

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE  
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

VPLYV EKONOMICKÝCH A SOCIÁLNYCH FAKTOROV NA  
DEMOGRAFICKÉ PROCESY V ROZVINUTÝCH KRAJINÁCH  
EURÓPSKEJ ÚNIE

Bc. KATARÍNA ŽIAKOVÁ

BRATISLAVA 2011

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE  
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY  
KATEDRA APLIKOVANEJ MATEMATIKY A ŠTATISTIKY

DIPLOMOVÁ PRÁCA

**Vplyv ekonomických a sociálnych faktorov na demografické  
procesy v rozvinutých krajinách Európskej únie**

Bc. KATARÍNA ŽIAKOVÁ

Vedúci diplomovej práce: RNDr. František Hajnovič

Študijný odbor: 9.1.9. Aplikovaná matematika  
Študijný program: Ekonomická a finančná matematika  
Evidenčné číslo: c1e4bece-849e-4270-a5c3-b6e4abda28f6

BRATISLAVA 2011



## ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

**Meno a priezvisko študenta:** Bc. Katarína Žiaková  
**Študijný program:** ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)  
**Študijný odbor:** 9.1.9. aplikovaná matematika  
**Typ záverečnej práce:** diplomová  
**Jazyk záverečnej práce:** slovenský

**Názov :** Vplyv ekonomických a sociálnych faktorov na demografické procesy v rozvinutých krajinách Európskej únie

**Cieľ :** Cieľom práce je analyzovať vplyv ekonomických a sociálnych faktorov na vybrané demografické procesy v rozvinutých krajinách EÚ.

**Vedúci :** RNDr. František Hajnovič

**Dátum zadania:** 10.02.2010

**Dátum schválenia:** 14.04.2011

.....  
prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.  
garant študijného programu

.....  
študent

.....  
vedúci práce

Dátum potvrdenia finálnej verzie práce, súhlas s jej odovzdaním (vrátane spôsobu sprístupnenia)

.....  
vedúci práce

Čestné prehlásenie

Čestne vyhlasujem, že som diplomovú prácu vypracovala samostatne, na základe konzultácií a s použitím uvedenej literatúry a informačných zdrojov.

Bratislava 2011

.....  
Katarína Žiaková

### Pod'akovanie

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce RNDr. Františkovi Hajnovičovi za odborné vedenie, cenné rady a pripomienky, ktoré mi pri tvorbe tejto práce poskytol.

## ABSTRAKT

ŽIAKOVÁ, Katarína: Vplyv ekonomických a sociálnych faktorov na demografické procesy v rozvinutých krajinách Európskej únie [Diplomová práca], Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky.

Vedúci diplomovej práce: RNDr. František Hajnovič, Bratislava, 2011, 70s.

Cieľom diplomovej práce je analyzovať vplyv ekonomických a sociálnych procesov na demografickú situáciu v rozvinutých krajinách Európskej únie.

V prvej kapitole je predstavená ekonomická demografia a vybrané javy, ktorými sa zaoberá - demografická transformácia, Prestonova krivka, demograficko-ekonomický paradox.

Obsahom druhej kapitoly je demografický a ekonomický vývoj vybraných rozvinutých krajín EÚ za posledných 50 rokov.

Vzhľadom k tomu, že ide o pozorovanie niekoľkých krajín počas dlhšieho časového obdobia, je potrebné zahrnúť do analýzy dve dimenzie – časovú aj priestorovú zložku. To umožňujú panelové modely. Panelové modely, ako ekonometrický aparát, ktorý bol použitý pri modelovaní jednotlivých vzťahov, sú opísané v tretej kapitole.

Empirická časť práce sa konkrétne zaoberá dvoma demograficko-ekonomickými javmi. Prvým je vplyv ekonomického rastu na očakávanú dĺžku života – vzťah známy ako Prestonova krivka. Druhý, známy ako demograficko-ekonomický paradox, popisuje vzťah medzi mierou fertility a blahobytom krajiny. Ekonometrické modely, odhadnuté na základe reálnych dát, sú predstavené v štvrtej kapitole.

Modely pre očakávanú dĺžku života, v súlade s teóriou, odhadujú pozitívny vplyv ekonomického rastu na dĺžku života. Signifikantný je aj vplyv faktorov reprezentujúcich sociálnu situáciu – zdravotníctvo, vzdelanie.

Odhadnuté modely pre vplyv economickej situácie na mieru fertility svojimi výsledkami nepotvrdzujú teoretické predpoklady. Vytvára sa priestor pre nové hypotézy a vysvetlenie vzťahu medzi ekonomickým rastom a mierou fertility v rozvinutých krajinách.

V záverečnej kapitole sú porovnané teoretické poznatky a predpoklady s odhadnutými modelmi a so skutočnou situáciou.

**Kľúčové slová:** ekonomická demografia, panelové modely, očakávaná dĺžka života, celková miera fertility, Prestonova krivka, demograficko-ekonomický paradox

## ABSTRACT

ŽIAKOVÁ, Katarína: The influence of economics and social factors to demographic situation in developed countries of European Union [Master thesis], Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics.

Advisor: RNDr. František Hajnovič, Bratislava, 2011, 70 pages.

The main goal of the master thesis is to analyse the impact of economic and social processes to demographic situation in developed countries of European Union.

First chapter provides introduction of demographic economics and chosen issues, which this subfield of demography explores – demographic transition, Preston curve, demographic-economic paradox.

Demographic and economic situation in chosen countries of EU, for the period of last fifty years, has been described in the second chapter.

In view of analysing group of countries for the long time it is necessary to work with two dimensions – time and cross-section. This is possible through the panel models. Panel models, as an econometric instrument using for estimations, are introduced in the third chapter.

Empirical part of this thesis deals with two demographic-economic relations. First is the influence of economic growth on life expectancy – the relation known as Preston curve. Second is the demographic-economic paradox, which describes the connection between fertility and welfare of the country. Econometric models, estimated on the base of real data, are introduced in the fourth chapter.

Models for the life expectancy, consistent with the theory, estimate the positive influence of economic growth on the life length. Also the influence of social factors, representing health care and education, seem to be significant.

Models, which estimate the influence of economic growth to the total fertility rate, do not support the theoretical assumption. The space for new hypotheses and explanation for relation between economic growth and total fertility rate in developed countries is being creating.

Finally, reached models are being submitted and compared with the real situation and theoretical hypothesis.

**Key words:** demographic economics, panel models, life expectancy, total fertility rate, Preston curve, demographic-economic paradox

# OBSAH

Úvod	8
1. Ekonomické a demografické procesy	10
1.1. Demografická transformácia	10
1.2. Vzťah medzi fertilitou a bohatstvom krajiny	18
1.3. Vplyv ekonomického rastu na dĺžku života	20
2. Ekonomický a demografický vývoj rozvinutých krajín EÚ	25
2.1. Očakávaná dĺžka života	27
2.2. Dojčenská úmrtnosť a miera fertility	29
2.3. Veková štruktúra a starnutie populácie	32
3. Ekonometrická teória	38
3.1. Panelové modely	38
3.2. Stacionarita	41
3.3. Kointegrácia	44
4. Modelovanie ekonomicko-demografických vzťahov	46
4.1. Popis dát	46
4.2. Analýza vlastností panelových dát	47
4.3. Modely pre očakávanú dĺžku života	50
4.4. Modely pre celkovú mieru fertility	56
Záver	62
Bibliografia	66
Prílohy	67



# ÚVOD

Veľkosť populácie a jej demografická štruktúra v súčasnosti určuje aj budúce vekové zloženie obyvateľstva a vývoj v nasledujúcich desiatkach rokov. Demografické zmeny majú priamy dopad na sociálnu a ekonomickú situáciu v krajine, ekonomickú situáciu naspäť pôsobí na demografické správanie sa obyvateľstva.

Cieľom tejto diplomovej práce je, na základe teoretických poznatkov z doterajších demografických štúdií a ekonomicko-demografických analýz, odhadnúť ekonometrické modely popisujúce niektoré demograficko-ekonomické javy. Práca je zameraná na rozvinuté krajiny Európskej únie. Dôraz pritom kladieme na analýzu toho, ako je uvedený vzťah ovplyvnený vysokou ekonomickou úrovňou týchto krajín.

Vzájomné pôsobenie ekonomických a demografických faktorov študuje samostatná subdisciplína demografie – ekonomická demografia. Ekonomická demografia je predmetom prvej kapitoly diplomovej práce. V prvej kapitole sú bližšie špecifikované niektoré javy, ktorými sa ekonomická demografia zaoberá. Medzi tieto patrí demografická transformácia, Prestonova krivka alebo demograficko-ekonomický paradox.

Druhá kapitola je zameraná na demografický a ekonomický vývoj v rozvinutých krajinách Európskej únie. Za ostatných 50. rokov došlo v Európe k ekonomickému rastu aj k zmenám v demografickom správaní sa populácie. Krajiny západnej a severnej Európy prešli tzv. tretou fázou demografickej transformácie a v súčasnosti sú v poslednej fáze, čo sa prejavuje na štruktúre a veľkosti populácie.

Predpokladáme, že existuje vzájomný vzťah medzi veľkosťou a štruktúrou populácie a ekonomickou situáciou krajiny. Ukázalo sa, že modelovať priamo tento vzťah (napr. vzťah medzi veľkosťou celej populácie a ekonomickým rastom) nie je vhodné. Veľkosť populácie a jej štruktúra je výsledkom pôsobenia mnohých faktorov, ktoré sa navzájom ovplyvňujú a ktoré treba vziať do úvahy. Práca je preto zameraná na modelovanie vplyvu ekonomických a sociálnych faktorov na konkrétne demografické procesy, ktoré už boli diskutované.

Empirická časť sa zaoberá dvoma demograficko-ekonomickými javmi, konkrétne tzv. demograficko-ekonomickým paradoxom a vplyvom ekonomického rastu na očakávanú dĺžku života. Na odhadovanie modelov sú použité panelové dáta, ktoré spájajú časovú aj priestorovú dimenziu, a oproti jednoduchým časovým radom majú niekoľko výhod. Panelové dáta, a s nimi spojený ekonometrický aparát, sú popísané v tretej kapitole.

Štvrtá, empirická časť, predstavuje postupne niekoľko odhadnutých modelov pre očakávanú dĺžku života a ďalšie pre celkovú mieru fertility – demograficko-ekonomický paradox. Modely vychádzajú z poznatkov spísaných v prvej kapitole. Základnou vysvetľujúcou premennou je ekonomický faktor – HDP per capita. Následne sú modely rozšírené o ďalšie premenné v snahe získať štatisticky vyhovujúce modely a zároveň sa priblížiť reálnym hodnotám. Pri oboch demograficko-ekonomických javoch je analýza

zameraná na krajiny severnej Európy. Modely odhadnuté pre tieto krajiny sú porovnávané s modelmi pre väčšiu skupinu rozvinutých krajín EÚ.

Modely pre očakávanú dĺžku života, v súlade s teóriou, potvrdzujú pozitívny vplyv ekonomického rastu na dĺžku života. Zároveň je ale podstatný aj vplyv ďalších premenných, ktoré reprezentujú úroveň zdravotníctva alebo vzdelanostný stupeň populácie. Podľa Prestonovej teórie je závislosť očakávanej dĺžky života od ekonomického rastu aproximovaná logaritmickou krivkou. Ak dochádza k ekonomickému rastu, krajina sa posúva pozdĺž krivky. Signifikantný vplyv faktorov ako sú zdravotná starostlivosť alebo sociálna situácia znamená, že dochádza aj k posunu celej krivky vo vertikálnom smere – očakávaná dĺžka života sa zvýši aj pri nezmenenej ekonomickej situácii.

Modely pre celkovú mieru fertility sú, na základe teórie, odhadované tiež s vysvetľujúcou premennou HDP per capita. Ďalšou premennou, ktorá vstupuje do modelov, je počet manželstiev – úlohou tejto premennej je zachytiť sociálne zmeny. Výsledky získané z týchto modelov nepodporujú teóriu. Namiesto negatívnej závislosti sa objavuje pozitívny vplyv ekonomického rastu na mieru fertility. Dôvodom by mohlo byť analyzované obdobie a fakt, že vyspelé krajiny sa už nachádzajú v poslednej fáze demografickej transformácie.

Záver práce sa venuje porovnaniu dosiahnutých výsledkov so skutočnými hodnotami. Výsledky modelov pre celkovú mieru fertility vytvárajú priestor pre nové hypotézy ohľadom vplyvu ekonomickej situácie vyspelých krajín na ďalší demografický vývoj.

# 1. EKONOMICKÉ A DEMOGRAFICKÉ PROCESY

Hlavnou úlohou demografie je zisťovanie veľkosti a štruktúry populácie cez štúdium demografických procesov, ktoré veľkosť a štruktúru určujú. Demografia skúma príčiny a dôsledky populačného vývoja, zaoberá sa otázkami reprodukcie obyvateľstva, podmienkami reprodukcie obyvateľstva, prognózami ďalšieho vývoja a dôsledkami, ktoré vývoj populácie zapríčini. Ekonomická demografia (*demographic economics*) je subdisciplínou demografie, ktorá sa konkrétne zaoberá vzájomnou interakciou demografických a ekonomických faktorov. Skúma a analyzuje vplyv ekonomie na populáciu ako aj vplyv populácie na ekonomickú situáciu určitej oblasti (región, štát, Európska únia ... ).<sup>1</sup>

Ekonomická situácia ovplyvňuje populáciu a jej vývoj cez materiálne a sociálne zabezpečenie. Hospodársky rast a prosperita môže vytvárať vhodné podmienky pre rozvoj populácie, zatiaľ čo stagnácia ekonomiky alebo ekonomická kríza pôsobí negatívne na celkový stav krajiny a teda aj na vývoj populácie.

Na druhej strane zmeny vo veľkosti a štruktúre obyvateľstva majú dopad na ekonomiku. Pozitívny vplyv na ekonomický rast krajiny môže mať zvyšovanie počtu obyvateľstva (prirodzený prírastok alebo migrácia), ktoré znamená v konečnom dôsledku zvyšovanie počtu pracovných síl. V prípade nedostatku pracovných príležitostí však môže viesť aj k výraznému zvýšeniu nezamestnanosti a tým oslabiť hospodárstvo krajiny.

Ekonomická demografia analyzuje a vyhodnocuje vzájomné vzťahy medzi ekonomickou situáciou a demografickým správaním sa populácie. Skúma, ako reaguje populácia (prirodzený prírastok, zmeny v úmrtnosti, migrácia, očakávaná dĺžka života, sobášnosť, populačný rast ...) na prípadné ekonomické zmeny, a tiež aký dopad má ďalší vývoj populácie na hospodársky rozvoj (nezamestnanosť, rast HDP, vládne výdavky...) Výsledky týchto štúdií môžu ďalej slúžiť pri prognózovaní populačného a hospodárskeho vývoja na regionálnej alebo globálnej úrovni, ako základ pre tvorbu vhodnej hospodárskej a sociálnej politiky alebo podklady pre riešenie problémov akým je napr. starnutie populácie.

## 1.1. Demografická transformácia

Model demografickej transformácie je model opisujúci zmeny v demografickom správaní a dopad týchto zmien na vývoj populácie. Základom pre vznik modelu boli v roku

---

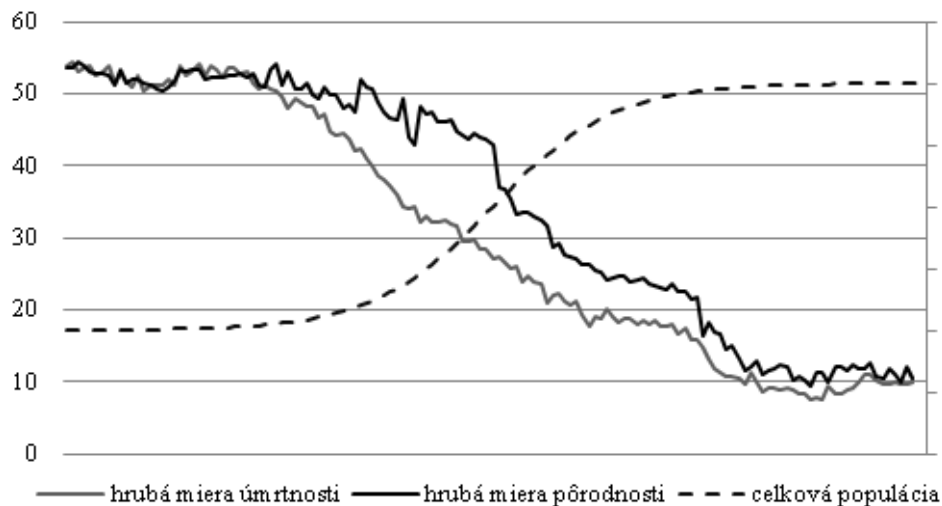
<sup>1</sup> Teoretické poznatky v prvej kapitole sú spracované na základe dostupných demografických a ekonomických štúdií a textov [1], [8], [13], [14], [16] a [18]. Ďalej boli použité internetové zdroje [21] a [23] [24]. Pre grafy a tabuľky v 1. a 2. kapitole boli použité údaje z európskej databázy [19] a svetových databáz [20], [22].

1929 pozorovania amerického demografa Warrena Thompsona, ktorý skúmal vývoj miery úmrtnosti a pôrodnosti a následné zmeny v populácii, ku ktorým došlo v predchádzajúcich 200 rokoch. Podkladom pre jeho analýzu boli údaje o americkej populácii zo 17. a 18. storočia.

Model rozdeľuje rast populácie na štyri fázy v závislosti od zmien miery úmrtnosti a miery pôrodnosti. Zmeny v mierach pôrodnosti a úmrtnosti sa následne odrážajú aj vo vývoji populácie. Zatiaľ čo v prvej fáze transformácie zostáva populácia na stabilnej úrovni, druhé a tretie obdobie sa vyznačujú neustálym rastom obyvateľstva. V poslednej, štvrtej fáze, sa rast populácie zastaví a tak, ako sa stabilizujú hodnoty miery úmrtnosti a miery pôrodnosti, aj veľkosť populácie zostáva približne na rovnakých hodnotách.

Za hlavnú príčinu takéhoto vývoja demografického správania sa považujú ekonomické zmeny – industrializácia a ekonomický rozvoj krajiny.

Obrázok 1: Demografická transformácia



V prvej fáze sú miera úmrtnosti aj miera pôrodnosti na veľmi vysokých hodnotách – 40% až 55%. Výsledkom týchto vysokých, ale zároveň aj rovnakých hodnôt, je skoro nulový populačný rast.

Prvá fáza modelu popisuje situáciu až do polovice 18. storočia, t.j. obdobie pred industrializáciou spoločnosti. Vysoká miera úmrtnosti bola výsledkom mnohých faktorov – nedostatok pitnej vody, nízka prevencia proti chorobám a nákazám, nedostatočná hygiena. V tomto období bola veľmi vysoká hlavne dojčenská úmrtnosť. Väčšie fluktuácie v hodnotách miery úmrtnosti boli spôsobené epidémiami alebo vojnami.

Keďže neexistovalo plánované rodičovstvo ani antikoncepcia miera pôrodnosti mala priamy súvis s faktormi ovplyvňujúcimi mieru plodnosti. Deti boli dôležitou súčasťou rodiny, keďže už v skorom veku začínali pomáhať a pracovať spolu s rodičmi. Aj vzhľadom na vysokú mieru úmrtnosti potrebovala rodina viac detí aby tak zabezpečila

svoje prežitie. Taktiež náboženské presvedčenie podporovalo rodinu ako základ spoločnosti.

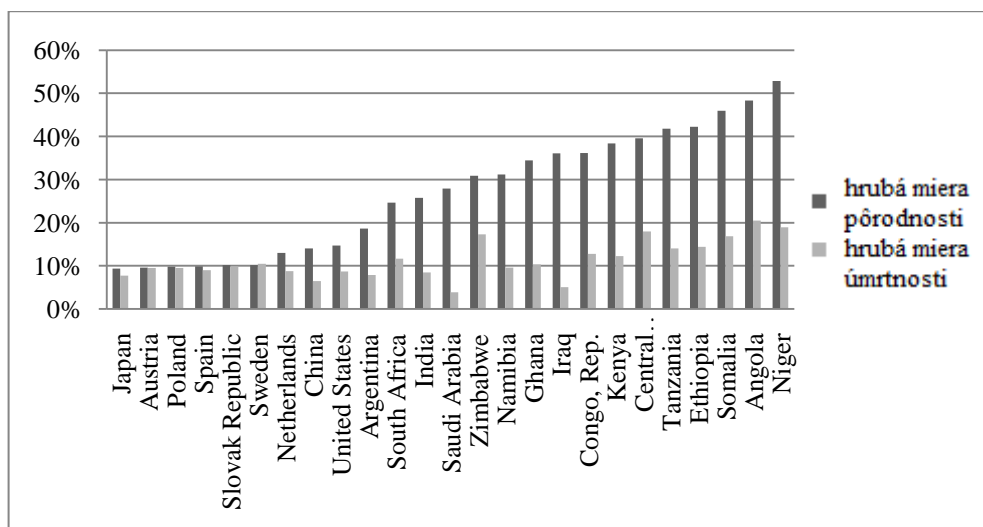
Pri prechode z prvej do druhej fázy modelu dochádza k zmenám, ktoré vedú k znižovaniu miery úmrtnosti natoľko, že je evidentný nárast populácie. V Európe došlo k výrazným zmenám vďaka priemyselnej revolúcii. S príchodom priemyselnej revolúcie sa začali pomaly zlepšovať celkové životné podmienky, čo viedlo aj k zníženiu mortality.

Pokles miery úmrtnosti bol spôsobený hlavne dvoma faktormi. Prvým z nich boli nové technológie zavedené aj do poľnohospodárstva. Nové stroje zjednodušili výrobu a spracovanie potravín, zlepšil sa transport ako aj skladovanie potravín. Vďaka tomu sa výrazne znížil počet úmrtí kvôli vyhladovaniu a nedostatku pitnej vody. Druhým dôvodom poklesu mortality bolo výrazné zlepšenie verejného zdravotníctva. Napriek tomu, že nedochádzalo k veľkým medicínskym objavom, nastal pokrok hlavne v prevencii proti chorobám a v zlepšení hygienických návykov. V tomto období výrazne klesala aj dojčenská a detská úmrtnosť.

Zväčšujúci sa rozdiel medzi hodnotami miery pôrodnosti a miery úmrtnosti sa prejavil rapidným populačným rastom. Počas 19. storočia nastala v Európe tzv. populačná explózia. V druhej polovici 20. storočia nastala ďalšia populačná explózia.

Nasledujúci graf zobrazuje hodnoty hrubých mier pôrodnosti a úmrtnosti pre vybrané krajiny sveta. Krajiny Sub-Saharskej Afriky majú hodnoty hrubej miery pôrodnosti stále okolo 40%. Hrubé miery úmrtnosti sú viditeľne nižšie. V týchto štátoch došlo nedávno k prechodu z prvej do druhej fázy demografickej transformácie a k populačnej explózii. Na rozdiel od Európy v období priemyselnej revolúcie v týchto krajinách dochádza k poklesu úmrtnosti podstatne rýchlejšie.

Graf 1.1.: Hrubá miera pôrodnosti a hrubá miera úmrtnosti vybraných krajín za rok 2007



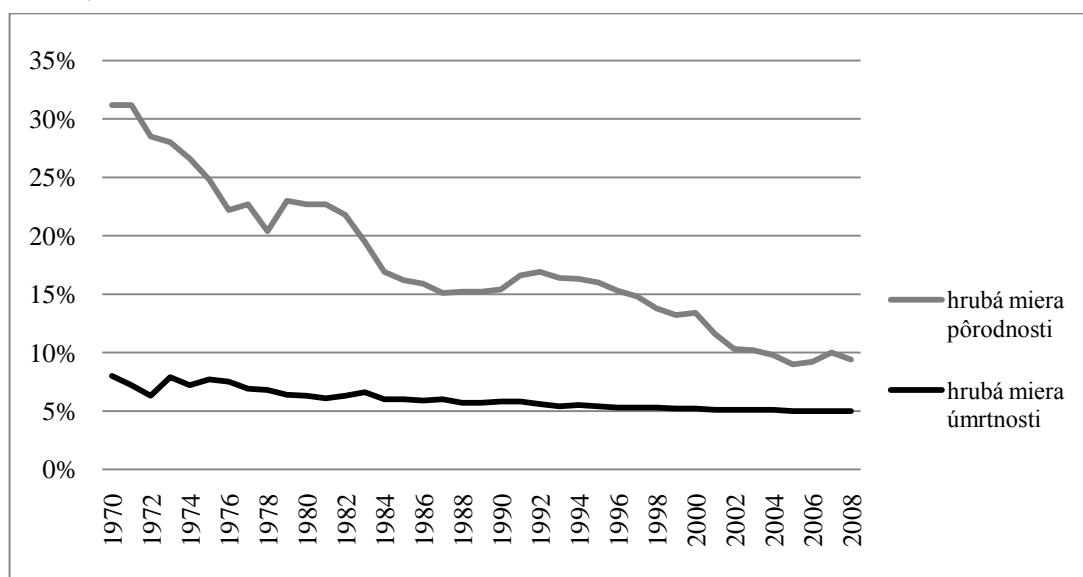
Charakteristickou črtou druhej fázy demografickej transformácie je aj zmena vekovej štruktúry populácie. V prvej fáze bola vysoká hlavne dojčenská a detská úmrtnosť a teda aj pri vysokej pôrodnosti a širokej základni populačnej pyramídy sa do produktívneho veku dostalo menšie množstvo populácie. Zníženie mortality v druhej fáze vedie k celkovému zvýšeniu množstva detí a k tomu, že do produktívneho veku prežije väčšia časť populácie. Tiež zlepšenie životných podmienok vedie k zvyšovaniu priemerného dožitého veku a zvyšuje počet obyvateľstva v poproduktívnom veku.

Prechod z druhej do tretej fázy demografickej transformácie je sprevádzaný znižovaním miery pôrodnosti. Počas tretej fázy miera pôrodnosti v krajine klesá až na hodnotu miery úmrtnosti. V prípade, že miera pôrodnosti neklesne na úroveň miery úmrtnosti, nachádza sa krajina v tzv. demografickej pasci – neprejde do tretej fázy demografickej transformácie.

### Demografická pasca

Pojmom demografická pasca je označovaný stav kedy je v krajine vysoká miera pôrodnosti a nízka miera úmrtnosti, čo má za následok vysokú mieru populačného rastu. Príkladom pre úspešný prechod z druhej do tretej fázy sú napríklad Južná Kórea alebo Taiwan [19]. V týchto krajinách sa popri ekonomickom raste menil životný štýl obyvateľov. Postupne prešli krajiny na model menších rodín s dvoma deťmi. Pri nižšom počte detí v rodine môžu klesať celkové výdavky na starostlivosť, resp. rodičia majú možnosť vynaložiť viac financií na výchovu a vzdelanie jedného dieťa. To vedie k zvyšovaniu životnej úrovne v krajine.

Graf 1.2.: 3. fáza demografickej transformácie: Hrubá miera pôrodnosti a hrubá miera úmrtnosti; Južná Kórea 1970-2008

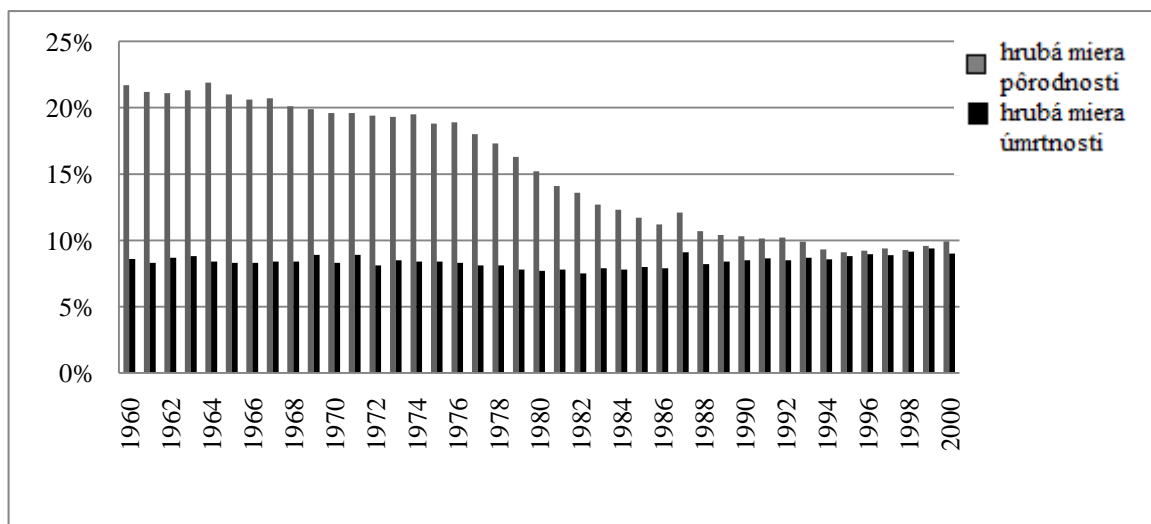


Niektoré krajiny ale vstúpia do druhej fázy demografickej transformácie a v tejto zotrávajú dlhšie obdobie. Takáto situácia nastáva keď je ekonomický rast v krajine pomalý a nedochádza k výraznej industrializácii. Príčinou môže byť nestabilná politická situácia, vojnové konflikty alebo prírodné podmienky. Miera úmrtnosti napriek tomu klesá, čo je spôsobené hlavne humanitárnou pomocou a zdravotníckymi organizáciami, ktoré pôsobia v oblasti, ale nie zlepšení zdravotného a sociálneho systému samotnej krajiny. Keďže ekonomický rozvoj nie je dostatočný a neprejavuje sa výrazne na zlepšení životných podmienok, ľudia sa spoliehajú na vlastné deti, ako prostriedok budúceho ekonomického zabezpečenia. V tom prípade nedochádza k znižovaniu pôrodnosti a zmenšovaniu rodín, ale naďalej pretrvávajú početnejšie rodiny. Kvôli chudobe ale rodičia nie sú schopní zabezpečiť napríklad dostatočné vzdelanie pre všetky deti. S nízkym alebo žiadnym vzdelaním je potom aj v ďalšej generácii problém ekonomického zabezpečenia a vhodným riešením je opäť len väčší počet detí, ktoré sa v starobe postarajú o rodičov. Vysoká miera pôrodnosti vedie k výraznému populačnému rastu. Rápídny nárast populácie by mohol byť spomalený ekonomickým rozvojom krajiny, ten ale nie je v podmienkach chudobných krajín možný. Krajina tak zostáva v demografickej pasci – ekonomický rozvoj je len veľmi pomalý alebo žiadny a pôrodnosť neklesá teda krajina neprechádza do tretej fázy demografickej transformácie.

Počas tretej fázy sa mierne spomaľuje populačný rast a stabilizuje sa veľkosť populácie. V tejto fáze transformácie pokračuje mierny pokles miery úmrtnosti. Dôležitou zmenou je, že v tretej fáze začína aj miera pôrodnosti výrazne klesať a tým spomaľuje populačný rast.

V rozvinutých krajinách sveta začal pokles pôrodnosti koncom 19. storočia. Niektoré európske krajiny prešli treťou fázou v druhej polovici 20 storočia.

Graf 1.3.: 3. fáza demografickej transformácie - pokles hrubej miery pôrodnosti a hrubá miera úmrtnosti; Španielsko 1960-2000



Je niekoľko faktorov, ktoré mohli prispieť k zníženiu pôrodnosti.

Technologický pokrok a rastúca urbanizácia viedli k sociálnym zmenám a zmenám v životnom štýle. Tradičné hodnoty, medzi nimi aj rodina, ustúpili do pozadia. Rozhodnutie mať dieťa sa dostáva do konkurencie s takými možnosťami akými sú kariéra v zamestnaní alebo materiálny blahobyt. K znižovaniu počtu detí v rodinách prispieva aj zmena postavenia a úlohy žien v spoločnosti. Pre 20. storočie je typická rastúca ekonomická aktivita žien. Táto sa však nie vždy dá spojiť s úlohou matky. Preto vo vyspelých krajinách začali postupne prevládať rodiny s jedným alebo dvoma deťmi. Ďalším dôvodom môže byť ekonomická situácia sociálne slabších skupín. Náklady spojené s výchovou a starostlivosťou o dieťa sa zvyšujú – náklady na predškolskú výchovu, náklady spojené so základnou a strednou školou, mimoškolskými aktivitami. Pre ekonomicky nezabezpečených obyvateľov je prírastok do rodiny, alebo vôbec samotné založenie rodiny, len ďalším zvyšovaním výdavkov, ktoré si nemôže jednotlivec alebo pár, pri svojej finančnej situácii, dovoliť.

Počas tretej fázy demografickej transformácie sa krajina môže ocitnúť v tzv. demografickom okne.

### **Demografické okno a demografická dividenda**

Pojmy demografické okno a demografická dividenda sú úzko prepojené, keďže sa oba týkajú tej istej demografickej situácie.

Môžeme povedať, že demografické okno je pomenovanie pre určitú fázu demografického vývoja a demografická dividenda je demograficko-ekonomická situácia plynúca z tohto vývoja.

V určitom období demografického vývoja dochádza k výraznému nárastu podielu produktívnej časti obyvateľstva oproti najmladšej časti populácie. Táto vývojová fáza je často označovaná pojmom demografické okno. Príčinou demografického okna je klesajúca fertilita a následne pokles miery pôrodnosti. Vzhľadom k tomu, že obyvateľstvo sa postupne presúva z predproduktívnej zložky do produktívnej zložky populácie, vznikne demografické okno asi 15 rokov potom, ako začne klesať miera pôrodnosti. V tomto období sa pôvodná predproduktívna zložka presunie do produktívnej časti obyvateľstva a je nahrádzaná novým obyvateľstvom. Vzniká nová predproduktívna skupina populácie, ktorá je ale kvôli nižšej miere pôrodnosti menšia.

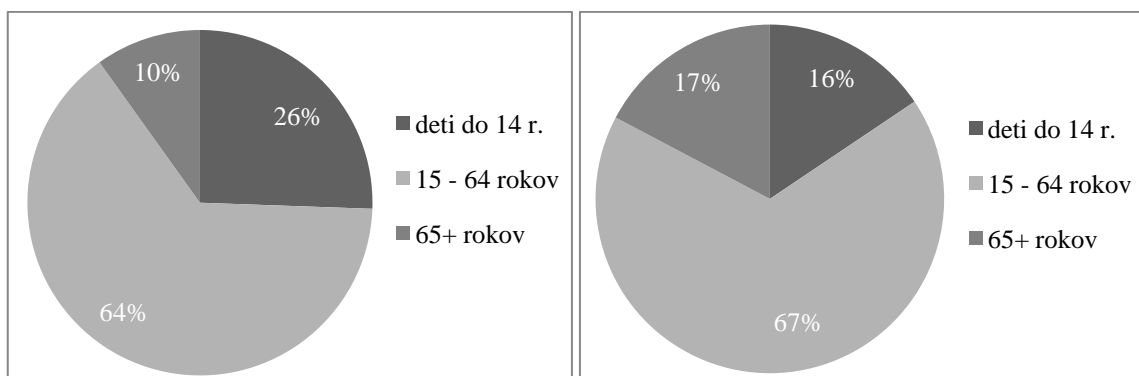
Podiel produktívneho obyvateľstva sa výrazne zvýši, zatiaľ čo klesne podiel detí v populácii. Demografické okno môže trvať 30 - 40 rokov. Postupne sa podiel produktívneho obyvateľstva stabilizuje a neskôr môže dôjsť aj k poklesu tohto podielu ako dôsledok starnutia populácie [14].



Existuje niekoľko definícií pre demografické okno. Podľa *UN Population Department* je demografické okno obdobie, kedy je podiel detí do 14 rokov v populácii nižší ako 30% a podiel poproduktívnej časti obyvateľstva, tj. obyvateľstva od 65 rokov, je pod úrovňou 15%. Podiel produktívneho obyvateľstva sa v období demografického okna postupne zvyšuje zo 55%-60% na 65%-70%.

Podľa tejto definície trvalo v Európskej únii demografické okno približne od 50. rokov do konca 20. storočia.

Graf 1.4.: Pomerné zastúpenie jednotlivých skupín obyvateľstva, EÚ 27, 1960 a 2009



Pre populáciu, ktorá sa nachádza v demografickom okne je typický nízky index závislosti. Index závislosti udáva počet závislej časti obyvateľstva na 100 osôb v produktívnom veku. Za závislú zložku populácie možno brať počet detí (index závislosti I), počet dôchodcov (index závislosti II) alebo obe skupiny (index závislosti, index ekonomického zaťaženia)

Tabuľka 1.1.: Index ekonomickej závislosti I., II., spoločný

**Index ekonomickej závislosti – rok 2009**

	Poľsko	Austrália	EÚ 27	USA	Japonsko	India	Irak	Etiópia	Niger
<b>Index závislosti I</b>	39.53	48.5	49.07	49.48	54.5	56.52	79.7	87.6	107.98
<b>Index závislosti II</b>	18.66	20.25	25.72	19.10	33.92	7.59	5.87	5.96	4.12

Vďaka rastúcemu podielu produktívnej zložky populácie, teda najviac ekonomicky aktívnej časti populácie, majú krajiny v demografickom okne lepší potenciál pre ekonomický rast. Pre zvýšenie miery ekonomického rastu, ktoré je spôsobené výrazným zvýšením podielu produktívnej zložky populácie, je zaužívaný pojem demografická dividenda.

Počas demografického okna sa zvyšuje podiel práceschopného obyvateľstva a znižuje sa podiel populácie, ktorá je závislá na vládnych výdavkoch a službách – dôchodcovia a deti. Väčší podiel ekonomicky aktívneho obyvateľstva uľahčuje ekonomickú záťaž pri poskytovaní sociálnej a zdravotnej starostlivosti pre najstaršie aj najmladšie obyvateľstvo. Taktiež dospelá časť populácie by mala mať najvyšší sklon k úsporám a teda demografická dividenda by mala viesť k zvýšeniu objemu úspor. V neposlednom rade väčší podiel staršieho obyvateľstva znamená väčšiu ponuku pracovných síl na trhu práce. Vzhľadom na znižujúcu sa mieru pôrodnosti dochádza k nižšiemu počtu novonarodených detí a do skupiny pracujúcich sa zaraďuje aj väčší počet žien.

V akom rozsahu sa prejaví demografická dividenda závisí z veľkej časti od vládnych inštitúcií v krajinách. Pri rastúcom počte obyvateľstva v produktívnom veku je potrebný rozsiahly trh práce, ktorý je schopný prijať nové pracovné sily. V opačnom prípade dochádza k rastu nezamestnanosti a demografická dividenda má zrazu negatívny vplyv na ekonomický rast. Aj úspory sú úzko späté s finančným trhom v štáte a k rastu objemu úspor dochádza len ak má obyvateľstvo dôveru voči finančným inštitúciám.

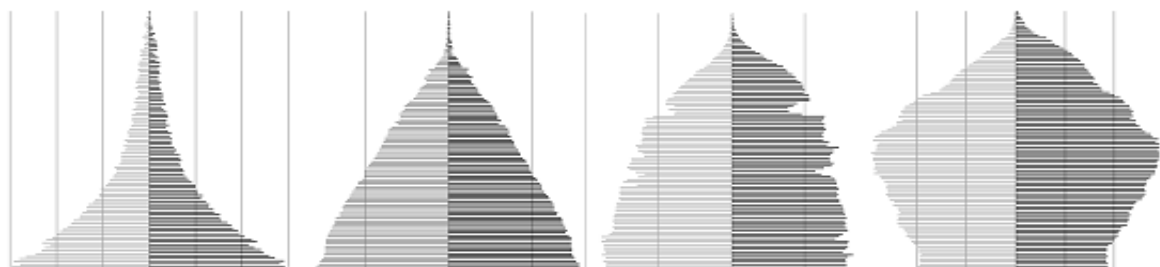
Tretia fáza demografickej transformácie končí v čase, keď sa hodnoty miery úmrtnia a miery pôrodnosti dostanú na nízku, približne rovnakú úroveň. Potom prechádza krajina do štvrtej fázy demografickej transformácie.

Štvrtá fáza je poslednou fázou modelu demografickej transformácie. Nastáva pri nízkej úrovni pôrodnosti a úmrtnosti. V tejto fáze sú oba ukazovatele opäť porovnateľné. Vďaka nízkej a približne rovnakej hodnote oboch ukazovateľov je populačný rast zastavený, populácia zostáva na vysokej úrovni a stabilná.

Vyspelé krajiny sveta – USA, Kanada, krajiny západnej a severnej Európy, Austrália, Čína, Južná Kórea – prešli celým procesom demografickej transformácie. V súčasnosti sa tieto krajiny nachádzajú v štvrtej fáze.

Model demografickej transformácie môžeme zobrazit' aj pomocou populačných pyramíd pre jednotlivé fázy, ktoré zachytávajú vekovú štruktúru obyvateľstva.

Obrázok 2: Vekové pyramídy



Ako je vidno z vývoja populačných pyramíd pokles miery úmrtnosti ako aj zmeny v miere pôrodnosti výrazne ovplyvňujú vekové zloženie populácie.

Prvou dôležitou zmenou zachytenou v populačných pyramídach je prechod z prvej do druhej fázy. Vďaka výraznému poklesu úmrtnosti sa zväčšuje základňa a zvyšuje sa množstvo populácie v predproduktívnom veku. V neskoršom období sa presunie táto časť populácie do produktívneho veku a podiel produktívneho obyvateľstva sa oproti prvej fáze zvýši.

Výrazná zmena nastáva aj medzi treťou a štvrtou fázou transformácie. Kvôli klesajúcej miere pôrodnosti sa v štvrtej fáze zmenší základňa, ale zároveň vďaka nízkej mortalite sa stále zväčšuje počet obyvateľov v poproduktívnom veku. Zväčšovanie podielu obyvateľstva v poproduktívnom veku (t.j. vo veku 65 a viac) v celkovej populácii a pokles počtu produktívnej a predproduktívnej zložky obyvateľstva sa nazýva proces starnutia populácie. Problém starnutia populácie je aktuálny vo väčšine vyspelých krajín sveta a demografický vývoj ďalších krajín (medzi nimi aj Slovenska) tiež smeruje k tejto situácii.

## 1.2. Vzťah medzi fertilitou a bohatstvom krajiny

Vzťah medzi bohatstvom, blahobytom krajiny (resp. určitej skupiny populácie) a fertilitou (mierou fertility), zistenou v danej populačnej skupine, sa nazýva demograficko-ekonomický paradox.

Populácia, ktorá je vďaka ekonomickej prosperite – blahobytu, dostatočne materiálne a sociálne zabezpečená, je schopná vychovať a zabezpečiť väčšie množstvo detí ako chudobná populácia. Preto by sa dalo predpokladať, že fertilita, ako aj počet novonarodených detí, bude rásť spolu s hospodárskym rastom krajiny. Alebo tiež, že prirodzený prírastok a miera fertility v bohatých rozvinutých krajinách bude vyšší ako v krajinách rozvojových.

Doterajšie štúdie ale ukazujú, že vyššia hodnota HDP per capita a vyšší stupeň vzdelania sú spojené s nízkou fertilitou.

Tabuľka 1.2.: Hodnoty HDP per capita a celková miera fertility

	Kanada	Švédsko	Turecko	Čína	Ghana	Etiópia
HDP per capita	35895.5	34371.2	11903.6	5712.2	1375.0	800.9
Miera fertility	1.6	1.9	2.1	1.8	4.0	5.3

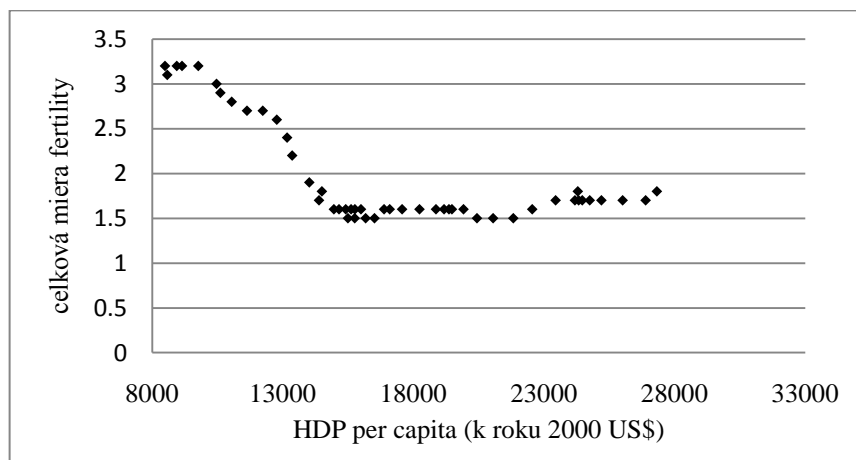
\*HDP per capita v parite kúpnej sily (v \$ 2005)

Teda v bohatšej a ekonomicky vyspelejšej krajine je prirodzený prírastok nižší ako v krajine chudobnejšej. Takáto inverzná korelácia sa objavuje nie len pri porovnávaní krajín ale aj pri porovnávaní rôznych sociálnych skupín v rámci jednej krajiny.

Demograficko-ekonomický paradox naznačuje, že pokles fertility v populácii, alebo v časti populácie je prirodzeným dôsledkom ekonomického progresu tejto populácie.

Pri pozorovaní jednej krajiny počas dlhšieho obdobia sa demograficko-ekonomický paradox objavuje popri ekonomickom raste a zlepšení ekonomickej situácie. Pri ekonomickom raste krajiny dochádza k zlepšeniu celkových životných podmienok, k zlepšeniu sociálnej a zdravotnej starostlivosti. Následkom toho sa znižuje dojčenská úmrtnosť, zvyšuje sa priemerná dĺžka života, dochádza k zvýšeniu urbanizácie. Vzdelanie sa stáva dostupnejším pre väčšiu časť populácie, ekonomický rast pôsobí pozitívne na podnikateľské prostredie a v krajine vzniká väčší priestor na sebarealizáciu jednotlivca. Pokles fertility je reakciou aj na práve uvedené podnety. Fertilita priamo ovplyvňuje mieru pôrodnosti. Výrazný pokles miery pôrodnosti je typický pre tretiu fázu demografickej transformácie. Demograficko-ekonomický paradox sa objavuje v krajine práve keď sa krajina nachádza v tretej fáze. Na začiatku tretej fázy demografickej transformácie bola krajina chudobnejšia ale s vyššou hodnotou miery plodnosti a miery pôrodnosti. Počas tejto fázy sa zvyšuje hodnota HDP per capita a celkový blahobyt krajiny zatiaľ čo klesá fertilita populácie.

Graf 1.5.: Vzťah celkovej miery fertility a hodnoty HDP per capita: Holandsko 1960-2009

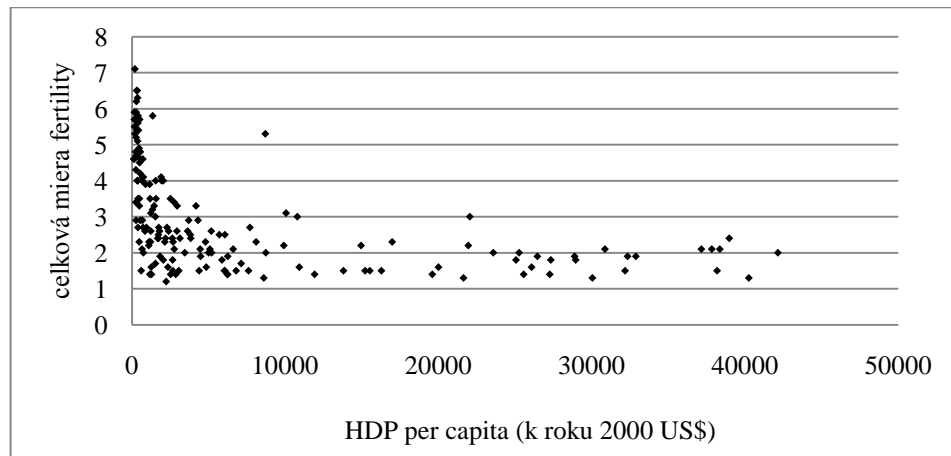


Paradox inverznej korelácie medzi blahobytom a fertilitou sa neprejavuje len v rámci jednej krajiny počas jej vývoja, ale je pozorovateľný aj pri súbore rôznych krajín, či skupín populácie.

Jedným z možných dôvodov, prečo je v bohatších krajinách fertilita na nízkej úrovni a v chudobných krajinách na vyšších hodnotách, je to, že krajiny sa nachádzajú v rôznych fázach demografickej transformácie a teda na rôznom stupni vývoja populácie. Predpokladá sa, že hlavnou príčinou zmien vo vývoji populácie, ktoré sú popísané v jednotlivých fázach demografickej transformácie, je ekonomický rozvoj. Pozitívne ekonomické zmeny (napr. industrializácia, technologický pokrok) vedú k hospodárskemu

rastu krajiny a k zvyšovaniu blahobytu krajiny. Následne dochádza k demografickým zmenám a k prechodu krajiny z jednej fázy demografickej transformácie do nasledujúcej. V prípade, že jedna krajina zaostáva v ekonomickom rozvoji za inou krajinou, je pravdepodobné, že v tejto krajine sa aj demografická transformácia prejaví s oneskorením.

Graf 1.6.: Demograficko-ekonomický paradox: údaje za rok 2008 pre 167 krajín



V súčasnosti už krajiny západnej Európy, severnej Ameriky alebo vyspelé krajiny Ázie prešli všetkými štyrmi fázami transformácie, zatiaľ čo niektoré rozvojové krajiny Afriky sa stále nachádzajú v druhej alebo na začiatku tretej fázy. Z tohto dôvodu sa tvoria rozdiely aj v demografickom správaní sa populácií týchto krajín. Priamym dôsledkom rozdielnej ekonomickej úrovne sú potom aj rôzne hodnoty miery pôrodnosti. Chudobnejšie krajiny, ktoré ešte neprešli demografickou transformáciou majú vysokú fertilitu a pre krajiny s vyšším blahobytom je typická nízka hodnota fertility.

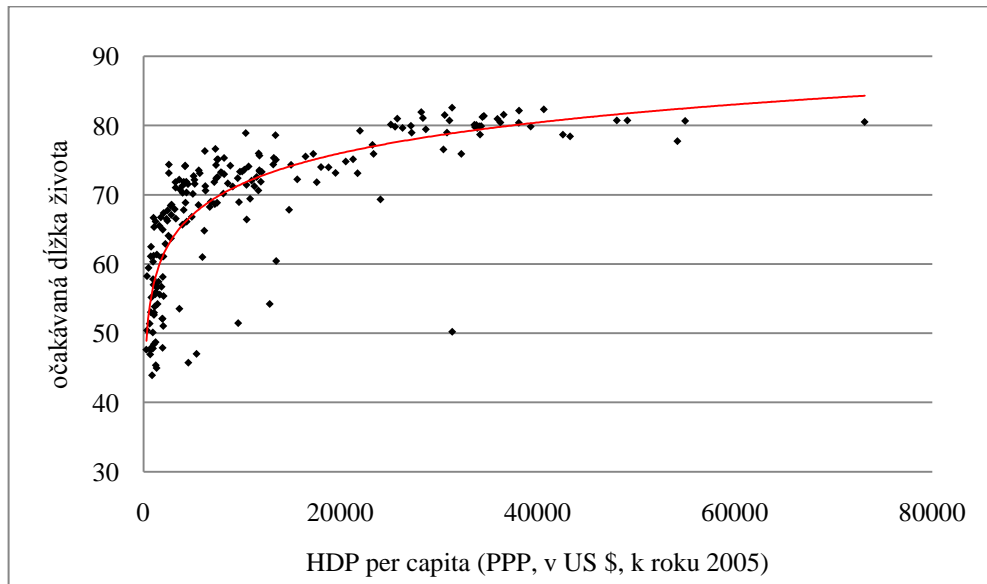
### 1.3. Vplyv ekonomického rastu na dĺžku života

Ďalším zo vzťahov, ktoré študuje ekonomická demografia, je vzťah medzi zdravím populácie a úrovňou ekonomického rozvoja. Ako prvý popísal vzájomné pôsobenie ekonomických faktorov a zdravotného stavu Samuel H. Preston (1975). Konkrétne študoval závislosť očakávanej dĺžky života na hodnote reálneho príjmu per capita, ktorá je po ňom pomenovaná ako Prestonova krivka. Preston analyzoval vzájomný vzťah reálneho príjmu a očakávanej dĺžky života pre tri obdobia – 1900, 1930 a 1960 – a zistil, že platí rovnaká závislosť medzi premennými vo všetkých troch obdobiach.

Prestonova krivka ukazuje, že vzťah medzi reálnym príjmom per capita a očakávanou dĺžkou života je pozitívny ale konkávny. Čím je krajina bohatšia tým je vyššia hodnota očakávanej dĺžky života. Teda obyvatelia bohatších krajín sa v priemere dožívajú vyššieho veku ako obyvatelia chudobnejších krajín. Pri chudobnejších krajinách je ekonomický rozvoj dôležitý a rozvoj a bohatnutie chudobnej krajiny výrazne prispieva k zlepšovaniu

zdravotného stavu populácie. Z konkávnosti krivky ale vyplýva, že v prípade bohatších krajín, kde je príjem per capita vyšší, už nie je príspevok ekonomického rozvoja k zlepšovaniu zdravotného stavu populácie taký výrazný.

Graf 1.7.: Prestonova krivka pre 197 krajín sveta, rok 2008



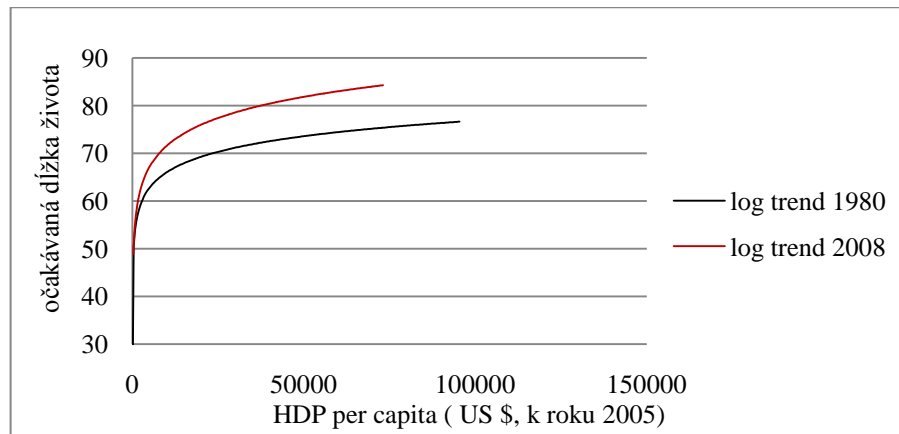
Chudobné krajiny nemajú dostatok prostriedkov na riešenie problémov týkajúcich sa zdravotných a sociálnych podmienok čo sa odráža v zlom zdravotnom stave populácie. Pri výraznom ekonomickom prograse je potom práve v oblasti zdravotníctva a sociálnych služieb dostatok priestoru na vládne investície a ďalší rozvoj. Preto je aj nasledujúce zlepšenie zdravotného stavu výrazné. Ale v určitom okamihu aj zdravotná a sociálna starostlivosť v krajine dosiahnu stupeň rozvoja v ktorom sa ďalší rast spomalí. V ekonomicky vyspelých krajinách už nie sú problémom infekčné choroby, hlad alebo nedostatočná hygiena, ktoré trápia rozvojové krajiny, preto tu ekonomický rast už nemá taký výrazný vplyv na zdravotný stav a očakávaná dĺžka života sa zvyšuje pomalšie.

Dôležitým výsledkom neskorších štúdií bolo zistenie, že Prestonova krivka sa počas 20. storočia posunula nahor. Znamená to zvýšenie očakávanej dĺžky života vo väčšine krajín, ktoré ale nezávisí od zmeny v reálnom príjme per capita. Preston pripisuje takéto zvýšenie rôznym faktorom, medzi ktorými spomína nové technológie, vzdelanie, lepšiu výživu ako aj zlepšenie zdravotného systému a sociálnej politiky v krajine. Podľa Prestona dochádza k zvýšeniu hodnoty očakávanej dĺžky života, nezávisle na príjme, najvýraznejšie v najchudobnejších krajinách.

V prípade objavenia nových liekov sa tieto postupne rozšíria do väčšiny krajín a pomôžu k zlepšeniu zdravotného stavu populácie vo všetkých krajinách nezávisle od veľkosti bohatstva jednotlivých krajín. Preto môže dôjsť k zvýšeniu očakávanej dĺžky života bez

zmeny hodnoty HDP per capita. Celkovo sa odhaduje, že zlepšenie zdravotnej starostlivosti a medicínskych technológií (vertikálny posun v grafe) zodpovedá za 75%-90% zvyšovania hodnoty očakávanej dĺžky života a rast reálneho príjmu (horizontálny posun pozdĺž krivky) je zodpovedný za zvyšnú časť [21].

Graf 1.8.: Prestonova krivka: vertikálny posun, logaritmicke trendy pre rok 1980 a 2008



Ak je vzťah medzi reálnym príjmom per capita a očakávanou dĺžkou života pozitívny a konkávny ako popisuje Prestonova krivka, potom by presunutie časti príjmov od bohatejšej časti populácie k chudobnej malo viesť k zvýšeniu priemerného zdravia spoločnosti. Takéto konanie by bolo efektívne v prípade, že vzťah medzi skúmanými premennými je kauzálny (zvýšenie príjmov spôsobuje zvýšenie hodnoty očakávanej dĺžky života). Taktiež by nemohli existovať iné faktory, ktoré by riadili a ovplyvňovali vzťah príjmov a dĺžky života. Ako bolo popísané vyššie posun Prestonovej krivky vertikálnym smerom nie je závislý na príjme ale je spôsobený hlavne zlepšovaním medicínskych technológií a stavu zdravotného systému v krajine a teda rast príjmov nie je jediný faktor ovplyvňujúci dĺžku života.

V chudobnejších krajinách je nedostatok finančných prostriedkov vo verejnej správe a do zdravotníctva je investované menej ako v rozvinutých, pokrokových krajinách. Nedostatok finančných prostriedkov ovplyvňuje kvalitu aj kvantitu zdravotníckych služieb. V chudobnejších krajinách sú často nemocnice a lekári len vo väčších mestách. Vzhľadom na to, že infraštruktúra v rozvojových krajinách nie je v kvalitnom stave a príjem obyvateľstva nie je na vysokej úrovni, prístup k dostatočnej zdravotnej starostlivosti nie je zabezpečený pre všetkých. Náklady spojené s lekársym ošetrovaním sú pre mnohých obyvateľov privysoké. Ďalším problémom je nedostatok liekov a vakcín ako aj zlé lekárske vybavenie.

Na zdravie a zdravotný stav populácie pôsobí aj vzdelanie – dostupnosť a kvalita vzdelania aj množstvo vysokoškolsky vzdelaných jednotlivcov. V zdravotníctve je ľudský kapitál kľúčovým komponentom. Bez dostatočne vzdelaných lekárov a zdravotného personálu nie

je možné, aj v prípade kvalitného lekárskeho vybavenia, zabezpečiť dostatočnú starostlivosť. Preto v rozvinutých krajinách, kde je vzdelanostná úroveň na vyššom stupni, kde je vyšší počet kvalifikovaných odborníkov, ktorí sú aj dostatočne ohodnotení vyšším príjmom, je predpoklad lepšej zdravotnej starostlivosti.

Tabuľka 1.3.: Počet lekárov (praktický lekári, špecialisti) na 1000 obyvateľov – rok 2002

Švédsko	Slovensko	Kanada	Čína	Turecko	Ghana	Etiópia
3.30	3.10	2.10	1.64	1.40	0.09	0.03

Dôležité nie je len vzdelanie lekárov, ale aj úroveň vzdelania populácie ako celku. Správne hygienické návyky, prevencia, dostatočne zdravá výživa sú základom pre zdravý vývoj a rast detí. V rozvojových krajinách je práve takáto výchova v rodinách nedostatočná, či už z dôvodu nedostatku prostriedkov alebo nevedomosti rodičov, čo je základom pre ochorenia a zdravotné problémy.

Ekonomický rast krajiny pôsobí pozitívne na vládne výdavky a investície ako aj na príjem obyvateľstva. Zvyšovanie výdavkov na zdravotnú starostlivosť, vládne a privátne investície do zdravotníctva, zvýšenie príjmu jednotlivca, to všetko môže ďalej pozitívne vplyvať na zdravotný stav populácie. V neposlednom rade ekonomický rast zapríčiňuje aj zmenu životného štýlu. Ľudia s vyšším príjmom môžu míňať viac financií na lekársku starostlivosť, využívať súkromné nemocnice, nie sú odkázaná na verejné zdravotníctvo. Môžu si dovoliť kvalitnejšiu a zdravšiu stravu, stráviť čas športovými aktivitami a relaxom a celkovo majú prostriedky na vytvorenie si lepších podmienok pre svoj život. Všetky zmeny, spojené s ekonomickým rozvojom krajiny a zmenou životného štýlu, nie sú len pozitívne. S novým životným štýlom sú spojené aj civilizačné choroby ako onkologické ochorenia, kardiovaskulárne choroby, obezita alebo depresie. Podľa údajov svetovej zdravotníckej organizácie (WHO) dnes trpí 15 – 30 % populácie civilizačnými chorobami. Hlavne v najvyspelejších krajinách je tento problém najvýraznejší a výskyt civilizačných chorôb je ešte vyšší – 30 – 40 %. Tieto ochorenia sú výsledkom rýchleho spôsobu života, nesprávnej životosprávy (rýchle občerstvenia, polotovary), nedostatku pohybu, prepracovanosti a stresu [8].

Doteraz bol vzťah medzi zdravotným stavom populácie a ekonomickým rastom popisovaný od ekonomického rozvoja k zdraviu. Napriek tomu, že už Preston vysvetľoval závislosť medzi dvoma skúmanými premennými (reálny príjem per capita a hodnota očakávanej dĺžky života) od príjmu k životnosti, nie je vylúčené, že kauzalita existuje opačným smerom.

Popri práci a fyzickom kapitály je dôležitým determinantom ekonomického rastu aj ľudský kapitál. Je definovaný hlavne ako výsledok vzdelávacieho procesu, získané vedomosti, zručnosti a schopnosti, ktoré zvyšujú produktivitu človeka. Na ľudský kapitál vplyva



výchova, vzdelanie a kultúra. Dôležitým komponentom ľudského kapitálu je ale aj zdravie jedinca. Očakávaná dĺžka života je odvodená od zdravia populácie.

Zdravotný stav populácie ovplyvňuje ekonomickú situáciu cez niekoľko faktorov. Zdravie jednotlivca vplýva na jeho produktivitu, dosiahnuté vzdelanie, výšku príjmov, jeho spotrebu alebo aj na výšku úspor.

Zdravšia populácia je schopná investovať viac energie a času do produkcie. Zdravý človek dokáže pracovať ťažšie, dlhšie a efektívnejšie ako chorý človek. Preto je zdravá populácia produktívnejšia a podporuje aj ekonomický rast krajiny. Ďalej môžeme predpokladať, že zdravšie deti strávia viac času vzdelávaním sa ako aj to, že sú schopné učiť sa rýchlejšie a viac ako choré. Vytvárajú tým potenciálne lepší ľudský kapitál, ktorý sa neskôr odrazí aj v ekonomickom rozvoji krajiny. V neposlednom rade zdravotný stav populácie ovplyvňuje aj tvorbu kapitálu. Lekárske prehliadky, vyšetrenia a nákup potrebných liekov zaťažujú rozpočet domácností. Poskytovanie a zabezpečenie zdravotnej starostlivosti štátom sa odráža na výške vládnych výdavkov. Dá sa teda predpokladať, že v zdravej populácii budú potrebné nižšie individuálnej aj štátne zdravotné výdavky. Zníženie výdavkov v tejto oblasti sa premietne napríklad vo zvýšenej spotrebe, úsporách alebo v investíciách do iných sektorov hospodárstva. Nakoniec zdravý jedinca, ktorý predpokladajú dlhší život, budú sporiť viac a tým prispievať k rýchlejšej akumulácii fyzického kapitálu.

Takto sa dá vysvetliť, že lepší zdravotný stav populácie vedie k ekonomickému rastu krajiny a k zvýšeniu hodnoty reálneho príjmu per capita. Ekonomický rozvoj nemusí byť vždy príčinou zvyšovanie hodnoty očakávanej dĺžky života ale naopak lepšie zdravie vedie k predĺžovaniu života obyvateľstva a to ďalej ovplyvňuje ekonomický rast krajiny.

Opačná kauzalita spôsobuje problémy pri analýzach vplyvu príjmov na dĺžku života. V prípade nezahrnutia obojstrannej príčinnosti môže dôjsť k nesprávnym záverom a k preceneniu vplyvu príjmu na zdravotný stav populácie. Pri ekonomických analýzach sa v podobných prípadoch používajú tzv. inštrumentálne premenné, pomocou ktorých sa oddeľujú jednotlivé efekty. Takéto inštrumentálne premenné musia byť ale najprv definované a musia spĺňať podmienku korelácie len s jednou z dvoch skúmaných premenných. Nájsť premennú, ktorá je korelovaná s príjmom ale nie je korelovaná s očakávanou dĺžkou života, je náročné. Väčšina premenných, ktoré by pravdepodobne mohli byť korelované s príjmom sú zároveň korelované aj s dĺžkou života.

Niektoré štúdie naznačujú, že v prípade krajín s nízkym alebo stredným reálnym príjmom per capita sa jedná o kauzalitu medzi príjmom a dĺžkou života a v prípade bohatých krajín s vysokými hodnotami reálneho príjmu per capita môže byť kauzalita obrátená.

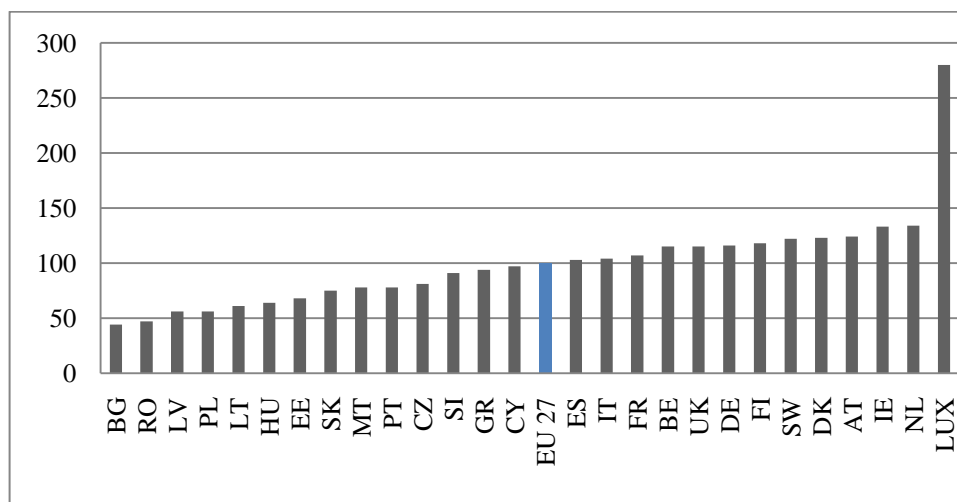
## 2. EKONOMICKÝ A DEMOGRAFICKÝ VÝVOJ V ROZVINUTÝCH KRAJINÁCH EÚ

V súčasnosti je členmi Európskej únie 27 štátov a ďalšie tri krajiny sú kandidátskymi krajinami. Napriek vzájomnej spolupráci sú medzi jednotlivými krajinami rozdiely v ekonomickom aj demografickom vývoji.

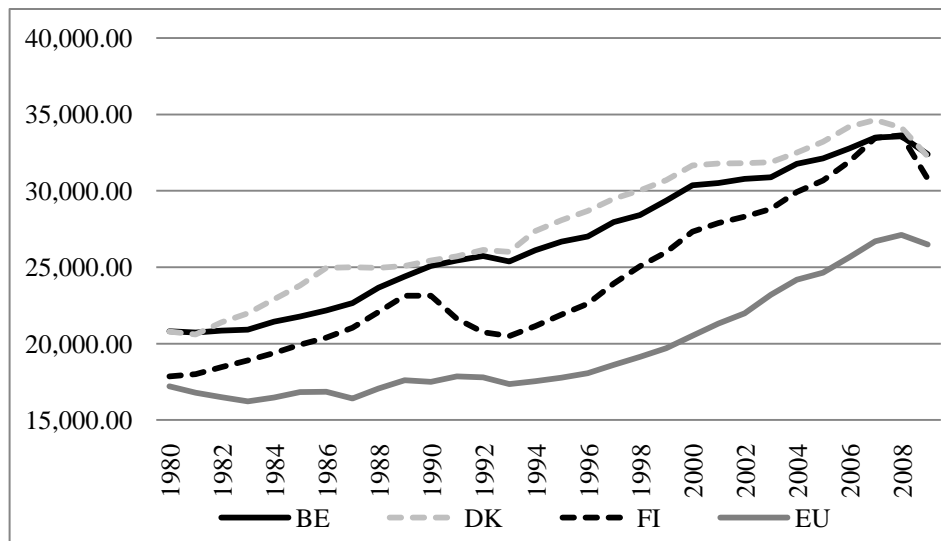
Ekonomická situácia je horšia hlavne v štátoch strednej a východnej Európe. Krajiny západnej a severnej Európy – krajiny Beneluxu, Švédsko, Fínsko, Dánsko, Veľká Británia, Francúzsko, Nemecko, Rakúsko - možno pokladať za vyspelé, ekonomicky rozvinuté krajiny. Oproti nim sú krajiny východnej a strednej Európy – krajiny bývalého sovietskeho zväzu a zároveň mladšie členské štáty EÚ – stále v procese rozvoja a hospodárskeho napredovania. Krajiny južnej Európy - Taliansko, Portugalsko, Španielsko, Grécko – nepatria medzi najmladšie členské štáty, ale nedosahujú ekonomickú úroveň severnej a západnej Európy.

Hodnota reálneho hrubého domáceho produktu na obyvateľa bola pre Európsku úniu v roku 2009 na úrovni 20 600€. Priemerná hodnota reálneho HDP per capita pre štáty V4 (Česko, Maďarsko, Poľsko, Slovensko) bola 6 750€. Priemerná hodnota pre krajiny severnej Európy (Švédsko, Fínsko, Dánsko) a Beneluxu (Belgicko, Holandsko, Luxembursko) v tom istom roku bola viac ako päťnásobná - 34 517€. Krajiny južnej Európy mali v danom roku priemernú hodnotu reálneho HDP per capita 16 425€.

Graf 2.1.: HDP per capita v parite kúpnej sily (EU-27 = 100)

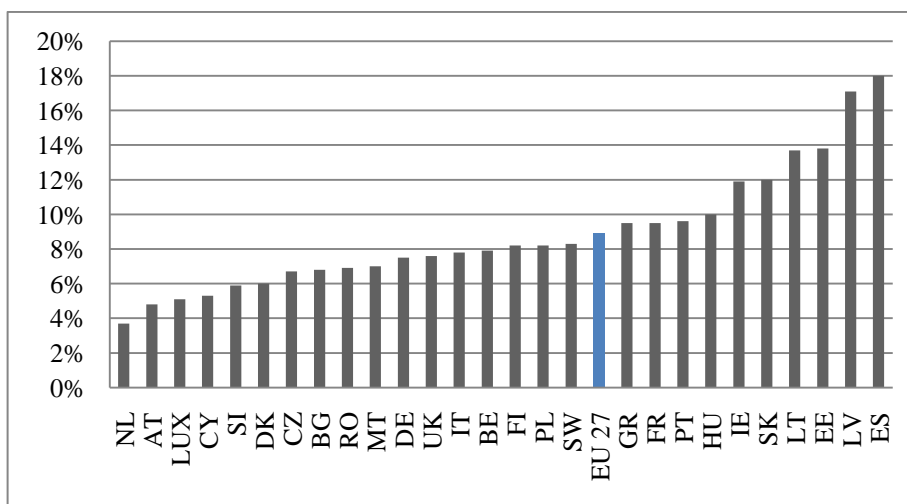


Graf 2.2.: Ekonomický rast v krajinách EÚ 1980-2009; HDP per capita, PPP (v US\$, 2005)



Údaje pre mieru nezamestnanosti a mieru zamestnanosti takisto poukazujú na výrazné rozdiely – hlavne v nezamestnanosti - medzi členskými krajinami. Miera nezamestnanosti pre Európsku úniu dosiahla v roku 2009 hodnotu 8.9%. Vo väčšine krajín strednej a východnej Európy sa úroveň miery nezamestnanosti pohybovala nad touto hodnotou. (Maďarsko 10%, SR 12%, Estónsko 13.8%) . Najnižšia miera nezamestnanosti bola v Holandsku 3.7% a Rakúsko 4.8% .

Graf 2.3.: Celková miera nezamestnanosti v roku 2009

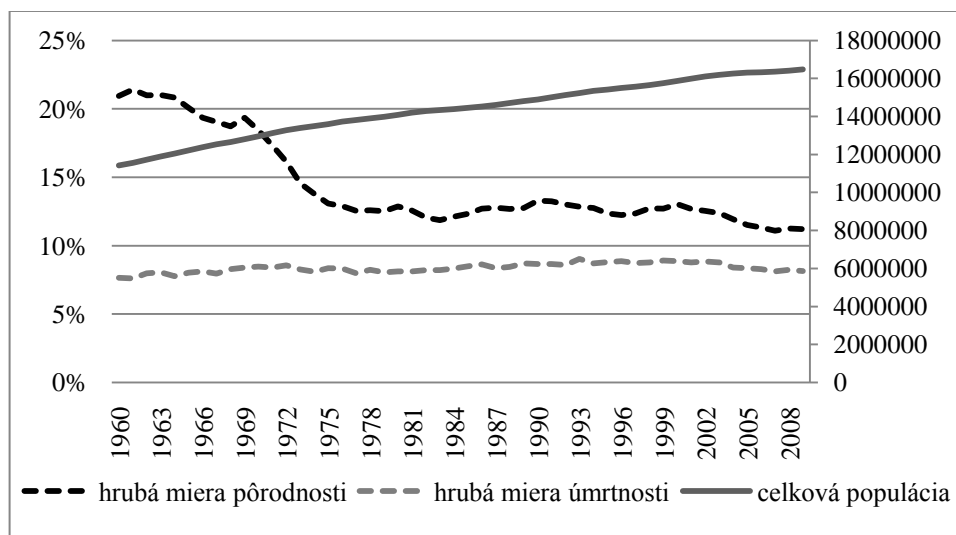


Z demografického hľadiska prešli rozvinuté krajiny Európskej únie všetkými štyrmi fázami demografickej transformácie a v súčasnosti sa nachádzajú v situácii kedy je hrubá miera pôrodnosti veľmi blízka hodnotám hrubej miery úmrtnosti (v Nemecku je miera úmrtnosti dokonca vyššia ako miera pôrodnosti).

Tabuľka 2.1.: Hrubá miera pôrodnosti a hrubá miera úmrtnosti

	AT	BE	DK	DE	FI	FR	LUX	NL	SW	UK
hrubá miera pôrodnosti	9.14	11.84	8.11	11.40	11.35	12.83	11.42	11.22	12.08	12.83
hrubá miera úmrtnosti	9.26	9.72	10.42	9.96	9.37	8.52	7.41	8.14	9.73	9.09

Graf 2.4.: Demografická transformácia - 3. a 4. fáza; Holandsko 1960-2009

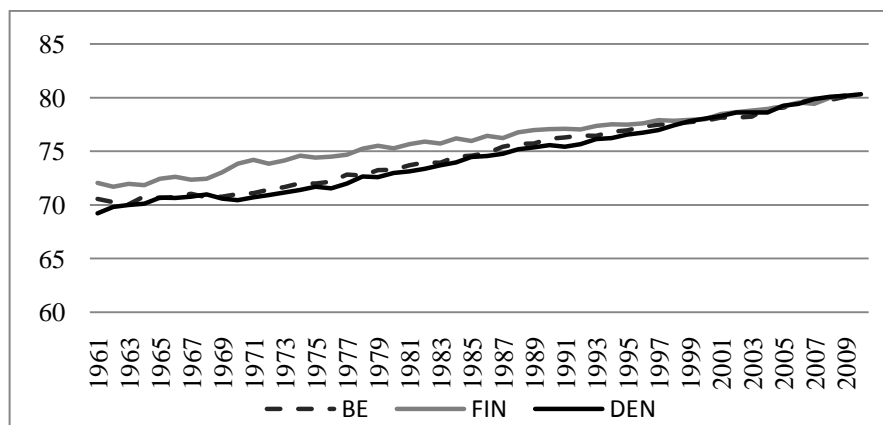


V posledných 50. rokoch došlo k niekoľkým výrazným zmenám v demografickej štruktúre rozvinutých krajín Európskej únie, ktoré mohli vplývať na ekonomický rast, resp. mohli byť vyvolané ekonomickým vývojom krajín.

## 2.1. Očakávaná dĺžka života

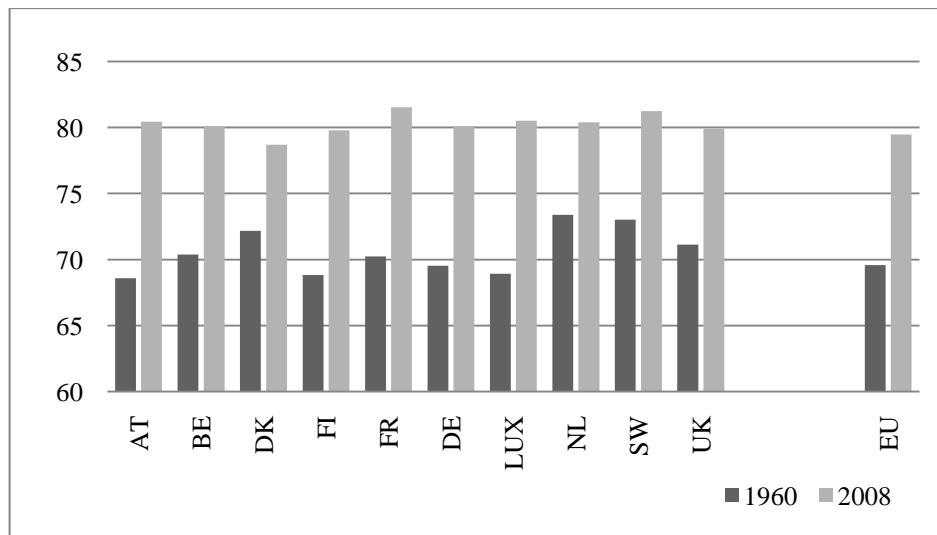
Začiatkom 60. rokov sa očakávaná dĺžka života v západnej a severnej Európe pohybovala na úrovni od 68 do 73 rokov. Počas ďalšieho obdobia došlo k postupnému zvyšovaniu vo všetkých štátoch.

Graf 2.5.: Vývoj očakávanej dĺžky života v období 1960-2009 pre vybrané krajiny EÚ



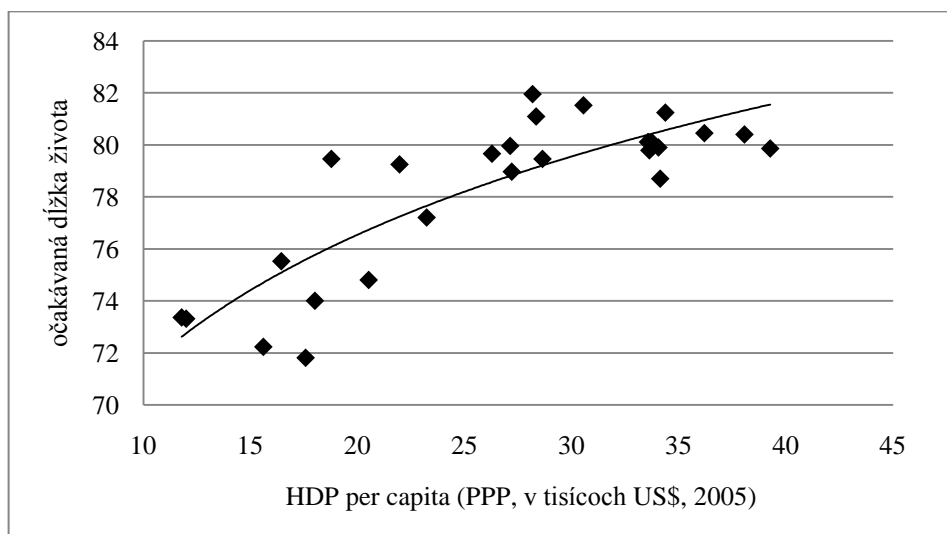
Zatiaľ čo priemerná hodnota v roku 1960 bola 70.6 rokov, v roku 2008 dosiahla hodnotu 80 rokov. Okrem toho, že za 50 rokov sa zvýšila očakávaná dĺžka života o 10 rokov, zrýchlilo sa aj tempo rastu tejto hodnoty. V období od 1960 do 1970 sa v priemere zvýšila hodnota dožitého veku o 1.2 roku. Za posledných 10 rokov sledovaného obdobia (od 1998 do 2008) to bolo o 2.6 roku.

Graf 2.6.: Očakávaná dĺžka života v rozvinutých krajinách EÚ, 1960 a 2008



Očakávanú dĺžku života ako demografický ukazovateľ dávajú štúdie do súvislosti s ekonomickým rozvojom cez príjem per capita (resp. hodnotou HDP per capita) cez Prestonovu krivku. V chudobnejších krajinách EÚ by mali byť hodnoty očakávanej dĺžky života nižšie ako v rozvinutých krajinách EÚ (1.3.)

Graf 2.7.: Vzájomný vzťah očakávanej dĺžky života a ekonomického rastu, EÚ, rok 2008

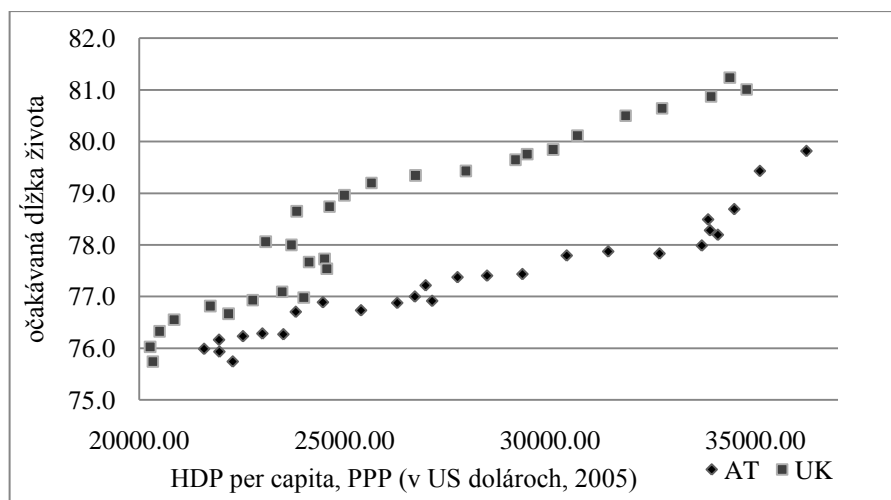


Napriek tomu, že v súčasnosti už rozdiely v únii nie sú veľmi veľké ani v jednej z premenných, istá nelineárna závislosť sa dá rozpoznať aj v tomto prípade. Najnižšie hodnoty HDP per capita ako aj očakávanej dĺžky života majú Rumunsko, Poľsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko a Slovensko. V oboch premenných majú jedny z najvyšších hodnôt rozvinuté krajiny únie ako Luxembursko, Švédsko, Rakúsko, Belgicko a Holandsko.

Prestonova krivka analyzuje rozdiely v demografických a ekonomických ukazovateľoch hlavne medzi chudobnými a bohatými krajinami. Vzájomná súvislosť existuje medzi očakávanou dĺžkou života a ekonomickým rastom aj v rámci jednej krajiny počas určitého obdobia.

Hodnota HDP per capita v období 1980 – 2008 rástla v rozvinutých krajinách EÚ. V tomto istom období dochádza aj k postupnému zvyšovaniu hodnoty očakávanej dĺžky života.

Graf 2.8.: Vzťah HDP per capita a očakávanej dĺžky života; Veľká Británia a Rakúsko 1980 - 2008;



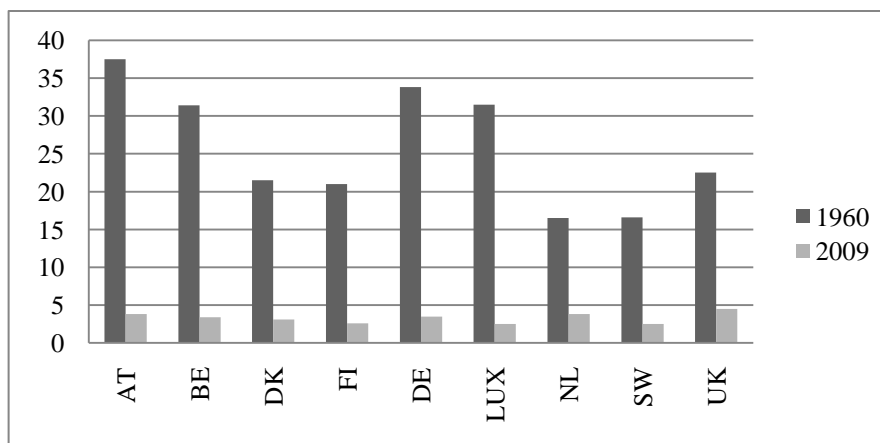
Ak dochádza v krajine postupne k ekonomickému rozvoju a k hospodárskemu rastu tento určite cez rôzne faktory ovplyvní aj očakávanú dĺžku života. Ekonomický progres môže prispieť napríklad k zvýšeniu vládnych výdavkov na sociálnu starostlivosť v ďalších rokoch alebo zvýšiť investície v zdravotníctve, čo ovplyvní životnú úroveň alebo a zdravotný stav populácie a nepriamo aj zvýši hodnotu očakávanej dĺžky života.

## 2.2. Dojčenská úmrtnosť a miera fertility

Základom ďalšej generácie sú novonarodené deti. Preto je pri demografických analýzach a prognózach dôležitým ukazovateľom počet novorodencov, dojčenská úmrtnosť ako aj miera pôrodnosti, ktorá ma priamu súvislosť s týmito faktormi.

V rozvinutých krajinách EÚ sa vyvíjala miera dojčenskej úmrtnosti za posledných 50 rokov rovnako.

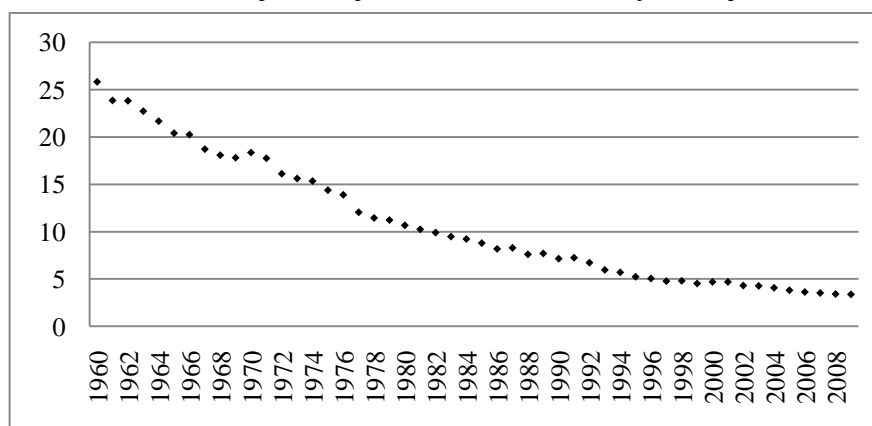
Graf 2.9.: Miera dočenskej úmrtnosti (Infant mortality rate - per 1000 live births)



Vo všetkých štátoch došlo k poklesu na približne 10%-20% z hodnoty v roku 1960. Najvýraznejší pokles zaznamenalo Rakúsko a Nemecko (z 37.5% na 3.5% a 33.8% na 3.8%). Najnižšie hodnoty mali už v roku 1960 krajiny severnej Európy (Švédsko 16.6%, Fínsko 21.0%) a Holandsko 16.5%.

V roku 1960 bola priemerná hodnota v rozvinutých krajinách 25.8% v roku 2009 už len 3.4%.

Graf 2.10.: Priemerná miera dočenskej úmrtnosti v rozvinutých krajinách EÚ

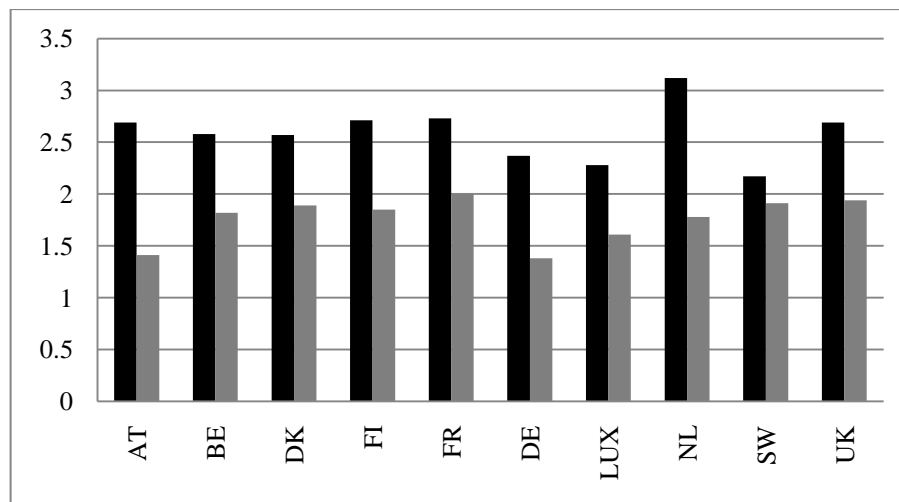


K znižovaniu dočenskej úmrtnosti nedošlo v predchádzajúcom období len v rozvinutých krajinách Európskej únie, ale tak isto aj v ďalších krajinách Európy a sveta. Podľa výročnej správy organizácie *International Save the Children Alliance* klesla svetová hodnota miery dočenskej úmrtnosti z hodnoty 126 na 1000 živonarodených v roku 1960 na hodnotu 57 v roku 2001 (posledné údaje z *World Data Bank* uvádzajú hodnotu 43.15 v roku 2009).

Hlavnou príčinou znižovania dočenskej úmrtnosti je zlepšenie zdravotnej starostlivosti. V období od 1980 do 2008 bol vo všetkých rozvinutých krajinách EÚ zaznamenaný ekonomický rast. Pozitívny vývoj ekonomickej situácie mohol prispieť k znižovaniu dočenskej úmrtnosti – cez zvýšenie výdavkov na zdravotníctvo a sociálnu starostlivosť.

Opačná kauzalita by mohla vzhádzať z nasledujúcej úvahy. Zníženie dojčenskej úmrtnosti vedie k zvýšeniu počtu detí, ktoré prežijú prvý rok života. V nasledujúcom období nie je riziko úmrtnosti vysoké (úmrtnosť detí dosahuje vysoké hodnoty len v rozvojových krajinách Afriky a Ázie). Preto možno predpokladať, že zníženie dojčenskej úmrtnosti povedie k zväčšeniu populačnej základne. V ďalšej generácii preto možno očakávať väčší počet produktívneho obyvateľstva a teda sa zvyšuje kvantita aj kvalita ľudského kapitálu. Ľudský kapitál, ako jeden z determinantov ekonomického rastu, pozitívne pôsobí na ekonomický rozvoj krajiny. Dôležitý je ale fakt, že dojčenská úmrtnosť nie je jediným faktorom vplývajúcim na veľkosť najmladšej časti populácie. Samotný počet novorodencov ako aj miera fertility má v krajinách EÚ v poslednom období klesajúci charakter. Celková miera fertility klesla v rozvinutých krajinách z priemernej hodnoty 2.6 v roku 1960 na hodnotu 1.7 v roku 2008.

Graf 2.11.: Pokles celkovej miery fertility v rozvinutých krajinách EÚ, 1960 a 2008



Pokles celkovej miery fertility je v ekonomicko-demografických analýzach spájaný s ekonomickým rastom pojmom demograficko-ekonomický paradox (1.2.). Napriek tomu, že v krajine dochádza k ekonomickému rozvoju, zlepšujú sa životné podmienky a zvyšuje sa príjem jednotlivca, miera pôrodnosti sa znižuje. V rozvinutých krajinách EÚ svojim došlo v posledných 50 rokoch k pozitívnemu ekonomickému rozvoju. V tomto istom období vo všetkých týchto krajinách klesla miera fertility a počet narodených detí. Predpokladá sa, že ekonomický rast spôsobuje sociálne zmeny, ktoré vedú k znižovaniu týchto demografických ukazovateľov. Ide hlavne o postavenie žien v spoločnosti, o úlohu rodiny alebo zvyšovanie vzdelanosti populácie (uprednostnenie kariéry pred materstvom, plánované rodičovstvo, resp. odloženie materstva do vyššieho veku). Výsledkom pôsobenia spomenutých faktorov dochádza, napriek tomu, že miera úmrtnosti u detí klesá, k znižovaniu počtu detí v populácii.

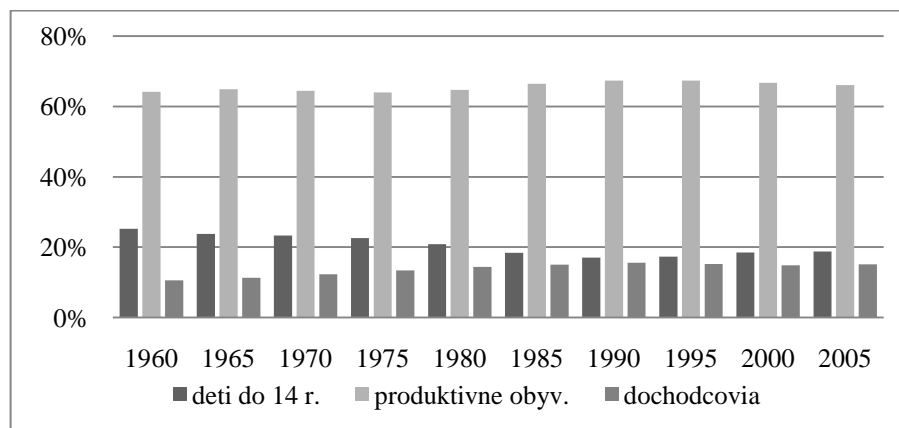


### 2.3. Veková štruktúra a starnutie populácie

Vývoj populácie a demografická transformácia, ktorá prebehla v krajinách únie, sa odrazili aj na vekovej štruktúre týchto krajín. Veková štruktúra a pomerné zastúpenie jednotlivých vekových skupín populácie sa za posledné pol storočie výrazne zmenili.

V niektorých rozvinutých krajinách Európy (Švédsko, Veľká Británia, Dánsko) bol podiel najmladšieho obyvateľstva v roku 1960 okolo hodnoty 21% a postupne klesal až na súčasných 16%-18%. Najstaršie obyvateľstvo tvorilo 15% z celkovej populácie už v 80. rokoch 20. storočia.

Graf 2.12.: Podiel jednotlivých zložiek populácie, Dánsko 1960-2005

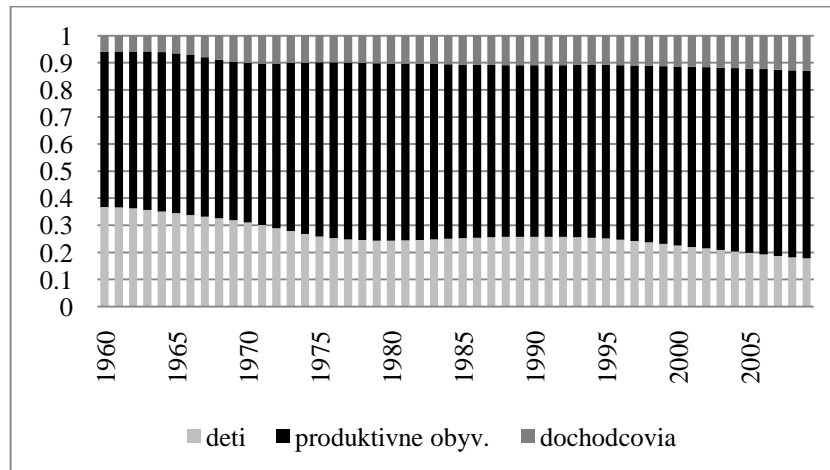


V Dánsku sa v období 1960 až 2009 výrazne zvýšil podiel dôchodcov a znížil podiel najmladšieho obyvateľstva. V produktívnej časti populácie ale nedošlo k výrazným zmenám. V sledovanom období dochádzalo k miernemu rastu ale aj poklesu podielu produktívneho obyvateľstva. Od roku 1960 do roku 1966 vzrástol podiel o menej ako 1% z 64.17% na 64.7%. Potom nasledoval mierny rast a po 25 rokoch v roku 1991 dosiahol podiel produktívnej zložky populácie hodnotu 67.45%. Odvtedy bol zaznamenaný opäť mierny pokles až na súčasnú hodnotu okolo 65%. Podobný vývoj bola aj v iných rozvinutých krajinách – Švédsko, Veľká Británia, Belgicko, Luxembursko. Je pravdepodobné, že demografické okno (kapitola 1.1.) sa v týchto krajinách objavilo už skôr. V ďalších rozvinutých krajinách západnej a severnej Európy bol síce v roku 1960 podiel mladšieho obyvateľstva vyšší (Holandsko 29.9%, Fínsko 30.4%) ale aj v týchto krajinách sa v posledných desaťročiach podiel strednej časti populácie nakoniec stabilizoval okolo hodnoty 65%-67% z celkovej populácie.

Na druhej strane krajiny strednej Európy (Poľsko, Slovenská republika) klesli s podielom najmladšieho obyvateľstva pod 30% až koncom 60. rokov. V ďalšom období nasledovalo postupné znižovanie podielu najmladšieho obyvateľstva a výrazné zvýšenie podielu produktívnej časti populácie. V Poľsku sa zvýšil podiel produktívneho

obyvateľstva z 62.6% v roku 1966 na 71.6% v roku 2009, na Slovensku z hodnoty 61.3% v roku 1966 na 72.5% v roku 2009. Demografické okno sa výrazne objavilo neskôr aj v krajinách južnej Európy - Cyprus, Malta.

Graf 2.13.: Demografické okno: Podiel jednotlivých zložiek populácie, Cyprus 1960-2009



Ešte v roku 1960 tvorilo najmladšie obyvateľstvo 36.7% celkovej populácie na Cypre. K poklesu pod hodnotu 30% dochádza až v 1971, do roku 2009 klesol podiel až na 17.8%. Podiel produktívneho obyvateľstva v tomto období postupne rastie z hodnoty 57.3% na 62.2%. Podiel najstarších obyvateľov sa za 50 rokov viac ako zdvojnásobil – z 5.9% na 12.9%. V krajinách strednej a južnej Európy je ešte pravdepodobný ďalší rast podielu dospelých časti populácie.

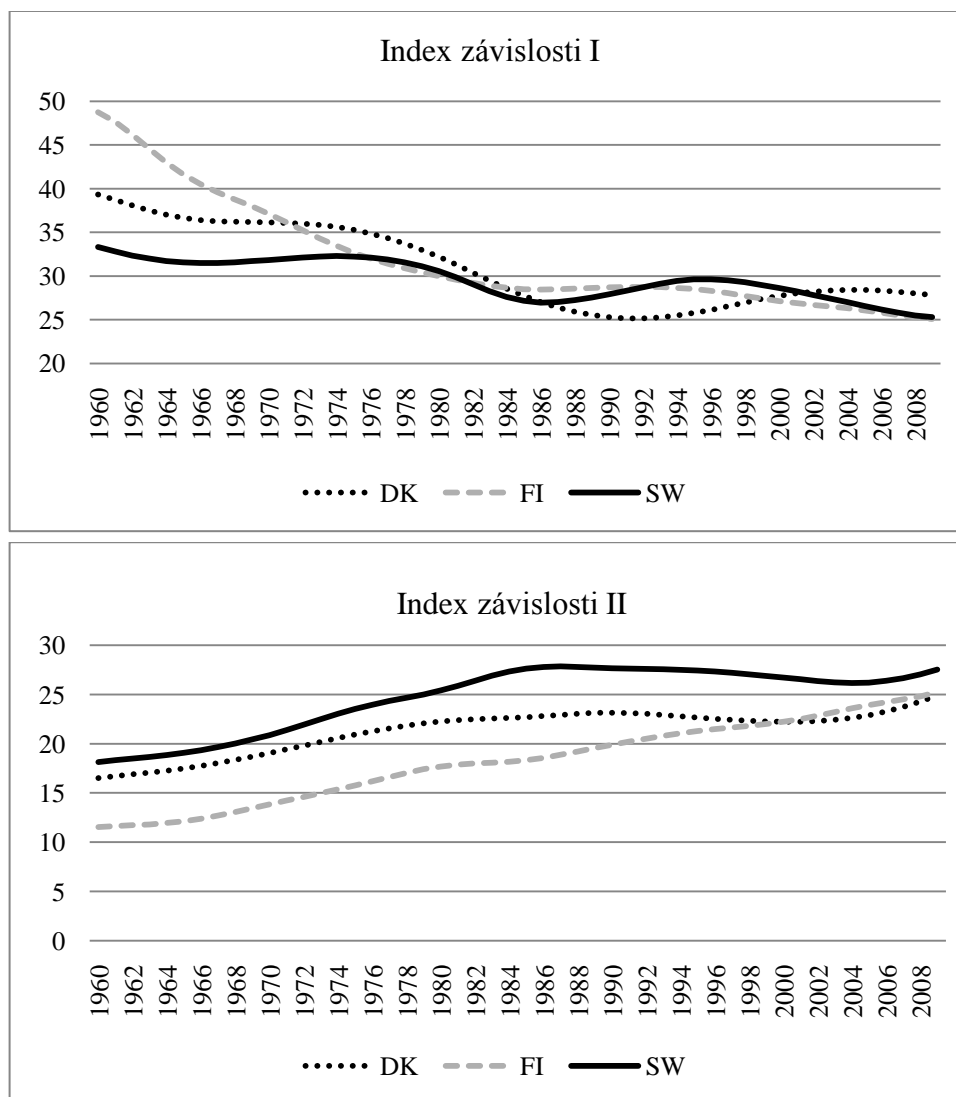
Spolu so zmenou podielov jednotlivých skupín obyvateľstva sa menilo aj ekonomické zaťaženie. V krajinách strednej a južnej Európy, ktoré boli v posledných desaťročiach v demografickom okne, došlo k výraznému zlepšeniu indexu ekonomickej závislosti. Vďaka zvýšeniu podielu produktívneho obyvateľstva a zníženiu podielu najmladšieho obyvateľstva v populácii sa výrazne znížilo zaťaženie pracujúceho obyvateľstva závislými zložkami. Na Slovensku klesol index ekonomickej závislosti z hodnoty 64.6 v roku 1960 na hodnotu 38.8 v roku 2009.

Zníženie zaťaženia mohlo spolu s politickými a sociálnymi zmenami výrazne prispieť k ekonomickému rastu po roku 1990.

V rozvinutých krajinách EÚ došlo tiež k znižovaniu indexu ekonomickej závislosti, ale vývoj tu nebol taký jednoznačný. Pokles indexu zaznamenalo Fínsko, Francúzsko alebo Holandsko, krajiny pre ktoré sa hodnoty indexu v 60. rokoch minulého storočia pohybovali nad úrovňou 60%. Znižovanie trvalo približne do konca 80. rokov. Vo Veľkej Británii alebo vo Švédsku dochádzalo v období 1960–1980 naopak k zvyšovaniu indexu ekonomickej závislosti.

Index ekonomickej závislosti je pomer celkovej závislej populácii k produktívnej zložke. Závislú populáciu možno rozdeliť na najmladšie obyvateľstvo – deti do 14 rokov – a obyvateľstvo v dôchodkovom veku – nad 65 rokov. Pre každú z týchto zložiek možno vypočítať vlastný index závislosti (index závislosti I vyjadruje počet detí na 100 osôb v produktívnom veku, index závislosti II vyjadruje počet dôchodcov na 100 osôb v produktívnom veku).

Graf 2.14.: Index závislosti I. a index závislosti II. - Dánsko, Fínsko, Švédsko



V prvom indexe sa odráža pokles podielu detskej zložky obyvateľstva. Pomerné zastúpenie najmladšej populácie sa najvýraznejšie znížilo vo Fínsku kde kleslo z hodnoty 30.4% v roku 1960 na hodnotu 16.7% v 2009. Vo Švédsku došlo v tomto období len k poklesu z 22% na 16.6%. Preto sa aj zaťaženie ekonomicky aktívneho obyvateľstva najmladšou zložkou neznížilo vo Švédsku tak výrazne ako vo Fínsku.

Index závislosti II má vo všetkých rozvinutých krajinách EÚ podobný vývoj. V roku 1960 bol priemerný podiel dôchodcov na celkovej populácii v rozvinutých krajinách EÚ (krajiný západnej a severnej Európy) 16.8% v roku 2009 bola priemerná hodnota 25.3%.

Vzhľadom k tomu, že sa zvyšuje podiel obyvateľstva v dôchodkovom veku, index závislosti II sa neustále zvyšuje.

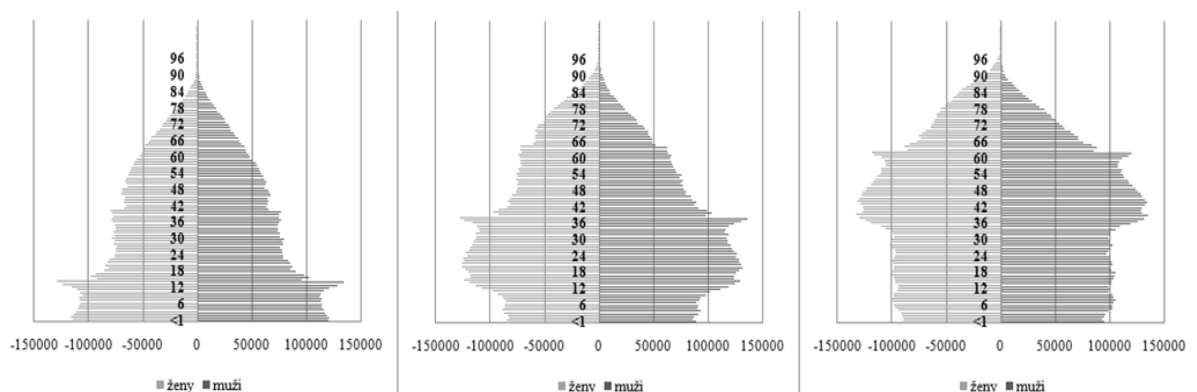
Vývoj indexu ekonomickej závislosti závisí od toho, ktorá zložka populácie sa mení výraznejšie. Ak dochádza k vysokému nárastu počtu najstaršej populácie, zvyšuje sa index závislosti II a aj index ekonomickej závislosti. Pri klesajúcom podiele detí v celkovej populácii sa znižuje index závislosti I a vďaka tomu aj celkové zaťaženie produktívnej zložky populácie.

Tabuľka 2.2.: Index ekonomickej závislosti pre rozvinuté krajiny EÚ

	AT	BE	DE	DK	FI	FR	LUX	NL	UK	SW
1960	52.1	55.0	48.8	55.8	60.3	61.3	47.4	63.9	53.7	51.4
1990	48.0	49.3	45.0	48.4	48.6	52.1	44.5	45.1	53.2	55.6
2009	47.6	51.7	51.0	52.7	50.3	54.2	46.7	48.8	51.2	52.8

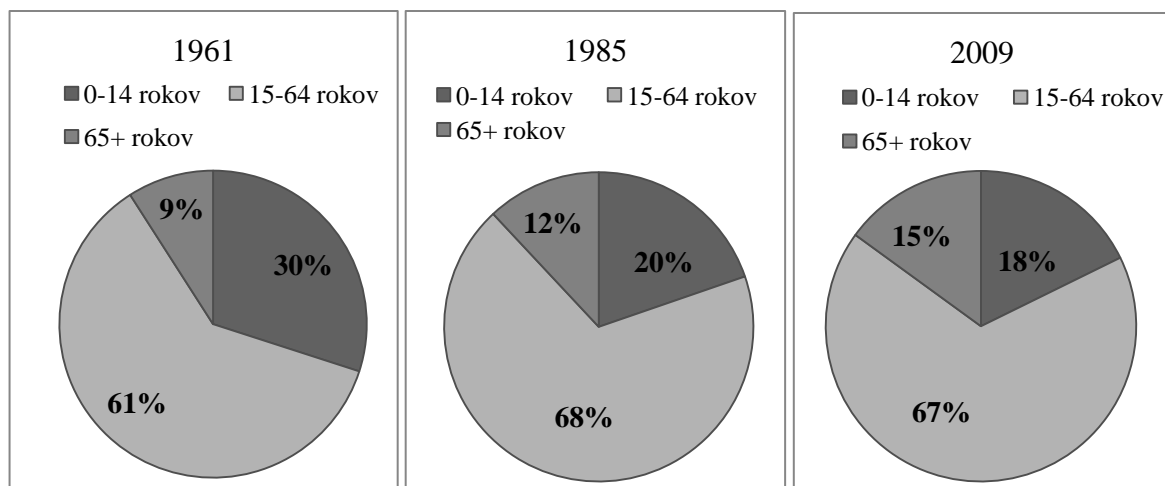
V polovici 20. storočia mali rozvinuté krajiny EÚ pomerne širokú základňu vekovej pyramídy. Skoro štvrtinu až tretinu populácie v krajinách tvorilo najmladšie obyvateľstvo. Naopak obyvateľstvo v dôchodkovom veku netvorilo vo väčšine krajín ani 10% celkovej populácie. V priebehu ďalších 50. rokov prešli krajiny treťou a štvrtou fázou demografickej transformácie, znížila sa hrubá miera úmrtnosti ale aj hrubá miera pôrodnosti. Obyvateľstvo, ktoré patrilo v 50. a 60. rokoch do najmladšej populačnej skupiny sa postupne presúvalo do produktívnej a nakoniec aj poproduktívnej skupiny. Nahrádzané však bolo stále menším počtom nových detí.

Obrázok 3: Veková štruktúra pre Holandsko v rokoch 1960, 1985 a 2009



Znižovanie počtu novonarodených detí v populácii spolu s predlžujúcou sa dĺžkou života viedlo k preskupeniu vo vekovej štruktúre.

Graf 2.15.: Pomerné zastúpenia jednotlivých skupín obyvateľstva



Tak ako ďalšie rozvinuté krajiny sveta aj vyspelé krajiny EÚ majú v súčasnosti problém so starnúcim obyvateľstvom. K starnutiu populácie dochádza v prípade, že zatiaľ čo sa podiel najmladšej zložky populácie postupne znižuje, dochádza – vďaka zvyšujúcej sa životnosti – k zväčšovaniu podielu najstaršieho obyvateľstva.

Tabuľka 2.3.: Podiel najmladšieho a najstaršieho obyvateľstva

vek	Švédsko		Fínsko		Belgicko		Rakúsko	
	0-5	85+	0-5	85+	0-5	85+	0-5	85+
1960	7.02%	0.59%	9.44%	0.27%	8.18%	0.58%	7.97%	0.50%
1970	7.32%	0.80%	7.72%	0.33%	7.54%	0.75%	8.27%	0.70%
1980	5.92%	1.16%	6.73%	0.54%	6.07%	0.94%	5.69%	0.89%
1990	6.33%	1.69%	6.22%	1.00%	5.95%	1.38%	5.80%	1.33%
2000	5.29%	2.28%	5.75%	1.49%	5.64%	1.82%	5.30%	1.83%
2010	5.87%	2.66%	5.57%	2.03%	5.80%	2.17%	4.69%	2.18%

Faktom je, že ekonomický rast krajiny pravdepodobne podporuje starnutie populácie. Ekonomický rozvoj pôsobí pozitívne na vládne výdavky, zvyšuje príjem jednotlivca, pozitívny dopad má aj na zdravotnú a sociálnu starostlivosť. Ekonomický rast celkovo priaznivo vplyva na zdravotný stav populácie. Na druhej strane má ekonomický rast negatívny vplyv na celkovú mieru fertility a počet novonarodených detí (demograficko-ekonomický paradox). V prípade ďalšieho ekonomického rozvoja krajín, sa bude problém starnutia populácie zväčšovať. Zároveň sa bude objavovať aj v ďalších krajinách, ktoré vďaka ekonomickému napredovaniu prejdú aj štvrtou fázou transformácie.

Vplyv starnutia populácie na ekonomický rozvoj by mal byť negatívny. V prípade, že sa znižuje počet najmladšieho obyvateľstva, do budúcnosti to znamená menší počet produktívnej populácie. Naopak väčší počet obyvateľstva v dôchodkovom veku znamená

zaťaženie zdravotníctva a väčšie vládne výdavky a zaťažiť ekonomiku krajiny. Zvyšuje sa index ekonomického zaťaženia a stále väčší počet obyvateľstva sa stáva závislým na produktívnej zložke. Klesajúci počet produktívneho obyvateľstva a starnutie populácie môže spomaliť alebo zastaviť ekonomický rast krajiny.

Keďže problém starnutia populácie začína byť aktuálny pre stále väčší počet krajín hľadajú sa vhodné riešenia. Na jednej strane je potrebné zvýšiť pôrodnosť aby sa zvýšil počet najmladšieho obyvateľstva. V tomto prípade by mohlo byť účinné zníženie nákladov spojených s výchovou detí, resp. s početnejšou rodinou, zabezpečenie dostupnej predškolskej starostlivosti a zároveň podporovať flexibilný pracovný čas alebo čiastočný úväzok pre matky. Na strane druhej je dôležité riešiť zvyšujúci sa počet dôchodcov a zaťaženie dôchodkového systému. Podľa Európskej únie je čiastočným riešením podpora aktívneho starnutia, ktoré zahŕňa napríklad celoživotného vzdelávania, neskoršie a postupnejšie odchody do dôchodku alebo udržania si aktívneho spôsobu života aj na dôchodku.

### 3. EKONOMETRICKÁ TEÓRIA

V empirickej časti sú základom pre ekonometrické modely pozorovania niekoľkých krajín počas dlhšieho časového obdobia. Preto je potrebné zahrnúť do analýzy dve dimenzie – časovú aj priestorovú zložku. To umožňujú panelové modely.

Záujem o panelové dáta a panelové modely sa rozšíril hlavne v poslednom období. Analýza panelových dát sa používa pri makroekonomických údajoch, pri ktorých je zaujímavé porovnávanie niekoľkých krajín. Používajú sa tzv. makro-panely s menším počtom objektov, pre ktoré sú dostupné dlhšie časové rady. V niektorých prípadoch je potrebné štúdium väčšieho počtu subjektov s malým počtom pozorovaní. Typickým príkladom takéhoto mikro-panelu je analýza firiem v určitom sektore, výskum volebných preferencií alebo analýza mzdy zamestnancov [15].

#### 3.1. Panelové modely

Panelom nazývame súbor objektov (jednotiek), ktoré sú podobné, majú spoločnú vlastnosť, charakteristiku. Táto vlastnosť sa pre jednotlivé objekty mení počas sledovaného obdobia. Panelové dáta spájajú časovú aj prierezovú dimenziu a umožňujú skúmať niekoľko objektov v čase. Nech panel obsahuje  $N$  objektov, ktoré pozorujeme  $T$  období. Ak prierezovú zložku označíme indexom  $i = 1, 2, \dots, N$  a časovú zložku  $t = 1, 2, \dots, T$  potom hodnotu premennej  $x$  v čase  $t$  pre objekt  $i$  označíme  $x_{it}$ .

Oproti modelom časových radov resp. modelom obsahujúcim iba prierezové dáta majú panely niekoľko výhod. Vďaka prítomnosti časovej aj prierezovej dimenzie sa výrazne zvýši počet pozorovaní. Väčší počet pozorovaní zvyšuje stupeň voľnosti, zlepšuje štatistické vlastnosti odhadov a umožňuje testovať zložitejšie ekonometrické hypotézy. Dôležitým prínosom panelových dát a modelov je možnosť odhadovať vplyv nepozorovaných premenných. Pri ekonometrických analýzach často okrem vysvetľujúcich premenných vplývajú na endogénnu premennú aj faktory, ktoré nie sme schopný empiricky merať.

Ak odhadujeme regresiu metódou najmenších štvorcov (OLS), kde endogénnu premenná  $y_{it}$  je vysvetľovaná dvoma premennými  $x_{it}$  a  $z_{it}$ , dostaneme nevychýlené a konzistentné odhady pre jednotlivé parametre.

$$y_{it} = \alpha + \beta^T x_{it} + \rho^T z_{it} + u_{it}$$
$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Vektory  $u_{it}$  je chybový vektor s nulovou strednou hodnotou a disperziou  $\sigma_u^2$ , ktorý je nezávisle, rovnomerne rozdelený naprieč  $i$  aj  $t$  ( $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$ ). Vektory exogénnych

premenných  $x_{it}$  a  $z_{it}$  sú rozmerov  $k_1 \times 1$  a  $k_2 \times 1$ , vektory parametrov  $\alpha, \beta$  a  $\rho$  sú rozmerov  $1 \times 1$ ,  $k_1 \times 1$  a  $k_2 \times 1$ .

Problém nastane ak je jedna z vysvetľujúcich premenných nemerateľná. Predpokladajme, že  $z_{it}$  je nepozorovateľná premenná a kovariancia  $x_{it}$  a  $z_{it}$  je nenulová. Premennú  $z_{it}$  nemôžeme zahrnúť do odhadovaného modelu a regresiou  $y_{it}$  na  $x_{it}$  dostaneme vychýlené odhady parametrov. Pri práci s panelovými dátami pracujeme s viacerými pozorovaniami pre jednotlivé objekty a sme schopný vplyv nepozorovateľnej premennej  $z_{it}$  eliminovať. Ak predpokladáme, že hodnoty  $z_{it}$  sa líšia pre rôzne objekty ale pre jeden objekt zostávajú konštantné v čase, tj.  $z_{it} = z_i$  pre celé časové obdobie, vylúčime neželanú premennú z pôvodnej rovnice diferencovaním.

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta^T (x_{it} - x_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1})$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 2, \dots, T$$

Taktiež možno predpokladať, že premenná  $z_{it}$  nadobúda v každom čase inú hodnotu, ale táto je v konkrétnom čase  $t$  rovnaká pre všetky objekty tj.  $z_{it} = z_t$  pre všetky  $i$ . Zavedením odchýlky od priemeru pre jednotlivé objekty dokážeme opäť odstrániť premennú  $z_{it}$ .

Nech  $\bar{x}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it}$  je priemerná hodnota premennej  $x_{it}$  v čase  $t$ , podobne aj  $\bar{y}_t$  a  $\bar{u}_t$ . Potom možno použiť tzv. Within Transformation.

$$y_{it} - \bar{y}_t = \beta^T (x_{it} - \bar{x}_t) + (u_{it} - \bar{u}_t)$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Metódou najmenších štvorcov (OLS) dostaneme v oboch prípadoch nevychýlené, konzistentné odhady pre neznámy parameter  $\beta$ . Pri použití jednoduchých časových radov ( $N=1$ ) resp. použití prierezových údajov ( $T=1$ ) by tieto transformácie neboli možné.

Majme lineárny regresný model, v ktorom vysvetľovaná premenná závisí od  $K$  exogénnych premenných pozorovaných v čase  $t = 1, 2, \dots, T$  pre  $N$  objektov.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + u_{it}$$

$$j = 1, 2, \dots, K$$

Takto definovaný model sa nazýva spojený regresný model. Vplyv rôznych efektov je reprezentovaný spoločným konštantným parametrom  $\alpha$  (priesečník) a parametre  $\beta_j$  (sklon) sú rovnaké pre všetky pozorované objekty. V praxi je tento model málo používaný. Ak pozorujeme niekoľko objektov (napr. rôznych krajín) je potrebné zohľadniť aj individuálne



efekty, ktoré budú špecifické pre jednotlivé objekty. Používajú sa dva typy modelov: model s fixnými efektmi a model s náhodnými efektmi.

### Model s fixnými efektmi

Nech vysvetľovaná premenná  $y_{it}$  závisí od  $K$  exogénnych premenných  $x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit}$ . Exogénne premenné sa líšia pre  $N$  rôznych objektov v konkrétnom čase a takisto sa menia v čase.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \vartheta_{it}$$

Ďalej predpokladáme, že endogénna premenná  $y_{it}$  je závislá aj od faktorov, ktoré nie sú zahrnuté v exogénnych premenných. Preto reziduálny člen  $\vartheta_{it}$  zachytáva niekoľko faktorov. Jednak sú to faktory alebo premenné typické pre jednotlivé objekty, ktoré sa s časom nemenia. Ďalej faktory, ktoré sa menia v čase a nakoniec faktory špecifické pre jednotlivé objekty ale aj pre rôzne časové obdobie.

$$\vartheta_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it}$$

Pre jednoduchosť predpokladajme  $\lambda_t = 0$ . Potom sa chybový člen redukuje len na dva komponenty. Model s fixnými efektmi považuje parametre  $\alpha_i$  za skalárne konštanty reprezentujúce nepozorovateľné efekty, ktoré sú ale korelované s vysvetľujúcimi premennými. Model môže byť prepísaný do tvaru:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + u_{it}$$

Chybový člen  $u_{it}$  je nekorelovaný s exogénnymi premennými a predpokladáme  $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$ . Na základe tohto predpokladu vieme, že odhad metódou OLS dáva najlepší, lineárny nevychýlený odhad parametrov [6].

### Model s náhodnými efektmi

V predchádzajúcom modeli boli individuálne efekty jednotlivých objektov považované za konštanty. V modeli s náhodnými efektmi je parameter  $\alpha_i$  chápaný ako náhodná premenná. Vlastnosti chybového člena  $u_{it}$  zostávajú oproti modelu s fixnými efektmi nezmenené. Ďalej predpokladáme, že individuálne efekty sú nekorelované s vysvetľujúcimi premennými  $x_j$  a platí:

$$\begin{aligned} E[\alpha_i] &= 0 & E[\alpha_i \alpha_j] &= 0 \quad i \neq j \\ E[\alpha_i u_{it}] &= 0 & E[\alpha_i \alpha_j] &= \sigma_\alpha^2 \quad i = j \end{aligned}$$

Variacia endogénnej premennej  $y_{it}$  je súčtom variancií náhodnej premennej  $\alpha_i$  a chybového člena  $u_{it}$ :  $\sigma_y^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2$ . Variancie  $\sigma_\alpha^2$  a  $\sigma_u^2$  sa nazývajú komponenty variancie. Preto sa aj model zvykne nazývať „Variance Components model“. Všeobecnou metódou najmenších štvorcov (GLS) alebo metódou maximálnej vierohodnosti získame odhady pre parametre  $\beta_j$  [6].

Individuálne efekty  $\alpha_i$  môžeme teda považovať za fixné alebo náhodné. V prípade veľmi dlhých časových radov (tj.  $T \rightarrow \infty$ ) konverguje odhad parametrov pomocou GLS k odhadu OLS. Pri praktických analýzach sa ale odhady parametrov  $\beta_j$  líšia. Preto je dôležité, pre ktorý model sa pri analýze panelu rozhodneme.

Ktorý z modelov je vhodnejší pre konkrétny panel možno určiť pomocou Hausmanovho testu. Test vychádza z vlastností jednotlivých modelov. Odhad parametra  $\beta$  je v prípade modelu s fixnými efektmi vždy konzistentný a nevychýlený. V prípade modelu s náhodnými efektmi dostaneme konzistentný odhad len ak  $\alpha_i$  nie je korelované s exogénnymi premennými. Hausmanov test zisťuje, či je odlišnosť odhadov pri modeloch signifikantná. Ak sú odhady signifikantne odlišné potom je odhad získaný z modelu s náhodnými efektmi vychýlený a použiť by sa mal model s fixnými efektmi [7].

V praxi sa pri makro-paneloch (menší počet objektov, dlhšie časové rady) zvykne používať model s fixnými efektmi. Pre veľké  $N$  tj. väčšie množstvo objektov je skôr vhodnejší model s náhodnými efektmi.

Nie je nezvyčajné, že niektoré časové rady v paneloch sú nekompletné. Pri väčšom počte objektov sa často stáva, že rady nie sú dostupné za rovnaké obdobie pre všetky objekty. Prípadne niektoré pozorovania chýbajú. Takéto panely sa nazývajú nevyvážené panely (unbalanced panels). Pri práci s takýmito modelmi sa oproti kompletným, balancovaným panelom (balanced panels) objavujú nové ekonometrické problémy. Pre nevyvážené modely sa používa tzv. *one-way error component model* alebo zložitejšia *two-way error component model*. V empirickej časti práce sú použité prevažne kompletne panelové súbory, preto metodiku pre nevyvážené panely nebudeme bližšie popisovať. V používanom programe Eviews je možnosť odhadovať modely aj pre nevyvážené panely. Tieto modely predstavuje vo svojej práci podrobne napr. Baltagi [2].

### 3.2. Stacionarita

Pri ekonometrickej analýze časových radov je dôležitou otázkou stacionarita radu. Časový rad nazývame slabo stacionárny ak stredná hodnota ani variancia nezávisia od času  $t$  a kovariancia dvoch pozorovaní závisí len od ich vzájomnej vzdialenosti.

$$E[x_t] = \mu_t = \mu$$

$$E[(x_t - \mu_t)^2] = \sigma_t^2 = \sigma^2$$

$$cov(x_t, x_s) = cov(x_{t+k}, x_{s+k}) \text{ platí pre } \forall t, s \text{ a } \forall k$$

Znamená to, že v priebehu času sa rozdelenie pre  $x_t$  nemení tj. časový rad si zachováva štatistické vlastnosti. Okrem slabej stacionarity sa definuje aj silná stacionarita. Silná stacionarita znamená, že štatistické rozdelenie časového radu  $(x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+T})$  nezávisí od  $t$ .

Väčšina ekonomických premenných, ktoré chceme analyzovať, je nestacionárna. Použitie nestacionárnych časových radov môže viesť ku skresleným výsledkom. Problém nestacionarity sa rieši diferencovaním časového radu.

Vhodným príkladom môže byť proces náhodnej prechádzky:  $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ , kde  $\varepsilon_t$  je stacionárny proces nazývaný biely šum. Samotný proces náhodnej prechádzky je nestacionárny, ale po diferencovaní dostávame  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \varepsilon_t$  čo už stacionárny proces je. Náhodná prechádza patrí medzi integrované procesy rádu 1,  $I(1)$ . Teda medzi nestacionárne procesy, ktorých prvé diferencie sú stacionárnymi. Vo všeobecnosti hovoríme o integrovaných procesoch rádu  $d$ . Integrovaný proces rádu  $d$ ,  $I(d)$ , je taký stochastický proces, ktorý po diferencovaní rádu  $d$  dáva stacionárny proces. V praxi sa najčastejšie stretujeme s procesmi  $I(1)$ .

Na testovanie stacionarity časového radu a zisťovanie rádu integrácie sa používajú testy jednotkového koreňa.

### Dickey-Fullerov test jednotkového koreňa

Nech  $y_t$  je časový rad daný predpisom

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_0 = 0$$

v ktorom  $\varepsilon_t$  je biely šum. Z charakteristického polynómu získame riešenie pre vlastnú hodnotu. Pokiaľ je hodnota riešenia v absolútnej hodnote väčšia ako 1 príslušný proces je stacionárny.

$$1 - \beta z = 0 \quad z = \frac{1}{\beta}$$

Postačujúcou podmienkou stacionarity pre tento proces je  $|\beta| < 1$ . V prípade, že  $|\beta| \geq 1$  časový rad je nestacionárny.

Dickey-Fullerov test je založený na odhadnutí rovnice pre prvú diferenciu. Pre získanie diferencie musíme z oboch strán odpočítať  $y_{t-1}$ .

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \delta = \beta - 1$$

Prvá diferenciá bude stacionárnym procesom ak  $\delta = 0$ , čo je ekvivalentné s podmienkou  $\beta = 1$ . Nulová hypotéza pre DF test je  $\delta = 0$ , čo zodpovedá prítomnosti jednotkového koreňa v pôvodnom rade  $y_t$  a potvrdzuje jeho nestacionaritu. Ak prijmeme nulovú hypotézu potom pôvodný rad je nestacionárny a integrovaný prvého rádu (lebo jeho prvá diferenciá už stacionárna je). Testovacia štatistika pre Dickey-Fullerov test nemá štandardné t-rozdelenie ale tabulované štatistické rozdelenie. Opísaný test je použiteľný pri procesoch AR(1). Pre autoregresné modely p-teho stupňa AR(p) sa používa rozšírený Dickey-Fullerov test, ktorý má nezmenenú nulovú hypotézu a odhaduje rovnicu

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-1-i} + \varepsilon_t.$$

Ďalším testom je napr. KPSS-test (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin), ktorého základom je rozklad časového radu na nestacionárnu a stacionárnu zložku. Test je založený na LM štatistike a nulová hypotéza predpokladá stacionaritu.

Pri panelových dátach sa nezvykne často pracovať s diferenciami, keďže panelové odhady sú robustné voči zdanlivej regresii. Napriek tomu existujú testy jednotkového koreňa aj pre panely. Sú rozšírením testov jednotkových koreňov pre časové rady. Jeden z testov navrhli autori Levin, Lin a Chu (2002). LLC test je založený na Dickey-Fullerovom teste pre časové rady. Panelová verzia odhaduje rovnicu prvej diferenciácie

$$\Delta y_{it} = \delta_i y_{it-1} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Oproti jednoduchým testom pribudla nová zložka, ktorá reprezentuje fixné efekty, individuálne trendy alebo časové premenné. LLC test predpokladá homogénny parameter pre všetky objekty t.j.  $\delta_i = \delta_j \forall i, j$ . Nulovou hypotézou je aj v tomto prípade  $\delta_i = 0$ , teda predpoklad, že všetky časové rady sú  $I(1)$ . Alternatívnou hypotézou je stacionarita pre všetky objekty v paneli.

Iný prístup zvolili Im, Pesaran a Shin (2003) – IPS test. Parametre  $\delta_i$  považujú za individuálne a špecifické pre každý objekt. IPS test vychádza z priemerov t-štatistík ADF testov pre jednotlivé objekty. Zamietnutím nulovej hypotézy pripúšťame prítomnosť aspoň jedného stacionárneho časového radu. Test ale ďalej nehovorí o počte týchto stacionárnych radov.

Ďalšou možnosťou je panelová verzia KPSS-testu, ktorú navrhol Hadri (2000). Nulovou hypotézou je stacionarita a základom je, tak ako pri jednoduchom teste pre časové rady, dekompozícia na nestacionárnu a stacionárnu zložku [4].

Vyššie popísané modely predpokladajú, že medzi jednotlivými objektmi v paneli neexistuje korelácia. Tento predpoklad ale môže byť často porušený. Vzájomnú koreláciu zohľadňujú ďalšie navrhované testy pre panelové dáta [9].

Použitím prvých diferencií odstránime problém nestacionarity ale namiesto dlhodobého vzťahu medzi premennými skúmame len vzťahy medzi zmenami resp. rastom jednotlivých premenných. Pri takomto modelovaní môže dochádzať k strate informácii o dlhodobej závislosti medzi skúmanými premennými. Tento problém rieši kointegrácia.

### 3.3. Kointegrácia

Ak predpokladáme, že medzi premennými existuje nejaký vzťah, nemali by sa od neho premenné v dlhodobom horizonte odchyľovať. Môžu nastať krátkodobé fluktuácie spôsobené náhodnými šokmi. Aby sme odhalili prípadné dlhodobé interakcie premenných, testuje sa kointegrácia medzi premennými.

Dva nestacionárne rady sa považujú za kointegrované rádu  $(d, b)$ , pričom  $d \geq b \geq 0$ , ak oba rady sú integrované rádu  $d$  a existuje lineárna kombinácia týchto dvoch radov, ktorá je integrovaná rádu  $(d - b)$ . Matematicky sa dá celá koncepcia zapísať nasledovne:

Nech  $y_t \sim I(d) \wedge x_t \sim I(d)$ , ak  $\exists (\lambda_1 y_t + \lambda_2 x_t) \sim I(d - b) \Rightarrow y_t, x_t \sim CI(d - b)$

$CI$  symbolizuje kointegráciu. Vektor  $(\lambda_1, \lambda_2)$  nazývame kointegračným vektorom.

Kointegrácia môže existovať aj medzi väčším počtom premenných. Rady  $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}$  považujeme za kointegrované rádu  $(d, b)$ , pričom  $d \geq b \geq 0$ , ak všetky rady sú integrované rádu  $d$  a existuje lineárna kombinácia týchto radov integrovaná rádu  $(d - b)$ . Oproti prípadu s dvoma premennými nie je kointegračný vektor jednoznačne určený. Môže existovať až  $k - 1$  rôznych lineárne nezávislých vektorov

Ak sú dve premenné kointegrované existuje medzi nimi stabilný dlhodobý vzťah. Dva najznámejšie spôsoby testovania navrhli Engel a Granger (1987) a Johansen (1991).

V teste navrhnutom Engлом a Grangerom sa skúma stacionarita rezíduí. Pomocou OLS metódy je najprv odhadnutá statická rovnica dlhodobej rovnováhy. Následne sa rozšíreným Dickey-Fullerovým testom jednotkového koreňa testuje časový rad rezíduí získaných z odhadnutej rovnice. Ak je prijatá nulová hypotéza tj. rad rezíduí je nestacionárny, potom testované premenné nie sú kointegrované. Zamietnutie nulovej hypotézy potvrdzuje kointegráciu. Problém v teste nastáva pri použití viacerých premenných a odhadovaní niekoľkých kointegračných vzťahov. Nedostatky odstraňuje Johansenov koncept testovania kointegrácie, ktorý pracuje s viacerými radmi súčasne.

Johansenov koitegračný test pracuje s VAR modelom (model vektorovej autoregresie), v ktorom  $y_t$  je  $k$ -rozmerný vektor premenných  $I(1)$ ,  $\mu$  je deterministický člen a  $\varepsilon_t$  je vektor chýb.

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Takýto VAR model môže byť prepísaný do tvaru:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Phi_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Ďalej testujeme či je matica  $\Pi$  signifikantne odlišná od nulovej matice tj. či má kladnú hodnotu. Ak hodnota matice  $\Pi$  je nula, potom všetky prvky matice sú nulové. Pôvodné premenné nie sú kointegrované a neexistuje dlhodobý vzťah. Ak je hodnota matice  $\Pi$  rovná  $k$ , všetky jej riadky sú lineárne nezávislé a proces  $y_t$  je stacionárny. Nakoniec ak je hodnota matice  $r < k$  znamená to, že jej riadky nie sú lineárne nezávislé. Matica  $\Pi$  môžeme byť prepísaná na súčin dvoch matic  $k \times r$  s hodnotou  $r$ :

$$\Pi = \alpha \beta^T$$

kointegrujúcej matice  $\beta$ , ktorej stĺpce zodpovedajú vektorom kointegrácie, a matice prispôsobenia  $\alpha$  [12].

V rámci panelových modelov analyzovať niekoľko možností kointegrácie:

- homogénnu kointegráciu – všetky objekty v paneli majú rovnaký kointegračný vzťah
- heterogénnu kointegráciu – špecifický kointegračný vzťah pre každý objekt v paneli
- skoro-homogénnu kointegráciu – kointegračný vzťah je pri jednotlivých objektoch len mierne odlišný

Existuje opäť niekoľko rôznych testov na odhadovanie dlhodobého vzťahu medzi panelovými dátami. Kao (1999) navrhol testy pre panelovú kointegráciu založené na testovaní rezíduí. Vychádza z testu Engela a Grangera a nulovou hypotézou je, že neexistuje žiadny kointegračný vzťah. Tieto testy sa zameriavajú na homogénne panely.

Pedroni (1996 a 2001) navrhol testy kointegrácie pre heterogénne panely. Odhadovaná rovnica obsahuje aj fixné efekty a časové trendy, ktoré môžu byť pre jednotlivé objekty individuálne. Niektoré testy uvažujú aj s heterogenitou pri parametroch vysvetľujúcich premenných, odhadujú samostatné rovnice pre jednotlivé objekty a potom z jednotlivých odhadov parametrov počítajú priemer [7].

Navrhované testy ale nie sú vhodné pre panely s menším množstvom dát (menej ako 100 časových pozorovaní).

## 4. MODELOVANIE EKONOMICKO-DEMOGRAFICKÝCH VZŤAHOV

V empirickej časti diplomovej práce sú postupne analyzované dve hypotézy, dva demograficko-ekonomické vzťahy. Prvý z nich študuje očakávanú dĺžku života a jej závislosť od ekonomických a sociálnych faktorov. Vychádza z Prestonovej teórie o pozitívnom vplyve reálneho príjmu obyvateľa na dĺžku života. Druhá analýza je zameraná na vývoj celkovej miery fertility. Teória známa ako demograficko-ekonomický paradox hovorí o poklese miery fertility ako dôsledku zvyšovania bohatstva krajiny.

### 4.1. Popis dát

Základným panelovým súborom pre modelovanie sú demografické a ekonomické ukazovatele pre krajiny severnej Európy patriace zároveň do Európskej únie – Dánsko, Fínsko, Holandsko a Švédsko. Výsledky odhadov sú ďalej porovnané s panelom obsahujúcim ďalšie rozvinuté krajiny EÚ – Belgicko, Francúzsko, Luxembursko, Nemecko, Rakúsko a Veľká Británia.

- Hrubý domáci produkt - GDP

Obe analyzované teórie vychádzajú z predpokladu, že ekonomické zmeny v krajine pôsobia na demografické správanie. Ako makroekonomický ukazovateľ, ktorým sa meria ekonomická úroveň krajiny, sa používa hodnota HDP. V modeloch sú použité hodnoty HDP per capita v US \$. K dispozícii sú dáta HDP per capita v US\$ k roku 2005 v parite kúpnej sily (PPP). Vzhľadom k tomu, že tieto dáta sú až od roku 1980, boli v modeloch pre celkovú mieru fertility nahradené dátami HDP per capita v US\$ k roku 2000, ktoré nie sú prepočítané v PPP. Tieto časové rady sú za obdobie 1960-2009.

- Výdavky na zdravotníctvo - HEX

Ďalším z ekonomických ukazovateľov sú celkové výdavky na zdravotnú starostlivosť. Zahŕňajú veľkosť verejných výdavkov na zdravotníctvo ale aj súkromné výdavky jednotlivca. Pôvodné údaje uvádzajú celkové výdavky na zdravotníctvo ako % z HDP v jednotlivých rokoch. Vďaka dostupným údajom o hodnote HDP boli prepočítané na US\$ per capita.

- Vzdelanie – EDU3

Na zobrazenie vzdelanostnej úrovni populácie boli použité údaje o počet študentov na treťom stupni štúdia (v tisícoch). Predpokladom je, že vyšší počet študentov univerzít a vysokých škôl nezvýši úroveň vzdelania len krátkodobo, ale že bude mať vplyv aj na ďalšie generácie. V modeloch očakávanej dĺžky života je využitý ukazovateľ pre celkový

počet študentov, ktorý študujú na 3. stupni (vysoké školy, univerzity). Pre modelovanie závislosti miery fertility môže byť dôležitým faktorom počet žien vysokoškolského štúdia.

- Očakávaná dĺžka života v určitom veku - LEX

Tento údaj hovorí o počte rokov, ktoré v priemere ešte prežije osoba v príslušnom veku za predpokladu, že sa úmrtnostné pomery nezmenia. V modeloch vystupuje ako endogénna premenná očakávaná dĺžka života pri narodení, ktorá reprezentuje predpokladaný vek dožitia jednotlivca.

- Celková miera fertility - TFER

Celková miera fertility alebo úhrnná plodnosť, udáva priemerný počet živonarodených detí pripadajúcich na jednu ženu počas jej celého reprodukčného obdobia (15 - 49 rokov), pri zachovaní úrovne plodnosti sledovaného roka a za predpokladu nulovej úmrtnosti. Tento ukazovateľ je úzko spojený s mierou pôrodnosti.

- Miera dojčenskej úmrtnosti - IMOR

Miera dojčenskej úmrtnosti udáva počet zomretých detí do jedného roka k počtu živonarodených, obyčajne za rok. Miera dojčenskej úmrtnosti je spájaná s úrovňou zdravotného systému v krajine a často je používaná ako vhodný indikátor pre určenie stupňa rozvoja krajiny resp. ako ukazovateľ úrovne zdravotníctva.

- Manželstvá - MAR

Počet manželstiev počas jedného roka je použitý ako demografický ukazovateľ pri modelovaní miery fertility. Reprezentuje sociálnu situáciu a životný štýl obyvateľstva. Za sledované obdobie sa znížil počet manželstiev a v súčasnosti sú bežné partnerstvá bez manželského zväzku, čo môže mať negatívny vplyv na pôrodnosť a celkovú mieru fertility.

## **4.2. Analýza vlastností panelových dát**

Demografické a ekonomické dáta pochádzajú z databázy Eurostatu a World Data Bank [19] [22]. Najdlhšie časové rady sú za obdobie 1960-2009, najkratšie použité rady obsahujú 11 pozorovaní za obdobie 1998-2008.

Stacionarita resp. nestacionarita radov bola zisťovaná pomocou testov jednotkového koreňa pre panely. Niektoré panelové testy testujú prítomnosť spoločného jednotkového koreňa (LLC test, Breitung test, Hadri test), ďalšie predpokladajú individuálne jednotkové korene (IPS test, Fisherove testy). Nulovou hypotézou je prítomnosť jednotkového koreňa (LLC test, Breitung test, IPS test, Fisherove testy) alebo stacionarita (Hadri test).



Tabuľka 4.1.: Testy jednotkového koreňa

	LLC test	Breitung t-štatistika	IPS test	ADF - Fisher $\chi^2$	PP - Fisher $\chi^2$	Hadri Z-štatistika
GDP	-1.385 0.2%	-2.856 8.3%	-2.403 0.8%	33.972 2.6%	21.565 36.5%	4.824 0.0%
log(GDP)	-0.150 44.0%	-3.939 0.0%	-2.927 0.2%	43.116 0.2%	17.181 64.1%	3.969 0.0%
LEX	1.624 94.8%	4.047 100.0%	1.035 85.7%	23.587 26.1%	25.107 19.7%	7.393 0.0%
TFER	-1.323 9.3%	1.664 99.8%	0.293 61.5%	22.445 31.7%	16.419 69.1%	10.486 0.0%
EDU3	-0.692 24.5%	-2.799 0.3%	1.063 85.6%	10.341 92.0%	13.950 83.3%	4.821 0.0%
MAR	-2.209 1.4%	0.727 76.7%	-2.667 0.4%	58.453 0.0%	57.081 0.0%	5.234 0.0%
IMOR	-2.953 0.2%	5.771 100.0%	1.812 96.5%	15.371 75.5%	15.034 77.5%	12.526 0.0%

Tabuľka 4.1. uvádza hodnoty štatistík a p-hodnotu za predpokladu prítomnosti priesečníku a lineárneho trendu. Testy potvrdili prítomnosť jednotkového koreňa, a teda nestacionaritu, v prípade všetkých premenných (pri GDP a log(GDP) nie je výsledok jednoznačný). V prípade, že neuvažujeme prítomnosť trendu v radoch, testy potvrdzujú nestacionaritu všetkých radov. Ďalšia analýza zistila stacionaritu prvých diferencií, preto možno časové rady považovať za  $I(1)$ .

Okrem stacionarity bola testovaná aj kointegrácia tj. prítomnosť dlhodobého vzťahu medzi premennými. Vieme, že ak v krajine dochádza k zvyšovaniu HDP a k ekonomickému rastu počas dlhšieho obdobia, krajina prechádza rôznymi fázami demografického vývoja (kapitola 1.1.). Je teda predpoklad, že existuje dlhodobý vzťah medzi ekonomickou a demografickou situáciou. Testovaním kointegrácie zistíme, či sa dlhodobý vzťah prejaví aj medzi konkrétnymi ekonomickými a demografickými ukazovateľmi, ktoré budú vystupovať v ekonometrických modeloch. Najprv bol testovaný vzťah medzi vysvetľujúcou premennou GDP – HDP per capita - a vysvetľovanou premennou LEX – očakávaná dĺžka života. V ďalšom teste bola vysvetľovanou premennou celková miera fertility TFER (druhá premenná bola opäť GDP).

Na odhalenie kointegrácie boli použité dva rôzne druhy testov, dostupné v programe Eview 7: Kaoov ADF test a Pedroniho testy. Nulovou hypotézou vo všetkých testoch je zamietnutie kointegrácie.

Tabuľka 4.2.: Testy kointegrácie (predpokladáme prítomnosť trendu a priesečníku)

**LEX? GDP?**

<b>Kaov test</b>	t-Statistic	Prob.		
ADF	-2.422	0.008		
<b>Pedroniho testy</b>	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	4.067	0.000	3.163	0.001
Panel rho-Statistic	1.082	0.861	1.220	0.889
Panel PP-Statistic	0.931	0.824	1.188	0.883
Panel ADF-Statistic	2.498	0.994	2.743	0.997

**TFER? GDP?**

<b>Kaov test</b>	t-Statistic	Prob.		
ADF	-2.171	0.015		
<b>Pedroniho testy</b>	Statistic	Prob.	WeightedStatistic	Prob.
Panel v-Statistic	-0.737	0.769	-0.150	0.560
Panel rho-Statistic	1.466	0.929	1.187	0.882
Panel PP-Statistic	1.485	0.931	1.313	0.905
Panel ADF-Statistic	1.101	0.865	1.261	0.896

V prípade vzťahu očakávanej dĺžky života a HDP per capita Kaov test zamietá  $H_0$  a teda predpokladá kointegráciu. Z Pedroniho testov len prvý test pripúšťa možnosť kointegračného vzťahu. Kaov test zamietá nulovú hypotézu taktiež pre vzťah HDP per capita a mieru fertility. Pedroniho testy naopak prijímajú nulovú hypotézu – žiadna kointegrácia.

Dlhodobý vzťah medzi premennými tak nebol potvrdený, ale ani s určitosťou zamietnutý.

Vďaka použitiu panelových dát je možné odhadnúť aj individuálne efekty pre jednotlivé krajiny. Modely teda obsahujú aj špecifické efekty odrážajúce vplyv nepozorovateľných premenných. Možno odhadovať prierezové alebo časové efekty. Časové efekty sú efekty, ktoré sú v jednotlivých časových úsekoch pre všetky krajiny rovnaké ale líšia sa v čase. Prierezové efekty sa naopak nemenia v čase ale sú rôzne pre jednotlivé krajiny. Premenné, ktoré vystupujú v odhadoch majú klesajúci alebo rastúci charakter, ale nevykazujú výrazné zmeny v po sebe idúcich časových úsekoch. Jednotlivé krajiny sa môžu líšiť politickou situáciou, fungovaním inštitúcií, sociálnou situáciou. Takéto rozdiely medzi krajinami zahŕňajú práve prierezové efekty. Preto budú modely odhadované s prierezovými efektmi.

Ďalšou otázkou je použitie náhodných alebo fixných efektov. V tretej kapitole je spomenutý Hausmanov test, ktorý sa používa pri rozhodovaní medzi modelovaním fixných a náhodných efektov. Testovanie modelov použitím Hausmanovho testu ale nebolo jednoznačné. Pre niektoré modely test zamietol nulovú hypotézu, čo znamená, že by mohli

byť použité fixné efekty. V niektorých prípadoch bola nulová hypotéza prijatá a test podporil použitie náhodných efektov.

Tabuľka 4.3.: Hausmanov test

<b><u>Correlated Random Effects - Hausman Test</u></b>			
Pool: TFER_SEVER_MODEL1			
Test cross-section random effects			
<b>Test Summary</b>	<b>Chi-Sq. Statistic</b>	<b>Chi-Sq. d.f.</b>	<b>Prob.</b>
Cross-section random	7.590671	1	0.0059
<b><u>Correlated Random Effects - Hausman Test</u></b>			
Pool: LEX_EU_MODEL1			
Test cross-section random effects			
<b>Test Summary</b>	<b>Chi-Sq. Statistic</b>	<b>Chi-Sq. d.f.</b>	<b>Prob.</b>
Cross-section random	66.842516	1	0
<b><u>Correlated Random Effects - Hausman Test</u></b>			
Pool: LEX_SEVER_MODEL1			
Test cross-section random effects			
<b>Test Summary</b>	<b>Chi-Sq. Statistic</b>	<b>Chi-Sq. d.f.</b>	<b>Prob.</b>
Cross-section random	0.392192	1	0.5311

V literatúre sa stretáme s nasledovnými odporúčaniami [11] [5] [6] [8]:

- Pri malom počte objektov a dlhších časových radoch (makro-panely) je predpoklad, že parametre odhadnuté pomocou modelu s fixnými efektmi a náhodnými efektmi sa nebudú líšiť. Kvôli jednoduchšiemu výpočtu sa preto odporúča model s fixnými efektmi
- Ak hodnota N je veľká a T naopak malá (mikro-panely) bude rozdiel medzi odhadnutými parametrami pomocou modelu s fixnými e. a modelu s náhodnými e. významný. Potom, ak predpokladáme že prierezové jednotky sú náhodne zvolené, použijeme model s náhodnými efektmi. V opačnom prípade volíme opäť fixné efekty.
- Model s fixnými efektmi sa používa ak predpokladáme koreláciu medzi vysvetľujúcimi premennými a nepozorovanými premennými Ak individuálne, nepozorovateľné efekty považujeme za nekorelované s vysvetľujúcimi premennými odhadujeme model s náhodnými efektmi.

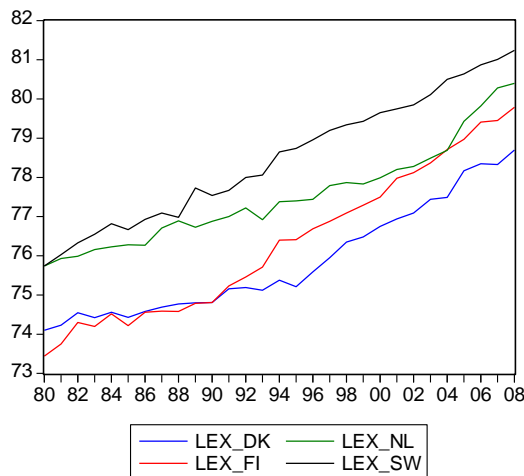
Vzhľadom na počet časových pozorovaní a veľkosť panelového súboru (4 až 10 krajín) zvolíme model s fixnými efektmi. Taktiež je predpoklad, že ekonomická situácia ovplyvňuje celkový vývoj krajiny a teda premenná *GDP* by mohla byť korelovaná aj s individuálnymi efektmi.

### 4.3. Model pre očakávanú dĺžku života

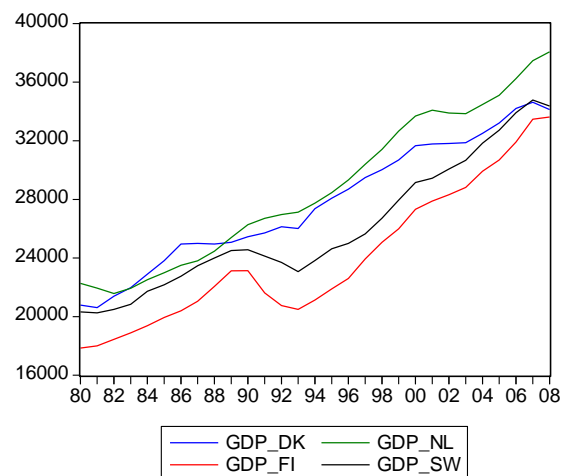
Podľa teórie, popísanej v prvej kapitole, je očakávaná dĺžka života ovplyvnená príjmom per capita resp. ekonomickou situáciou v krajine. Stúpajúca hodnota reálneho príjmu pôsobí pozitívne na vek dožitia populácie a zvyšuje hodnotu očakávanej dĺžky života.

Príjem jednotlivca reprezentuje v modeloch hodnota HDP per capita. Pri odhadoch dĺžky života je použitá hodnota HDP per capita PPP pre obdobie 1980-2008. Počas sledovaného obdobia stúpajúcim očakávaným vekom dožitia aj hodnota HDP per capita.

Graf 4.1.: Vývoj očakávanej dĺžky života



Graf 4.2.: Vývoj HDP per capita



Ako prvý bol odhadnutý jednoduchý model s jednou vysvetľujúcou premennou *GDP*, spoločnou konštantou a fixnými efektmi. Tvar Prestonovej krivky poukazuje na nelineárny vzťah. Na druhej strane, analyzované krajiny majú podobné ekonomické podmienky a rozdiely medzi nimi nie sú veľké, preto je možné, že vzťah medzi dĺžkou života a HDP sa prejaví ako lineárny. Analyzujeme teda oba prípady. V prvom odhadnutom modeli vystupuje exogénna premenná HDP, v druhom jej logaritmus.

#### MODEL 1

$$LEX_{it} = \alpha + \beta * GDP_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

#### MODEL 2

$$LEX_{it} = \alpha + \beta * \log(GDP_{it}) + c_i + \varepsilon_{it}$$

Pri exogénnej premennej v panelových modeloch existuje možnosť odhadu aj ako špecifickej premennej pre jednotlivé krajiny. V prípade *GDP* a  $\log(GDP)$  boli odhadnuté aj tieto modely. Vzhľadom na malé rozdiely v odhadnutých parametroch boli nakoniec exogénne premenné odhadované ako spoločné pre všetky krajiny.

V oboch modeloch vychádzajú odhadované parametre  $\beta$  s rovnakým znamienko – kladným. Začiatkové modely potvrdzujú predpoklad o pozitívnom vplyve rastu HDP na dĺžku života.

Ďalším krokom je spresniť model vložení nových exogénnych premenných a lepšie odhadnúť aký výrazný je vplyv samotnej hodnoty HDP na dĺžku života. Predpoklad je, že významnú úlohu by mohla hrať úroveň zdravotníctva a vzdelanostný stupeň populácie. Podľa teórie by lepší zdravotný stav populácie ako aj zvyšovanie vzdelanostnej úrovne mali viesť k predlžovaniu očakávanej dĺžky života.

Pôvodne bola do modelu pridaná exogénna premenná reprezentujúca výdavky na zdravotníctvo. Táto premenná bola potom nahradená premennou *IMOR* t.j. mierou dojčenskej úmrtnosti. Cieľom novej premennej je zachytiť vplyv zdravotníctva a zdravotného stavu na dĺžku života. Samotné zvýšenie výdavkov nemusí vždy prospieť zdravotnej situácii v krajine. Zle smerované investície, alebo politická situácia môžu zapríčiniť nesprávne (neefektívne) využitie výdavkov. Miera dojčenskej úmrtnosti, na druhej strane, odzrkadľuje aktuálnu situáciu a úroveň zdravotnej starostlivosti. Zlepšenie zdravotnej starostlivosti a kvalitné služby v zdravotníctve majú priamy vplyv na mieru dojčenskej úmrtnosti. Do úvahy je potrebné zobrať aj prítomnosť korelácie medzi premennými *GDP* a *HEX*, resp. multikolinearity. Model bol preto upravený a odhadovaný s premennou *IMOR*. Pre ďalšie porovnania bol model odhadnutý v dvoch verziách – s premennou *GDP* a logaritmovanou premennou *GDP*.

#### MODEL 4a

$$LEX_{it} = \alpha + \beta * \log(GDP_{it}) + \gamma_i * IMOR_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

#### MODEL 4b

$$LEX_{it} = \alpha + \beta * GDP_{it} + \gamma_i * IMOR_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

Exogénna premenná *IMOR* vstupovala do modelu ako premenná špecifická pre jednotlivé krajiny. Zohľadnila sa tak rozdielnosť jednotlivých zdravotných systémov v analyzovaných krajinách. Odhadnuté parametre v modeli 4 tiež podporujú teóriu. Parameter  $\beta$  nezmenil oproti predchádzajúci modelom znamienko – vplyv HDP na dĺžku života je pozitívny. Parametre  $\gamma_i$  boli pre všetky krajiny odhadnuté ako záporné. Zvýšenie miery dojčenskej úmrtnosti pôsobí negatívne na očakávanú dĺžku života. Lepšia úroveň zdravotníctva znižuje mieru fertility a následne zvyšuje hodnotu dĺžky života.

Pre analýzu vplyvu vzdelanostnej úrovne na dĺžku života bol model rozšírený o exogénnu premennú *EDU3*.

#### MODEL 5

$$LEX_{it} = \alpha + \beta * GDP_{it} + \gamma_i * EDU3_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

Kvôli premennej *EDU3* musel byť model odhadovaný len pre kratšie obdobie 1998-2008, pretože údaje z predchádzajúceho obdobia nie sú dostupné. Z tohto dôvodu nebude *GDP* modelovaná ako logaritmovaná premenná. V krátkom časovom úseku sa nelinearita neprejaví. Parametre  $\gamma_i$  boli najprv odhadnuté ako špecifické premenné ale potom bol model odhadnutý aj so spoločnou premennou *EDU3*. Odhady pre parametre  $\gamma_i$  boli v oboch prípadoch kladné a potvrdili tak pozitívny vplyv vzdelanostnej úrovne.

Vzhľadom na to, že modely potvrdili signifikantný vplyv *IMOR* aj *EDU3*, na záver bol odhadovaný model s tromi exogénnymi premennými – *GDP*, *IMOR*, *EDU3*. Premenná *GDP* vystupuje ako spoločný parameter vo všetkých modeloch. Pre nízky počet údajov nebolo vhodné odhadovať zostávajúce premenné obe ako špecifické. Nakoniec bol vybraný model, v ktorom sú spoločnými exogénnymi premennými *GDP* a *IMOR*. Exogénna premenná *EDU3* vystupuje ako špecifická prierezová premenná. Dôvodom je nesignifikancia tejto premennej pre Švédsko v modeli 5. Ak by bola *EDU3* odhadovaná ako spoločná premenná nesignifikancia by sa mohla prejaviť a skresliť výsledky.

## MODEL 6

$$LEX_{it} = \alpha + \beta_1 * GDP_{it} + \beta_2 * IMOR_{it} + \gamma_i * EDU3_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

Model 6 odhaduje vplyv ekonomickej situácie, vzdelanostnej úrovne a zdravotného stavu spolu s úrovňou zdravotnej starostlivosti na očakávanú dĺžku života. Exogénne premenné reprezentujú ekonomickú ale aj sociálnu situáciu. Napriek tomu nedokážu reprezentovať všetky vplyvy a preto v modeli stále zostávajú aj fixné efekty jednotlivých krajín.

Parametre  $\beta_1$  a  $\gamma_i$  boli odhadnuté ako kladné, parameter  $\beta_2$  záporný. Rozšírený model tak potvrdzuje výsledky predchádzajúcich modelov ako aj teoretické tvrdenia o vplyve jednotlivých ukazovateľov na dĺžku života.

Rovnaké modely boli odhadované aj pre rozšírený panel s 10 krajinami. Vďaka väčšiemu počtu krajín je pre odhady k dispozícii vyšší počet dát, čo môže byť výhodou. Na druhej strane sa zvýši aj počet odhadnutých parametrov. Dôležitým faktom je, že zvýšený počet krajín vnáša do modelu nové, výraznejšie rozdiely medzi krajinami, čo bude mať dopad na odhadnuté parametre.

Tabuľka 4.4. uvádza odhady jednotlivých parametrov pre modely 1, 5 a 6 odhadnuté pre krajiny severnej Európy a následne aj pre 10 krajín EÚ. V tabuľke sú uvedené odhady pre spoločné parametre a parametre pre krajiny severnej Európy. Označenie \*\*\*/\*\*/\* zastupuje signifikanciu na úrovni 1% / 5% / 10%, hodnota v ( ) je štandardná chyba. Ďalej sú uvedené hodnoty  $R^2$  a DW. Koefficient determinácie  $R^2$  vyjadruje, akú časť celkovej variability endogénnej premennej vysvetľuje model, je to miera kvality vyrovnania empirických hodnôt endogénnej premennej modelovanými hodnotami. Durbin-Watsonova

štatistika upozorňuje na autokoreláciu alebo na zle špecifikovaný model. Nadobúda hodnoty z intervalu (0, 4) pričom optimálna hodnota je 2.

Tabuľka 4.4.

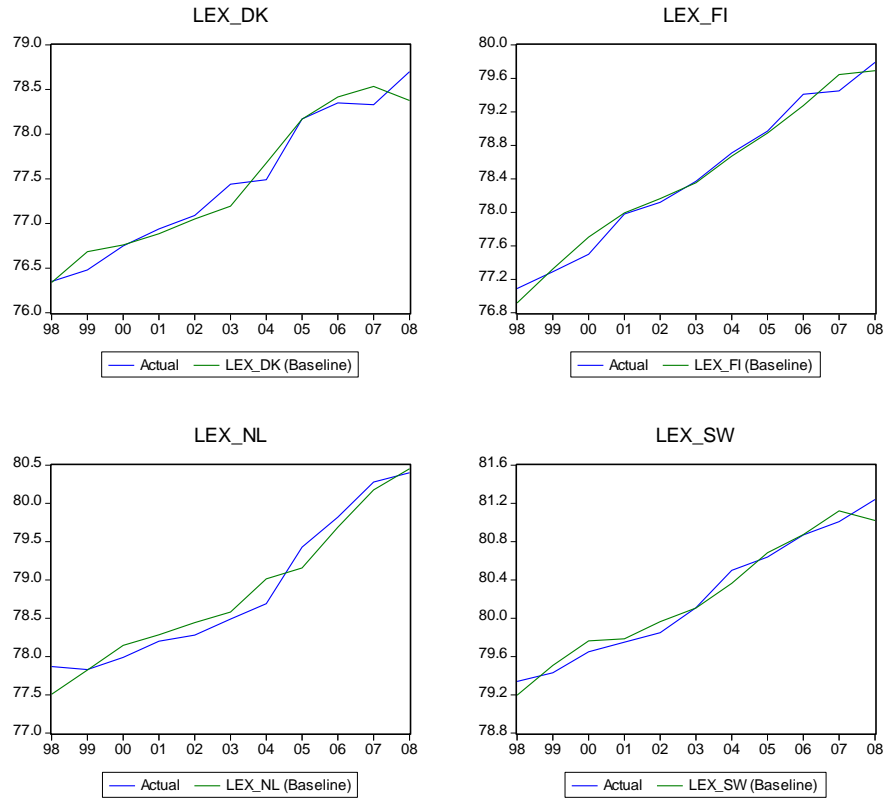
	MODEL 1		MODEL 5		MODEL 6	
	sever	EU10	sever	EU10	sever	EU10
<b>C</b>	68.611*** (0.299)	69.068*** (0.293)	67.745*** (0.417)	64.606*** (0.584)	69.426*** (0.906)	68.485*** (1.207)
<b>GDP</b> (v \$ PPP)	3.16E-04*** (1.10E-05)	2.73E-04*** (9.93E-06)	2.40E-04*** (3.08E-05)	2.53E-04*** (2.07E-05)	2.30E-04*** (2.99E-05)	2.36E-04*** (1.99E-05)
<b>IMOR</b>					-1.705** (0.825)	-1.19*** (0.331)
<b>EDU3_AT</b>				0.007 (0.006)		0.007 (0.005)
<b>EDU3_BE</b>				0.031*** (0.006)		0.031*** (0.006)
<b>EDU3_DE</b>				0.004*** (0.001)		0.001 (0.001)
<b>EDU3_DK</b>			0.023*** (0.003)	0.022*** (0.005)	0.021*** (0.003)	0.022*** (0.005)
<b>EDU3_FI</b>			0.012** (0.005)	0.01* (0.005)	0.011** (0.004)	0.011** (0.005)
<b>EDU3_FR</b>				0.009*** (0.001)		0.006*** (0.002)
<b>EDU3_LUX</b>				-1.192*** (0.363)		-1.023*** (0.344)
<b>EDU3_NL</b>			0.01*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.007*** (0.002)
<b>EDU3_SW</b>			0 (0.002)	-0.001 (0.002)	-6.45E-05 (0.002)	0 (0.002)
<b>EDU3_UK</b>				0.002** (0.001)		0.001 (0.001)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.92	0.77	0.98	0.93	0.98	0.94
<b>DW</b>	0.22	0.29	1.58	1.25	2.03	1.19
<b>fixné efekty</b>						
<b>_AT</b>		-0.194		4.418		1.425
<b>_BE</b>		0.493		-5.737		-8.246
<b>_DE</b>		0.149		-3.506		4.840
<b>_DK</b>	-1.539	-0.800	-2.820	0.084	-3.375	-2.832
<b>_FI</b>	0.099	0.678	0.245	3.491	-0.677	0.061
<b>_FR</b>		1.6		-10.457		-3.550
<b>_LUX</b>		-6.642		0.875		-2.352
<b>_NL</b>	-0.183	0.599	-2.485	0.472	-0.132	-0.452
<b>_SW</b>	1.623	2.290	5.060	8.035	4.184	4.841
<b>_UK</b>		0.586		2.043		4.873

Model 1, v ktorom vystupuje len premenná *GDP* a konštanta, potvrdzuje odhadnutými parametrami predpoklad o pozitívnom vplyve HDP na dĺžku života. Hodnoty DW sú veľmi nízke. Pridaním ďalších premenných v modeloch 5 a 6 sa hodnoty zvýšili. Konštantu *C*, odhadnutú vo všetkých modeloch, možno interpretovať ako priemernú dĺžku života. Jej hodnota sa pohybuje od 64.6 do 69.07 rokov. Modely 5 a 6 odhadujú vyššie hodnoty *C* pre sever ako pre EU10. Obyvateľstvo krajín severnej Európy sa podľa výsledkov v priemere dožíva vyššieho veku ako obyvateľstvo ďalších rozvinutých krajín. Ekonomickú situáciu reprezentuje premenná *GDP* – hodnota HDP per capita v PPP. V modeloch sa odhadnutý parameter pri *GDP* nachádza v intervale ( $2.3 \cdot 10^{-4}$   $3.2 \cdot 10^{-4}$ ). Ak by sa hodnota HDP per capita (v PPP) zvýšila ročne o 1000\$ znamenalo by to nárast dĺžky života o približne 0.275 roka. Za analyzované obdobie, v modeloch 5 a 6, 1998 - 2008 rástla hodnota HDP per capita vo všetkých krajinách. Priemerné zvýšenie HDP per capita za 10 rokov bolo 7323.12\$. Rast HDP tak prispel k predĺženiu života o 1.5 až 2 roky. V skutočnosti sa za sledované obdobie očakávaná dĺžka života zvýšili o 2.5 až 3.5 roka. Jej nárast ovplyvnili ďalšie premenné vystupujúce v modeloch. Model 6 odhaduje parameter pri *IMOR* záporný s hodnotou -1.705 pre sever a -1.19 pre EU10. Miera dojčenskej úmrtnosti klesala vo všetkých krajinách. Napríklad v Holandsku klesla z 1.035 na 0.698, čo podľa modelu 6 zvýši dĺžku života o 0.57 resp. 0.4 roka. Úroveň vzdelania tak isto prispieva k predĺžovaniu života. Počet študentov na 3.stupni – *EDU3* – stúpol od roku 1998 priemerne o 25%. Táto premenná bola odhadovaná ako špecifická premenná pre každú krajinu. Parametre boli odhadnuté ako kladné okrem Švédska a Luxemburska. Okrem toho, že pre Švédsko vzhádzal parameter záporný, podľa *t*-štatistiky bol nesignifikantný (t.j. počet študentov neovplyvňuje na dĺžku života). Pre Fínsko a Dánsko sú odhadované parametre medzi modelmi porovnateľné. Hodnota parametra pre Fínsko bola v modeloch 5 aj 6 odhadnutá približne na 0.022, pre Dánsko 0.011. Pre Holandsko sa hodnota parametra pohybuje od 0.006 do 0.01. Podľa modelov sa pri ročnom zvýšení počtu študentov o 10 000 dĺžka života zvýši o 0.11 (Dánsko) resp. 0.22 (Fínsko) roku. Dôležitú úlohu pri konečnej hodnote dĺžky života majú fixné efekty, špecifické pre jednotlivé krajiny. Fixné efekty vyjadrujú o koľko rokov je priemerná očakávaná dĺžka života vyššia resp. nižšia v jednotlivých krajinách oproti spoločnej priemernej dĺžke života (konštanta *C*). V roku 1998 bola dĺžka života vo Švédsku 79.34 zatiaľ čo v ostatných krajinách sa pohybovala okolo 77.5 rokov. Podobne aj v ďalších rokoch je očakávaná dĺžka života najvyššia vo Švédsku. Tento rozdiel je zachytený práve vo fixných efektoch, ktoré sú vo všetkých modeloch pre Švédsko kladné. Najnižšia dĺžka života je počas celého obdobia v Dánsku, čo sa prejavilo zápornými fixnými efektmi. Pre Holandsko a Fínsko sú fixné efekty kladné aj záporné ale blízke 0, čo znamená, že jednotlivé modely a vysvetľujúce premenné dobre popisujú vývoj očakávanej dĺžky života v týchto krajinách. Vplyv nepozorovateľných premenných je v tomto prípade malý.



Grafické porovnanie odhadnutej endogénnej premennej *LEX* pomocou modelu 6 a skutočných hodnôt pre severnú Európu zobrazuje Graf 4.3.:

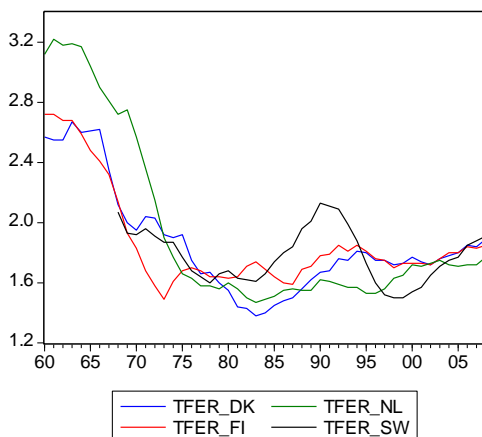
Graf 4.3.: Model 6 pre severnú Európu – skutočné (actual) a odhadnuté (baseline) hodnoty



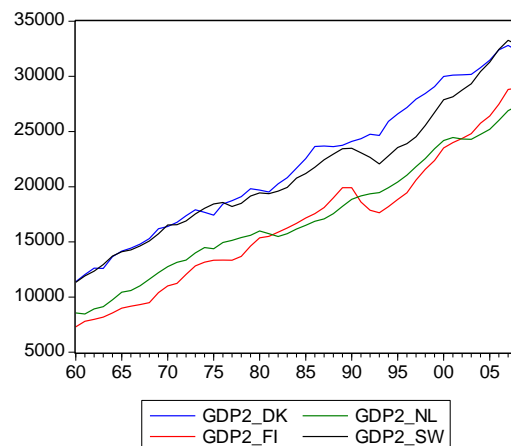
#### 4.4. Model pre celkovú mieru fertility

Pri analyzovaní demograficko-ekonomického paradoxu je postup rovnaký ako pri modelovaní vzťahu pre očakávanú dĺžku života. Teória nazvaná demograficko-ekonomický paradox hovorí o poklese miery fertility ako dôsledku ekonomického rastu.

Graf 4.4. Vývoj celkovej miery fertility



Graf 4.5.: Vývoj HDP per capita



V 60. a začiatkom 70. rokov miera fertility klesala. Jej ďalší vývoj bol podobný vo Fínsku, Holandsku a čiastočne aj Dánsku kde sa počas nasledujúceho obdobia ustálila okolo hodnoty 1.8. Vo Švédsku je miera fertility vyššia, počas sledovaného obdobia opakovane klesala a stúpala a od konca 90. rokov má znova mierne rastúci charakter. Ekonomický rast reprezentuje opäť hodnota HDP per capita. Vzhľadom na vývoj fertility je pre nasledujúce analýzy použitý údaje o HDP per capita v US\$ k roku 2000 (dlhšie časové rady). Pre porovnanie s výsledkami severnej Európy sú opäť odhadnuté modely aj pre rozšírený panel. Kvôli nedostatočnému počtu dát v novom paneli nevystupujú krajiny Francúzsko a Nemecko. V prípade niektorých ostatných krajín chýba tiež malý počet pozorovaní a teda odhadnuté panely už nie sú kompletne. Odhady sú pre obdobie 1960-2009.

Začneme s modelom odhadujúcim mieru fertility len na základe hodnoty HDP. Podľa vývoja miery fertility usudzujeme, že medzi *TFER* a *GDP* bude nelineárny vzťah. Tento možno vyjadriť cez logaritmus alebo hyperbolickou funkciou.

#### MODEL1

$$TFER_{it} = \alpha + \beta * \log(GDP_{it}) + c_i + \varepsilon_{it}$$

#### MODEL2

$$TFER_{it} = \frac{a + b_i}{GDP_{it} - d}$$

$$\frac{1}{TFER_{it}} = \alpha + \beta * GDP_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

Pre potvrdenie demograficko-ekonomického paradoxu by odhadovaný parameter  $\beta$  v modeli 1 mal byť záporný, v upravenom modeli 2 naopak kladný – aby zvýšenie hodnoty *GDP* viedlo k zníženiu *TFER*.

V ďalšom kroku je do modelu pridaná ďalšia exogénna premenná *MAR*. Počet manželstiev odzrkadľuje sociálnu situáciu, životný štýl obyvateľstva. Predpokladáme, že zvýšenie počtu manželstiev povedie aj k zvýšeniu celkovej miery fertility.

#### MODEL 3

$$\frac{1}{TFER_{it}} = \alpha + \beta * GDP_{it} + \gamma_i * MAR_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

V Tabuľke 4.5. je uvedený prehľad odhadnutých parametrov pre model so štyrmi krajinami aj rozšírený model s ôsmimi krajinami. Označenie \*\*\*/\*\*/\* predstavuje signifikanciu na úrovni 1% / 5% / 10%. Hodnoty v ( ) predstavujú štandardnú chybu.

Tabuľka 4.5.

	MODEL 1		MODEL 2		MODEL 3	
	sever	EU8	sever	EU8	sever	EU8
<b>C</b>	9.687*** (0.682)	9.036*** (0.431)	0.407*** (0.021)	0.448*** (0.014)	0.720*** (0.045)	0.729*** (0.039)
<b>GDP</b>			7.38E-06*** (1.02E-06)	5.80E-06*** (6.29E-07)	5.38E-06*** (9.86E-07)	3.58E-06*** (6.38E-07)
<b>log(GDP)</b>	-0.795*** (0.069)	-0.732*** (0.044)				
<b>MAR_AT</b>						-9.59E-06*** (1.22E-06)
<b>MAR_BE</b>						-2.49E-06** (1.05E-06)
<b>MAR_DK</b>					-1.68E-05*** (2.31E-06)	-1.69E-05*** (2.40E-06)
<b>MAR_FI</b>					-2.29E-06 (2.05E-06)	-3.72E-06* (2.03E-06)
<b>MAR_LUX</b>						-9.18E-06 (6.61E-05)
<b>MAR_NL</b>					-3.74E-06*** (7.43E-07)	-4.22E-06*** (7.42E-07)
<b>MAR_SW</b>					-1.94E-06** (9.02E-07)	-1.90E-06** (9.43E-07)
<b>MAR_UK</b>					-1.94E-06** (9.02E-07)	5.67E-08 (2.38E-07)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.42	0.46	0.22	0.24	0.47	0.46
<b>DW</b>	0.06	0.06	0.06	0.06	0.16	0.3
<b>fixné efekty</b>						
<b>_AT</b>		-0.159		0.045		0.257
<b>_BE</b>		-0.01		0.008		-0.088
<b>_DK</b>	0.101	0.127	-0.018	-0.024	0.283	0.318
<b>_FI</b>	-0.134	-0.089	0.016	0.002	-0.195	-0.13
<b>_LUX</b>		0.139		-0.019		-0.21
<b>_NL</b>	-0.019	0.024	0.013	-0.005	0.077	0.145
<b>_SW</b>	0.063	0.086	-0.012	-0.016	-0.198	-0.166
<b>_UK</b>		-0.002		-0.005		-0.259

V modeli 1 je parameter  $\beta$  kladný, v ďalších modeloch je záporný. Parametre  $\gamma_i$  sú špecifické pre jednotlivé krajiny ale všetky záporné, tj. tiež podľa teórie.

Odhadnuté parametre síce potvrdzujú hypotézu o negatívnom vplyve ekonomického rastu, ale štatisticky sú modely nedostatočné – veľmi nízke hodnoty DW štatistiky a  $R^2$ .

Nízke hodnoty DW štatistiky môžu poukazovať na prítomnosť autokorelácie, resp. dlhodobých vzťahov. V prípade použitia nevyvážených modelov ale nie je DW štatistika

relevantná. Rezíduá, odhadnuté v jednotlivých modeloch, mali vzhľadom na endogénnu premennú veľký rozptyl. To môže znamenať, že niektoré vzťahy stále neboli zachytené.

Krátkodobé zmeny v miere fertility môžu závisieť od náhlych zmien v hodnote HDP a zároveň môže existovať dlhodobý vzťah medzi premennými. Testy kointegrácie nezamietli dlhodobý vzťah medzi TFER<sub>it</sub> a GDP<sub>it</sub> jednoznačne, preto budeme ďalej odhadovať model aj s oneskorenými premennými.

#### MODEL 4

$$\begin{aligned} \mathbf{d}(TFER_{it}) &= \alpha + \beta_1 * \mathbf{dlog}(GDP_{it}) + \beta_2 * TFER_{it-1} + \beta_3 * \log(GDP_{it-1}) + \varepsilon_i \\ \mathbf{d}(TFER_{it}) &= \alpha + \underbrace{\beta_1 * \mathbf{dlog}(GDP_{it})}_{\text{krátkodobý vplyv}} + \underbrace{\beta_2 * \left\{ TFER_{it-1} + \frac{\beta_3}{\beta_2} * \log(GDP_{it-1}) \right\}}_{\text{dlhodobý vzťah}} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Rovnako je odhadnutý aj model s exogénnou premennou *MAR* špecifickou pre jednotlivé krajiny.

#### MODEL 5

$$\begin{aligned} \mathbf{d}(TFER_{it}) &= \alpha + \beta_1 * \mathbf{dlog}(GDP_{it}) + \gamma_{1i} * \mathbf{dMAR}_{it} + \beta_2 * TFER_{it-1} + \\ &+ \beta_3 * \log(GDP_{it-1}) + \gamma_{2i} * MAR_{it-1} + \varepsilon_i \\ \mathbf{d}(TFER_{it}) &= \alpha + \beta_1 * \mathbf{dlog}(GDP_{it}) + \gamma_{1i} * \mathbf{dMAR}_{it} + \\ &+ \beta_2 * \left\{ TFER_{it-1} + \frac{\beta_3}{\beta_2} * \log(GDP_{it-1}) + \frac{\gamma_{2i}}{\beta_2} * MAR_{it-1} \right\} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Oproti modelom 1, 2 a 3 došlo k zlepšeniu štatistických ukazovateľov. Podľa odhadnutých parametrov je dlhodobý vplyv ekonomického rastu pozitívny. Vplyv manželstiev sa ukazuje byť záporný a nesignifikantný. Tento výsledok nie je v súlade s teóriou, podľa ktorej predpokladáme, že dlhodobý vplyv HDP na celkovú mieru fertility bude negatívny a zvýšenie počtu manželstiev bude mať na celkovú mieru fertility pozitívny vplyv.

Dlhodobý vzťah možno modelovať aj v dvoch krokoch. V prvom kroku je odhadnutý vzťah medzi vysvetľujúcou premennou a vysvetľovanou premennou pomocou OLS odhadu.

$$TFER_{it} = \alpha + \beta * \log(GDP_{it}) + \varepsilon_{it}$$

V druhom kroku vytvoríme model pre krátkodobý aj dlhodobý vzťah, v ktorom bude dlhodobý vzťah zastúpený práve výsledkami z jednoduchého modelu.

## MODEL 6

$$TFER_{it} - \alpha - \beta * \log(GDP_{it}) = \varepsilon_{it}$$
$$d(TFER_{it}) = b_1 * d\log(GDP_{it}) + b_2 * [TFER_{it-1} - \alpha - \beta * \log(GDP_{it-1})]$$

Konštanta je zahrnutá v dlhodobom vzťahu a preto pre krátkodobý vzťah už ďalšia nemusí byť odhadnutá.

Použitím tejto metódy pre konkrétne panelové dáta dostávame nasledujúci odhad jednoduchého modelu (v tomto prípade bez fixných efektov), ktorý potom použijeme pri modelovaní v druhom kroku.

### Krajiny severnej Európy:

$$TFER_{it} = 8.682 - 0.693 * \log(GDP_{it}) + \varepsilon_{it}$$
$$d(TFER_{it}) = b_1 * d\log(GDP_{it}) + b_2 * [TFER_{it-1} - 8.682 + 0.693 * \log(GDP_{it-1})]$$

### Rozšírený panel - EU8:

$$d(TFER_{it}) = b_1 * d\log(GDP_{it}) + b_2 * [TFER_{it-1} - 7.846 + 0.611 * \log(GDP_{it-1})]$$

V takto odhadnutých modeloch sa ukazuje dlhodobý vzťah signifikantný, v oboch prípadoch so záporným parametrom. Rovnako aj odhadnutý parameter pri diferencii  $\log(GDP)$  je záporný, čo naznačuje negatívny vplyv zmien v raste HDP na zmeny v miere fertility. Model 6 ukazuje na existenciu dlhodobého vzťahu, modely 4 a 5 ale odhadujú závislosť, ktorá nepotvrďuje teóriu. Výstupy pre modely 4,5 a 6 sú v Prílohe I.

Keďže analýza takýchto panelov nepriniesla jednoznačné výsledky rovnaké modely boli odhadnuté aj pre balancované panelové súbory. Pre takéto panely musí byť analyzované obdobie skrátené. Pre krajiny severnej Európy možno pracovať s obdobím 1968 – 2009, pre rozšírený panel ide o obdobie 1973 – 2008. Opäť bol odhadnutý jednoduchý model (model 1, 2), rozšírený model 3 a modely pre dlhodobý a krátkodobý vzťah 4, 5 a 6.

Model 1 a model 2 boli pre krajiny severnej Európy nesignifikantné (nízke hodnoty F-štatistiky). V rozšírenom modeli 3, kde vystupujú aj manželstvá, sa nesignifikantný ukázal len parameter pri ekonomickej úrovni. Pre väčší panelový súbor (7 krajín EÚ) boli všetky modely štatisticky významné. Tieto modely ale odhadli pozitívnu vplyv ekonomického rastu na celkovú mieru fertility. Celkové výstupy modelu 1, 2 a 3 sú v Prílohe II. Modelovania dlhodobého a krátkodobého vzťahu (model 4, 5) odhadujú

pozitívny dlhodobý vplyv HDP. Zo štatistického hľadiska nevysvetľujú modely analyzovaný vzťah dostatočne. Hodnoty  $R^2$  sú pod 50%, hodnoty DW sú tiež nízke.

Modelovanie vzťahu celkovej miery fertility a ekonomického rastu krajiny nepotvrdilo teoretický predpoklad. Modely, v ktorých sa ukázala negatívna závislosť, nie sú dostatočné zo štatistického hľadiska. Ďalšie modely poukazujú na pozitívny vplyv ekonomickej situácie na celkovú mieru fertility. Dôvodom pre štatisticky nevyhovujúce modely, resp. modely nepodporujúce teóriu, mohli byť použité dáta ale aj nesprávne špecifikovaný model (vynechanie dôležitej vysvetľujúcej premennej). To by znamenalo, že vývoj miery fertility sa v rozvinutých krajinách Európy už neriadi vzťahom popísaným v kapitole 1.2. Ďalšia diskusia je súčasťou záverečnej kapitoly.

## 5. ZÁVER

Cieľom diplomovej práce bolo analyzovať vplyv ekonomických a sociálnych faktorov na demografickú situáciu v rozvinutých krajinách Európskej únie.

Prvé dve kapitoly prezentujú teoretické poznatky o demograficko-ekonomických procesoch a o ekonomickom a demografickom vývoji krajín severnej a západnej Európy.

Spomedzi demografických ukazovateľov boli vybrané dva – očakávaná dĺžka života a miera fertility, pre ktoré boli ďalej odhadované ekonometrické modely. Ako ekonometrický nástroj boli použité panelové modely, ktorých použitie a vlastnosti boli predmetom tretej kapitoly.

Podľa teórie je očakávaná dĺžka života pozitívne ovplyvnená ekonomickým vývojom v krajine. Preston navrhuje nelineárny konkávny vzťah medzi reálnym príjmom jednotlivca a dĺžkou života. Prestonova krivka reprezentuje predpoklad, že v rozvinutých krajinách sa ľudia dožívajú vyššieho veku ako v chudobnejších, rozvojových krajinách. Podobná závislosť sa očakáva aj v rámci jednotlivých krajiny. Hospodárske zmeny v krajine sa podieľajú aj na demografickom správaní, a popri ekonomickom raste sa zvyšuje aj hodnota očakávanej dĺžky života. Na základe tejto teórie boli odhadované modely, v ktorých ako endogénna premenná vystupuje očakávaná dĺžka života. Základnou exogénnou premennou bola hodnota HDP per capita reprezentujúca ekonomický stav krajiny. Ďalej boli pridané vysvetľujúce premenné reprezentujúce sociálnu situáciu.

Štatisticky významným ( $R^2=0.98$ ,  $DW=2.03$ ) sa ukázal model, v ktorom okrem HDP vystupuje miera dojčenskej úmrtnosti a počet študentov 3. stupňa štúdia.

$$LEX_{it} = \alpha + \beta_1 * GDP_{it} + \beta_2 * IMOR_{it} + \gamma_i * EDU3_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

Aj keď Preston predpokladá nelineárny vzťah, v modeli vystupuje HDP lineárne. Mohol byť použitý logaritmus príp. iná nelineárna funkcia. Vzhľadom na kratšie časové obdobie a výraznú podobnosť krajín sa dá ale očakávať, že nelinearita sa výrazne neprejaví. Miera dojčenskej úmrtnosti odzrkadľuje úroveň zdravotnej starostlivosti v krajine, počet študentov reprezentuje vzdelanostnú úroveň. Jednotlivé parametre vyšli v súlade s teoretickým predpokladom. Odhadovaný parameter  $\beta_1$  bol kladný, parameter  $\beta_2$  záporný a špecifické parametre  $\gamma_i$  opäť kladné. Model podporuje Prestonovu teóriu – ekonomický rast pozitívne vplýva na očakávanú dĺžku života. Ďalšie premenné, reprezentujúce úroveň zdravotnej starostlivosti a stupeň vzdelania populácie, sa ukázali tiež ako významné. K predĺžovaniu života prispieva aj zlepšenie zdravotnej starostlivosti, ktoré sa prejaví znížením miery dojčenskej úmrtnosti, a zvyšovanie vzdelanostnej úrovne. Výsledky odhadov teda ukazujú, že aj pri nezmenenej ekonomickej situácii môže dochádzať k zvyšovaniu hodnoty očakávanej dĺžky života. Krajina sa počas svojho vývoja neposúva

len pozdĺž Prestonovej krivky (horizontálny posun) ale dochádza aj k vertikálnemu posunu.

Porovnanie reálnych hodnôt očakávanej dĺžky života, v rokoch 2007 a 2008, a výsledkov z odhadnutého modelu 6 je Tabuľke 5.1..

Tabuľka 5.1.:

	Dánsko		Fínsko		Holandsko		Švédsko	
	2007	2008	2007	2008	2007	2008	2007	2008
skutočnosť	78.3	78.7	79.5	79.8	80.3	80.4	81	81.2
odhad	78.5	78.4	79.6	79.7	80.2	80.5	81.1	81

V všetkých odhadovaných modeloch vstupovala konštanta C, ktorá môže byť interpretovaná ako priemerná dĺžka života pre danú skupinu krajín. Ukázalo sa, že hodnota C je vyššia v modeloch pre krajiny severnej Európy ako v modeloch pre 10 krajín EÚ. Aj keď je táto hodnota upravovaná ešte vplyvom fixných efektov (špecifických pre jednotlivé krajiny) možno predpokladať, že obyvatelia Škandinávie sa dožívajú v priemere vyššieho veku ako populácia v západnej Európe. Jednotlivé odhady parametrov pri vysvetľujúcej premennej GDP (HDP per capita \$, PPP) sa pohybovali na úrovni  $2.3 \cdot 10^{-4}$  až  $3.2 \cdot 10^{-4}$ . Nárast hodnoty HDP per capita o 1000\$ tak podľa modelov zvýši dĺžku života približne o 0.275 roku. V 80. a 90. rokoch minulého storočia bolo medziročné zvýšenie HDP per capita, v rozvinutých krajinách, na úrovni 500\$ až 1000\$. Ekonomický rast sa odrazil aj v rastúcej hodnote dĺžky života. V posledných rokoch sa ekonomický rast spomalil a v niektorých krajinách dochádza aj k miernemu poklesu hodnoty HDP per capita (napr. vplyvom hospodárskej krízy vo svete). Vplyv ekonomickej situácie na dĺžku života už nebude taký výrazný. Zvýšenie hodnoty dĺžky života ovplyvňujú podľa analýzy aj ďalšie faktory – zdravotná starostlivosť, úroveň vzdelania. Napriek tomu, že úroveň zdravotníctva aj školstva je už v súčasnosti vo vyspelých krajinách EÚ na vysokej úrovni, stále je tu možnosť zlepšovania. V budúcnosti môžu mať práve tieto faktory rozhodujúci vplyv na zvýšenie dĺžky života. Medzi ukazovatele, ktoré by naopak mohli znížiť očakávanú dĺžku života, možno zaradiť najmä civilizačné ochorenia a nesprávny životný štýl – depresie, stres, kardiovaskulárne problémy, fajčenie. Tieto faktory sú však ťažko merateľné resp. zatiaľ nie je dostatočný počet dát, preto nemohli byť zaradené do analýzy.

Odhadnuté ekonometrické modely sú v súlade s teóriou a potvrdzujú, že ekonomický rast, spolu s pozitívnou sociálnou situáciou, prispieva k predĺžovaniu života.

Napriek tomu, že ekonometrické modely odhadli pozitívne vzťahy treba si uvedomiť, že dĺžka života sa nebude zvyšovať neustále. Z biologického hľadiska stále existujú hranice pre dĺžku života, ktoré by mohol posunúť len výrazný medicínsky pokrok.



Druhým odhadovaným bol vzťah medzi celkovou mierou fertility a blahobytom krajiny – demograficko-ekonomický paradox. Hlavnou vysvetľujúcou premennou bola aj v tomto prípade hodnota HDP per capita. Ďalej bol model rozšírený o údaje o počte manželstiev *MAR*. Táto premenná mala reprezentovať sociálnu situáciu v krajine a podľa predpokladu mal byť jej vplyv na celkovú mieru fertility pozitívny. V prvej časti boli odhadované modely z nekompletných panelových súborov (obdobie 1960-2009). Modely, ktoré boli odhadnuté, potvrdzovali hodnotami parametrov teóriu, ale neboli štatisticky vyhovujúce. Riešením bolo odhadnúť dlhodobý aj krátkodobý vzťah medzi endogénnou a exogénnymi premennými. V novom modeli bola vysvetľovanou premennou prvá diferenciacia miery fertility. Model odhadoval krátkodobý vplyv rastu HDP cez prvú diferenciu a dlhodobý vplyv cez oneskorené hodnoty  $\log(\text{HDP})$  a miery fertility. Tento model bol tiež rozšírený o vplyv premennej *MAR*. Napriek zlepšeniu štatistických vlastností modelov, odhady týchto modelov neboli v súlade s prezentovanou teóriou. Krátkodobý vplyv oboch premenných sa, v niektorých prípadoch ukázal ako nesignifikantný, a dlhodobý vplyv rastu HDP pozitívny.

Následne boli odhadované modely pre balancované panely (1968/73-2008). Výsledky týchto modelov skôr odhadujú pozitívny vplyv ekonomického rastu na mieru fertility. Podľa niektorých modelov (balancované modely 2,3 pre severnú Európu) je vplyv premennej HDP per capita nesignifikantný. Demograficko-ekonomický paradox tak pre rozvinuté krajiny Európy nebol potvrdený.

Modely boli odhadované z údajov od roku 1960 do roku 2009. Na začiatku obdobia fertilita klesá ale okolo roku 1975 sa pokles výrazne spomaľuje, napriek tomu že hodnoty HDP naďalej rástli a poukazovali na priaznivý ekonomický vývoj. V ďalšom období sa vo väčšine krajín pohybuje miera fertility od 1.5 do 1.9 a jej vývoj je ustálený (s výnimkou Švédska).

V rokoch 1960-1975 sa krajiny severnej a západnej Európy nachádzali na konci tretej fázy demografickej transformácie. Typickou črtou pre túto fázu je, že vzhľadom na ekonomický rozvoj krajiny sa menia sociálne podmienky a životná úroveň. Dôsledkom toho je aj znižovanie fertility a miery pôrodnosti, ktorá sa postupne dostáva na hodnoty blízke miere úmrtnosti. V druhom období, po roku 1975, sa zmenil vývoj miery fertility. Napriek pokračujúcemu rastu HDP per capita sa pokles fertility výrazne spomalil. V tomto období prešli krajiny do štvrtej fázy demografickej transformácie, kedy sa hodnoty hrubej miery úmrtnosti aj pôrodnosti postupne stabilizujú na veľmi blízkych hodnotách.

Výsledky analýzy ukazujú, že na konci tretej a vo štvrtej fáze demografickej transformácie sa už demograficko-ekonomický paradox neprejaví. Vzťah medzi celkovou mierou fertility a ekonomickou situáciou sa v tomto období mení, možno aj úplne vytráca. V druhej a tretej fáze demografickej transformácie je ekonomický rast spájaný hlavne s technologickým pokrokom a industrializáciou. Tieto výrazné zmeny sú príčinou sociálnych a demografických zmien a vedú k zníženiu celkovej miery fertility tak ako je popísané

v kapitolách 1.1. a 1.2.. Vo štvrtej fáze vedie rast HDP per capita hlavne k zlepšeniu finančnej situácii jednotlivca. Pre obyvateľstvo, ktoré už dosiahlo určitý životný štandard, nemusí byť toto zlepšenie smerodajné a nemusí ovplyvňovať rozhodnutie mať deti. Rast HDP už nemusí mať vplyv na celkovú mieru fertility. Významnými sa pri jej ďalšom vývoji stávajú iné faktory – životný štýl obyvateľstva, preferované hodnoty, úroveň vzdelávacích inštitúcií, výška výdavkov na starostlivosť o deti, úroveň štátnych príspevkov na podporu rodín s deťmi.

Na druhej strane, obyvateľstvo z nižších sociálnych skupín môže zlepšenie finančnej situácie využiť a práve kvôli možnosti lepšieho finančného zabezpečenia sa rozhodnúť pre založenie rodiny resp. výchovu detí. V poslednej fáze demografickej transformácie môže byť teda fertilita ovplyvňovaná hodnotou HDP per capita aj pozitívne. Taktiež HDP môže byť korelované so spomínanými faktormi a nepriamo ovplyvňovať fertilitu pozitívne. Ak by v krajine pretrvával ekonomický rast dalo by sa uvažovať o opätovnom raste celkovej miery fertility na konci štvrtej fázy demografickej transformácie.

Pre analyzovanie prípadných vzťahov by bolo vhodné rozšíriť panel o väčší počet rozvinutých krajín a zaradiť spomenuté ukazovatele medzi vysvetľujúce premenné. Takáto analýza by mohla odhaliť aký je vzťah medzi mierou fertility a ekonomickou situáciou vo štvrtej fáze demograficko-ekonomickej situácie, resp. či vôbec vzťah existuje. Prípadné potvrdenie pozitívneho vzťahu, resp. určenie nových vzťahov, by mohlo prispieť k riešeniu problému starnutia populácie (kapitola 2.3.).

## BIBLIOGRAFIA

- [1] Azomahou, T., Mishra T.: Age dynamics and economic growth: Revisiting the nexus in a nonparametric setting, Elsevier 2007.
- [2] Baltagi, B. H.: Econometric Analysis of Panel Data, John Wiley & Sons Ltd, 3th Edition, England, 2005.
- [3] Breitung, J., Pesaran M.H.: Unit Roots and Cointegration in Panel, Working Paper No. 1565, CES Info Group Munich 2005.
- [4] Crespo-Cuaresma, J., Fidrmuc, J., MacDonald R.: Monetárny model výmenného kurzu Slovenskej koruny, Ekonomický časopis, Vol. 52, no. 8, s. 915-928, 2004.
- [5] Gujarati, D.N.: Basic econometrics, 4th Edition, McGraw-Hill, New York, 2004.
- [6] Hsiao, Ch.: Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, 2nd Edition 2003.
- [7] Fidrmuc, J.: Prednášky zo semináru z ekonómie, FMFI UK, Bratislava, 2011.
- [8] Kolektív autorov ESCAP: Development of Health Systems in the Context of Enhancing Economic Growth towards Achieving the Millennium Development Goals in Asia and the Pacific, The United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, 2007.
- [9] Kotovová, K.: Modelovanie rovnovážneho výmenného kurzu pomocou panelových modelov, Diplomová práca, FMFI UK, Bratislava 2005.
- [10] Levin, A., Lin, C.-F., Chu, C.-S. J.: Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, Journal of Econometrics 108, 1-24, 2002.
- [11] Lukáčik, M., Lukáčiková, A., Szomolányi, K.: Panelové dáta v programe EViews, FHI, Ekonomická univerzita v Bratislave, 2010.
- [12] Lukáčik, M., Pekár, J.: Kointegračná analýza v ekonometrii, FHI, Ekonomická univerzita v Bratislave, 2006.
- [13] Mason, A.: Economic Demography, Handbook on Population, Michael Micklin and Dudley Poston, eds., Kluwer Academic/Plenum Publishers, 2005.
- [14] Němec, D.: Komparace demografického vývoje Maďarska a Polska v období transformace, Working Paper 5/2007, Centrum výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky, 2007.
- [15] Novák, P.: Analýza panelových dat, Acta Oeconomica Pragensia, roč.15, č.1, 2007.
- [16] Novota, M.: Škandinávsky model sociálneho štátu, Bratislava, 2004.
- [17] Pedroni, P., College W.: Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, Econometric Theory, 20, 597–625, USA, 2004.
- [18] Ringen, S.: Europe on the Brink of Decline: Where Its Population Crisis Can Take Us, Review of the State of the World Population, UNFPA, New York, 2002.
- [19] Databáza Eurostatu  
[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database)
- [20] Databáza OECD  
<http://stats.oecd.org/Index.aspx>
- [21] <http://www.wikipedia.org/>
- [22] Databáza World Data Bank  
<http://databank.worldbank.org/ddp/home.do>
- [23] <http://www.marathon.uwc.edu/geography/demotrans/demtran.htm>
- [24] Kurz demografie: <http://webcast.berkeley.edu/courses.php?semesterid=2009-B>

# PRÍLOHA I.

## Modelovanie miery fertility – nebalancované modely 4, 5 a 6 pre severnú Európu MODEL 4

Dependent Variable: D(TFER?)		Method: Pooled Least Squares		
Sample (adjusted): 1961 2009		Cross-sections included: 4		
Included observations: 49 after adjustments				
Total pool (unbalanced) observations: 188				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.498684	0.202608	-2.461327	0.0148
DLOG(GDP2?)	-0.176720	0.203298	-0.869266	0.3858
LOG(GDP2?(-1))	0.055537	0.018559	2.992487	0.0031
TFER?(-1)	-0.031634	0.015488	-2.042528	0.0425
R-squared	0.181215	Mean dependent var	-0.016223	
Adjusted R-squared	0.167865	S.D. dependent var	0.072112	
S.E. of regression	0.065781	Akaike info criterion	-2.583914	
Sum squared resid	0.796202	Schwarz criterion	-2.515054	
Log likelihood	246.8879	F-statistic	13.57440	
Durbin-Watson stat	1.023241	Prob(F-statistic)	0.000000	

## MODEL 5

Dependent Variable: D(TFER?)		Method: Pooled Least Squares		
Sample (adjusted): 1961 2009		Cross-sections included: 4		
Included observations: 49 after adjustments				
Total pool (unbalanced) observations: 188				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.405821	0.243199	-1.668680	0.0970
DLOG(GDP2?)	-0.335138	0.205193	-1.633284	0.1042
LOG(GDP2?(-1))	0.050176	0.022048	2.275720	0.0241
TFER?(-1)	-0.037970	0.017923	-2.118562	0.0355
_DK-D(MAR_DK)	9.12E-06	5.46E-06	1.668201	0.0971
_FI-D(MAR_FI)	2.49E-06	6.77E-06	0.367746	0.7135
_NL-D(MAR_NL)	7.86E-06	2.34E-06	3.357212	0.0010
_SW-D(MAR_SW)	-4.94E-07	7.83E-07	-0.630784	0.5290
_DK-MAR_DK(-1)	-8.77E-07	1.03E-06	-0.852886	0.3949
_FI-MAR_FI(-1)	-6.06E-07	1.18E-06	-0.512783	0.6087
_NL-MAR_NL(-1)	-2.97E-07	3.91E-07	-0.758475	0.4492
_SW-MAR_SW(-1)	-4.85E-07	8.04E-07	-0.603594	0.5469
R-squared	0.257180	Mean dependent var	-0.016223	
Adjusted R-squared	0.210753	S.D. dependent var	0.072112	
S.E. of regression	0.064064	Akaike info criterion	-2.596175	
Sum squared resid	0.722332	Schwarz criterion	-2.389594	
Log likelihood	256.0405	F-statistic	5.539530	
Durbin-Watson stat	1.138905	Prob(F-statistic)	0.000000	

## MODEL 6

Dependent Variable: D(TFER?)		Method: Pooled Least Squares		
Sample (adjusted): 1961 2009		Cross-sections included: 4		
Included observations: 49 after adjustments				
Total pool (unbalanced) observations: 188				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GDP2?)	-0.636465	0.153563	-4.144661	0.0001
TFER?(-1)+0.693*LOG(GDP2?(-1))-8.682	-0.034838	0.016524	-2.108322	0.0363
R-squared	0.056362	Mean dependent var	-0.016223	
Adjusted R-squared	0.051289	S.D. dependent var	0.072112	
S.E. of regression	0.070238	Akaike info criterion	-2.463270	
Sum squared resid	0.917611	Schwarz criterion	-2.428840	
Log likelihood	233.5474	F-statistic	11.10947	
Durbin-Watson stat	0.939805	Prob(F-statistic)	0.001036	

# PRÍLOHA I.

## Modelovanie miery fertility – nebalancované modely 4, 5 a 6 pre rozšírený panel EU8

### MODEL 4

Dependent Variable: D(TFER?)		Method: Pooled Least Squares		
Sample (adjusted): 1981 2009		Cross-sections included: 8		
Included observations: 49 after adjustments				
Total pool (unbalanced) observations: 360				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.299823	0.120880	-2.480340	0.0136
DLOG(GDP2?)	-0.143104	0.134338	-1.065252	0.2875
LOG(GDP2?(-1))	0.035006	0.010866	3.221698	0.0014
TFER?(-1)	-0.031285	0.010925	-2.863639	0.0044
R-squared	0.140201	Mean dependent var	-0.016028	
Adjusted R-squared	0.132956	S.D. dependent var	0.065125	
S.E. of regression	0.060641	Akaike info criterion	-2.756629	
Sum squared resid	1.309146	Schwarz criterion	-2.713451	
Log likelihood	500.1933	F-statistic	19.35015	
Durbin-Watson stat	1.055082	Prob(F-statistic)	0.000000	

### MODEL 5

Dependent Variable: D(TFER?)		Method: Pooled Least Squares							
Sample (adjusted): 1981 2009		Cross-sections included: 8							
Included observations: 49 after adjustments									
Total pool (unbalanced) observations: 358									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.282331	0.161540	-1.747751	0.0814	_AT--MAR_AT(-1)	-8.11E-07	5.84E-07	-1.387782	0.1661
DLOG(GDP2?)	-0.213171	0.138792	-1.535899	0.1255	_BE--MAR_BE(-1)	-4.11E-07	4.65E-07	-0.884917	0.3768
LOG(GDP2?(-1))	0.036825	0.014294	2.576296	0.0104	_DK--MAR_DK(-1)	-1.10E-06	7.83E-07	-1.411348	0.1591
TFER?(-1)	-0.030218	0.012275	-2.461870	0.0143	_FI--MAR_FI(-1)	-1.04E-06	9.16E-07	-1.134960	0.2572
_AT--D(MAR_AT)	-5.30E-07	1.11E-06	-0.476938	0.6337	_LUX--MAR_LUX(-1)	-2.53E-05	1.20E-05	-2.112705	0.0354
_BE--D(MAR_BE)	4.83E-06	4.79E-06	1.008266	0.3140	_NL--MAR_NL(-1)	-4.36E-07	3.02E-07	-1.445792	0.1492
_DK--D(MAR_DK)	8.45E-06	4.99E-06	1.692814	0.0914	_SW--MAR_SW(-1)	-6.19E-07	6.15E-07	-1.006415	0.3149
_FI--D(MAR_FI)	1.38E-06	6.14E-06	0.224988	0.8221	_UK--MAR_UK(-1)	-5.33E-08	7.60E-08	-0.701728	0.4833
_LUX--D(MAR_LUX)	0.000109	8.07E-05	1.350498	0.1778					
_NL--D(MAR_NL)	6.93E-06	2.10E-06	3.304194	0.0011					
_SW--D(MAR_SW)	-5.73E-07	6.91E-07	-0.829043	0.4077					
_UK--D(MAR_UK)	2.31E-06	1.05E-06	2.195682	0.0288					
R-squared	0.218780	Mean dependent var	-0.016453						
Adjusted R-squared	0.174866	S.D. dependent var	0.065057						
S.E. of regression	0.059096	Akaike info criterion	-2.765055						
Sum squared resid	1.180419	Schwarz criterion	-2.548265						
Log likelihood	514.9448	F-statistic	4.981939						
Durbin-Watson stat	1.150067	Prob(F-statistic)	0.000000						

### MODEL 6

Dependent Variable: D(TFER?)		Method: Pooled Least Squares		
Sample (adjusted): 1981 2009		Cross-sections included: 8		
Included observations: 49 after adjustments				
Total pool (unbalanced) observations: 360				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GDP2?)	-0.524065	0.099236	-5.280996	0.0000
TFER?(-1)+0.611*LOG(GDP2?(-1))-7.846	-0.030959	0.011523	-2.686748	0.0076
R-squared	0.034934	Mean dependent var	-0.016028	
Adjusted R-squared	0.032239	S.D. dependent var	0.065125	
S.E. of regression	0.064067	Akaike info criterion	-2.652243	
Sum squared resid	1.469428	Schwarz criterion	-2.630653	
Log likelihood	479.4037	F-statistic	12.95924	
Durbin-Watson stat	0.994444	Prob(F-statistic)	0.000363	

## PRÍLOHA II.

### Modelovanie miery fertility –balancované modely 1 a 2

**MODEL 1 – severná Európa**

Dependent Variable: TFER?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1968 2009				
Included observations: 42 after adjustments				
Cross-sections included: 4				
Total pool (balanced) observations: 168				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.379053	0.644695	5.241316	0.0000
LOG(GDP2?)	-0.164496	0.064982	-2.531412	0.0123
Fixed Effects (Cross)				
_DK--C	0.008103			
_FI--C	-0.032011			
_NL--C	-0.031755			
_SW--C	0.055664			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.049376	Mean dependent var	1.747560	
Adjusted R-squared	0.026048	S.D. dependent var	0.208833	
S.E. of regression	0.208096	Akaike info criterion	-0.291643	
Sum squared resid	6.923489	Schwarz criterion	-0.198668	
Log likelihood	29.49803	F-statistic	2.116578	
Durbin-Watson stat	0.106687	Prob(F-statistic)	0.081055	

**MODEL 2 – severná Európa**

Dependent Variable: 1/TFER?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1968 2009				
Included observations: 42 after adjustments				
Cross-sections included: 4				
Total pool (balanced) observations: 168				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.563587	0.020163	27.95193	0.0000
GDP2?	7.47E-07	9.32E-07	0.801632	0.4239
Fixed Effects (Cross)				
_DK--C	0.002086			
_FI--C	0.000296			
_NL--C	0.013362			
_SW--C	-0.015744			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.028423	Mean dependent var	0.579306	
Adjusted R-squared	0.004581	S.D. dependent var	0.060940	
S.E. of regression	0.060800	Akaike info criterion	-2.733147	
Sum squared resid	0.602551	Schwarz criterion	-2.640172	
Log likelihood	234.5843	F-statistic	1.192142	
Durbin-Watson stat	0.113579	Prob(F-statistic)	0.316270	

**MODEL 1 – EU8**

Dependent Variable: TFER?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1973 2008				
Included observations: 34 after adjustments				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 272				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.971190	0.324004	2.997465	0.0030
LOG(GDP2?)	0.069993	0.032526	2.151935	0.0323
Fixed Effects (Cross)				
_AT--C	-0.139793			
_BE--C	0.004241			
_DK--C	0.009359			
_FI--C	0.062293			
_LUX--C	-0.115746			
_NL--C	-0.042831			
_SW--C	0.093579			
_UK--C	0.128899			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.344148	Mean dependent var	1.668235	
Adjusted R-squared	0.324198	S.D. dependent var	0.151411	
S.E. of regression	0.124471	Akaike info criterion	-1.296964	
Sum squared resid	4.074649	Schwarz criterion	-1.177654	
Log likelihood	185.3871	F-statistic	17.25061	
Durbin-Watson stat	0.168010	Prob(F-statistic)	0.000000	

**MODEL 2 – EU8**

Dependent Variable: 1/TFER?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1973 2008				
Included observations: 34 after adjustments				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 272				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.638181	0.010466	60.97585	0.0000
GDP2?	-1.53E-06	4.57E-07	-3.340416	0.0010
Fixed Effects (Cross)				
_AT--C	0.054781			
_BE--C	-0.005972			
_DK--C	-0.002550			
_FI--C	-0.028617			
_LUX--C	0.048424			
_NL--C	0.011580			
_SW--C	-0.031416			
_UK--C	-0.048231			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.374756	Mean dependent var	0.604390	
Adjusted R-squared	0.355737	S.D. dependent var	0.055159	
S.E. of regression	0.044274	Akaike info criterion	-3.364298	
Sum squared resid	0.515535	Schwarz criterion	-3.244988	
Log likelihood	466.5445	F-statistic	19.70446	
Durbin-Watson stat	0.162310	Prob(F-statistic)	0.000000	

## PRÍLOHA II.

### Modelovanie fertility –balancovaný model 3

#### MODEL 3 – severná Európa

Dependent Variable: 1/TFER?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1968 2009				
Included observations: 42 after adjustments				
Cross-sections included: 4				
Total pool (balanced) observations: 168				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.791885	0.033351	23.74398	0.0000
GDP2?	-9.73E-08	8.71E-07	-0.111712	0.9112
_DK--MAR_DK	-1.19E-05	2.10E-06	-5.681188	0.0000
_FI--MAR_FI	-7.10E-07	1.68E-06	-0.423466	0.6725
_NL--MAR_NL	-3.93E-06	5.81E-07	-6.757675	0.0000
_SW--MAR_SW	-1.81E-06	6.49E-07	-2.787957	0.0060
Fixed Effects (Cross)				
_DK--C	0.186377			
_FI--C	-0.191804			
_NL--C	0.154753			
_SW--C	-0.149326			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.390436	Mean dependent var	0.579306	
Adjusted R-squared	0.359766	S.D. dependent var	0.060940	
S.E. of regression	0.048761	Akaike info criterion	-3.151703	
Sum squared resid	0.378039	Schwarz criterion	-2.984348	
Log likelihood	273.7431	F-statistic	12.73025	
Durbin-Watson stat	0.289603	Prob(F-statistic)	0.000000	

#### MODEL 3 – EU8

Dependent Variable: 1/TFER?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1973 2008				
Included observations: 33 after adjustments				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 264				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.756810	0.026284	28.79361	0.0000
GDP2?	-1.64E-06	4.97E-07	-3.305508	0.0011
_AT--MAR_AT	-3.47E-06	9.92E-07	-3.494225	0.0006
_BE--MAR_BE	-1.25E-06	7.42E-07	-1.686762	0.0929
_DK--MAR_DK	-1.03E-05	2.03E-06	-5.083032	0.0000
_FI--MAR_FI	3.61E-06	2.21E-06	1.632216	0.1039
_LUX--MAR_LUX	-8.90E-05	4.15E-05	-2.143565	0.0330
_NL--MAR_NL	-1.18E-06	7.94E-07	-1.484786	0.1389
_SW--MAR_SW	-1.45E-06	5.51E-07	-2.628065	0.0091
_UK--MAR_UK	-3.20E-07	1.46E-07	-2.187477	0.0296
Fixed Effects (Cross)				
_AT--C	0.090920			
_BE--C	-0.049683			
_DK--C	0.214737			
_FI--C	-0.242125			
_LUX--C	0.122593			
_NL--C	-0.001250			
_SW--C	-0.087308			
_UK--C	-0.047885			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.494602	Mean dependent var	0.605204	
Adjusted R-squared	0.461863	S.D. dependent var	0.054976	
S.E. of regression	0.040329	Akaike info criterion	-3.521257	
Sum squared resid	0.401731	Schwarz criterion	-3.290987	
Log likelihood	481.8059	F-statistic	15.10771	
Durbin-Watson stat	0.379395	Prob(F-statistic)	0.000000	