In: Social Science Research 21, č. 1, s. 1-56.
- GRANOVETTER, M., 1983: The Strength of Weak Ties: A Network Theory Revisited. In: Sociological Theory 1, s. 201-233.
- HANUSHEK, E. A. – SCHWERDT, G. – WIEDERHOLD, S. – WOESSMANN, L., 2013: Returns to Skills around the World: Evidence from PIAAC. NBER Working Paper No. 19762, 44 s.
- HANUSHEK, E. A. – WOESSMANN, L., 2012: Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation. In: Journal of Economic Growth 17, č. 4, s. 267-321, <http://dx.doi.org/10.1007/s10887-012-9081-x>.
- HECKMAN, J. – KRUEGER, A. (eds.), 2005: Inequality in America: What Role for Human Capital Policy? Cambridge, MA: MIT Press, 370 s.
- HECKMAN, J. – STIXRUD, J. – URZUA, S., 2006: The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. In: Journal of Labor Economics 24, č. 3, s. 411-482.
- MATĚJŮ, P., 1989: Metoda strukturního modelování. Přehled základních problémů. In: Sociologický časopis 25, č. 4, s. 399-418.
- MATĚJŮ, P. – SIMONOVÁ, N., 2013: Koho znevýhodňuje škola: chlapce nebo dívky? Rozdíly v dovednostech, školních výsledcích a vzdělanostních aspiracích dívek a chlapců devátých tříd základních škol. In: Orbis Scholae 7, č. 3, s. 107-138.
- MATĚJŮ, P. – SMITH, M., 2014: Are Boys that Bad? Gender Gaps in Measured Skills, Grades and Aspirations in Czech Elementary Schools. In: British Journal of Sociology of Education, <http://dx.doi.org/10.1080/01425692.2013.874278>.
- MINCER, J., 1970: The Distribution of Labor Incomes: a Survey with Special Reference to the Human Capital Approach. In: Journal of Economic Literature 8, č. 1, s. 1-26.
- MINCER, J., 1974: Schooling, Experience, and Earnings. New York: NBER, 152 s.

- NISBETT, R., 2009: *Intelligence and How to Get It: Why Schools and Culture Count*. New York: W. W. Norton & Co, 304 s.
- OECD, 2005: *PISA Data Analysis Manual. SPSS Users*. Paris: OECD, 409 s.
- OECD, 2013: *Skills Outlook 2013: First Results from the Survey of Adult Skills*. Paris: OECD, 464 s., <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204256-en>.
- SPENCE, M. A., 1973: Job Market Signaling. In: *Quarterly Journal of Economics* 87, č. 3, s. 355-374.
- SPENCE, M. A., 1974: *Market Signalling: Informational Transfers in Hiring and Related Processes*. Cambridge: Harvard University Press, 221 s.
- STIGLITZ, J., 1975: The Theory of Screening Education and the Distribution of Income. In: *American Economic Review* 65, č. 3, s. 283-300.
- STRAKOVÁ, J. – VESELÝ, A. (eds.), 2013: *Předpoklady úspěchu v práci a v životě. Výsledky mezinárodního výzkumu dospělých OECD PIAAC*. Praha: Dům zahraniční spolupráce, 230 s.

## Příloha

Tabulka č. 9: **Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob ve věku 35-54 let – Slovensko**

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
COMP ⇒ INC	0,291***	0,149***	0,188***	0,136***	0,119***	0,088***
RED ⇒ INC		0,388***		0,269***	0,276***	0,236***
RED ⇒ COMP		0,383***		0,381***	0,386***	0,212***
ISEI ⇒ INC			0,349***	0,186***	0,234***	0,211***
COMP ⇒ ISEI			0,305***	0,063**	0,067**	0,035
RED ⇒ ISEI				0,638***	0,628***	0,572***
SEX ⇒ INC					-0,311***	-0,308***
SEX ⇒ RED					0,104**	0,085**
SEX ⇒ COMP					-0,035	-0,042
SEX ⇒ ISEI					0,088***	0,089***
FAMSES ⇒ INC						0,127***
FAMSES ⇒ RED						0,506***
FAMSES ⇒ COMP						0,310***
FAMSES ⇒ ISEI						0,135***
SEX ⇔ NUM					-0,017	-0,017
BOOKS ⇔ COMP						0,151***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Tabulka č. 10: **Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob ve věku 35-54 let – Česká republika**

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
COMP ⇒ INC	0,308***	0,116**	0,110**	0,061*	0,004	-0,011
RED ⇒ INC		0,395***		0,201***	0,179***	0,160***
RED ⇒ COMP		0,497***		0,497***	0,491***	0,357***
ISEI ⇒ INC			0,444***	0,332***	0,370***	0,355***
COMP ⇒ ISEI			0,453***	0,162***	0,172***	0,133***
RED ⇒ ISEI				0,586***	0,585***	0,518***
SEX ⇒ INC					-0,316***	-0,316***
SEX ⇒ RED					-0,078**	-0,047
SEX ⇒ COMP					-0,069**	-0,076**
SEX ⇒ ISEI					0,058**	0,059**
FAMSES ⇒ INC						0,079*
FAMSES ⇒ RED						0,507***
FAMSES ⇒ COMP						0,236***
FAMSES ⇒ ISEI						0,170***
SEX ⇔ NUM					-0,201***	-0,207***
BOOKS ⇔ COMP						0,191***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Tabulka č. 11: **Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob ve věku 35-54 let – Polsko**

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
COMP ⇒ INC	0,397***	0,146***	0,161***	0,110**	0,094**	0,088**
RED ⇒ INC		0,472***		0,220***	0,259***	0,211***
RED ⇒ COMP		0,532***		0,533***	0,540***	0,459***
ISEI ⇒ INC			0,501***	0,359***	0,402***	0,390***
COMP ⇒ ISEI			0,471***	0,097**	0,101***	0,097**
RED ⇒ ISEI				0,702***	0,678***	0,651***
SEX ⇒ INC					-0,241***	-0,232***
SEX ⇒ RED					0,263***	0,226***
SEX ⇒ COMP					0,006	0,017
SEX ⇒ ISEI					0,079***	0,084***
FAMSES ⇒ INC						0,093**
FAMSES ⇒ RED						0,547***
FAMSES ⇒ COMP						0,095**
FAMSES ⇒ ISEI						0,052
SEX ⇔ NUM					-0,224***	-0,227***
BOOKS ⇔ COMP						0,156***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Tabulka č. 12: **Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob ve věku 35-54 let – Belgie**

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
COMP ⇒ INC	0,419***	0,276***	0,250***	0,218***	0,198***	0,202***
RED ⇒ INC		0,253***		0,095**	0,111**	0,116***
RED ⇒ COMP		0,562***		0,563***	0,572***	0,458***
ISEI ⇒ INC			0,347***	0,303***	0,318***	0,319***
COMP ⇒ ISEI			0,482***	0,189***	0,196***	0,169***
RED ⇒ ISEI				0,521***	0,510***	0,466***
SEX ⇒ INC					-0,136***	-0,136***
SEX ⇒ RED					0,111**	0,088**
SEX ⇒ COMP					-0,032	-0,035
SEX ⇒ ISEI					0,056**	0,057**
FAMSES ⇒ INC						-0,018
FAMSES ⇒ RED						0,501***
FAMSES ⇒ COMP						0,220***
FAMSES ⇒ ISEI						0,118**
SEX ⇔ NUM					-0,349***	-0,346***
BOOKS ⇔ COMP						0,079**

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.



Tabulka č. 13: **Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob ve věku 35-54 let – Dánsko**

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
COMP ⇒ INC	0,431***	0,296***	0,309***	0,254***	0,219***	0,207***
RED ⇒ INC		0,286***		0,201***	0,223***	0,201***
RED ⇒ COMP		0,474***		0,474***	0,484***	0,390***
ISEI ⇒ INC			0,274***	0,184***	0,224***	0,225***
COMP ⇒ ISEI			0,440***	0,219***	0,229***	0,232***
RED ⇒ ISEI				0,467***	0,449***	0,458***
SEX ⇒ INC					-0,252***	-0,250***
SEX ⇒ RED					0,118***	0,107***
SEX ⇒ COMP					-0,036	-0,028
SEX ⇒ ISEI					0,096***	0,096***
FAMSES ⇒ INC						0,058**
FAMSES ⇒ RED						0,455***
FAMSES ⇒ COMP						0,185***
FAMSES ⇒ ISEI						-0,022
SEX ⇔ NUM					-0,267***	-0,265***
BOOKS ⇔ COMP						0,130***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Tabulka č. 14: **Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělky ekonomicky aktivních osob ve věku 35-54 let – Nizozemsko**

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
COMP ⇒ INC	0,445***	0,269***	0,253***	0,189***	0,181***	0,176***
RED ⇒ INC		0,351***		0,203***	0,206***	0,180***
RED ⇒ COMP		0,502***		0,503***	0,511***	0,458***
ISEI ⇒ INC			0,421***	0,337***	0,343***	0,338***
COMP ⇒ ISEI			0,457***	0,237***	0,251***	0,247***
RED ⇒ ISEI				0,438***	0,425***	0,406***
SEX ⇒ INC					-0,044**	-0,049*
SEX ⇒ RED					0,061*	0,019
SEX ⇒ COMP					-0,086**	-0,107**
SEX ⇒ ISEI					0,086**	0,083**
FAMSES ⇒ INC						0,068*
FAMSES ⇒ RED						0,456***
FAMSES ⇒ COMP						0,066
FAMSES ⇒ ISEI						0,050
SEX ⇔ NUM					-0,232***	-0,231***
BOOKS ⇔ COMP						0,204***

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Tabulka č. 15: Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělků u ekonomicky aktivních mužů a žen ve věku 35-54 let v jednotlivých zemích – Slovensko, Česká republika a Polsko

Efekt	Země	Slovensko		Česká republika		Polsko	
		Muži	Ženy	Muži	Ženy	Muži	Ženy
FAMSES ⇒ RED		0,465***	0,544***	0,519***	0,504***	0,559***	0,561***
RED ⇒ COMP		0,170***	0,253***	0,398***	0,317***	0,498***	0,395***
FAMSES ⇒ COMP		0,345***	0,369***	0,207**	0,266***	0,107*	0,089
RED ⇒ ISEI		0,580***	0,570***	0,503***	0,525***	0,581***	0,707***
COMP ⇒ ISEI		0,026	0,042	0,251***	0,034	0,140**	0,094**
FAMSES ⇒ ISEI		0,141**	0,134**	0,080	0,243***	0,096**	0,011
RED ⇒ INC		0,227***	0,256***	0,130**	0,213***	0,105	0,328***
ISEI ⇒ INC		0,171***	0,259***	0,279***	0,429***	0,371***	0,348***
COMP ⇒ INC		0,103**	0,085**	0,080	-0,069	0,076	0,131**
FAMSES ⇒ INC		0,108**	0,159**	0,059	0,097*	0,142**	0,040
BOOKS ⇔ COMP		0,159**	0,098**	0,195***	0,183***	0,148***	0,098**

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.

Tabulka č. 16: Standardizované regresní koeficienty metrického kauzálního modelu vysvětlujícího výdělků u ekonomicky aktivních mužů a žen ve věku 35-54 let v jednotlivých zemích – Belgie, Dánsko a Nizozemsko

Efekt	Země	Belgie		Dánsko		Nizozemsko	
		Muži	Ženy	Muži	Ženy	Muži	Ženy
FAMSES ⇒ RED		0,493***	0,520***	0,472***	0,443***	0,429***	0,534***
RED ⇒ COMP		0,446***	0,421***	0,378***	0,389***	0,476***	0,398***
FAMSES ⇒ COMP		0,217***	0,214**	0,217***	0,123**	0,044	0,140
RED ⇒ ISEI		0,404***	0,595***	0,404***	0,532***	0,399***	0,433***
COMP ⇒ ISEI		0,178***	0,166**	0,305***	0,138***	0,251***	0,235**
FAMSES ⇒ ISEI		0,172***	0,002	0,019	-0,077*	0,074*	-0,016
RED ⇒ INC		0,099**	0,149**	0,177***	0,245***	0,137***	0,328***
ISEI ⇒ INC		0,354***	0,261***	0,243***	0,207***	0,372***	0,231**
COMP ⇒ INC		0,231***	0,152**	0,220***	0,204***	0,174***	0,187**
FAMSES ⇒ INC		-0,108**	0,149**	0,023	0,094*	0,069	0,030
BOOKS ⇔ COMP		0,106**	0,035	0,119**	0,148**	0,201***	0,215**

Zdroj: PIAAC.

Poznámka: \*\*\* znamená  $p < 0,001$ , \*\* znamená  $p < 0,01$ , a \* znamená  $p < 0,1$ . Hladiny statistické významnosti jsou pouze orientační, protože odhady koeficientů byly provedeny pouze na sadě prvních „plausible values“.