

NEROVNOSTI A EKONOMICKÝ RAST V KRAJINÁCH EURÓPSKEJ ÚNIE*

Tomáš Domonkos^a

Abstract

Inequalities and Economic Growth in EU Countries

This paper investigates the effects of economic growth on income inequality in EU countries by employing econometric models. We estimated the effect of growth on the share of income for all particular deciles of population and on the Gini. Other control variables were included in the models as well. The results showed a negative effect of economic growth on inequality, while this impact is the largest for the deciles ranging from the third to the seventh. This can be perceived as an indication of a shrinking middle class. Inequality-increasing effects were found for long-term unemployment, openness and partly for indicators of importance of the financial sector. Factors reducing inequality were rule of law and population with tertiary education. The size of government turned out to be a rather insignificant determinant.

Keywords: inequality, economic growth, econometric analysis

JEL Classification: D63, I39, C59

Úvod

Problematika nerovností a chudoby je pomerne často skúmanou témou v súčasnom ekonomickom výskume. Aktuálnosť tejto témy vyjadruje aj jej častá diskusia v rôznych strategických dokumentoch nadnárodných finančných a expertných inštitúcií (napr. OECD, 2015; UN, 2015; Európska komisia, 2010). Doplnenie cieľov národných a nadnárodných hospodárskych politík, ktoré sa zväčša sústreďujú na ekonomický rast o problematiku chudoby a nerovností si žiada rozšírenie pohľadu na ekonomický rast o otázku, kto má z tohto rastu v skutočnosti výhody. Niektorí autori túto otázku skúmajú zo strany vplyvu ekonomického rastu na nerovnosti a iní zo strany vplyvu nerovností na ekonomický rast. Bez ohľadu na to, o ktorý z týchto dvoch pohľadov ide, v literatúre neexistuje jednoznačný konsenzus v záveroch týchto výskumov.

Jeden z prvých autorov, ktorý sa venoval téme ekonomického rastu a nerovností, bol Kuznets (1955). Jeho argumentácia bola založená na predpoklade, že v úvode rozvojového procesu je možné predpokladať prudký rast nerovností, ktorý by sa však mal v neskoršej

a Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta sociálnych a ekonomických vied a Ekonomický ústav SAV, Bratislava, Slovenská republika
E-mail: tomas.domonkos@fses.uniba.sk

* Tento výskum bol podporený grantmi APVV-17-0551 a APVV-14-0787.

fáze rozvoja postupne meniť na klesajúci. Kuznets vysvetľuje túto teóriu na príklade industrializácie v Spojených štátoch amerických a v Spojenom kráľovstve.¹ Takýto vývoj je možné popísať inverznou krivkou v tvare U, tzv. Kuznetsovu krivku, ktorá predpokladá nelineárny vzťah medzi úrovňou ekonomického rozvoja spoločnosti a nerovnosťami. Bourguignon (1990) neskôr rozvíjal Kuznetsov prístup z teoretického hľadiska pomocou formalizovaného modelu, ktorý skúma vzťah nerovnosti a úrovne rozvoja. Deininger a Squire (1998) skúmali vplyv nerovností na ekonomický rast a prišli k záverom, že nerovnosti znižujú rast príjmov chudobných, ale neovplyvňujú rast príjmov bohatých, a preto ich výsledky nepotvrdzujú platnosť Kuznetsovej hypotézy.² Barro (2000) identifikoval odlišný vplyv hospodárskeho rastu na nerovnosti v rozvinutých a v rozvíjajúcich sa ekonomikách: v ekonomicky menej rozvinutých štátoch má miera nerovností pozitívny vzťah s dosahovaným hospodárskym rastom, zatiaľ čo v rozvinutých ekonomikách je tento vzťah negatívny. Nejednoznačné závery zistili aj Banerjee a Duflo (2003), ktorí argumentujú, že miera rastu má tvar inverznej krivky U vo vzťahu k dynamike nerovností. Empirickou štúdiou predpokladajúcou inverznú krivku v tvare U pre vzťah nerovností a ekonomického rastu je aj Chen (2003). Jeho výsledky ukazujú, že ekonomický rast sa v dlhodobom horizonte najprv zvyšuje a potom začne postupne klesať spolu s nerovnosťami. Na rozdiel od väčšiny autorov sa Lundberg a Squire (2003) nepozerajú na nerovnosti a rast izolovane, ale pomocou simultánnych rovníc a predpokladajú, že sú spoločným výsledkom iných faktorov. Shin (2012) navrhol stochastický model ekonomického rastu, pomocou ktorého ukázal, že v úvode rozvojového procesu vplýva vysoká nerovnosť negatívne na ekonomický rast, avšak v neskoršej fáze, kedy sa ekonomika blíži k trajektórii rovnovážneho stavu, môže tento efekt byť aj pozitívny. Shin argumentuje, že vysoký ekonomický rast a nízku mieru nerovností je možné dosiahnuť v úvodných obdobiach rozvoja pomocou napr. nízkych daní, avšak nie v neskorších fázach rozvoja. Zdôrazňuje, že vzťah nerovností a ekonomického rastu je potrebné analyzovať s ohľadom na aktuálnu úroveň rozvoja danej krajiny. V rozvíjajúcich sa krajinách je tento vzťah negatívny. Dôvod takéhoto vývoja sa často vysvetľuje cez nízku úroveň príjmov chudobných, ktorí sa nezapájajú do produkčného procesu a nemajú možnosť získať úvery. Takýto stav môže viesť k politickej a sociálnej nestabilite a k poklesu ekonomickej výkonnosti v danej krajine. Dollar, Kleineberg a Kraay (2016) na rozsiahlej databáze údajov z veľkého počtu štátov prichádzajú k záveru, že rast príjmu prvých dvoch kvantilov rástol v rovnakej proporcii s rastom priemerného príjmu. Trojica autorov ďalej analyzovala, či existuje závislosť

- 1 Vysvetlenie je možné hľadať v teórii, ktorá predpokladá, že bohatí majú vyšší sklon k úsporám ako chudobní, čo vedie k vyššej miere investícií, a tým pádom aj k vyššiemu ekonomickému rastu (napr. Lewis, 1954; Kaldor, 1957).
- 2 V analýzach skúmajúcich nerovnosti sa ekonomický rast zväčša aproximuje prostredníctvom rastu príjmu jednotlivca alebo rastu príjmu domácnosti.

medzi makroekonomickými premennými štandardne považovanými za dôležité pre vysvetlenie zmien priemerného príjmu alebo nerovností a objemom príjmov kvantilov. Tieto premenné boli napr. miera politickej stability, makroekonomická stabilita, ako aj otvorenosť ekonomiky. Ich výsledky ukázali, že ani jedna zo zahrnutých makroekonomických premenných naovplyvňuje veľkosť príjmu prvých dvoch kvantilov príjmovej distribúcie.³ Širší pohľad na problematiku nerovností prezentoval Tridico (2018), ktorý skúmal determinanty nerovností v krajinách Organizácie pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (OECD).

Teoretické výskumy, ktoré predpokladajú negatívny efekt nerovností na ekonomický rast sa zväčša opierajú o argumenty politickej ekonómie, sociálno-politickej nestability a úverových obmedzení (Lopez, 2011). Argumentácia sociálnopolitickej nestability predpokladá, že ak je príjem nerovnomerne rozdelený, tak značná časť populácie nie je schopná zapojiť sa do štandardných ekonomických procesov, čo môže viesť k vyššej kriminalite a sociálnym nepokojom a tým pádom k zníženiu ekonomického rastu (Alesina a Perotti, 1996). Alesina a Rodrik (1994) skúmali redistribučný konflikt medzi agentmi s rozdielnou úrovňou vlastníctva kapitálu a práce prostredníctvom modelu endogénneho rastu.⁴ Acemoglu a Robinson (2002) sa venujú politicko-ekonomickej teórii Kuznetsovej krivky. Predpoklad úverových obmedzení skúmali napr. Aghion, Caroli a Garcia-Penalosa (1999).

Zaujímavou skupinou v literatúre sú výskumy tranzitívnych ekonomík. Sukiassyan (2007) analyzoval empirické efekty nerovností na ekonomický rast v tranzitívnych krajinách. Jeho odhady naznačujú, že vzťah nerovností a rastu má v týchto krajinách tendenciu byť negatívny. Grimalda a Meschi (2008) analyzovali determinanty nerovností v postkomunistických krajinách. Na základe výsledkov ich empirického výskumu argumentujú, že globalizácia a inštitucionálne zmeny sú pozitívne korelované s rastúcou nerovnosťou. Milanovič a Ersado (2012) skúmajú dynamiku vývoja nerovností v postkomunistických tranzitívnych krajinách. Ukázali, že ekonomický rast zhoršuje príjmovú nerovnosť a reformy počas procesu transformácie neboli z pohľadu nerovností v prospech chudobných.

V kontexte často zdôrazňovanej udržateľnosti sa v súčasnosti do popredia dostávajú výskumy, ktoré skúmajú vzťah udržateľného ekonomického rastu a nerovnosti. Berg a Ostry (2017) skúmajú vzťah medzi nerovnosťami a „krehkosťou“ ekonomického rastu. Ich výsledky ukázali, že dlhodobý „zdravý“ ekonomický rast je často sprevádzaný nízkou nerovnosťou. Autori argumentujú, že je naivné predpokladať, že nerovnosti sa budú automaticky znižovať, ak sa bude preferovať výlučne iba zvyšovanie ekonomického

3 Ďalší autori venujúci sa tejto problematiku sú napr.: Li a Zou (1998) a Forbes (2000).

4 Problematikou redistribučného konfliktu sa zaoberal aj Persson a Tabellini (1994).

rastu. Ostry, Berg a Kothari (2018) analyzujú vplyv štrukturálnych reforiem podporujúcich ekonomický rast na nerovnosti v rozvinutých, v rozvíjajúcich sa a v nízkopríjmových krajinách. Liberalizácia finančného a kapitálového účtu a niektorých tipov operácií na bežnom účte zvyšujú ekonomický rast aj nerovnosti súčasne. Skvalitnenie právneho systému podporuje rast, pričom nezvyšuje nerovnosti. Ostry, Berg a Tsangarides (2014) skúmajú nerovnosť na dátach pred zdanením a transfermi a po zdanení a transferov. Prvý prípad nazývajú nerovnosť a druhý čistá nerovnosť. Argumentujú, že v krajinách s vyššou nerovnosťou je vyšší stupeň redistribúcie, pričom čistá nerovnosť je kladne korelovaná s udržateľným rastom a redistribúcia má slabý vplyv na úroveň rastu. Ostry, Loungani a Berg (2019) poukazujú na zvyšujúcu sa medzeru medzi bohatými a ostatnou populáciou. Argumentujú, že tento stav je výsledkom politického rozhodnutia. Výsledky ich výskumu naznačujú, že vysoká nerovnosť vplyva na znižovanie ekonomickej výkonnosti a redistribúcia (napr. prostredníctvom zdravotníctva alebo vzdelávania) nemá explicitný negatívny vplyv na ekonomický rast.

S ohľadom na dôležitosť redukcie nerovností pre naplnenie cieľov rôznych politických, ekonomických a sociálnych stratégií a nepriaznivého vývoja nerovnosti v Európskej únii (ďalej EÚ), ktorá vykazovala od osemdesiatych rokov minulého storočia postupne rastúci priebeh (napr. Frederiksen, 2012), považujeme za dôležité v týchto krajinách preskúmať vzťah medzi ekonomickým rastom a nerovnosťami. Otázka, ktorú si kladieme je: ktoré socioekonomické skupiny a v akom rozsahu sa podieľali na výsledkoch ekonomického rastu. Výsledky majú ambíciu odhaliť, aký bol efekt dynamiky ekonomického rastu na nerovnosti. Nakoľko sa väčšina vedeckých článkov venuje problematike nerovností v rozvíjajúcich sa krajinách alebo v tranzitívnych krajinách a rozvinuté krajiny sú málokedy cieľom takýchto výskumov (výnimka môže byť napr. Tridico, 2018; Atkinson, 2016 alebo Piketty, 2015)⁵, máme ambíciu prispieť týmto výskumom najmä v tejto oblasti. Počas riešenia sme skonštruovali ekonometrický model, do ktorého sme okrem ekonomického rastu zahrnuli aj ďalšie faktory, ako napr. vymožitelnosť práva, veľkosť finančného sektora alebo otvorenosť ekonomiky. Tieto výsledky môžu navyše objasniť, ktoré zo skúmaných faktorov majú potenciál znižovať alebo zvyšovať nerovnosti. Ekonometrická analýza ukázala negatívny vzťah medzi ekonomickým rastom a nerovnosťou podobne ako dlhodobá nezamestnanosť alebo čiastočne aj veľkosť finančného sektora. Naopak, zlepšenie vymožitelnosti práva a zvýšenie počtu vysokoškolsky vzdelaných by mali znižovať nerovnosť.

5 Atkinson (2016) poukazuje vo svojej práci na opatrenia napr. z oblasti zamestnanosti, sociálnej politiky alebo zdaňovania ako nástrojov na zmierňovanie nerovnosti. Zdôrazňuje, že problém nie je len v tom, že sa bohatí stávajú bohatšími, ale aj v tom, že sa situácia chudobných nezlepšuje. Piketty (2015) je jedným z najvplyvnejších a najpopulárnejších publikácií z oblasti nerovností v posledných rokoch. Autor poukazuje na to, že ak miera návratnosti kapitálu je vyššia ako ekonomický rast, tak sa problém majetkovej nerovnosti bude zhoršovať.

V práci ďalej prezentujeme popis metodiky a použitých údajov a následne uvádzame výsledky s diskusiou a závery.

1. Dáta a metodika

Ekonometrický model, ktorým budeme skúmať vzťah ekonomického rastu na nerovnosť, vychádza z princípov modelového prístupu Milonovič a Ersado (2012) a Dollar, Kleineberg a Kraay (2016). Skonstruovaný model s fixnými efektmi bol odhadnutý na nevybilancovanom paneli údajov krajín EÚ. Dostupné dáta EU SILC umožnili odhady pre obdobie 2004–2016, pričom do odhadu boli zahrnuté všetky členské krajiny EÚ okrem Malty. Odhady boli realizované na 223 pozorovaniach. Ako závislé premenné sme použili podiel príjmov v jednotlivých deciloch na celkovom objeme príjmov a podiel príjmu decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom. Je dôležité poznamenať, že priemerná zmena príjmu chudobných je odlišná od zmeny priemerného príjmu chudobných. Zmena priemeru podľa Ravalliona a Chena (2003) nemusí byť konzistentná so zmenou miery chudoby. Ak skúmame priemerný príjem decilu a jej zmeny v závislosti od iných faktorov, tak takáto zmena nebude nutne kopírovať zmeny nerovnosti. Tá bude závisieť aj od zmien v ostatných deciloch. Napr. Milanovič a Ersado (2012) riešili tento problém tak, že pri interpretácii výsledkov prepočítali efekty zmien exogénnych premenných pomocou priemernej relatívnej veľkosti daného decilu.

Dollar a Kraay (2002) argumentujú, že politické a inštitucionálne zmeny vplývajúce na rast môžu pozitívne vplyvať na chudobných, avšak rôzne zdroje rastu môžu mať rôzne efekty na príjmy chudobných. Je preto logické predpokladať, že takáto argumentácia môže byť platná nielen pre chudobných, ale aj pre ostatnú časť populácie. Z toho dôvodu špecifikácia modelu bola rozšírená o premenné, pri ktorých sa predpokladá v literatúre, že by mohli mať vplyv na nerovnosti.⁶ Do modelu sme zahrnuli popri ekonomickom raste sedem ďalších exogénnych premenných, ktoré sme považovali za relevantné pre vysvetlenie príjmovej nerovnosti. Pri odhadoch sme testovali rôzne verzie modelu, ako napr. s časovo posunutými endogénnymi premennými alebo model s logaritmovanými premennými. Nižšie prezentované modely vykazovali spomedzi testovaných verzií najlepšie štatistické vlastnosti a výsledky korešpondujúce s ekonomickou intuíciou.⁷

6 Pri voľbe premenných a špecifikácie rovnice sme vychádzali najmä z prác: Dollar a Kraay (2002), Dollar, Kleineberg a Kraay (2016) a Milonovič a Ersado (2012).

7 V literatúre existuje malá skupina štúdií zaoberajúcich sa vzťahom ekonomického rastu a nerovností, v ktorých autori do špecifikácie rovnice zahrnuli aj interakčný člen, napr. Brueckner a Lederman (2015). V týchto modeloch je menší počet exogénnych premenných ako v nami navrhovanej špecifikácii. Aplikácia interakčného člena v podobných modeloch, ako bol aplikovaný v tomto výskume, je v štandardnej literatúre zriedkavá.

Za účelom, aby sme eliminovali vplyv heteroskedasticity medzi krajinami a vo vnútri krajín, autokoreláciu a prierezovú závislosť sme vypočítali štandardné chyby odhadnutých koeficientov na základe Driscoll a Kraay (1998), nakoľko Pesaranov test nepotvrdil prierezovú nezávislosť v panelovom modeli. Špecifikácia odhadnutej rovnice bola takáto:

$$\begin{aligned} dec_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 y_{jt} + \alpha_2 ltur_{jt} + \alpha_3 open_{jt} + \alpha_4 rol_{jt} + \alpha_5 gov_{jt} + \alpha_6 terteduc_{jt} + \\ & + \alpha_7 fin_{jt} + \alpha_8 bank_{jt} + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (1)$$

kde $i = 1, 2, \dots, 10$ je index pre príslušný decil, j je index pre krajinu a t je index času, v tomto prípade vyjadruje roky. Premenné použité v modeli boli nasledovné:

Endogénna premenná

- dec_{ijt} – podiel kumulatívneho príjmu i -teho decilu na celkovom príjme v j -tej krajine na základe ekvalizovaného disponibilného príjmu domácností prepočítaná pomocou individuálnych váh. Ekvalizovaný disponibilný príjem predstavuje súčet všetkých príjmov domácností, vydelený počtom členov domácností na ekvivalentných dospělých podľa OECD metodiky, zdroj EU SILC, Eurostat.⁸

Exogénne premenné

- y_{jt} – ekonomický rast v j -tej krajine. Adams (2004) ukázal na paneli 60 krajín, že pri odhade vzťahu ekonomického rastu a nerovnosti je dôležité, ako sa samotný ekonomický rast meria. V prípade keď použil údaj z výberového zisťovania ako aproximáciu rastu, tak výsledky boli štatisticky významné. Avšak, v prípade keď pre odhad použil vysvetľujúcu premennú rast hrubého domáceho produktu (ďalej HDP), tak odhadnutá elasticita bola nevýznamná. Z toho dôvodu sme aj my odhadovali model s dvoma rozdielnymi premennými, ktoré vyjadrujú ekonomický rast:
 - *reálne HDP* – medzoročná zmena podielu hrubého domáceho produktu v bežných cenách a harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien so základným rokom 2015. Zdrojom údajov o ekonomickom raste a indexe spotrebiteľských cien bola databáza Eurostatu.⁹
 - *reálny priemerný ekvalizovaný disponibilný príjem v príslušnej krajine* – medzoročná zmena ekvalizovaného disponibilného príjmu vypočítaného z databázy EUSILC, ktorý bol upravený pomocou harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien so základným rokom 2015, zdroj EU SILC Eurostat.

8 Detailný popis metodiky je dostupný na oficiálnej webovej stránke Eurostatu: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)_methodology_%E2%80%93_concepts_and_contents#Auxiliary_variables](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)_methodology_%E2%80%93_concepts_and_contents#Auxiliary_variables)

9 Dostupné na: <https://ec.europa.eu/eurostat>

- $ltur_{jt}$ – zdrojom údajov o dlhodobej nezamestnanosti bol Eurostat, ktorý tento indikátor vykazuje na základe zisťovania LFS (z anglického Labor Force Survey). Tento indikátor sa počíta ako podiel nezamestnaných 12 a viac mesiacov k aktívnej populácii (zamestnaný spolu s nezamestnanými).¹⁰ Táto premenná zachytáva vývoj na trhu práce v danej krajine, pričom predpokladáme, že môže mať negatívny vplyv na príjem najmä chudobnej časti populácie.
- $open_{jt}$ – otvorenosť ekonomiky bola vyjadrená ako podiel súčtu exportu a importu na HDP v príslušnej krajine, zdrojom údajov bol Európsky systém národných účtov publikovaný Eurostatom. Otvorenosť ekonomiky môže vplývať na nerovnosti napr. prostredníctvom relatívnych cien faktorov, spôsobom prerozdeľovania príjmov alebo nerovnosťou vo vlastníctve aktív (Anderson, 2005).
- rol_{jt} – vymožitelnosť práva je podľa metodiky Svetovej banky index vyjadrujúci vnímanie a dôveru jednotlivca v uplatňovaní práva v danej krajine. Zohľadňujú sa napr. vnímanie a dôvera vo vlastníckych právach, dôvera v súdnictve, v polícii alebo pravdepodobnosť násilia a trestného činu. Tieto faktory môžu pozitívne vplývať na fungovanie inštitúcií a aj na proces prerozdeľovania zdrojov, a tým pádom by mohli znižovať nerovnosti. Odhadnutý index je zväčša z intervalu $-2,5$ až $2,5$ (index je vyjadrený pomocou normovaného normálneho rozdelenia), zdroj údajov je Svetová banka.¹¹
- gov_{jt} – veľkosť vlády je vyjadrená ako podiel celkových výdavkov vlády a HDP v percentách, zdrojom údajov bol Európsky systém národných účtov publikovaný Eurostatom. Pri zaradení tejto premennej do modelu sme predpokladali, že vláda prostredníctvom svojich redistribučných politík má možnosť ovplyvňovať prerozdelenie príjmov, a tak vplývať na príjmovú nerovnosť.
- $terteduc_{jt}$ – podiel populácie s ukončeným vzdelaním tretieho stupňa vo vekovej skupine 30–34ročných v percentách, zdroj Eurostat. Motivácia zaradiť túto premennú do modelu vychádzala z predpokladu, že lepšie vzdelanie by malo byť sprevádzané znižovaním sociálnych rozdielov, a preto by mohlo pomôcť znižovať nerovnosti.
- fin_{jt} – celkový objem obchodu na akciovom trhu ako percento HDP, zdroj Svetová banka.¹²

10 Dostupné na: <https://ec.europa.eu/eurostat>

11 Dáta sú dostupné na: <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>

12 Dáta sú dostupné na <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>. Bola použitá verzia z júla 2018, pričom označenie premennej celkového objemu obchodu na akciových trhoch ako percento HDP je v zdrojovej databáze GFDD.DM.02.

- *bank_{jt}* – súkromné úvery poskytnuté komerčnými bankami a finančnými inštitúciami ako percento HDP, zdroj Svetová banka.¹³ Posledné dve premenné vyjadrujú veľkosť finančného sektora. Vzťah príjmovej nerovnosti a rozvoja finančného sektora patrí k často diskutovaným a skúmaným otázkam, preto je tejto téme venovaná aj pomerne rozsiahla literatúra (napr. Greenwood a Jovanovic, 1990; Brei, Ferri a Gambacorta, 2018). Z toho dôvodu sme do modelu zaradili aj premenné, ktoré by mali charakterizovať veľkosť a rozvoj finančného sektora.

Pre overenie robustnosti výsledkov, sme model odhadli so závislou premennou, vyjadrujúcou nerovnosť agregovane, koeficientom Gini, ktorý bol vypočítaný z údajov EU SILC.

$$gini_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{jt} + \alpha_2 ltur_{jt} + \alpha_3 open_{jt} + \alpha_4 rol_{jt} + \alpha_5 gov_{jt} + \alpha_6 terteduc_{jt} + \alpha_7 fin_{jt} + \alpha_8 bank_{jt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (2)$$

kde *gini_{jt}* je index Gini pre *j*-tú krajinu v čase *t*. Gini koeficient bol vypočítaný s použitím nástroja *fastgini* v programe STATA na základe ekvalizovaného disponibilného príjmu (označeného v databáze EUSILC ako hx090) spolu s aplikáciou individuálnych prierezových váh (označená v databáze EUSILC ako rb050). Koeficient Gini vyjadruje úroveň nerovnosti rozdelenia príjmov populácie od dokonale rovnomerného rozdelenia príjmov. Čím je jej hodnota nižšia, tým je rozdelenie príjmov v sledovanej populácii bližšie k rovnomernému rozdeleniu. Meranie nerovností a Gini koeficient diskutuje napr. Dalton (1920) a pôvod a motiváciu Gini indexu diskutuje Ceriani a Verme (2012).

V predloženom výskume prezentujeme dve skupiny modelov, ktoré sa odlišujú v tom, ako je v nich vyjadrený ekonomický rast. V prvom prípade predpokladáme aproximáciu ekonomického rastu vo forme rastu priemerného ekvalizovaného reálneho disponibilného príjmu domácností (tabuľka 1). V druhom prípade (tabuľka 2) predpokladáme ekonomický rast vyjadrený reálnym rastom hrubého domáceho produktu na osobu. Posledný stĺpec v prípade oboch modelov obsahuje odhad, kedy závislá premenná je Gini koeficient. Okrem týchto modelov odhadujeme ešte jeden, ktorý má rovnakú špecifikáciu ako prvý model ale ako endogénna premenná bol použitý podiel decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom (tabuľka 3) podľa vzoru Milanovič a Ersado (2012).

2. Výsledky a diskusia

Výsledky odhadov pre prvý typ špecifikácie modelu (prezentované v tabuľke 1) ukazujú, že ekonomický rast signifikantne determinoval veľkosť podielu tretieho až desiateho

13 Dáta sú dostupné na <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>. Bola použitá verzia z júla 2018, pričom označenie premennej súkromné úvery poskytnuté komerčnými bankami je v zdrojovej databáze GFDD.DI.01.

decilu. V prípade druhého decilu bola štatistická významnosť na 13,6% hladine a parameter pre prvý decil bol štatisticky nevýznamný. Odhadnuté parametre naznačujú, že ekonomický rast má tendenciu zhoršovať nerovnosti a tým pádom cez distribučný efekt môže viesť aj k zvýšeniu chudoby. Parametre pre prvý až deviaty decil ukazujú negatívnu závislosť a v prípade desiateho decilu je odhad pozitívny. Tieto výsledky neznamenajú, že ak ekonomika rastie, tak musí klesať objem príjmov nižšie položených decilov, ich príjem môže dokonca aj rásť, ale rast je rozložený nerovnomerne a väčší prínos z nich majú vyššie príjmové skupiny. Najvyšší efekt je možné vidieť pri treťom až siedmom decile. Negatívny vplyv postupne klesá pri ôsmom a deviatom decile a zmení sa na pozitívny pre horný decil. Takýto priebeh je možné interpretovať ako postupné slabnutie strednej triedy. Tieto výsledky korešpondujú so zisteniami Vaughana-Whiteheada (2016), ktorý ukázal negatívnu závislosť medzi veľkosťou strednej triedy a nerovnosťami a argumentoval, že vyššia nerovnosť vedie k poklesu strednej triedy v EÚ. Potom, ak ekonomický rast prispieva k vyššej nerovnosti v EÚ, deje sa to simultánne s poklesom strednej triedy.¹⁴ Nevýznamnosť odhadnutého parametra pre prvý decil je pravdepodobne spojená so slabou mierou podielu tejto skupiny na tvorbe rastu a aj na užívaní výsledkov tohto rastu. Navyše vďaka solidarne ladeným redistribučným procesom v EÚ, ktoré majú zabezpečiť dôstojný život aj pre chudobných sa dynamika vývoja ekonomického rastu neodráža na variabilite príjmov tých najchudobnejších. V poslednom stĺpci tabuľky 1 je prezentovaný odhad modelu, v ktorom závislá premenná bola Gini koeficient. Parameter pri ekonomickom raste je kladný a štatisticky významný na 5,5% hladine. Zvýšenie ekonomického rastu o jeden percentuálny bod by potom znamenalo zvýšenie Gini koeficientu o 0,04 jednotiek.

V tabuľke 2 sú výsledky odhadu modelu, v ktorom ekonomický rast je vyjadrený prostredníctvom rastu reálneho hrubého domáceho produktu na osobu. Odhadnuté parametre sú štatisticky slabo významné, čo je v súlade s tvrdením Adamsa (2004), ktoré sme diskutovali v časti *Dáta a metodika*. Odhliadnuc od častej štatistickej nevýznamnosti odhadnutých parametrov, ich znamienka naznačujú podobný smer závislosti podielu jednotlivých decilov a Gini koeficientu s ekonomickým rastom ako v prípade prvého modelu prezentovaného v tabuľke 1. Odhadnuté parametre na základe tretieho typu špecifikácie modelu vykazujú pre ekonomický rast slabú štatistickú významnosť, ich znamienka sú však aj v tomto prípade rovnaké ako v predošlých dvoch modeloch (tabuľka 3).

14 Miznutie strednej triedy sa často meria cez rôzne indexy polarizácie (užitočný prehľad takýchto indexov je prezentovaný v prácach napr. Bourguignon a Atkinson (2015) a Merz a Scherg (2013)). Je dôležité poznamenať, že nerovnosti a polarizácia nie sú totožné pojmy a nie vždy znamená rast nerovností simultánne aj rast polarizácie. Tento problém ako jeden z prvých diskutuje Esteban a Ray (1994).

Tabuľka 1 | Prvá skupina odhadnutých modelov pre jednotlivé decily populácie podľa príjmu a pre Gini koeficient¹⁵

Endogénna premenná/ Vysvetľujúce premenné	Decil1	Decil2	Decil3	Decil4	Decil5	Decil6	Decil7	Decil8	Decil9	Decil10	Gini
<i>Ekonomický rast</i>	-0,000323 (-0,10)	-0,00406 (-1,61)	-0,00601* (-2,55)	-0,00677* (-3,09)	-0,00783* (-2,94)	-0,00552* (-2,74)	-0,00473* (-2,52)	-0,00334* (-2,65)	-0,00255** (-3,65)	0,04110* (-2,46)	0,04440 (-2,14)
<i>Dlhodobá nezamestnanosť</i>	-0,000677 (-1,67)	-0,000260 (-1,13)	-0,000429 (-1,60)	-0,000900** (-3,23)	-0,000975*** (-5,32)	-0,000862*** (-7,02)	-0,000920*** (-7,78)	-0,000328* (-2,53)	0,000428* (-2,77)	0,004920** (-3,51)	0,006170** (-3,8)
<i>Vláda</i>	-0,000116* (-2,76)	0,0000168 (-0,42)	0,0000287 (-0,91)	0,0000167 (-0,58)	0,0000278 (-1,56)	-0,00000651 (-0,38)	-0,0000229 (-1,17)	-0,0000224 (-1,08)	0,000016 (-0,39)	0,0000617 (-0,44)	-0,000000602 (-0,00)
<i>Otvorenosť</i>	-0,00185 (-1,94)	-0,00117 (-1,80)	-0,00121* (-2,32)	-0,000912 (-1,99)	-0,000716 (-1,17)	-0,000418 (-0,82)	0,000739 (-1,02)	0,00104 (-1,96)	0,00157 (-1,64)	0,00292 (-0,97)	0,00578 (-1,75)
<i>Vymožiteľnosť práva</i>	0,00487 (-1,85)	0,00403* (-2,76)	0,00401* (-2,45)	0,00315 (-2,07)	0,0018 (-1,33)	0,00164 (-1,38)	-0,000608 (-0,44)	-0,00208 (-1,75)	-0,00484*** (-4,67)	-0,012 (-1,03)	-0,0266 (-1,90)
<i>Vyššie vzdelanie</i>	-0,0000324 (-0,57)	0,00000918 (-0,27)	0,0000425 (-1,49)	0,0000605* (-2,26)	0,0000740** (-3,87)	0,0000890** (-3,7)	0,0000964** (-4,16)	0,000132*** (-6,25)	0,0000641 (-2,16)	-0,000535* (-2,50)	-0,000367 (-1,46)
<i>Veľkosť akciového trhu</i>	0,00000193 (-0,45)	0,0000103* (-2,30)	0,00000568 (-1,47)	-0,000000489 (-0,13)	-0,00000147 (-0,52)	-0,00000922** (-3,42)	-0,0000126*** (-4,66)	-0,0000145** (-3,87)	-0,0000112* (-2,73)	0,0000316 (-1,35)	-0,00000443 (-0,14)
<i>Súkromné úvery, komerčné banky</i>	0,0000111 (-1,41)	-0,00000741 (-0,91)	-0,0000199 (-1,93)	-0,0000187 (-1,86)	-0,0000191 (-1,53)	-0,0000190* (-2,26)	-0,0000109 (-1,49)	-0,0000133 (-2,19)	-0,00000885 (-1,03)	0,000106 (-2,04)	0,000102 (-1,5)
<i>Konštanta</i>	0,0339*** (-10,41)	0,0474*** (-21,6)	0,0584*** ,	0,0697*** (-44,93)	0,0802*** (-39,7)	0,0920*** (-77,04)	0,106*** (-56,23)	0,121*** (-118,27)	0,148*** (-76,1)	0,244*** (-18,95)	0,314*** (-19,33)
Počet pozorovaní	223	223	223	223	223	223	223	223	223	223	223
Koeficient determinácie	0,113	0,106	0,139	0,173	0,198	0,179	0,174	0,241	0,204	0,158	0,145
F-štatistika	19,78	230	72,68	156,30	125,50	264,50	395,20	576,90	49,83	93,62	198,30

Poznámka: t-štatistika v zátvorkách, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001. Ekonomický rast je aproximovaný rastom ekvalizovaného disponibilného príjmu domácností. Endogénna premenná je podiel celkových príjmov v danom decile na celkovom príjme v danej krajine za rok. Dlhodobá nezamestnanosť je v modeloch oneskorená o jedno obdobie.

Zdroj: autor na základe údajov z Eurostatu a Svetovej banky

- 15 Koeficient determinácie sa pohybuje v intervale od 0,1 po 0,25, čo je možné považovať za štandardné pre takéto typy panelových údajov a odhadov. Deininger a Squire (1998), Dollar, Kleineberg a Kraay (2016), ako aj Milanovič a Ersado (2012) dosiahli vyššie koeficienty determinácie, ale špecifikácia ich modelov bola iná ako v našom prípade. Milanovič a Ersado (2012) pracovali so závislou premennou vo forme podielu decilu na celkovom príjme normalizovaným priemerným príjmom. Takýto model sme odhadli aj my. Je prezentovaný v tabuľke 3. Koeficienty determinácie týchto nami odhadnutých modelov už boli vyššie a spadali do intervalu od 0,29 po 0,47. Uvedomujeme si, že problematika nerovnosti predstavuje komplexný problém a zvolené exogénne premenné môžu popisovať iba určitú frakciu jej variability. Nakoľko však model bol podľa F štatistiky významný a nás hlavne zaujímalo, či práve testované exogénne premenné významne prispievajú k vysvetleniu endogénnej premennej, odhadnutý model bol považovaný za vhodný na účely prezentovanej analýzy.

Tabuľka 2 | Druhá skupina odhadnutých modelov pre jednotlivé decily populácie podľa príjmu a pre Gini koeficient

Endogénna premenná/ Vysvetľujúce premenné	Decil1	Decil2	Decil3	Decil4	Decil5	Decil6	Decil7	Decil8	Decil9	Decil10	Gini
<i>Ekonomický rast</i>	-0,00325 (-1,14)	-0,000712 (-0,26)	-0,00112 (-0,48)	-0,00173 (-0,80)	-0,00257 (-1,37)	-0,000661 (-0,65)	-0,000448 (-0,30)	-0,00061 (-0,45)	0,00333 (-1,93)	0,00777 (-0,53)	0,0115 (-0,61)
<i>Dlhodobá nezamestnanosť</i>	-0,000575 (-1,66)	-0,0000365 (-0,21)	-0,0000956 (-0,37)	-0,000512 (-1,86)	-0,000511* (-2,38)	-0,000565*** (-4,58)	-0,000669*** (-5,44)	-0,000143 (-0,98)	0,000470* (-2,48)	0,00264 (-2,14)	0,00363* (-2,60)
<i>Vláda</i>	-0,000132** (-3,28)	0,0000179 (-0,46)	0,0000299 (-0,99)	0,0000158 (-0,59)	0,000024 (-1,38)	-0,00000356 (-0,16)	-0,0000198 (-0,97)	-0,0000216 (-1,04)	0,0000352 (-0,84)	0,0000536 (-0,39)	0,00000589 (-0,03)
<i>Otvorenosť</i>	-0,00161 (-1,94)	-0,000879 (-1,54)	-0,000769 (-1,75)	-0,000386 (-0,79)	-0,0000686 (-0,12)	-0,0000385 (-0,08)	0,00106 (-1,40)	0,00129 (-2,13)	0,00151 (-1,46)	-0,000101 (-0,03)	0,00231 (-0,79)
<i>Vymožiteľnosť práva</i>	0,00475 (-1,85)	0,00428* (-3,04)	0,00438* (-2,70)	0,00355* (-2,34)	0,00223 (-1,67)	0,00199 (-1,76)	-0,000299 (-0,23)	-0,00187 (-1,71)	-0,00452** (-4,15)	-0,0145 (-1,28)	-0,0292 (-2,15)
<i>Vyššie vzdelanie</i>	-0,000037 (-0,69)	0,00000783 (-0,22)	0,0000404 (-1,24)	0,0000575 (-1,88)	0,0000697* (-2,88)	0,0000876* (-3,02)	0,0000953** (-3,42)	0,000130*** (-5,43)	0,0000686 (-2,07)	-0,00052 (-2,13)	-0,000347 (-1,25)
<i>Veľkosť akciového trhu</i>	0,00000157 (-0,38)	0,00000975* (-2,22)	0,00000484 (-1,23)	-0,00000148 (-0,37)	-0,00000267 (-0,87)	-0,00000995** (-3,75)	-0,0000132*** (-4,85)	-0,0000150** (-4,08)	-0,0000112* (-2,87)	0,0000374 (-1,64)	0,00000209 (-0,07)
<i>Súkromné úvery, komerčné banky</i>	0,0000064 (-0,56)	-0,00000503 (-0,53)	-0,0000165 (-1,57)	-0,0000156 (-1,38)	-0,0000163 (-1,21)	-0,0000153 (-1,77)	-0,00000758 (-0,92)	-0,0000114 (-1,56)	-0,00000151 (-0,21)	0,0000829 (-1,35)	0,0000821 (-1,06)
<i>Konštanta</i>	0,0350*** (-10,31)	0,0462*** (-18,67)	0,0568*** (-26,4)	0,0680*** (-38,49)	0,0784*** (-37,21)	0,0903*** (-89,54)	0,104*** (-64,09)	0,120*** (-108,34)	0,145*** (-64,28)	0,255*** (-18,96)	0,326*** (-18,78)
Počet pozorovaní	223	223	223	223	223	223	223	223	223	223	223
Koeficient determinácie	0,1170	0,0794	0,0834	0,1000	0,0950	0,1250	0,1360	0,2260	0,2040	0,0928	0,0925
F štatistika	81,05	100,20	500,30	103,60	49,85	345,00	147,80	64,25	106,50	80,13	67,90

Poznámka: t-štatistika v zátvorkách, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Ekonomický rast je vyjadrený rastom reálneho HDP na osobu. Dlhodobá nezamestnanosť je v modeloch oneskorená o jedno obdobie. Endogénna premenná je podiel celkových príjmov v danom decile na celkovom príjme v danej krajine za rok.

Zdroj: autor na základe údajov z Eurostatu a Svetovej banky

Tabuľka 3 | Tretia skupina odhadnutých modelov pre jednotlivé decily populácie podľa príjmu a pre Gini koeficient

Endogénna premenná/ Vysvetľujúce premenné	Decil1	Decil2	Decil3	Decil4	Decil5	Decil6	Decil7	Decil8	Decil9	Decil10	Gini
<i>Ekonomický rast</i>	-0,119 (-0,48)	-0,240 (-1,28)	-0,259 (-1,48)	-0,255 (-1,52)	-0,256 (-1,51)	-0,219 (-1,36)	-0,205 (-1,30)	-0,188 (-1,24)	-0,176 (-1,25)	0,014 (-0,16)	0,0444 (-2,14)
<i>Dlhodobá nezamestnanosť</i>	-0,1170** (-3,49)	-0,0957** (-3,37)	-0,0966** (-3,48)	-0,102** (-3,77)	-0,102** (-3,93)	-0,0990** (-3,83)	-0,0984** (-3,85)	-0,0925** (-3,66)	-0,0870** (-3,44)	-0,0697** (-3,33)	0,00617** (-3,80)
<i>Vláda</i>	0,000115 (-0,06)	0,00417 (-1,72)	0,00424 (-1,72)	0,00397 (-1,66)	0,00408 (-1,84)	0,00364 (-1,75)	0,00348 (-1,61)	0,00352 (-1,63)	0,00383 (-1,79)	0,00405 (-2,05)	-0,00000602 (-0,00)
<i>Otvorenosť</i>	-0,0311 (-0,50)	-0,00167 (-0,03)	-0,000476 (-0,01)	0,0057 (-0,08)	0,0101 (-0,14)	0,0145 (-0,20)	0,0262 (-0,36)	0,0279 (-0,39)	0,0304 (-0,40)	0,0301 (-0,44)	0,00578 (-1,75)
<i>Vymožiteľnosť práva</i>	0,454* (-2,73)	0,358** (-3,98)	0,342** (-3,95)	0,321** (-3,81)	0,299** (-3,91)	0,295** (-3,87)	0,271** (-3,55)	0,259** (-3,55)	0,243** (-3,12)	0,224** (-3,19)	-0,0266 (-1,90)
<i>Vyššie vzdelanie</i>	0,0124* (-2,58)	0,0133** (-3,96)	0,0138** (-4,17)	0,0139** (-4,32)	0,0139** (-4,41)	0,0139** (-4,35)	0,0138** (-4,36)	0,0140*** (-4,49)	0,0134** (-4,39)	0,0109*** (-4,84)	-0,000367 (-1,46)
<i>Veľkosť akciového trhu</i>	-0,000993* (-2,47)	-0,000904* (-2,97)	-0,00101** (-3,16)	-0,00112** (-3,39)	-0,00113** (-3,47)	-0,00122** (-3,61)	-0,00124** (-3,69)	-0,00124** (-3,58)	-0,00120** (-3,29)	-0,000969* (-2,67)	-0,00000443 (-0,14)
<i>Súkromné úvery, komerčné banky</i>	0,0014 (-1,85)	0,000947 (-1,50)	0,000744 (-1,19)	0,000805 (-1,23)	0,000834 (-1,25)	0,000866 (-1,28)	0,000971 (-1,39)	0,000968 (-1,37)	0,00102 (-1,37)	0,00151 (-1,81)	0,000102 (-1,50)
<i>Konštanta</i>	7,331*** (-46,00)	7,716*** (-54,40)	7,939*** (-62,8)	8,120*** (-65,13)	8,263*** (-73,04)	8,402*** (-71,16)	8,542*** (-75,95)	8,681*** (-71,53)	8,875*** (-70,16)	9,368*** (-60,08)	0,314*** (-19,33)
<i>Počet pozorovaní</i>	223	223	223	223	223	223	223	223	223	223	223
<i>Koeficient determinácie</i>	0,291	0,447	0,461	0,463	0,466	0,461	0,457	0,454	0,431	0,325	0,145
<i>F-štatistika</i>	1934,50	39,96	31,65	34,76	29,63	30,77	35,05	35,96	29,90	24,64	198,30

Poznámka: t-štatistika v zátvorkách, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001. Ekonomický rast je aproximovaný rastom ekvalizovaného disponibilného príjmu domácností. Endogénna pre-menná je priemerný príjem decilu – podiel decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom. Dlhodobá nezamestnanosť je v modeloch oneskorená o jedno obdobie.

Zdroj: autor na základe údajov z Eurostatu a Svetovej banky

Druhou z testovaných premenných bola dlhodobá nezamestnanosť, pri ktorej sme predpokladali, že bude mať negatívny vplyv na nerovnosti. Tieto výsledky boli v značnej miere potvrdené odhadnutými parametrami, ktoré boli štatisticky významné pre štvrtý až desiaty decil. V prípade spodného decilu bola štatisticky významná na hladine 12 % a v prípade tretieho decilu na hladine 14 %. Parameter pre druhý decil nebol štatisticky významný. Parametre pre prvý až ôsmy decil mali negatívne znamienko, čo je možné interpretovať tak, že s rastom dlhodobej nezamestnanosti by mal podiel týchto decilov na celkovom príjme klesať. Deviaty a desiaty decil naopak vykázali kladný vzťah s dlhodobou nezamestnanosťou. Odhad parametra pre model s Gini koeficientom ako závislou premennou bol štatisticky významný a kladný, čo je v súlade so zisteniami z modelov na úrovni decilov. Tieto výsledky potvrdili aj odhady druhej a tretej skupiny modelov. Na základe týchto výsledkov môžeme argumentovať, že dlhodobá nezamestnanosť zhoršuje nerovnosti. Vývoj na trhu práce sa teda javí byť významným determinantom nerovností v rozvinutých krajinách. Napríklad Tridico (2018) prichádza k záverom, že vyššia flexibilita na trhu práce a postupné zoslabnutie odborov, ktoré zhoršujú pozíciu zamestnaných, sú výrazným nepriaznivým determinantom nerovností v krajinách OECD.

Veľkosť vlády sa ukázala prekvapujúco ako slabý determinant nerovností (platí to pre všetky tri skupiny modelov). Odhadnuté koeficienty nadobúdali veľmi malé hodnoty. Okrem prvého decilu boli všetky ostatné odhadnuté parametre štatisticky nevýznamné, a to pre jednotlivé decilové odhady a aj pre model s Gini koeficientom. V prípade prvého decilu bol vzťah významný, ale parameter mal negatívne znamienko, čo naznačuje, že veľkosť vlády znižuje podiel tohto decilu na celkových príjmoch. Tridico (2018) argumentuje, že jedným z dôvodov rastu nerovností v krajinách OECD je postupné redukovanie sociálneho rozmeru štátu. Potom rast verejných výdavkov nemusí explicitne znamenať, že budú nasmerované na sociálne oblasti, ktoré by mali znižovať nerovnosti. Podobné výsledky ako naše dosiahli aj Milanovič a Ersado (2012), ktorí argumentujú, že verejné výdavky zahŕňajú rôzne typy výdavkov a ak by sa izolovali iba výdavky na sociálne oblasti, mohlo by to zlepšiť štatistické vlastnosti a výsledky odhadu.

Odhadnuté parametre pre otvorenosť ekonomiky boli na 10% hladine štatisticky významné v prípade prvého až štvrtého a ôsmeho decilu, ako aj v prípade Gini koeficientu. Parameter pre deviaty decil bol štatisticky významný na 13% hladine. Znamienka parametrov naznačujú, že nerovnosti sú negatívne ovplyvnené otvorenosťou ekonomiky. Robustnosť tohto výsledku potvrdil odhad parametra pre model s Gini koeficientom, kde rastom otvorenosti je možné očakávať zvýšenie Gini indexu. Podobné výsledky je možné vidieť aj v prípade druhej a tretej skupiny modelov. Vedecká literatúra zatiaľ nedošla k jednoznačným záverom o vzťahu otvorenosti ekonomiky a nerovnosti. Spilimbergo, Londoño a Székely (1999) odhadli negatívny vplyv otvorenosti

ekonomiky na nerovnosti. Argumentujú, že liberálne vlády majú liberálnu obchodnú politiku a slabšiu redistribučnú politiku. V nedávnej štúdii D'Elia a de Santis (2019) ukázali, že v prípade krajín OECD otvorenosť zvyšuje nerovnosť. Neplatí to však pre nízkopríjmové a strednopríjmové krajiny.

Vymožiteľnosť práva by mala znižovať nerovnosti. Odhadnuté parametre boli štatisticky významné v prípade druhého a tretieho decilu na hladine 5 %. V prípade prvého decilu a štvrtého decilu je dôkaz o existencii vzťahu medzi vymožitelnosťou práva a nerovnosťou slabší. Odhadnuté parametre boli u prvého decilu štatisticky signifikantné na hladine 9 % a v prípade štvrtého decilu na hladine 6 %. Znamienka týchto odhadov boli kladné, čo znamená, že zvyšovaním vymožitelnosti práva by mala rásť veľkosť podielu týchto decilov na celkovom príjme. Naopak, počnúc siedmim a končiac desiatym decilom boli znamienka parametrov negatívne. Za štatisticky významné je možné považovať ôsmy decil. Pozitívny vplyv tejto premennej potvrdil aj odhad modelu s Gini koeficientom, ako aj druhá a tretia skupina modelov. Pri odhade, kde bola závislá premenná podiel decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom, boli všetky odhadnuté parametre kladné a štatisticky významné. Ich veľkosť klesala od prvého až k desiatemu decilu. Toto znamená, že vymožitelnosť práva má pozitívny vplyv na výšku priemerného príjmu každého decilu, ale dynamika rastu príjmu je vyššia pre nízkopríjmové skupiny. Naše zistenia sú do istej miery v rozpore s tvrdením Dollar a Kraay (2002), ktorí nenašli jednoznačný pozitívny vplyv tejto premennej na rast príjmov chudobných. Avšak ich odhad bol realizovaný na inej skupine krajín a za iné časové obdobie. My argumentujeme, že na základe našich odhadov zlepšovanie vymožitelnosti práva by malo mať v krajinách EÚ pozitívny vplyv najmä na príjmy nízkopríjmových skupín a súčasne by mala podporovať znižovanie nerovností.

Ďalšia premenná zahrnutá do špecifikácie rovnice bola podiel vysokoškolsky vzdelaných vo vekovej skupine 30–34. Odhadnuté parametre pre prvé tri decily nevykazovali vysokú štatistickú významnosť. Odhady pre štvrtý až deviaty decil mali pozitívne znamienko a tiež boli štatisticky významné. Zvýšenie vzdelania malo pozitívny vplyv na podiel príjmov práve týchto decilov na celkovom príjme. Je to pravdepodobne spôsobené tým, že vysokoškolsky vzdelaní sú práve z týchto príjmových skupín. Parameter horného decilu bol významný a záporný. Odhad pre Gini koeficient naznačoval, že vzdelanie by malo znižovať nerovnosti, ale hodnota *t*-štatistiky nebola príliš vysoká. Odhady v druhej skupine modelov potvrdzovali tieto výsledky. Odhadnuté parametre z prvého a druhého modelu vykazovali pomerne malé hodnoty pre prvý až deviaty decil. Tretia skupina modelov, kde závisle premenná je podiel decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom mala štatisticky významné odhadnuté parametre pre každý jeden decil. Najvyšší prínos vysokoškolského vzdelania sa prejavil u druhého až ôsmeho decilu. Vo všeobecnosti by sa dalo argumentovať, že vyššia úroveň vzdelania populácie

by mala znižovať nerovnosti. K podobným záverom prišli aj Bejar, Rojas a Vergara (1999), keď skúmali vzťah vysokoškolsky vzdelaných a nerovností v Chile.

Posledné dve premenné vyjadrovali veľkosť a dôležitosť finančného sektora. Veľkosť akciového trhu bola významnou premennou pre druhý decil s kladným parametrom a pre šiesty až deviaty decil so záporným parametrom. Odhad pre desiaty decil bol kladný, ale so slabou významnosťou. Parameter v modeli s Gini koeficientom bol nevýznamný. Súkromné úvery z komerčných bánk mali odhadnutý parameter záporný pre druhý až deviaty decil a štatisticky významné na 10% hladine v prípade tretieho, štvrtého, šiesteho a ôsmeho decilu. Desiaty decil mal kladný odhadnutý parameter, štatisticky významný tiež na 10% hladine. Koeficienty v ostatných deciloch boli štatisticky nevýznamné. Odhad parametra pre model s Gini koeficientom je záporný, ale slabo významný. Druhá skupina modelov vykazuje podobné výsledky. V prípade modelov, kde závislá premenná je podiel decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom, sú všetky odhadnuté parametre pre veľkosť akciového trhu záporné, avšak pre tretí až deviaty decil výrazne vyššie ako pre prvé dva a pre posledný decil. Odhadnuté parametre vo všetkých troch modeloch nadobúdali pomerné nízke hodnoty. Na základe týchto výsledkov je možné argumentovať, že veľkosť finančného sektora sa javí ako faktor iba mierne zvyšujúci nerovnosť, avšak s otáznou štatistickou významnosťou. Z podobných výskumov napr. Tridico (2018) ukázal vo svojej analýze, že veľkosť finančného sektora je významným determinantom nerovností v Krajínach OECD.

Záver

Prezentovaný výskum mal ambíciu preskúmať vplyv dynamiku vývoja ekonomického rastu na nerovnosti v krajinách EÚ. Odhadli sme tri skupiny modelov z ktorých každá jedná obsahovala desať ekonometrických rovníc Endogénna premenná bola podiel príjmu jednotlivých decilov na celkovom príjme populácie a podiel decilu na celkovom príjme normalizovaný priemerným príjmom. Výhodou takejto špecifikácie oproti analýzam pracujúcim s agregovanými indikátormi nerovností je, že umožňuje detailný pohľad na štruktúru nerovností. Za účelom preveriť robustnosť výsledky sme v každej skupine odhadli ešte jeden model s rovnakými vysvetľujúcimi premennými, pričom endogénna premenná bola koeficient Gini vyjadrujúci nerovnosti agregovane.

Výsledky ekonometrických odhadov ukázali, že ekonomický rast má negatívny vplyv na nerovnosti. Pričom negatívny efekt sa najviac prejavuje v tretom až siedmom decile, čo naznačuje zmenšovanie strednej triedy v krajinách EÚ. Spomedzi skúmaných premenných negatívny efekt na nerovnosti vykazovala dlhodobá nezamestnanosť, otvorenosť ekonomiky a čiastočne indikátory vyjadrujúce veľkosť finančného sektora. Naopak, vymožitelnosť práva a podiel vysokoškolsky vzdelaných by mali znižovať nerovnosti. Veľkosť vlády sa ukázala ako slabý determinant nerovností.

Problematika nerovnosti je vo všeobecnosti komplexný problém a ostáva zaujímavou otázkou, aké ďalšie faktory by mohli determinovať jej vývoj v rôznych fázach rozvoja krajín. Aktuálnym problémom je aj postupné znižovanie strednej triedy v EÚ, čo by si vyžadovalo ďalší výskum za účelom pochopiť tento proces a odhaliť jeho determinanty.

Literatúra

- Acemoglu, D., Robinson, J. A. (2002). The Political Economy of the Kuznets Curve. *Review of Development Economics*, 6(2), 183–203, <https://doi.org/10.1111/1467-9361.00149>
- Adams, R. J. (2004). Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. *World Development*, 32(12), 1989–2014, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.08.006>
- Aghion, P., Caroli, E., Garcia-Penalosa, C. (1999). Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615–1660, <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1615>
- Alesina, A., Perotti, R. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203–1228, [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00030-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00030-5)
- Alesina, A., Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465–490, <https://doi.org/10.2307/2118470>
- Anderson, E. (2005). Openness and Inequality in Developing Countries: A Review of Theory and Recent Evidence. *World Development*, 33(7), 1045–1063, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.04.003>
- Atkinson, A. B. (2016). *Ekonomika nerovnosti*. Praha: BIZBOOKS. ISBN 9788026505082.
- Banerjee, A. V., Duflo, E. (2003). Inequality and Growth: What can the Data Say? *Journal of Economic Growth*, 8(3), 267–299.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.
- Berg, A. G., Ostry, J. D. (2017). Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin? *IMF Economic Review*, 65(4), 792–815, <https://doi.org/10.1057/s41308-017-0030-8>
- Bourguignon, F. J. (1990). Growth and Inequality in the Dual Model of Development: The role of Demand Factors. *Review of Economic Studies*, 57(2), 215–228, <https://doi.org/10.2307/2297379>
- Bourguignon, F. J., Atkinson, A. B. (2015). *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: North-Holland. ISBN 9780444594280.
- Brei, M., Ferri, G., Gambacorta, L. (2018). *Financial Structure and Income Inequality*. BIS. Working Papers No 756.
- Brueckner, M., Lederman, D. (2015). *Effects of Income Inequality on Aggregate Output*. World Bank. Washington, DC. Policy Research Working Paper, No. 2317, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7317> [Cit. 2019-01-09]
- Ceriani, L., Verme, P. (2012). The Origins of the Gini Index: Extracts from Variabilità e Mutabilità (1912) by Corrado Gini. *Journal of Economic Inequality*, 10(3), 421–443, <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9188-x>

- Chen, B.-L. (2003). An Inverted-U Relationship between inequality and Long-run Growth. *Economics Letters*, 78(2), 205–212, [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(02\)00221-5](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(02)00221-5)
- Dalton, H. (1920). The Measurement of the Inequality of Incomes. *The Economic Journal*, 30(119), 348–361, <https://doi.org/10.2307/2223525>
- D'elia, E., De Santis, R. (2019). *Growth Divergence and Income Inequality in OECD Countries: The Role of Trade and Financial Openness*. Government of the Italian Republic, Ministry of Economy and Finance, Department of the Treasury. Rome Working Paper No. 5.
- Dostupné z: Deininger, K., Squire, L. (1998). New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259–287, [https://doi.org/10.1016/s0304-3878\(98\)00099-6](https://doi.org/10.1016/s0304-3878(98)00099-6)
- Dollar, D., Kleineberg, T., Kraay, A. (2016). Growth Still is Good for the Poor. *European Economic Review*, 81, 68–85, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.05.008>
- Dollar, D., Kraay, A. (2002). Growth is Good for the Poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195–225.
- Driscoll, J. C., Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560, <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Esteban, J.-M., Ray, D. (1994). On the Measurement of Polarization. *Econometrica*, 62(4), 819–851, <https://doi.org/10.2307/2951734>
- Európska komisia (2010). *Europe 2020: A Strategy for Smart, Sustainable and Inclusive Growth*. Brusel: Európska komisia. Dostupné z: <http://eurlex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2010:2020:FIN:EN:PDF>
- Forbes, K. J. (2000). A Reassessment of Relationship between Inequality and Growth. *American Economic Review*, 90(4), 869–887, <https://doi.org/10.1257/aer.90.4.869>
- Frederiksen, B. K. (2012). *Income Inequality in the European Union*. OECD Publishing, OECD Economics Department. Paris Working Papers No. 952, <http://doi.org/10.1787/5k9bdt47q5zt-en>
- Greenwood, J., Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 1076–1107, <https://doi.org/10.1086/261720>
- Grimalda, G., Meschi, E. (2008). *Accounting for Inequality in Transition Economies: An Empirical Assessment of Globalisation, Institutional Reforms, and Regionalisation*. Centre for the Study of Globalisation and Regionalisation. Warwick Working Paper No. 243/08. Dostupné z: <http://wrap.warwick.ac.uk/1865/>
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, 67(268), 591–624, <https://doi.org/10.2307/2227704>
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Lewis, W. A. (1954). Economic Development with Unlimited Supplies of Labor. *Manchester School*, 22(2), 139–191, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x>
- Li, H., Zou, H.-F. (1998). Income Inequality is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence. *Review of Development Economics*, 2(3), 318–334, <https://doi.org/10.1111/1467-9361.00045>

- Lopez, H. J. (2011). *Pro-poor Growth: A Review of What We Know (and of What We Don't)*. Washington, DC: The World Bank (PRMPR). Dostupné z: http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/15163_ppg_review.pdf
- Lundberg, M., Squire, L. (2003). The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality. *The Economic Journal*, 113(487), 326–344, <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00127>
- Merz, J., Scherg, B. (2013). *Polarization of Time and Income – A Multidimensional Approach with Well-being Gap and Minimum 2DGAP: German Evidence*. Institute of Labor Economics. Bonn IZA Discussion Papers No. 7418. Dostupné z: <https://www.iza.org/publications/dp/7418/polarization-of-time-and-income-a-multidimensional-approach-with-well-being-gap-and-minimum-2dgap-german-evidence>
- Milanovič, B., Ersado, L. (2012). Reform and Inequality During the Transition. An Analysis Using Panel Household Survey Data 1990–2005, in Roland, G., ed., *Economies in Transition: The Long Run View*. London: Palgrave MacMillan UK, https://doi.org/10.1057/9780230361836_4
- OECD (2015). *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*. Paris: OECD Publishing. Dostupné z: <http://doi.org/10.1787/9789264235120-en>
- Ostry, J. D., Berg, A., Kothari, S. (2018). *Growth-Equity Trade-offs in Structural Reforms*. International Monetary Fund. Washington, DC Working Paper WP/18/5, <https://doi.org/10.5089/9781484336809.001>
- Ostry, J. D., Berg, A., Tsangarides, CH. (2014). *Redistribution, Inequality, and Growth*. International Monetary Fund. Washington, DC Staff Discussion Note No. SDN/14/02X.
- Ostry, J. D., Loungani, P., Berg, A. (2019). *Confronting Inequality. How Societies Can Choose Inclusive Growth*. New York: Columbia University Press. ISBN 978-0-231-17468-8.
- Persson, T., Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth? *The American Economic Review*, 84(3), 600–621.
- Piketty, T. (2015). *Kapitál v 21. století*. IKAR. ISBN 978-80-551-4248-7.
- Ravallion, M., Chen, S. (2003). Measuring Pro-poor Growth. *Economics Letters*, 78(1), 93–99, [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(02\)00205-7](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(02)00205-7)
- Shin, I. (2012). Income Inequality and Economic Growth. *Economic Modelling*, 29(5), 2049–2057, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.011>
- Spilimbergo, A., Londono, J. L., Székely, M. (1999). Income Distribution, Factor Endowments, and Trade Openess. *Journal of Development Economics*, 59(1), 77–101, [https://doi.org/10.1016/s0304-3878\(99\)00006-1](https://doi.org/10.1016/s0304-3878(99)00006-1)
- Sukiassyan, G. (2007). Inequality and Growth: What Does the Transition Economy Data Say? *Journal of Comparative Economics*, 35(1), 35–56, <https://doi.org/10.1016/j.jce.2006.11.002>
- Tridico, P. (2018). The Determinants of Income Inequality in OECD Countries. *Cambridge Journal of Economics*, 42(4), 1009–1042, <https://doi.org/10.1093/cje/bex069>
- United Nations (2015). *Transforming Our World: The 2030 Agenda for Sustainable Development*. A/RES/70/1. New York: United Nations.
- Vaughan-Whitehead, D. (2016). *Europe's Disappearing Middle Class? Evidence from the World of Work*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited, UK. ISBN 9789221303817.