

PA 20210

Цг 35141343

УНИВЕРЗИТЕТ У БЕОГРАДУ  
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ  
БЕОГРАД

ВЛАДИМИР М. НИКИТОВИЋ

ПРОБАБИЛИСТИЧКИ ПРИСТУП ПРОЈЕКТОВАЊУ  
СТАНОВНИШТВА СРБИЈЕ

– ДОКТОРСКА ДИСЕРТАЦИЈА –

БЕОГРАД, 2008.

**Ментор:**

проф. др Биљана Радивојевић,

Економски факултет Универзитета у Београду, Београд

**Чланови Комисије:**

Проф. др Милена Спасовски,

Географски факултет Универзитета у Београду, Београд

др Олгица Бошковић, доцент,

Економски факултет Универзитета у Београду, Београд

**Докторат демографских наука**

30. 4. 2009 г.

## ПРОБАБИЛИСТИЧКИ ПРИСТУП ПРОЈЕКТОВАЊУ СТАНОВНИШТВА СРБИЈЕ

### Апстракт

Традиционални приступ третирања неизвесности у пројекцијама становништва путем формулисања варијанти у распону од високе до ниске не може се сматрати задовољавајућим јер је нејасно колика је вероватноћа да ће интервал између варијанти покрити стварну величину популације. Такође, варијанте детерминистичких пројекција нису међусобно конзистентне будући да нетачно одражавају релативну неизвесност различитих типова показатеља као што су број становника, стопа фертилитета и коефицијенти старосне зависности. Иако је брз развој техника пробабилистичког прогнозирања популације у последњих деценију-две омогућио превазилажење бројних ограничења конвенционалних детерминистичких прогноза, стохастички приступ још увек није нашао своје место у званичним пројекцијама.

Кроз примену тих техника ова дисертација представља прву свеобухватну пробабилистичку прогнозу становништва Србије. У ту сврху користи три главна метода овог приступа: екстраполацију временских серија, анализу историјских пројекционих грешака и метод експертског мишљења. На примеру популационе прогнозе Србије до 2050, показано је како елементи ова три метода могу бити комбиновани приликом израчунавања интервала предвиђања будуће популације и њене полно-старосне структуре. Анализиране су сличности и разлике са најновијом званичном пројекцијом Републичког завода за статистику, 2002-2032, као и са доступним стохастичким пројекцијама других држава. Посебна пажња посвећена је изградњи условних стохастичких прогноза као начину да се кориснику понуди сценаристичка интерпретација стохастичких резултата.

Пробабилистичка прогноза показује да ће се Србија суочити са интензивирањем популационог старења без шанси да се тај процес врати на данашњи ниво. С обзиром на актуелни тренд популационог смањења државе, пораст плодности је један од два неопходна услова да се у наредним деценијама поврати данашњи број становника. Други је снажан прилив имиграната, који је могућ тек уз суштинску промену политичких и економских услова у земљи. Чак и тада, шансе су свега 12% да ће Србија 2050. имати више становника него данас.

Кључне речи: пробабилистичка прогноза, Србија, неизвесност, популационо старење, условна стохастичка прогноза

## **PROBABILISTIC APPROACH TO PROJECTING THE POPULATION OF SERBIA**

### **Abstract**

The traditional way of dealing with uncertainty in population projections through high and low variants is unsatisfactory because it remains unclear how likely it is that the interval between these variants will cover the actual population size. Besides, variants of deterministic projections are internally inconsistent in the sense that they misrepresent the relative uncertainty in different measures such as population size, fertility, and old-age dependency ratios. Even the techniques of probabilistic population forecasting are increasingly being recognised as a profitable means of overcoming many of the limitations of conventional deterministic forecasts, probabilistic approaches have not yet found their way into official population projections.

This dissertation applies these techniques to present the first comprehensive set of probabilistic population forecasts for Serbia. It reviews three main methods to compute probabilistic forecasts, namely time series extrapolation, analysis of historical forecast errors, and expert judgement. It was illustrated, by the case of Serbia up to 2050, how elements of these three methods can be combined when computing prediction intervals for a population's future size and age-sex composition. Stochastic results are compared with those of the latest official population forecast computed by Statistical Office of Serbia for period 2002-2032 as well as with the results of available stochastic forecasts for other countries. Special attention is dedicated to constructing conditional stochastic forecasts as a way of overcoming the lack of scenario-based interpretation in stochastic results.

Stochastic forecast shows that Serbia will face significant population ageing with no chances to revert the process during the projection. With respect to decreasing trend of population size, fertility increase is one of two indispensable conditions if Serbia wants to restore its current size. The other is huge immigration that could be accomplished if the country experience fundamental political and economic changes in the forthcoming period. Even then, there is only 12 percent probability that Serbia's population size in 2050 will be higher than it is today.

**Key words:** probabilistic forecast, Serbia, uncertainty, population ageing, conditional stochastic forecasts

## Садржај

Увод .....	1
I Теоријско-методолошки приступи пројектовању становништва .....	9
1. Пројекциона методологија.....	13
Кохортно-компонентни метод .....	13
Алтернативни методи .....	17
2. Изражавање неизвесности у пројекцијама становништва.....	22
Детерминистички приступ .....	22
Пробабалистички приступ .....	26
3. Зашто је пробабалистички приступ неопходан? .....	32
4. Основне одлике и методи пробабалистичког приступа.....	37
Карактеристике приступа .....	38
Методи изражавања неизвесности .....	44
Практична питања примене .....	51
II Методологија пробабалистичке пројекције становништва Србије.....	58
1. Моделирање фертилитета .....	65
Претпоставке о стопи укупног фертилитета .....	65
Анализа емпиријске грешке у званичним пројекцијама 1961-1991. ....	69
Компарација хипотеза – детерминистички и стохастички приступ .....	74
2. Моделирање морталитета.....	77
Претпоставке о очекиваном трајању живота живорођених.....	77
Анализа емпиријске грешке у званичним пројекцијама 1953-1991. ....	85
3. Моделирање миграција.....	90
Претпоставке о нето миграционом салду .....	95
III Резултати .....	102
1. Пробабалистичка пројекција становништва Србије, 2005-2050. ....	102
Старосна структура .....	104
Процес популационог старења.....	110

2. Пробабистички и детерминистички приступ: компарација резултата.....	121
Укупно становништво .....	121
Коефицијенти зависности.....	126
3. Условне пробабистичке пројекције становништва Србије.....	129
Методолошки оквир.....	129
Резултати .....	133
Компарација са званичном пројекцијом РЗС.....	142
4. Компарација са стохастичким резултатима других држава.....	147
Закључна разматрања.....	155
Литература и извори.....	167
Прилози .....	175

## Увод

Демографска будућност сваке државе је неизвесна. Другим речима, не постоји само једна могућа будућност, већ много њих, од којих су неке вероватније од других. Наиме, у просеку људи живе дуго, одликује их релативно дуг размак између рођења и добијања деце, и под утицајем су демографских стопа са веома правилним старосним обрасцима, који се генерално веома споро мењају (Lee, 1998). Због тога је демографски развој популације поуздано предвидив током прилично дугог периода у поређењу са економским варијаблама или, пак, временом. Међутим, и поред тога, демографско прогнозирање повлачи за собом добар део неизвесности. На пример, знамо да је извесно да ће становништво Србије, као уосталом и готово целе Европе, убрзано демографски старити све до 2030-2035. године због уласка популационо бројних *baby-boom* генерација у групе старог становништва. Међутим, оно што не знамо је колики ће део ових генерација доживети старост или колико ће се потенцијалних радника родити и проживети своје године у радном добу да би помогло издржавање старијих.

Један од главних закључака из спроведених анализа прецизности националних пројекција становништва, објављених од стране статистичких завода у развијеним западним земљама након Другог светског рата, је да је лакше предвидети главне резултате следеће популационе пројекције у одређеној земљи него предвидети саму популацију те земље (Keilman, 2001). Другим речима, стварно кретање фертилитета, морталитета и миграција је много нестабилније него што се обично претпоставља у пројекцијама. Наиме, анализа популационих пројекција већине европских земаља, укључујући и Србију, указује на фрапантну сличност у прогнозираним вредностима у свакој новој пројекцији у поређењу са претходном, док су стварни показатељи често показивали прилично другачији развој. Тако је оштар пад фертилитета током 1970-их (у Србији већ током 1960-их) дошао као изненађење за већину аутора пројекција, али и демографа уопште. Међутим, крупне грешке у овом периоду нису резултирале само прецењивањем броја рођених, већ и потцењивањем броја старих (нарочито оних најстаријих) услед песимистичких претпоставки о кретању морталитета. Посебно питање су грешке у предвиђању међудржавних миграција, с обзиром да су оне детерминисане крајње непредвидивим политичким, економским и правним факторима.

Главни разлог зашто прогнозе греше је наше ограничено схватање демографског понашања, будући да још увек не постоје валидне бихејвиоралне теорије које би у довољном степену објасниле демографске појаве (Keyfitz, 1982; NRC, 2000). Када знамо да је демографске процесе тешко објаснити, онда је јасно зашто их је још теже предвидети. Актуелна пракса међу ауторима пројекција је да анализирају правилности и неправилности у историјском развоју главних демографских варијабли, попут стопе укупног фертилитета, да разумеју уочене тенденције и да их екстраполирају у будућност (Duchene, 1999). Екстраполација, по себи подразумева да су популационе прогнозе инхерентно неизвесне. Стога ће сваки озбиљан аутор пројекција покушати да укључи ту неизвесност у своју пројекцију на начин који ће кориснику бити јасан.

Статистички заводи традиционално третирају неизвесност везану за прогнозирање демографских варијабли тако што, поред средње или највероватније путање, креирају две алтернативе са вишим односно нижим вредностима. Варијанте се међусобно разликују најчешће услед разлика у претпостављеном нивоу фертилитета, ређе и морталитета, а врло ретко и миграција. Варијантни или сценаристички приступ изражавања неизвесности има одређену употребну вредност, али га оптерећују два озбиљна проблема: 1) недостатак вероватноће остварења прогнозираног распона између екстремних варијанти; и 2) унутрашња неконзистентност тако дефинисаног распона, у смислу да нетачно представља релативну неизвесност за различите показатеље као што су величина популације, ниво плодности или коефицијенти старосне зависности (Lee, 2004).

Један од очигледних знакова другог проблема је да, након избора распона предвиђеног да обухвати дугорочан развој популације односно њене старосне структуре, годишње вредности нивоа фертилитета или броја живорођених често „испадне“ изван распона висока-ниска варијанта убрзо након објављивања прогнозе, стварајући утисак да је аутор прогнозе недовољно компетентан. С друге стране, ако већ знамо да демографске прогнозе често озбиљно греше и ако прихватимо да су пројекционе грешке неизбежне, сагласићемо се да су демографи ти који имају одговорност да укажу на то колико су извесне или неизвесне њихове прогнозе. Из тог разлога, истраживање демографске будућности једне земље, на пример њен број становника кроз 30 година, требало би да укључи два елемента: 1) распон могућих вредности; и 2) вероватноћу повезану са тим



распоном. Ова два елемента заједно чине интервал предвиђања будуће популационе величине. Наиме, тако формулисан интервал изражава ниво прецизности прогнозе становништва, тј. квантификује њену неизвесност. Зашто је то битно?

Републички завод за статистику Србије предвиђа да ће, на пример, 2017. године број деце у Србији у узрасту 7-14 година бити између 606 и 667 хиљада, у зависности од тога да ли ће ниво фертилитета бити висок или низак, тј. да ли ће жене у 2017. у просеку имати 1,37 или 1,82 детета (Sekulić, 2005). Као прво, они који планирају буџетска издвајања за образовање сматраће врло корисним да знају да ли је вероватноћа оваквог сценарија приближно 30%, 60% или 90%. Шанса од 30% подразумева да би корисник требало да буде спреман на изненађења и да у процес планирања укључи много више флексибилности него да је сценарио подразумевао 90% сигурности.

Као друго, раније наведени проблем унутрашње неконзистентности варијанти традиционалног приступа има и последице које нису уочљиве на први поглед. Наиме, у варијанти високих вредности претпоставља се да ће фертилитет бити висок у свакој години пројекционог периода. Исто тако, варијанта прогнозе која стартује са ниским вредностима фертилитета, подразумева се да су шансе 100% да вредности буду ниске и у свакој наредној години. У случају када су формулисане и алтернативне путање морталитета, ситуација се додатно погоршава, јер варијанте које прогнозирају висок популациони раст комбинују висок фертилитет са ниском смртношћу (дужи животни век), а варијанте ниског раста популације подразумевају обрнуту комбинацију. Ово практично значи да је у варијанти високог популационог раста, на пример, сваке године када је фертилитет висок, висока и вредност очекиваног трајања живота. Другим речима, аутори оваквих пројекција подразумевају савршену корелацију између фертилитета и морталитета и савршену серијску корелацију у оквиру сваке од компоненти.

Осим очитог игнорисања реалности, јавља се и већ наведена недоследност у интерпретацији неизвесности за различите показатеље. Приликом компарације нивоа неизвесности између, на пример, прогнозираног броја старих и коефицијента старосне зависности, који изражава однос броја старих према онима у радном контингенту, у

пројекцијама са алтернативним варијантама морталитета<sup>1</sup>, распон неизвесности за број старих између екстремних варијанти је значајан, док је одговарајући распон за коефицијент зависности старих готово занемарљив. Разлог неконзистентности је јасан – популација у радном добу је у оваквим пројекцијама савршено корелисана са бројем старих.

Поред тога што пружају експлицитно изражену веровантоћу уз дефинисане распоне могућих путања будућих демографских показатеља, пробабилистички конципиране пројекције, представљене у овој дисертацији, не претпостављају неминовно савршену корелацију између старосних група становништва, што је један од главних доприноса развоју пројекционе методологије, али и употребне вредности резултата.

Интензиван развој овог типа пројектовања везује се за последњих петнаестак година када, захваљујући интердисциплинарном приступу проучавању демографских пројекција у економски развијеним земљама света, долази до испитивања примене различитих методолошких решења у оквиру пробабилистичког приступа, што је омогућило да се сагледају и његове апликативне могућности. С обзиром на неопходност за квалитетним и дугим временским серијама демографских показатеља (50 до 100 година), као улазним подацима пројекционих модела, али и за финансијски интензивним истраживањима, јасно је да је развој овог приступа тренутно везан за поменуте земље.

Основни циљ истраживања у овој дисертацији јесте испитивање могућности примене појединих методолошких решења пробабилистичког приступа на израду пројекција становништва Србије. Поред тога, разматрају се могућности за помирењем досадашњих навика корисника популационих пројекција са специфичним видом презентације резултата у стохастичком оквиру у правцу изградње условних пробабилистичких пројекција, имајући у виду различите врсте корисника и њихове потребе. С обзиром на то да се стандардне демографске пројекције званичних статистичких служби израђују

---

<sup>1</sup> У званичним пројекцијама становништва Србије, нема алтернативних прогностичких варијанти нивоа морталитета, па не постоји никакав степен неизвесности у погледу апсолутног броја старих (стари 65+ година). О варијабилитету коефицијента зависности старих у званичној пројекцији РЗС, детаљније на стр. 126.

традиционалним детерминистичким приступом, који за резултате има неколико варијанти представљених тачкастим вредностима, други циљ дисертације јесте поређење актуелне званичне пројекције становништва Србије са њеном пробабилистичком алтернативом. На овај начин, на примеру Србије, компаративним методом су истакнуте кључне разлике између два приступа, како у методолошком тако и у апликативном смислу.

Идеја ове компарације је да се стохастички концепт прогнозирања демографских појава представи као ефикасна алтернатива постојећем приступу, посебно у погледу употребне вредности резултата односно проширења круга његових корисника. Коначно, прихватање идеје стохастичког прогнозирања у званичним статистичким службама свакако би убрзо подстакло развој овог приступа за примену и на нижим територијалним нивоима, за коју, извесно, постоји велика друштвена потреба. Нажалост, највећа препрека за то су, тренутно, крупни проблеми у погледу квалитета и поузданости улазних података.

Постављени циљеви подразумевају следеће полазне хипотезе:

- изградња статистичког модела, као основе за формулисање претпоставки о будућем кретању демографских компоненти развоја, ограничава субјективни утицај аутора у постављању пројекционих хипотеза, умањујући могућност произвољних закључака;
- увођење стохастичког елемента у пројекционе прорачуне онемогућава поједностављење стварности у смислу подразумевања савршене корелације између компоненти развоја односно између пројекционих периода;
- међусобна конзистентност стохастичких претпоставки производи интервал предвиђања који дозвољава реалну могућност годишњих флукуација демографских показатеља и појаву наглих промена у кретању демографских компоненти, за разлику од детерминистичког приступа који прогнозира само три сета просечних вредности;
- свака стохастички прогнозирана вредност демографског показатеља, у било којој години пројекционог периода, има јасно одређену вероватноћу остварења;
- сортирање пробабилистичких симулација према одређеним просечним вредностима сумарних показатеља током пројекционог периода, попут путања

просечних вредности у варијантном маниру традиционалних пројекција, задржава стохастички облик резултата, а задовољава навике одређеног круга корисника за сценаристичком интерпретацијом прогноза, типа „ако...онда“.

Наведене хипотезе упућују на неопходност примене системског приступа као општег методолошког оквира за истраживање могућности пробабилистичког пројектовања развоја сложеног природно-друштвеног система, као што је демографски. Такав оквир подразумевао је примену основних научних метода, као што су метод анализе и синтезе односно компаративни метод, али и група посебних научних метода: демографских, математичко-статистичких, информатичких и графичких. Бројност испитиваних показатеља и сложеност њихових међусобних функционалних односа у оквиру изграђеног пројекционог модела, наметнули су потребу за коришћењем специјализованог рачунарског софтвера у циљу добијања транспарентних резултата и њиховог приказивања у табеларном и графичком облику. То је, првенствено, подразумевало изградњу релационе базе помоћу програма *Microsoft Access* из софтверског пакета *MS Office*, и употребу статистичког софтвера *Statgraphics* и *EViews* за оцену параметара временских серија.

### **Структура дисертације**

Дисертација се састоји из три дела. У првом су, кроз преглед постојеће литературе о методологији израде пројекција становништва, детаљно изложене основне карактеристике пробабилистичког приступа. У другом делу је представљена стохастички конципирана методологија пројекције становништва Србије за период 2006-2050. година. У трећој целини, приказани су кључни резултати пробабилистичке пројекције становништва Србије, као и поређења са актуелном званичном пројекцијом, Републичког завода за статистику (РЗС), односно стохастичким пројекцијама других држава света. На крају, у закључним разматрањима, изнети су главни налази до којих се дошло приликом припреме и израде ове дисертације, а који се тичу основне препоруке о неопходности прихватања стохастичког концепта у прогнозирању демографских варијабли, што због побољшања прецизности резултата и информативности корисника, то и због потребе да се изађе у сусрет свим корисницима који од прогноза структура будућег становништва очекују помоћ у смањењу планираних трошкова.

Три главна дела дисертације структурирана су према поглављима, а она према одељцима. Прва целина састоји се из четири поглавља. У првом, под називом „Пројекциона методологија“, изложени су до сада познати методи пројектовања становништва, при чему је посебан одељак посвећен најзаступљенијој кохортно-компонентној методологији, на којој је базирана и пробабилистичка пројекција становништва Србије. Друго поглавље приказује основне карактеристике два начина изражавања неизвесности у пројекцијама становништва – детерминистичког и пробабилистичког. У трећем поглављу објашњене су кључне предности алтернативног приступа, а у четвртм његове детаљне одлике, методи и питања практичне примене.

Други део дисертације представља детаље пројекционе методологије стохастичке пројекције Србије и чине га три поглавља од којих свако третира израду прогностичког модела за по једну од три компоненте развоја. За потребе моделирања будућег кретања нивоа плодности коришћена је статистичка анализа временске серије стопе укупног фертилитета, као и оцена њене емпиријске грешке на бази ранијих пројекција. У посебном одељку приказана је компарација оцењене стохастичке хипотезе са хипотезом у званичној пројекцији РЗС. Израда прогнозе нивоа морталитета заснована је на статистичкој анализи временске серије очекиваног трајања живота живорођених уз помоћ анализе емпиријске грешке у званичним пројекцијама. Прогнозирање очекиваног нивоа спољне миграције је, због недостатка адекватних података, засновано на хипотези из званичне пројекције РЗС, док је прогноза нивоа варијабилитета плод субјективне оцене утемељене на доступним подацима, претпоставкама о будућем међународном положају Србије и оценама публикованим у стохастичким пројекцијама других земаља, које имају сличан проблем са доступношћу и квалитетом података.

Коначно, у трећој целини дисертације, „Резултати“, у сва четири поглавља акценат је на показатељима процеса демографског старења, с обзиром да је то демографски процес од кога се очекује убрзани развој у наредним деценијама, али и због тога што пробабилистички приступ јасно истиче неизвесност у погледу његовог будућег нивоа. Овај део дисертације у одвојеним поглављима прави компарације резултата стохастичке пројекције становништва Србије са резултатима званичне пројекције РЗС, односно са стохастичким резултатима за друге државе. Посебно поглавље односи се на условне пробабилистичке пројекције, где је, осим резултата, приказан методолошки

оквир њиховог израчунавања, али и сличности и разлике са варијантним концептом званичне пројекције.

## I Теоријско-методолошки приступи пројектовању становништва

Статистичка теорија предвиђања прихвата, као полазну тачку, чињеницу да се грешка не може избећи. Најбоља прогноза је она која минимизира грешку у складу са изабраним критеријумом (Ковачић, 1995; Alho and Spencer, 2005). Овакав став је у супротности са приступом „кристалне кугле“, који претпоставља да је прогнозирање могуће једино када се будућност може видети јасно, без грешке, што се често очекује од пројекција становништва. Међутим, препознавање улоге неизвесности у предвиђању демографских процеса ствара нам могућност да је, коначно, можемо и квантификовати. Увођење статистичке димензије представља основни предуслов за то. Као резултат, добијамо прогнозе које нам могу помоћи у доношењу одлука тако што ће нас систематично, или барем на довољно разумљив начин, припремити за крајње реалистичне алтернативе будућих демографских показатеља.

Генерално посматрано, демографско прогнозирање у основи има историјску димензију, и у погледу методологије и у погледу нивоа прецизности. Наиме, да би предвидели одвијање демографских процеса у будућности односно прецизност прогнозе, неопходно је осврнути се уназад. Другим речима, ако стопе компоненти развоја популације наставе путањама блиским својим прошлим тенденцијама, прецизно прогнозирање је изводљиво, док пораст флукуација стопа обично узрокује брзорастуће пројекционе грешке. Званичне прогнозе стопе укупног фертилитета становништва Србије представљају добар пример. Пројекције прављене у време тзв. компензационог фертилитета, током 1950-их, претпоставиле су константност регистрованог нивоа, а пројекције објављене у деценијама након њих веома благ пораст у односу на полазне вредности. Будући да се ниво фертилитета није значајније мењао током 1970-их и 1980-их, пројекције које покривају тај период а објављене су 1970-2000. направиле су најмању грешку. На другој страни, након завршетка периода компензационог фертилитета, нагли пад нивоа плодности учинио је да прогнозе из 1950-их произведу велике износе грешке, као и прогнозе објављене 1970-2000. за последњу деценију 20. века, када је дошло до новог пада стопе укупног фертилитета (Никитовић, 2004).

Сличан пример су и званичне прогнозе стопе укупног фертилитета за популацију САД. Наиме, прогнозе су претпоставиле да ће фертилитет остати, приближно, на последње регистровано нивоу. Такво полазиште условило је да су прогнозе прављене раних 1950-их и 1970-их биле прецизне током неколико година, када је ниво фертилитета био готово константан читаву деценију, док су прогнозе прављене током 1940-их, када је фертилитет растао, односно током 1960-х, када је опадао, произвеле крупне грешке (Mulder, 2002).

Посматрано још уопштеније, *Stoto* (1983) је установио да је главна детерминанта прецизности прогнозе временски период у ком је прогноза направљена. Међутим, иако се теоретски модели доступни прогностичарима усавршавају током времена, то не мора неминовно водити ка суштински прецизнијим прогнозама. На пример, унапређење социо-економских анализа повећало је степен разумевања детерминанти промена нивоа фертилитета, морталитета и миграција, док су унапређени статистички методи дозволили оцењивање још сложенијих модела. Дакле, контролисањем утицаја временског тренутка израде пројекције, могао би се очекивати пораст прецизности прогнозе током времена. Ипак, да би се ефикасно искористили побољшани теоретски модели, неопходно је прецизно идентификовати и прогноzirати детерминанте кретања компоненти, што се показало највећим изазовом у смањењу нивоа пројекционе грешке.

Признање оба проблема, променљиве способности прогнозирања односно историјског карактера пројекционих методологија, навело је многе да сасвим одбаце појам прогнозе. Тако су у САД аутори званичних прогноза становништва, током касних 1940-их, користили термин „прогноза“, да би га у наредним деценијама, након евидентно високих износа грешака изазваних *baby-boom*-ом, заменили изразом „илустративне пројекције“, а касније само термином „пројекције“. Аутори попут *Dorn*-а, *Alho*-а и *Spencer*-а, међутим, овакве термиолошке дистинкције сматрају небитним са становишта употребе пројекција. Наиме, између предвиђања, оцена, пројекција, прогноза и сличних термина, постоје „само fine академске дистинкције које се губе пред корисницима демографских података. Докле год се објављују бројеви представљени као могуће будуће популације, они ће бити сматрани као прогнозе или предвиђања, независно од тога како су их назвали демографи који су их припремили. Заиста, тешко је разумети зашто би националне статистичке агенције објавиле било шта



друго као средњу варијанту своје пројекције осим највероватније будуће алтернативе“ (Alho and Spencer, 2005: 227).

Иако су се погледи на улогу пројекција становништва у ширем друштвеном контексту, али и у оквиру демографских истраживања, мењали са развојем демографије, потреба за њима није нестала. Напротив, чини се да у условима развоја демографских процеса без преседана у досадашњој историји, попут процеса демографског старења (UN, 2004), још више расте потреба за усавршавањем њихове методологије како би се корисницима понудили поузданији и транспарентнији резултати.

Пројекције становништва разликују се знатно у погледу географског обухвата, временског распона, типа резултата и намене. Просторна димензија може се кретати од локалног нивоа (попут општина или градова) па све до целокупног човечанства. Пројекције на локалном просторном нивоу најчешће се праве за краће временске периоде (до 10 година, изузетно и дуже), док се националне или државне, као и глобалне светске пројекције могу простирати деценијама у будућност, чак и дуже од једног века. Одељење за становништво при Уједињеним нацијама (УН) произвело је 2004. године, први пут од када издају своје редовне двогодишње ревизије изгледа светског становништва, пројекције за чак три века унапред за све земље света. Званичне државне агенције углавном пројектују популацију три до пет деценија у будућност. Ове дугорочне пројекције типично пружају ограниченији број резултујућих индикатора, углавном становништво структурирано према полу и старости. С друге стране, пројекције за мање регионе често укључују и друга обележја, као што су образовна структура, састав радне снаге, тип насеља односно пројекције домаћинства.

Диверзитет типова пројекција је узрокован диверзитетом потреба корисника (Ahlburg and Lutz, 1998). Комерцијалне организације често користе пројекције за истраживање тржишта и генерално желе једну највероватнију прогнозу. Популација за ову врсту корисника треба да буде класификована, осим по полу и старости, и према социоекономским категоријама, као што су доходак, навике потрошача и место боравка. Пројектанти државног буџета могу бити заинтересовани за процес популационог старења и његов потенцијални друштвени и економски утицај. Из тог

разлога они могу желети дугорочне пројекције, као што желе да знају више о здравственом статусу и животним условима старијих.

С друге стране, органи који доносе прописе или законе, укључујући разна саветодавна тела, често желе алтернативе једном највероватнијем сценарију, укључујући пројекције које одражавају утицај донетих прописа. На пример, они који се баве утицајима пораста становништва на животну средину могу бити заинтересовани да знају колики је потенцијал за ублажавање таквог пораста кроз политичке стратегије повезане са развојем становништва. Осим тога, они могу желети да знају какав може бити потенцијални ефекат повратних утицаја животне средине на популациони развој, што је истакнуто као неразвијена тема на панелу о новом приступу пројекцијама становништва организованом под покровитељством америчког Националног научног савета (NRC, 2000). Истраживачи који се баве променама на глобалном нивоу често користе пројекције као егзогене улазе у својим студијама на теме као што су потрошња енергије, снабдевање храном и глобално отопљавање. Овакве студије углавном захтевају пројекције са дугим пројекционим периодом (век или дуже) и распоном сценарија пре него једном највероватнијом пројекцијом (O'Neill et al, 2001).

Тема ове дисертације су дугорочне пројекције становништва, које типично објављују националне демографске агенције у оквиру својих редовних публикација или као резултате истраживања најчешће наручених од стране државе са циљем сагледавања дугорочних трендова демографских процеса.<sup>2</sup> Временски хоризонт ових пројекција је најчешће три деценије, а у неким случајевима и пола века. Заправо, демографи углавном нерадо праве пројекције више од неколико деценија у будућност, с обзиром да неизвесност расте са протоком пројекционог времена, а нарочито након периода од 30-40 година, када се већина становништва састоји од особа које још увек нису рођене. Међутим, потреба за тако дугим пројекционим периодом превасходно се односи на истраживања разноврсних промена на глобалном нивоу односно на задовољење образовних циљева.

---

<sup>2</sup> У Србији се то догађа након објављивања резултата пописа становништва, који представља основу за процене полазне полно-старосне структуре популације, тј. тек сваких 10 година.

## 1. Пројекциона методологија

### Кохортно-компонентни метод

У основи највећег броја популационих пројекција званичних демографских агенција, почев од друге половине 20. века, је кохортно-компонентна методологија. Њена основна предност у поређењу са једноставним методима екстраполације укупног броја становника је, осим већег степена прецизности, могућност прогнозирања старосне структуре односно пружања корисницима далеко већег броја информација. То су управо мотиви који су подстакли пионире у примени ове методологије да је развијају током прве половине прошлог века. Сматра се да је *Cannan* (1895) био први који је израдио кохортно-компонентну прогнозу становништва, и то за Енглеску и Велс. До краја 1920-их, сличне прогнозе приредили су и аутори у другим државама: за Совјетски Савез (1922) *Тарасов*, за Холандију (1925) *Wiebols*, за Шведску (1926) *Wicksell*, за Италију (1926) *Gini*, за Немачку (1926) *Statistisches Reichsam*t, за Француску (1928) *Sauvy* и за САД (1928) *Whelpton* (Alho and Spencer, 2005). Кохортно-компонентну методологију математички је формализовао *Leslie* (1945), да би исте године прву систематичну пројекцију светске популације објавио *Notestein* (O'Neill et al, 2001). Као један од разлога преласка са једноставних екстраполационих метода пројектовања на пројектовање појединачних компоненти наводи се свест тадашњих демографа да су се тенденције главних демографских процеса промениле. Наиме, екстраполација укупног броја становника на бази математичких функција није могла да задовољи потребу да се у прогнозу укључи прелаз са трендова раста на трендове пада чији су наставак многи аутори пројекција очекивали с обзиром на уочене тенденције опадања нивоа фертилитета, нарочито у градским срединама.

Једна од најзначајнијих пројекција на почетку развоја кохортно-компонентног метода развијена је од стране *P. K. Whelpton*-а, који се често наводи као зачетник овог методолошког приступа. Осим што је схватио предности пројектовања полно-старосне структуре, највећи значај његове пројекције становништва САД је што је на примеру разјаснио многе од кључних проблема у методологији формулисања хипотеза о кретању стопа виталних компоненти. Наиме, он је био јасно против употребе математичких метода екстраполације јер они не ослобађају прогнозу утицаја субјективности, који је свакако инхерентан самом чину избора модела, односно могу

произвести резултате који се косе са уоченим актуелним тенденцијама. Такав став је и данас присутан код већине аутора званичних пројекција. Међутим, *Whelpton*-ова објашњења пројекционих претпоставки су далеко минуциознија и кохерентнија него што је обично случај у типичним савременим пројекционим сетовима. С друге стране, иако су основни елементи његове методологије постали стандардне процедуре пројектовања до данашњих дана, чињеница је да је његова прогноза фертилитета једна од најнепрецизнијих икад направљених, с обзиром да је превидео појаву *baby-boom*-а након Другог светског рата. Проблем је био у томе што је пораст нивоа плодности, након „Велике депресије“ из 1930-их, изазван одлагањем рађања, *Whelpton* протумачио као случајну флукуацију, па је сматрао да ће започети утицај модернизације и урбанизације на величину породице бити настављен сличним темпом и након рата. Међутим, суштински допринос овог аутора је у његовом разумевању о неопходности проучавања фактора који утичу на развој виталних компоненти, у циљу побољшања квалитета прогноза. Стога је био и један од првих који је покренуо истраживања јавног мњења у погледу жељене величине породице.

Пре детаљнијег описа кохортно-компонентне методологије, треба напоменути неколико битних полазишта за њено разумевање. Наиме, промене у величини популације и њеној структури могу се десити само због релативно малог, пребројивог броја различитих догађаја (Hinde, 1998). На пример, број људи који живи у Србији промениће се једино када се одигра бар један од следећа три догађаја:

- живорођење у Србији;
- смрт неког ко живи у Србији;
- миграција особе у Србију или из ње.

Ова три догађаја називају се компоненте промене броја становника и њихов интензитет се мери одоговарајућим стопама. Сложенији списак компоненти може бити неопходан када се разматра број људи у одређеним категоријама популационе структуре. На пример, број тренутно ожењених мушкараца старих 30-34 године, који живе у Србији, промениће се када се одигра било који од следећих догађаја:

- 30. рођендан тренутно ожењеног мушкараца који живи у Србији;
- женидба мушкараца старог 30-34 године, који живи у Србији;

- миграција у Србију ожењеног мушкарца старог 30-34 године;
- смрт ожењеног мушкарца старог 30-34 године, који је живео у Србији у време смрти;
- развод мушкарца старог 30-34 године, који живи у Србији;
- смрт супруге мушкарца старог 30-34 године, који живи у Србији;
- миграција из Србије ожењеног мушкарца старог 30-34 године;
- 35. рођендан ожењеног мушкарца, који живи у Србији.

У наведеном примеру има осам компоненти промене броја становника. Прва три догађаја повећаће број мушкараца у овој конкретной категорији; преосталих пет смањиће тај број. Чак и у овом доста компликованом примеру, број компоненти промене је прилично мали, али пројектовање посебних категорија становништва (у овом примеру увођење обележја брачности) знатно усложњава пројекционе прорачуне, с обзиром да модел треба да обухвати све могуће комбинације обележја. Ипак, приликом пројектовања укупног становништва на некој територији довољно је у прорачуне укључити три основне компоненте промене – фертилитет, морталитет и миграције.

Укратко, кохортно-компонентна методологија почиње са табелом познате популације, везане за скорашњи временски пресек, и структуриране по полу и једногодишњим старосним групама<sup>3</sup>. Ова тзв. полазна популација помера се кроз време у једногодишњим периодима, тако да се све особе селе у наредну старосну групу. Број преживелих из полазне популације у наредној години одређује се на основу претпостављених стопа смртности по полу и старости. Специфичне стопе фертилитета по старости мајке примењују се на жене у фертилним добима, што резултује бројем живорођених током године. Претпостављена пропорција живорођених према полу, као и одговарајуће стопе смртности специфичне према полу одређују број преживелих девојчица и дечака у најмлађој старосној групи годину дана касније. Коначно, стопе или апсолутне вредности емиграције и имиграције, специфичне према полу и старости, резултују бројем емиграната и имиграната. Емигранти се одузимају од полазне

---

<sup>3</sup> Често се користе петогодишње старосне групе и одговарајуће просечне стопе за петогодишње периоде у циљу поједностављења прорачуна.

популације, а имигранти јој се додају након што су изложени одговарајућем ризику смртности (само имигранти), фертилитета (и имигранти и емигранти) и емиграције (само имигранти). Наравно, уместо посебног спецификаовања миграната према смеру миграције, најчешће услед проблема са квалитетом и доступношћу података (нарочито за емигранте) могуће је користити резултанту миграционих процеса, тј. миграциони салдо. У том случају ради се о позитивном и негативном билансу, а неопходне су апроксимације које треба да „помире“ разлике у полно-старосном обрасцу имиграната и емиграната. Резултат свих наведених калкулација је ажурирана популација структурирана по полу и старости, годину дана касније и једну годину старија. Понављање ове процедуре даје прогнозу за онолико дуг период колико прогностичар жели.

Наведена процедура може се представити и математички. На пример, за полазну популацију може се узети званична процена полно-старосне структуре популације, коју Републички завод за статистику Србије редовно објављује за три пресека у току једне календарске године (1.1, 30.6. и 31.12). Због једноставности рачуна, може се узети процена за крај односно почетак године<sup>4</sup>. Означимо, на пример, са симболом  $P_{x,t}$ , број становника једног пола, старости  $x$ , на крају календарске године. Формуле за оба пола су исте, јер се пројектује посебно мушка а посебно женска популација, осим у једначини (1.2) која представља пројектовање броја рођених, па је посебно истакнута женска популација.

- Пројектовање становништва једну годину унапред у односу на полазну за сва годишта, осим за старе 0 година<sup>5</sup>:

$$P_{x+1,t+1} = (P_{x,t} + M_{x,t})(1 - q_{x,t}), \quad (1.1)$$

где је  $M_{x,t}$  број нето миграната између краја године  $t$  и краја године  $t+1$ , старих  $x$  година крајем године  $t$ , а  $q_{x,t}$  вероватноћа да ће особа стара тачно  $x$  година крајем године  $t$  умрети пре краја године  $t+1$ .

<sup>4</sup> У стохастичкој пројекцији становништва Србије, коришћена је последње доступна процена, за 31.12.2005.

<sup>5</sup> Ова формула подразумева да су стопе смртности домицилног и мигранског становништва исте.

- Пројектовање броја рођених током године  $t+1$ :

$$B_t = \sum_x f_{x,t} P_{x,t}^f, \quad (1.2)$$

где је  $f_{x,t}$  специфична стопа фертилитета у старости  $x$  између краја године  $t$  и краја године  $t+1$ . Број девојчица односно дечака добија се множењем  $B_t$  са пропорцијом рођених према полу, тј. у случају Србије, са  $\frac{100}{207}$  односно  $\frac{107}{207}$ , што претпоставља да се на сваких 100 девојчица роди 107 дечака, одражавајући просечну вредност овог односа у реалној популацији.

- Пројектовање броја деце која ће бити жива једну годину након полазне и стара 0 година:

$$P_{0,t+1} = B_t(1 - q_{0,t}), \quad (1.3)$$

где је  $B_t$  број рођених беба између краја године  $t$  и краја године  $t+1$ , а  $q_{0,t}$  вероватноћа да ће беба рођена током године  $t+1$  умрети пре краја године  $t+1$ .

Формуле (1.1), (1.2) и (1.3) се примењују поново за годину  $t+2$ . Процедура се понавља за онолико година колико је планирано да пројекциони период траје.

### Алтернативни методи

Након више од пола века развоја пројекционе методологије инициране радовима *Whelpton*-а и других пионира на овом пољу, може се поставити питање да ли је ниво прецизности савремених пројекција порастао? Чињеница је да код појединих демографа преовлађује мишљење да нас је развој демографских истраживања довео до бољег разумевања промена у области репродуктивног понашања у односу на *Whelpton*-ово време. Ту се посебно мисли на кохортни приступ у проучавању индикатора за разлику од моментног, коришћеног као база за прогнозу фертилитета од стране пионира у развоју демографије. Међутим, валоризација пројекционих резултата из последњих неколико деценија није показала напретке у нивоу прецизности. Један од примера је и увођење концепта *комплетираног кохортног фертилитета* као основе за прогнозирање специфичних стопа фертилитета по старости у званичним пројекцијама америчког Пописног завода из 1964. Образложење је било да кохортни фертилитет

одражава стварни ниво рађања за разлику од моментног, који представља само синтетички концепт. Чињеница је да је ниска варијанта у 1980. преценила стопу укупног фертилитета за 0,69 а висока за чак 1,54. Разлог је у томе, што релативно стабилнија кохортна стопа не мора нужно да буде релевантно полазиште за прогнозу с обзиром да ју је неопходно разложити на стопе специфичне по старости, за шта је потребно формулисати додатне претпоставке о тајмингу рађања истовремено за сва годишта. Осим тога, прогностичар у оваквом концепту прави претпоставке о нивоу плодности кохорти које су тек почеле да рађају или ће то почети у будућности. Другим речима, њихов комплетирани фертилитет биће познат тек кроз 30 или више година, односно може бити веома различит од репродуктивних одлика генерација чији је комплетирани фертилитет већ познат. (Mulder, 2002 ; Alho and Spencer, 2005)

Постоји још доста примера у литератури који потврђују да развој демографских истраживања није нужно довео до побољшања квалитета пројекционих резултата. Често је концептуална анализа у основи пројекција била веома софистицирана, као у покушају да се фертилитет холандске популације у пројекцијама 1967-70. прогнозира на основу *брачних кохорти* према трајању брака, али су резултати ипак били лоши (Keilman, 1990). Такође, понекад се мисли да је појава *baby-boom*-а, од раних 1940-их до 1960-их (зависно од државе), била јединствена и да се њено понављање може очекивати само ако се одигра нешто слично Другом светском рату. Међутим, утицај рата у настанку „експлозије рађања“ није у потпуности разјашњен. Штавише, пад нивоа плодности у медитеранским земљама, током периода 1985-1995, са вредности стопе укупног фертилитета (*SUF*) од преко 2 на 1,3-1,4 детета по жени у репродуктивним годинама, представља промену истог интензитета у релативном смислу као што је била она изазвана „експлозијом рађања“ (Alho and Spencer, 2005).

У сваком случају, наведени али и бројни други примери показују да је развитак фертилитета успевао да изненади и најбоље експерте у области прогнозирања. Ако се то за фертилитет и могло очекивати, изненађујуће је свакако да је прогнозирање морталитета био скоро једнако тежак задатак. Наиме, *Alho* (1990) је поредио прецизност званичних прогноза специфичних стопа морталитета према старости за популацију САД, у пројекцијама чије су почетне године пројекционог периода у интервалу 1920-1986, са екстраполацијама стопа базираним на моделима ARIMA типа.



Закључак је да су у случају морталитета жена екстраполације биле прецизније у већем броју серија, док су код смртности мушакараца две врсте прогноза биле подједнако успешне у погледу броја серија које су биле ближе стварним вредностима. Притом, званичне пројекције генерално су тежиле прецењивању нивоа морталитета, док су га екстраполациони модели потцењивали.

Покушавајући да пронађу поузданију алтернативу техникама базираним на екстраполацији укупног становништва или кохортно-компонентном пројектовању популације поједини аутори развили су метод *микросимулација*. Наиме, уместо примене просечних стопа рађања, смртности и миграција на одређене старосне групе односно кохорте становништва, микросимулације примењују вероватноће одигравања индивидуалних демографских догађаја на сваку индивидуу појединачно. Ова техника симулира животне догађаје (брак, развод, рођење детета, напуштање породице и сл.) за сваку особу, и обично се заснива на узорку а не на читавој популацији у циљу смањења обима прорачуна. Добијени резултати се затим пропорционално трансформишу према величини укупне популације. Основни недостатак метода су захтеви за подацима који могу бити велики пошто вероватноће за сваки животни догађај морају бити оцењене из историјских података о њима. Међутим, велика предност микросимулација је способност да добро функционишу чак и са великим бројем особина односно животних догађаја појединца. С друге стране, у моделима базираним на кохортно-компонентној методологији, са порастом броја особина или категорија за пројектовање, захтеви за рачунским операцијама брзо постају неизводљиви, јер модел мора да испрати сваку могућу комбинацију особина. Код микросимулација модел прати особине сваке индивидуе у узорку, што је генерално далеко остваривији задатак. Али, у пракси, највећи број корисника популационих пројекција захтева само две категорије – пол и старост, што метод микросимулација не чини неопходним. Ипак, његова улога би могла бити у студијама о утицају потрошње домаћинства на животну средину, које би могле тражити много детаљније пројекције у погледу особина домаћинства (O'Neill et al, 2001).

Покушаји прогнозирања стопа виталних компоненти у економском оквиру резултирали су појавом тзв. *структуралних модела*. Заправо, поједини економетричари су током 1970-их и почетком 1980-их експериментисали са динамичким стохастичким моделима

у којима се демографска променљива, попут броја рођених током године или *SUF*, објашњава директно кроз своју корелацију са економским варијаблама. Нажалост, показало се да је тешко пронаћи истрајне статистичке везе ове врсте, а када оне ипак постоје тешко је прогнозирати економске варијабле са нивоом прецизности довољним да се побољшају демографске прогнозе (Alho and Spencer, 2005), јер је опште мишљење да је тенденције у кретању социоекономских фактора теже предвидети него демографске процесе (Keyfitz, 1982). Вероватно најпознатији пример покушаја формулисања свеобухватног узрочног модела демографских процеса је *World3* модел, који је послужио као основа студије „Границе раста“ (1972) од стране групе аутора на чијем је челу био *Meadows*. Модел је пројектовао будуће трендове у развоју становништва, економског раста и коришћењу природних ресурса. Закључак је био да ће глобално друштво вероватно доживети колапс у будућности услед недостатка ресурса и деградације животне средине. Модел је претпостављао фертилитет и морталитет као комплексне функције многих фактора укључујући број становника, делотворност контроле рађања, здравствену заштиту, очекивано трајање живота, доходак и индустријску производњу по становнику. Као такав, жестоко је критикован због недовољне емпиријске или теоријске основе која би потврдила обрасце коришћене за ове и друге везе у моделу (O'Neill et al, 2001).

Коначно, још је *Stoto* (1983), на бази анализе прецизности великог броја кохортно-компонентних пројекција, објављених од стране америчког Пописног бироа односно Одсека за становништво при УН, показао да су за пројектовање укупног броја становника једноставне пројекционе технике прецизније од сложенијих. Међутим, приликом избора конкретног прогностичког модела, најлакши део посла је одстрањивање модела који су очигледно неадекватни. Далеко тежи део је избор најбољег од преосталих конкурентских решења. Другим речима, у пракси је најлакше изабрати модел који ће се показати као лош у датој ситуацији (Alho and Spencer, 2005).

Имајући то у виду, не чуди да су истраживања на пољу развоја прогностичких техника, у последњих скоро две деценије, указала на идеју комбиновања прогноза заснованих на различитим принципима као обећавајућу. Наиме, већ је неколико истраживача показало да узрочни модели знатно ограниченијег обима у поређењу са сложеним моделима попут оног из „Граница раста“ могу дати користан допринос пројекцијама

становништва. Испоставило се да поједини формални модели фертилитета, морталитета и миграција који укључују социоекономске варијабле (нпр. писменост и стопе учешћа женске радне снаге) производе прецизније прогнозе него модели који их не узимају експлицитно у обзир. Осим тога, показало се да се просеци резултата више различитих метода понашају боље него сваки приступ појединачно. Наравно, искључује се индиферентно комбиновање прогноза без суда о њиховом квалитету и озбиљности (Sanderson, 1998).

## 2. Изражавање неизвесности у пројекцијама становништва

Једно од основних питања приликом израде пројекција становништва је начин изражавања инхерентне неизвесности у погледу будућег развоја демографских процеса. Два су основна концепта: детерминистички и пробабилистички. Први представља већ традиционални приступ, опште прихваћен након поменутих радова *Whelpton*-а и других, као основни оквир израде пројекција како од стране званичних демографских агенција тако и од стране најширег круга истраживача. Наиме, неизвесност у погледу будуће величине популације, односно њене полно-старосне структуре, у пројекцијама овог приступа изражава се пројектовањем неколико различитих сценарија или варијанти будуће популације (најчешће три) од којих средња или централна представља највероватнију будућност, а ниска и висока мање вероватне алтернативе. Притом, корисници ових сценарија немају ни приближну информацију колике су шансе за остварење алтернативних путања. Други концепт представљен је методологијом која се интензивно развија последњих деценију и по, првенствено захваљујући снажном развоју брзих и релативно јефтиних рачунара. Теоријско утемељење пробабилистичког приступа детаљно је изложено у овом поглављу као резултат анализе одговарајуће литературе. Кроз компарацију са детерминистичким приступом, стављен је акценат на главне предности и недостатке.

### Детерминистички приступ

Прецизно карактерисање неизвесности повезано са пројекцијом становништва је од критичног значаја за њено адекватно коришћење. Међутим, већ је деценијама у званичним студијама наглашен концепт „највероватнијег“ резултата, те се чини да је из тог разлога широко прихваћена теза да је корисницима важно пружити такву пројекцију (O'Neill et al, 2001). Иако се чини да је једнако важно пружити корисницима и индикацију неизвесности повезану са највероватнијом пројекцијом, не постоји генерално прихваћени приступ карактерисања ове неизвесности. У појединим случајевима она није ни изражена, као у неким пројекцијама америчког Пописног бироа или старијим пројекцијама становништва Србије (Mulder, 2002; Никитовић, 2004). Један од извештаја панела о популационим пројекцијама приказаног у студији америчког Националног научног савета указао је да је недовољна пажња посвећена

овом питању од стране агенција које праве пројекције, истакавши то као истраживачки приоритет (NRC, 2000).

Најчешћи приступ у изражавању неизвесности је кроз представљање алтернативних сценарија који претпостављају више или ниже стопе компоненти развоја у односу на средњи или централни сценарио. Терминологија у погледу алтернативних пројекција може бити збуњујућа. На пример, демографи УН користе израз „варијанта“ да опишу алтернативне пројекције у својим редовним пројекционим ревизијима са пројекционим хоризонтом од 50 година, а израз „сценарио“ да у њима опишу варијације највероватније варијанте у зависности од утицаја AIDS-а, односно да представе алтернативне путање у својим дугорочним пројекцијама до 2300. године (UN, 2004; UN, 2007). На другој страни, друга реномирана агенција која публикује своје популационе пројекције, Међународни институт за примењену системску анализу (IIASA) из Аустрије, термин „варијанта“ користи да опише пројекције засноване на потпуно хипотетичким демографским стопама за које није претпостављено да зависе од спољних фактора као што су социоекономски услови. Међутим, израз „сценарио“, којим ова институција описује своје пројекције, дефинисан је као конзистентна целина у којој су претпоставке о фертилитету, морталитету и миграцијама уклопљене тако да пруже свеобухватну слику о могућој будућности (Lutz et al, 1998). Коначно, у терминологији званичних пројекција Србије употребљава се само израз „варијанта“ независно од нивоа његове хипотетичности (Никитовић, 2004). С обзиром да у литератури генерално не постоје прецизне смернице о употреби ова два термина, те да код различитих аутора они чак имају и супротно значење у смислу степена вероватноће који претпостављају, у овој дисертацији сматрани су синонимима, јер је очито у питању само субјективни доживљај аутора о томе који је термин на скали неизвесности ближи спекулацијама, а који стварној будућности.

Једна од основних предности детерминистичког приступа у изражавању неизвесности је да кад су корисницима потребне алтернативе једном централном сценарију, у многим случајевима, они траже независне сценарије, конзистентне у оквиру свог сета хипотеза, пре него интервале предвиђања око највероватније пројекције. Такве алтернативне пројекције могу бити коришћене за изградњу свеобухватнијих сценарија, који могу

укључивати многе друге компоненте, попут економског раста, технолошког развоја и/или ефеката стаклене баште (O'Neill et al, 2001).

Међутим, овај приступ има и неколико битних недостатака. Најважнији је да изостанак спецификације нивоа неизвесности повезаног са алтернативама онемогућава кориснике да интерпретирају прецизно значење представљених распона (O'Neill and Balk, 2001). На пример, демографи УН су, у својој дугорочној пројекцији за три века унапред, након првих педесет година предвидели да ће у високој односно ниској варијанти *SUF* достићи ниво од „пола детета по жени“ више односно ниже у односу на средњу варијанту. Задржавање ових вредности константним у одговарајућим екстензијама до 2300. године, УН сматра „неодрживим на веома дуги рок“, јер би то коначно довело до изумирања људи или до незамисливе пренасељености планете. Стога се они одлучују на кориговање распона између високог и ниског сценарија након 2050. године, сматрајући да ће будуће демографске стопе бити врло вероватно ограничене овим сценаријама ако се очува концепт одрживости (UN, 2007). Ипак, упркос аргументима који искључују популациони колапс или рапидни експоненцијални раст на планети, не постоји ниједна друга квалитативна или квантитативна вероватноћа повезана са било којим од ових сценарија, нити је експлицитно дефинисан било који сет социоекономских услова под којима је вероватно да би дошло до пораста или пада светске популације.

Један од важнијих недостатака детерминистичких креираних распона је да избор одређених вредности за неке претпоставке може значити да су избори за друге небитни. Наиме, и у случају пројекција УН и у случају званичних пројекција Србије сценарији и варијанте узимају у обзир могуће варијације путања фертилитета, али не и варијације будућег нивоа морталитета и миграција<sup>6</sup>, изузев варијанти константног морталитета прављених у илустративне сврхе да се покаже релативни значај промена нивоа смртности на будући популациони развој. Такав приступ поједностављује интерпретацију разлика између пројекционих резултата, јасно показујући једино осетљивост на претпоставке о фертилитету. То се најчешће брани на основу чињенице да фертилитет има јачи утицај на будући изглед популације и њене стопе раста него миграција и морталитет. Међутим, овакав избор се може критиковати да нетачно

---

<sup>6</sup> Изузев пројекције из 1981. која је претпоставила три нивоа миграционог салда.

приказује будуће путање популације, јер у недовољно развијеним земљама услови који вероватно утичу на низак фертилитет такође вероватно утичу на низак морталитет, и обрнуто (NRC, 2000).

Пред тога, сценарији високих или ниских вредности подразумевају да ће стопе компоненти раста бити више или ниже у свим регионима истовремено и током читавог пројекционог периода. Иако такав приступ може пружити боље границе могућег популационог раста, врло је вероватно да ће преценити неизвесност у погледу укупног броја становника. Наиме, у случају националних пројекција становништва за територије састављене из више региона (на пример, централна Србија и Војводина) или код пројектовања светске популације велика је вероватноћа да ће доћи до значајног „поништавања грешке“, јер ће неки региони следити путање вишег нивоа од централног сценарија док ће други истовремено следити путање нижег нивоа, снижавајући тако ширину распона могућих резултата популационе величине. На смањење овог распона додатно утиче и, у стварности, непостојање савршене серијске корелације унутар сваке од путања, јер је немогуће очекивати да сваке године пројекционог периода вредности стопа буду у оквиру истих путања као што је практично невероватно да рецимо фертилитет баш у свакој години буде виши у централној Србији а нижи у Војводини и обрнуто.

Коначно, један од недостатака детерминистичког приступа, који није уочљив на први поглед, указује на његову неконзистентност у изражавању неизвесности за различите демографске индикаторе. Заправо, варијанте високих и ниских вредности дизајниране да обухвате распон могућих величина будуће популације неће нужно обухватити и распон могућих старосних структура, као ни индикатора односа зависности између старосних група (Lee, 1998). Јер, иако је високи пораст становништва генерално повезан са младом старосном структуром, путања предвиђена да произведе најбројнију популацију неће произвести и најмлађу. Наиме, популација расте најбрже када је фертилитет висок а очекивано трајање живота дугачко, али најмлађа старосна структура настаје када је фертилитет висок а животни век кратак. Из овог разлога, детерминистички приступ не одражава прецизно релативне неизвесности у различитим демографским димензијама (O'Neill et al, 2001).

### Пробабилитички приступ

Снажан развој информационих технологија, као и напредак у развоју статистичке теорије последњих деценија 20. века, омогућио је демографима који се баве унапређењем технике израде пројекција становништва да покажу да се већ деценијама традиционални начин припреме и тумачења пројекција од стране званичних статистичких завода и агенција може заменити методолошки оправданијом и кориснички прихватљивијом алтернативом. Наиме, већ је увелико нарасла свест о бројним проблемима везаним како за методологију тако и за употребу резултата проистеклих из детерминистичког приступа: изостанак спецификације вероватноће уз пројекционе варијанте; глатке трајекторије демографских варијабли које имплицирају вероватноћу од 0% за појаву изненадних догађаја, годишње флукуације и циклично понашање; као и чињеница да су варијанте пробабилитички неконзистентне и између варијабли и током времена (Lutz and Scherbov, 1998; Lee, 1998; de Beer and Alders, 1999).

До данас су се у оквиру овог алтернативног приступа развили бројни методи чији је заједнички именитељ стохастичка компонента. Иако је интензиван развој пробабилитичког приступа новијег датума, у литератури се помиње да је „први озбиљан покушај да се пројектовање популације представи из стохастичког угла“ везано за *L. Törnqvist*-а, који је још 1949. године помогао Централном статистичком заводу Финске у изради званичне пројекције становништва. Расправљајући о расуђивању које претходи дефинисању пројекционих варијанти, *Törnqvist* предлаже одређивање једне „основне серије“ чије би вредности биле константне изузев случајних девијација. Наиме, он је извршио логаритамске трансформације вредности морталитета за петогодишње старосне групе, оценио годишње стопе промене тако трансформисаних вредности, и од њих формирао „основну серију“. С обзиром на случајна одступања, регистроване вредности серије посматране су као случајне променљиве. У том смислу, анализа историјских вредности морталитета могла је пружити добру представу о дистрибуцији вероватноће ових променљивих. Ипак, *Törnqvist* је из практичних разлога, укључио и субјективни фактор, јер је непоуздане вредности серије из периода Другог светског рата оценио на основу одговарајућих података за Шведску, сматрајући то допустивим поступком (Alho and Spencer, 2005: 270).



*Törnqvist* је за прогнозу узео медијану оцењене дистрибуције. Другим речима, оцењена вероватноћа је 50% да ће будућа вредност овог демографског процеса бити испод прогнозиране вредности односно иста вероватноћа је да ће будућа вредност бити изнад прогнозиране вредности. Такву прогнозу назвао је „највероватнија вредност“. У истом смислу, предложио је да прогноза ниских вредности буде изабрана тако да је вероватноћа 10% да се будућа популациона величина нађе испод тог броја, односно да се прогноза високих вредности изабере тако да је вероватноћа 10% да будућа популациона величина буде већа од ње.

*Törnqvist* је, након избора прогностичких варијанти виталних компоненти, разматрао начине њиховог међусобног комбиновања да би добио прогнозу будуће величине популације. Сматрао је смисленим да проба све могуће комбинације, али је као најадекватније изабрао оне где је комбиновао високе вредности фертилитета са високим вредностима очекиваног трајања живота односно ниске вредности фертилитета са ниским вредностима очекиваног трајања живота. Иако је то у складу са праксом започетом од стране *Whelpton*-а и других пионира кохортно-компонентног пројектовања становништва, карактеристично је да је *Törnqvist*, као статистичар, схватио да ће прогноза високих вредности популационе величине бити оптимистичнија, а прогноза ниских вредности песимистичнија, у односу на одговарајуће варијанте за стопе појединачних виталних компоненти. Следи једноставан пример. Ако су  $X$  и  $Y$  независне случајне променљиве са нормалним распоредом вероватноће,  $N(0,1)$ , онда интервал  $[-1,1]$  представља 68,3% интервал предвиђања за обе. Међутим, будући да је  $X + Y \sim N(0,2)$ , интервал добијен комбиновањем горњих и доњих граница, односно  $[-2,2]$ , садржи  $X + Y$  са вероватноћом од 84,3%.

Али, корак који *Törnqvist* није предузео је да размотри методе који би произвели интервал предвиђања оивичен, на пример, првим и деветим децилом саме популационе величине. Такав поступак би подразумевао „статистичко ширење грешака“ оцењених за стопе виталних компоненти и на будућу величину популације. Другим речима, појединачне прогнозе сваке од компоненти развоја становништва, базиране на статистичкој анализи, треба на крају да резултирају интервалом предвиђања будуће величине популације који ће бити статистички конзистентан са одговарајућим интервалима предвиђања компоненти. Иако је *Törnqvist* свој статистички допринос

демографском прогнозирању дао у приближно исто време кад и *Whelpton* свој, али у детерминистичком оквиру, напори финског статистичара остали су готово незапажени у поређењу са изузетним утицајем који је амерички демограф и статистичар остварио на развој пројекција становништва. Свакако да је објективан разлог за то недостатак адекватних средстава односно недовољно развијене теоријске основе за извођење обимних прорачуна у процесу „статистичког ширења грешке“. Осим тога, у то време мало се знало о емпиријским грешкама прогнозе, као и да су побољшања прецизности прогноза која могу настати од напретка у демографској теорији незнатна (Alho and Spencer, 2005: 269-271).

Две су основне групе разлога које стохастички приступ стављају у први план у односу на детерминистички. Прва се односи на методолошку конзистентност и транспарентност, а друга на употребну вредност резултата пројекције. Две групе разлога су јасно међусобно условљене, иако је главни мотив развоја нове методологије управо у добијању резултата који могу бити валидни ширем кругу корисника нарочито у сврху других видова друштвеног планирања где је становништво један од основних улаза. Укључивање пробабилистичке димензије у пројекције становништва обезбеђује ову потребу.

Основна препрека широј примени стохастичког приступа односи се на квалитет и доступност временских серија демографских података односно на њихову временску ограниченост. Овај фактор је у прошлости био један од кључних разлога, поред недовољно развијене теоријске основе, због ког се формални статистички методи нису могли користити за формирање стохастичких прогноза становништва. Осим тога, интензиван развој статистичких метода анализе временских серија у другим научним дисциплинама, током последње две деценије, пружио је демографима знатне могућности за квалитетније и поузданије коришћење постојећих података приликом израде пројекција. Овакав напредак је свакако условљен развојем брзих компјутера, без којих би израда савремених пробабилистичких пројекција практично била немогућа.

Разумљиво је да су демографи у земљама са дужом статистичком традицијом први кренули у примену новог приступа пројектовања становништва. Тако су се почетком деведесетих година прошлог века појавиле прве свеобухватне пројекције овог типа у

скандинавским земљама и САД-у, да би се временом развило више различитих методологија које се често битно разликују у основним поставкама и циљевима, али их везује заједничка жеља за постизањем што веће транспарентности метода односно применљивости резултата. До сада су пробабилистичке пројекције припремљене за већи број развијених држава света и углавном представљају напоре истраживача да на примеру алтернативног приступа покажу да је промена устаљене праксе израде пројекција у националним демографским агенцијама изводљива. Као инспирација за развој модерних метода пробабилистички конципираних пројекција свакако су послужили рани радови *Goodman*-а (1968), *Godfrey*-а (1974), *Alho*-а и *Spencer*-а (1985; 1990) односно *Lee*-а и *Tuljapurkar*-а (1994).

Посебно значајан допринос обогаћивању пројекционе методологије представљен је кроз пројекције становништва следећих држава: САД (*Lee and Tuljapurkar*, 1994), Аустрија (*Lutz and Scherbov*, 1998), Финска (*Alho*, 1998; 2002), Холандија (*de Beer and Alders*, 1999), Норвешка (*Keilman et al*, 2001) и Аустралија (*Wilson and Bell*, 2004); односно региона света (*Lutz et al*, 1997; *Lutz et al*, 2001). Може се, условно, рећи да су се до данас искристалисале две основне школе израде пробабилистичких пројекција – једна која се развија у оквиру тима под вођством *W. Lutz*-а на Међународном институту за примењену системску анализу (IIASA) у Аустрији и друга која је под идејним вођством *J. Alho*-а, и која има своје полазнике на Институту *Max Planck* у Немачкој.

Главна препрека примени стохастичког концепта у већем броју држава јесте недостатак довољно дугих и поузданих временских серија демографских варијабли. Овај проблем две школе у основи различито решавају – *Lutz* форсира метод експертског мишљења, а *Alho* сматра да довољно дуге емпиријске серије које поседује пар развијених светских држава, уз примену адекватних статистичких метода, могу бити довољно добро полазиште за оцену демографских индикатора у већини држава са проблематичним улазним подацима. На бази оваквог приступа *Alho* је развио компјутерски софтвер (*Program for Error Propagation*), који омогућује израду пробабилистичких пројекција на основу унетих улазних параметара за демографске индикаторе, представивши пројекције за Литванију и Финску (*Alho*, 2001; *Alho* 2002), да би се потом појавиле и пројекције полазника његовог курса, за популацију Пољске (*Matysiak and Nowok*, 2006) односно Италије (*Torri and Vignoli*, 2007).

Коначно, као резултат пројекта “*Changing Population of Europe: Uncertain Future*” (2001-2004), у основи заснованог на моделу *Alho*-а, појавиле су се упоредне пројекције за 18 развијених земаља Европе у издању холандског статистичког завода (Statistics Netherlands, 2005). Стога је за очекивати да овакав подухват једног националног демографског завода убрзано иницира прихватање пробабилистичког концепта у изради редовних публикација код већег броја држава.

С друге стране, тим под вођством *Lutz*-а посебно се оријентисао на проналажење алтернативе детерминистичким пројекцијама светске популације односно популације великих светских региона, које редовно објављује Одељење за становништво УН. Наиме, ове пројекције су посебно значајне за све оне који се баве проучавањем интеракција између пораста глобалне популације и животне средине. Због типичне потребе ове врсте корисника за сценаристички представљеним резултатима демографских пројекција, тим из *IIASA* института специјализовао се за тражење решења које би помирило два приступа у изражавању неизвесности. Тако су настале кондиционалне стохастичке пројекције, које уважавају досадашње навике корисника, али им пружају и додатну стохастичку информацију. Типичан пример представљају пројекције настале као комбинација постојећих пробабилистичких, објављених од стране *IIASA*, и класичних сценаристичких, развијених за добијање прогноза о ефектима стаклене баште, као резултат међудржавног панела о климатским променама (O’Neill, 2003).

На крају овог одељка, наводе се и две изузетно обимне публикације које третирају брзоразвијајућу методологију пробабилистичких пројекција. Наиме, као резултат панела, организованог под покровитељством америчког Националног научног савета, о развоју методологије пројекција становништва, чији је основни концепт у потпуности базиран на пробабилистичком приступу, појавила се књига “*Beyond six billion*” (NRC, 2000). Она у основи представља наставак развоја идеје о оцени емпиријске грешке за потребе демографског прогнозирања, изложене првобитно у радовима *Keyfitz*-а (1981) и *Stoto*-а (1983). Конкретно, анализа нивоа емпиријске грешке за државе света у ранијим пројекцијама УН резултирала је статистичким моделом који омогућује изградњу 95% интервала предвиђања око детерминистички конципираних прогноза укупног броја становника. Друга публикација, “*Statistical demography and forecasting*” (Alho and

Spencer, 2005), представља, заправо, први уџбеник из демографије који је у потпуности заснован на стохастичкој перцепцији демографских појава од стране пионира у области модерног развоја пробабилистичких пројекција становништва. Такво полазиште омогућило је ауторима да поступно образложе логику израде пробабилистичких пројекција, показујући да нам инхерентна стохастичка природа демографских појава, заправо, не оставља другу могућност за развој пројекционе методологије.

### 3. Зашто је пробабилистички приступ неопходан?

Пројекције становништва базирају се на претпоставкама о будућем кретању фертилитета, морталитета и миграција. Статистички заводи већине земаља публикују пројекције које обавезно садрже једну главну варијанту (средња, централна или основна), која се сматра и највероватнијом путањом очекиваног развоја популације, тј. прогнозом. Та варијанта најчешће претпоставља наставак уочених трендова главних детерминанти демографског развоја или њихов највероватнији ток према мишљењу демографа прогностичара. Наравно, ова два критеријума могу коинцидирати у смислу да прогностичар претпостави наставак уочених трендова у будућности као највероватнију варијанту (de Beer and Alders, 1999).

Степен поузданости пројекционих резултата зависи превасходно од степена валидности претпоставки о кретању будућег фертилитета, морталитета и миграција. Неизвесност везана за будуће токове ових компоненти демографског развоја може се узети у обзир израчунавањем ефеката њихових алтернативних вредности на будућу величину и старосну структуру популације. Свака међусобна комбинација вредности три компоненте резултира једном варијантом или сценаријем будуће величине и старосне структуре популације, што је генерално био случај и са званичним пројекцијама становништва Србије. Наиме, од 1970. до данас објављени су резултати четири редовне званичне пројекције становништва Србије<sup>7</sup>, свака са три деценије дугим пројекционим хоризонтом, по правилу неколико година после објављивања пописних резултата. Ниједна од њих није поседовала алтернативну хипотезу о кретању морталитета (ако изузмемо крајње илустративну варијанту константних вредности), нити миграционог салда (Никитовић, 2004). Практично, резултати пројекционих варијанти су се међусобно разликовали искључиво захваљујући различитим хипотезама о кретању фертилитета по којима су, уосталом, варијанте и носиле називе. Логично је да су се те разлике односиле само на становништво које се родило током пројекционог периода, док за већину старосних група (осим оних у старости од 0 до 30 година, у зависности од године пројекционог хоризонта) постојање варијанти није имало никаквог значаја када

---

<sup>7</sup> Прва савремена пројекција становништва Србије (у оквиру пројекција ФНРЈ) објављена је 1948. године, али је тек од 1970. почело редовно публикавање пројекција са алтернативним варијантама развоја популације (Никитовић, 2004).

су у питању апсолутне вредности. Осим тога, постоји и проблем савршене серијске корелације, јер свака детерминистичка пројекција подразумева да одређену варијанту чини иста комбинација хипотеза о кретању компоненти од прве до последње године пројекционог периода. (Никитовић, 2004).

Међутим, у највећем броју званичних пројекција развијених држава уобичајено је да се варијанте високих односно ниских вредности заснивају на комбиновању или високих или ниских вредности најчешће коришћених показатеља све три, или барем виталних детерминанти популационог развоја: стопе укупног фертилитета, очекиваног трајања живота живорођених и нето миграционог салда. Приликом процењивања ширине размака између граничних варијанти поставља се кључно питање: колико екстремне варијанте треба да буду? Јасно је да шири интервал има већу вероватноћу обухвата стварне вредности од ужег, али ако је опсег превелик, прогноза је неинформативна. Зато одговор на ово питање зависи од одговора колика вероватноћа интервала треба да буде, тј. колико је вероватно да ће одређени интервал обухватити будућу стварну вредност. Управо је та информација недостајала детерминистичким пројекцијама, што је једна од основних и препознатљивих особина пробабилистички припремљених пројекција. Свакако да „...сценарио са јасно спецификованом вероватноћом од 20% треба да буде озбиљније схваћен у политичким разматрањима од сценарија са свега 2% вероватноће“ (Lutz et al, 1996).

Овакав закључак потврђује неопходност квантификације неизвесности како би корисници пројекција експлицитно знали колика је могућност остварења сваке од најчешће неколико публикованих варијанти. Јер, чак и у случајевима када су статистичке агенције покушавале да избегну интерпретацију средње варијанте као највероватније, објављивањем парног броја алтернатива, корисници су аутоматски рачунали просек средишње две варијанте да би добили највероватнији број и тако имплицитно изразили потребу за информацијом о вероватноћи остварења пројекционих резултата. Другим речима, то не значи да су корисници заинтересовани да знају само која је популациона путања највероватнија (што аутори најчешће и нагласе у пропратним извештајима), већ постоји и шира друштвена потреба да се шансе за остварењем осталих објављених сценарија јасно нагласе, нарочито у оним ситуацијама када је грешка директно повезана са трошковима. Заправо, чак и путање чије је

остварење крајње неизвесно могу привући пажњу јавности на недовољно расветљена друштвена питања, која би у супротном била занемарена. Јер, и најнепрецизније пројекционе варијанте указале су на неадекватну припремљеност у многим развијеним државама по питању пензионисања *baby-boom* генерација, које ће се одиграти у периоду 2015-2025. година (Lutz and Scherbov, 2002; Alho and Spencer, 2005). С обзиром да је остварење претпоставке о недостатку средстава у пензионим фондовима неизвесно, квантификација неизвесности свакако може побољшати друштвену активност у том правцу. Конкретно, неодређена вероватноћа остварења пројекционих варијанти омогућава онима који не желе да инвестирају у пензионе фондове да укажу на варијанту ниских вредности, маргинализујући значај проблема. У супротном, оцена дистрибуције вероватноће пројекционе грешке може помоћи у јавној дебати да се мало вероватне алтернативе раздвоје од оних вероватнијих. На тај начин, ако је прогноза јако неизвесна, могле би се потражити флексибилне адаптивне стратегије које би омогућиле неопходне модификације да се реална будућа путања пронађе.

С друге стране, основна одлика стохастичких пројекција, да јасно квантификују вероватноћу пројектованих вредности, пружа и критеријум за постизање конзистентности између интервала предвиђања фертилитета, морталитета и миграција у смислу да разлике између појединачних интервала треба да одразе разлике у степену неизвесности будућег развоја између ове три компоненте (de Beer and Alders, 1999). Прогнозе вредности фертилитета, морталитета и миграција изражене су у различитим мерама што онемогућава директно поређење ширине интервала предвиђања сваке од три компоненте. Пробабилистички приступ превазилази овај проблем једноставним захтевом да интервал предвиђања сваке компоненте одговара некој унапред одређеној вероватноћи. Осим тога, увођење вероватноће генерално смањује субјективни утицај прогностичара пружајући већу флексибилност у изражавању неизвесности у погледу будуће величине популације.

Међутим, чак и кад се формулишу пробабилистичке претпоставке о будућим вредностима фертилитета, морталитета и миграција то не подразумева да је пробабилистичка дистрибуција будуће величине популације позната. Нажалост, детерминистички формулисана пројекције то имплицитно претпостављају. У већини земаља ниска варијанта званичне пројекције подразумева ниске вредности стопе



укупног фертилитета, очекиваног трајања живота живорођених и миграционог салда у свакој години пројекционог хоризонта, док висока предвиђа одговарајуће високе вредности ових индикатора током читавог периода. То подразумева да вероватноћа интервала предвиђања будуће популационе величине не одговара вероватноћи интервала између високих и ниских вредности појединачних компоненти ако не постоји савршена корелација између компоненти и између пројекционих година. Пошто знамо да је то нетачно, вероватноћа интервала предвиђања за популациону величину је већа од вероватноће сваког од појединачних интервала трију компоненти. Из тог разлога распон између варијанти високих и ниских вредности може довести до прецењивања степена неизвесности у погледу будуће величине популације, барем ако су претпоставке о интервалима за фертилитет, морталитет и миграције правилно постављене. С друге стране, распон између варијанти високих и ниских вредности може довести до потцењивања степена неизвесности у погледу висине коефицијената старосне зависности, као на пример коефицијента старосне зависности старих (број старих 65 и више према старима 20-64 године), јер виши фертилитет снижава овај коефицијент, док га нижи морталитет повишава (Lee, 1998; de Beer and Alders, 1999; Keilman et al, 2002).

Како овај проблем решава пробабилистички приступ? У статистици се користе интервали поверења приликом оцене параметара, а интервали предвиђања за прогнозирање будућих вредности. И једни и други имају пробабилистичку интерпретацију, за разлику од традиционалних пројекција становништва где се за распон између високе и ниске варијанте једино каже да покрива „разумне“ вредности или је у „реално остваривим оквирима“ (Sekulić, 2005). Проблем је, међутим, да ли је реалан распон за морталитет једнако „реалан“ као реалан распон за фертилитет? Чак и да јесте, нејасно је да ли и резултујуће прогнозе броја становника остају „реалне“.

Наведена детерминистичка дилема може се једноставно разрешити у пробабилистичком оквиру. Ако, на пример, дефинишемо  $B$  као број рођених у некој будућој години, а  $D$  као број умрлих током исте године, апстрахујући миграцију, прираштај становништва би се могао написати као  $R = B - D$ . Ако  $[B_d, B_g]$  представља 80% интервал предвиђања за  $B$ , а  $[D_d, D_g]$  80% интервал предвиђања за  $D$ , онда  $[B_d - D_g, B_g - D_d]$  није 80% интервал предвиђања за  $R$ , осим ако број рођених и број умрлих нису у савршеној негативној

корелацији. Већ је *Törnqvist* (1949) био свестан овог проблема закључивши да комбиновање „разумних“ интервала за рођене и умрле производи интервале који имају различите вероватноће покривања будуће полно-старосне структуре популације у свакој пројекционој години. Међутим, статистичка теорија пружа једноставно решење проблема. Претпоставимо да  $B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2)$  и  $D \sim N(\mu_D, \sigma_D^2)$  са корелацијом  $\rho$ . Онда,  $R \sim N(\mu_B - \mu_D, \sigma_B^2 + \sigma_D^2 - 2\rho\sigma_B\sigma_D)$ . Након овога се интервал предвиђања за  $R$  једноставно добија. У пракси, дистрибуције  $B$  и  $D$  су асиметричне удесно, јер се најчешће користе логаритамске трансформације полазних стопа. Стога је уобичајено да се користе симулације у циљу добијања интервала предвиђања (Keilman et al, 2001; Wilson and Bell, 2004; Alho and Spencer, 2005).

Да закључимо: две су кључне предности пробабилистичког над детерминистичким приступом, које наглашавају потребу за прелазак на нови концепт изражавања неизвесности у пројекцијама становништва званичних демографских агенција. Прва је јасна квантификација степена неизвесности, што је од немерљивог значаја за све који резултате пројекција користе у планерске сврхе са циљем оцењивања износа трошкова. Другим речима, да би минимизирао очекиване трошкове, свако ко користи популационе пројекције у сврху планирања својих активности неће користити тзв. средњу или највероватнију варијанту прогнозе, већ вредност која је већа или мања од ње, зависно од функције губитка и одговарајућих вероватноћа. Друга предност је превазилажење неконзистентности у изражавању неизвесности класичним концептом варијанти детерминистички конципираних пројекција. Наиме, пробабилистички приступ не подразумева, у пракси немогућу, савршену корелацију ни између компоненти ни између временских периода, као детерминистички код кога, рецимо, у варијанти високог популационог раста сваке године кад високе вредности има фертилитет имају и очекивано трајање живота и позитиван миграциони салдо, при чему је ниво сва три индикатора висок у свакој години пројекционог периода.

#### 4. Основне одлике и методи пробабилистичког приступа

Као и у случају детерминистички постављених пројекција, у основи рачунања будуће величине популације, односно њених старосних сегмената, користи се кохортно-компонентни модел. Принципијелна разлика између два приступа односи се на пробабилистички елемент који се у пракси постиже покретањем модела са случајно варирајућим специфичним стопама по старости неколико хиљада пута (Wilson and Bell, 2004). Али, уместо формулисања једног низа индикатора за фертилитет, морталитет и миграције по свакој варијанти пројекције, пробабилистички спецификована пројекција захтева одређивање заједничке статистичке дистрибуције свих улазних индикатора. Теоријски, неопходно је оценити велики број показатеља и одговарајућих интервала предвиђања за сваки пројекциони период, чак и када су у питању шире старосне групе односно дужи пројекциони периоди, као што су петогодишњи уместо уобичајених једногодишњих. На пример, сваки пројекциони период захтевао би стотине улазних вредности, јер треба одредити све неопходне специфичне стопе по старости за сваку од компоненти развоја становништва. За пројекцију од пет деценија то подразумева хиљаде улазних вредности. Стога се свакако намеће потреба за поједностављењем претпоставки, што се у пракси своди на разбијање заједничке дистрибуције у више мањих дистрибуција са мање варијабли, под претпоставком да су компоненте развоја популације међусобно независне.

Након овога, неопходно је фокусирати се на дистрибуције неколико сумарних показатеља трију компоненти, а то су најчешће стопа укупног фертилитета, очекивано трајање живота живорођених и нето миграциони салдо. На овај начин се игноришу статистичке дистрибуције детаљних индикатора, као што су специфичне стопе по старости, што знатно смањује компликације при рачунању, а не доприноси битно побољшању прецизности прогнозе. Симплификација, такође, подразумева да је полазна старосна структура популације која се пројектује максимално прецизно одређена, по могућству на основу последњег пописа и одговарајуће статистике виталних догађаја, што је веома реална претпоставка за већину земаља са развијеним демографским статистичким службама, у које се убраја и Србија. У случају сумње у квалитет података, полазну старосну структуру популације неопходно би било статистички моделирати, и затим одредити међусобне коваријансе са индикаторима компоненти развоја становништва (Keilman et al, 2002).

### Карактеристике приступа

Пре него што се приступи изради пробабилистичке пројекције, неопходно је формулисати неколико *важних претпоставки* и то: о типу дистрибуције вероватноће, тј. о вредностима параметара које треба израчунати, о стандардној девијацији, као и о коваријансама пројектованих грешака пројекције између старосних група, полова, пројекционих година и компоненти које се пројектују (de Beer and Alders, 1999; Keilman et al, 2002). Овоме треба додати корелацију пројекционих грешака између региона (Lee, 1998; Lutz and Scherbov, 1998), када се пројекционе претпоставке формулишу за два или више региона у оквиру једне пројекције. На пример, у случају Србије хипотезе треба поставити за сваку макроцелину посебно, што се у актуелној ситуацији своди на Војводину и централну Србију, због недостатка података за Косово и Метохију.

Да би се извеле симулације будућих популационих путања није довољно само одредити вероватноћу која одговара распону између високих и ниских вредности сваке од компоненти. Неопходно је да се одреди *комплетна дистрибуција вероватноће* за сваку компоненту у свакој години пројекционог периода. Ако се, на пример, претпостави нормална дистрибуција треба да се одреде само два параметра – средња вредност, што је аналогно тзв. средњој или централној варијанти у детерминистичком приступу, и стандардна девијација. У случају претпоставке о асиметричној дистрибуцији, мора бити одређен барем један додатни параметар везан за асиметрију. Међутим, недостатак овакве дистрибуције огледа се у томе да њена средина не одговара највероватнијој вредности, што може бити збуњујуће за кориснике који су навикли на средњу варијанту у детерминистичком приступу (de Beer and Alders, 1999). Ипак, *Lutz и Scherbov (1998)* показују да избор дистрибуције вероватноће није пресудан за ширину 50% или 67% интервала предвиђања формираног око прогнозе индикатора већ само за ширину интервала веће вероватноће остварења.

За сваку годину у пројекционом периоду неопходно је одредити *вредности параметара* дистрибуције за сваку компоненту. Уобичајено је да се један сет вредности одреди за комплетан период. Вредности за појединачне пројекционе године одређују се на основу претпоставке о обрасцу серијске корелације. Уопштено говорећи, могу се разликовати два приступа. Према једном, претпоставке се односе на вредности параметара модела временске серије. Из њега се може добити вредност стандардне

девијације за сваку појединачну годину пројекције. Према другом приступу, прво се одреде претпоставке о вредности стандардне девијације у последњој пројекционој години. Затим се вредности за остале године унутар пројекционог хоризонта могу одредити помоћу неког од интерполационих метода.

С обзиром да се у пробабилистичким пројекцијама ширење грешака одвија са протоком пројекционог времена, грешке направљене у првој години утицаће на резултате прогнозе и век касније. Некада се грешке са одвијањем пројекционог хоризонта поништавају, некада расту. Степен до ког се пројекционе грешке поништавају зависи од тога у ком степену су грешке корелисане. Стога је степен корелације грешака есенцијална информација у конструисању пробабилистичке пројекције (Lee, 1998).

### 1. Корелација између компоненти

Чињеница је да компоненте развоја популације на некој територији могу бити у корелацији. Међутим, ова констатација је повезана углавном са недовољно развијеним земљама света. Наиме, поједини аутори сматрају извесним да би неочекивани спор или брз пад нивоа смртности, у подсахарској Африци, био повезан са неочекиваним спорим или брзим падом нивоа фертилитета. То би се догодило или зато што постоје обострани позитивни утицаји између морталитета и фертилитета или зато што би други фактори повезани са економским и друштвеним развојем утицали на обе виталне компоненте. На пример, пораст нивоа образовања или прихода, или, пак, пораст броја здравствених установа који би пружао и контрацептивне услуге али и подигао ниво здравствене заштите уопште (Lutz et al, 1996; Lee, 1998). Корелација између компоненти развоја популације могућа је и у случају када имигранти имају виши ниво фертилитета од домицилне популације у смислу да пораст броја младих досељеника може довести до пораста стопа фертилитета у каснијим годинама. Међутим, треба имати у виду да, иако се претпостави независност између *стопа* фертилитета и морталитета и броја миграната, неће постојати независност између *броја* рођених и умрлих и броја миграната. Јер, ако је, на пример, ниво имиграције висок у одређеној години то ће се свакако одразити у већем броју рођених и умрлих у наредним годинама за дате вредности стопа фертилитета и морталитета (de Beer and Alders, 1999).

Коначно, аутори пробабилистичких пројекција су потпуно сагласни да у већини држава са ниским нивоом смртности готово да нема основа за претпоставку о корелацији између фертилитета, морталитета и миграција. У ову групу, поред развијених земаља, спада и већина држава у развоју осим оних у сиромашним регионима, подложним бројним сукобима и катастрофама.

## 2. Корелација између старосних доба

С друге стране, корелација између суседних старосних доба је веома јака код сваке компоненте. Старосни профили фертилитета, морталитета и миграција на годишњем нивоу су врло стабилни, што подразумева да су стопе специфичне према старости, као и апсолутни бројеви, код све три компоненте, чврсто позитивно корелисани у датој години (Keilman et al, 2002). Конкретно, ако је економска и друштвена ситуација повољна за рађање деце, може се очекивати да ће све стопе фертилитета специфичне према старости бити релативно високе (de Beer and Alders, 1999).<sup>8</sup> То што је међустаросна корелација код фертилитета нижа од јединице није од великог значаја, јер „...нам је обично битно да ли је дошло до рађања; старост мајке је у великој мери ирелевантна“, сматра Lee, један од зачетника модерних пробабилистичких пројекција, и додаје да „...је свестан да постоји различит број жена у различитим старосним групама што при датом нивоу *SUF* свакако донекле утиче на начин дистрибуције фертилитета по старости, али је то другоразредни проблем“ (Lee, 1998: 164).

И у случају морталитета претпоставка о савршеној међустаросној корелацији може бити прихватљива симплификација нарочито код дугорочних прогноза. За било коју дату кохорту, доживљење старијих годишта одражава пондерисани просек свих претходних услова смртности током животног циклуса. Због тога, чак иако корелација у нивоу грешке између суседних годишта није једнака јединици, ефекат ће бити скоро исти. С друге стране, грешке у старосној дистрибуцији имиграната

---

<sup>8</sup> Супротно, за кохортне податке може важити негативна корелација, јер ако економска ситуација приморава жене да одложе рађање, специфичне стопе фертилитета према старости између млађих и старијих годишта могу бити негативно корелисане. Слично се може десити и код морталитета, када услед дејства механизма селекције долази до негативне везе између стопа смртности за млађа и старија доба у оквиру исте кохорте (de Beer and Alders, 1999).

постављају много озбиљнији проблем, будући да имигранти остављају потомке, али и овде преовлађује мишљење да је проблем у вези са претпоставком о савршеној корелацији по старости од секундарног значаја (Lee, 1998).

Имајући у виду наведено, већина аутора поједностављује прорачуне подразумевајући савршену корелацију по старости за све три компоненте, тако да је само ниво старосног профила подвргнут стохастичкој варијацији, тј. сумарни показатељи компоненти, као што су стопа укупног фертилитета, очекивано трајање живота живорођених, нето миграциони салдо (Keilman et al, 2002, Wilson and Bell, 2004). Ако би се и одлучили за спецификацију нивоа корелације нижег од јединице, резултат би били нешто ужи интервали предвиђања (de Beer and Alders, 1999).

### 3. Корелација између полова

Будући да *мушка и женска* популација показују слично понашање у погледу кретања морталитета и миграција, степен позитивне корелације између полова за ове две компоненте је веома висок. То је разлог што поједини аутори подразумевају и савршену корелацију између висине грешака према половима за једну или обе компоненте (Lee and Tuljapurkar, 1994; de Beer and Alders, 1999). Такав приступ код морталитета прецењује неизвесност у погледу броја старијих у будућности без обзира на пол, док код миграција даје шире интервале предвиђања за миграционо осетљива годишта (Keilman et al, 2002).

### 4. Аутокорелација

Аутокорелација, или корелација између пројекционих грешака у самој временској серији, у оквиру сваке од компоненти, је од великог значаја за креирање интервала предвиђања. Веома спора промена нивоа фертилитета односно морталитета током времена подразумева врло јаку, али не и савршену серијску корелацију код ових двеју компоненти. Наиме, када је ниво фертилитета или морталитета висок једне године, вероватно је да ће то бити случај и наредне године, али ипак није потпуно извесно.<sup>9</sup> Иако је ниво миграционе компоненте много променљивији у времену, ипак

---

<sup>9</sup> Краткорочно је могућа и негативна корелација. Ако је, на пример, број умрлих у једној години релативно висок услед јаке зиме, за очекивати је да наредне године буде релативно нижи услед механизма селекције, јер су многи крхког здравља умрли у претходној години (de Beer and Alders, 1999).

економски, политички и остали друштвени услови, који током неколико година утичу на миграционе токове до извесног степена, остављају могућност да се одређени ниво серијске корелације може очекивати (Keilman et al, 2002).

У литератури се помињу два основна приступа у решавању питања серијске корелације компоненти развоја: претпостављање процеса са годишњим флукуацијама и претпостављање тзв. сценарија случајних линеарних путања. Док је предност другог приступа у повиновању традиционалној пракси сценаристичко-варијантних дефиниција статистичких завода широм света, укључујући УН, први приступ може произвести реалистичне годишње флукуације узимајући да су могући нивои ограничени (Lutz et al, 2001).

У пракси, поједини аутори аутокорелационе обрасце компоненти оцењују на основу модела временских серија (Lee and Tuljapurkar, 1994; de Beer and Alders, 1999; Alho, 2002), док други прибегавају претпоставци о савршеној корелацији (Lutz and Scherbov, 1998). Како се такве претпоставке одражавају на интервале предвиђања? Lee (1998) даје добар пример у коме наводи два крајње супротна полазишта. Ако правимо дугорочне пројекције с хоризонтом од 100 година, величина популације ће превасходно зависити од просечног нивоа фертилитета током тог периода. У случају да претпоставимо да су одступања стварних вредности од прогнозираног просека током времена међусобно некорелисана (процес „белог шума“), грешке ће временом тежити да се пониште. У супротном случају, под претпоставком о савршеној корелацији између грешака, ако је стварни ниво фертилитета виши за 5% од прогнозе у њеној првој години, биће 5% виши током свих 100 година. Наиме, ако посматрамо средњу вредност прогнозе фертилитета, онда је стандардна девијација грешке за просек стогодишње прогнозе фертилитета идентична стандардној девијацији грешке за појединачну годину. Другим речима, у овом примеру, стандардна девијација грешке за случај савршене корелације је десет пута већа него у случају „белог шума“ (Lee, 1998).

Подразумевање савршене позитивне серијске корелације свакако доводи до прецењивања степена неизвесности у погледу укупног броја становника. Lutz и Scherbov (1998) тврде да претпоставка о савршеној аутокорелацији у њиховим



пројекцијама, где фертилитет, морталитет и миграције следе стандардне трајекторије у свакој симулацији, које се међусобно разликују само у случајном фактору којим су вредности у свакој години помножене (тзв. „случајни сценарији“), има веома ограничен ефекат на краћи рок. Међутим, *de Beer* и *Alders* (1999), који у својим пројекцијама становништва Холандије претпостављају да серијска корелација грешака одговара оној у моделу случајног хода, показују да тај ефекат дугорочно није занемарљив. Стога су и новији радови тима из IIASA института уважили ове аргументе, користећи модел мешовитих просека са годишњим флукуацијама, у пројекцијама светског становништва (Lutz et al, 2001).

##### 5. Међурегионална корелација

Када је неопходно израдити пројекцију за два или више региона које чине одређену територију, али се међусобно разликују у мањој или већој мери у погледу демографских карактеристика, од суштинског значаја је одређивање нивоа мерурегионалне корелације. Наиме, ако се претпостави да су грешке за регионалне прогнозе међусобно независне, онда у процесу агрегирања долази до значајног смањења одговарајуће грешке за целину због међусобног поништавања грешака. Критикујући прве пробабилистичке пројекције за светску популацију, базиране на пројекцијама за 12 светских региона, а објављене од стране института IIASA (Lutz et al, 1997), *Lee* (1998) износи следеће закључке: у првом случају у ком су аутори претпоставили независност пројекционих грешака између светских региона, исказани степен неизвесности за величину глобалне популације је за више од трећине мањи него за популациону величину региона; у другом случају, где су аутори претпоставили савршену корелацију пројекционих грешака између региона, нема разлике у нивоу неизвесности између величине глобалне и било које регионалне популације. Стога је неизбежно познавање нивоа корелације пројекционих грешака између региона ако се жели добити реалнија оцена неизвесности прогнозиране популације за територију коју региони чине.

Још од анализе пројекционих грешака у ранијим пројекцијама УН, када је *Stoto* (1983) открио значајан степен међурегионалне корелације, прихваћено је гледиште да су регионалне грешке међусобне јако корелисане. Аутори попут *Lee*-а (1998) сматрају да то важи за обе компоненте природног прираштаја. Јер, у случају

морталитета, било какав напредак у развоју медицине, или пак појава нових епидемија попут AIDS-а би се вероватно проширили на глобалном нивоу. Слично важи и за фертилитет, за који је извесно постојање јаке конвергенције у нивоу код развијених држава током неколико последњих декада, иако разлози за то нису сасвим јасни, као ни за знатну коинциденцију у тајмингу транзиције фертилитета на европском континенту. Чак и у недовољно развијеним деловима света, дошло је до великих приближавања у погледу пада фертилитета током последње три деценије (Lee, 1998; NRC, 2000). Наведене сличности десиле су се упркос великим разликама у друштвеном уређењу, економској развијености, економском положају жене у друштву, религији и другим друштвеним обележјима. Иако је постојање значајних регионалних разлика такође присутно, из угла дугорочне прогнозе од 100 година, попут оне из ПАСА института, за очекивати је да слагања буду већа од разлика. Стога су нове пројекције глобалне популације у издању овог института (Lutz et al, 2001), на бази 13 светских региона, претпоставиле међурегионалну корелацију пројекционих грешака од 0,7 за фертилитет односно 0,9 за морталитет.

### **Методи изражавања неизвесности**

У литератури се наводе три метода за одређивање дистрибуције вероватноће будуће популације и они се односе на стандардну девијацију дистрибуција фертилитета, морталитета и миграција. Вредности стандардних девијација могу бити оцењене на три начина:

- да се израчуна мера будуће грешке на основу *ex post* анализе ранијих пројекција;
- да се примене модели временских серија;
- да добро информисани експерти формулишу претпоставке засноване на експлицитно израженим суштинским аргументима.

У пракси се користе сва три метода за израчунавање пробабилистичких прогноза сумарних индикатора, и међусобно се не искључују, при чему прва два такође укључују експертско мишљење. Метод екстраполације временских серија и метод експертског мишљења производе дистрибуцију вероватноће изабраног индикатора око његове очекиване вредности. С друге стране, метод екстраполације емпиријских грешака подразумева одређивање интервала предвиђања на бази поређења са грешкама из прогноза објављених у прошлости. Под претпоставком одређеног распореда

вероватноће грешака (најчешће нормалног), те претпоставком да ће он остати исти и у будућности, ове грешке могу се користити за израчунавање вероватноће интервала предвиђања нових прогноза. При томе се очекивана вредност индикатора узима из детерминистичке прогнозе израчунате у традиционалном маниру, с обзиром да је очекивана вредност дистрибуције грешака из ранијих прогноза једнака нули (de Beer and Alders, 1999; Keilman et al, 2002).

1. *Метод екстраполације емпиријских грешака* захтева серије израчунатих грешака из пројекција објављених у прошлости. У примени овог метода могу бити коришћени и формални и неформални методи за предвиђање будућних грешака. *Keyfitz* (1981) и *Stoto* (1983) били су међу првима који су применили овај метод за прогнозирање, рачунајући стандардне грешке за прогнозу стопе раста укупног броја становника у ранијим пројекцијама УН и америчког Пописног бироа, на основу којих је могуће добити интервале предвиђања будуће популационе величине. У суштини, ови методи се могу применити и на друге варијабле, као што су коефицијент зависности старих или очекивано трајање живота живорођених. По оцени *Lee*-а (1998), ово је драгоцен правац истраживања, који је био занемарен све до појаве студије америчког Националног савета за науку, чија је анализа нивоа емпиријске грешке за државе света у ранијим пројекцијама УН резултирала развојем статистичког модела који омогућава формирање интервала предвиђања око прогнозе укупног броја становника израђене детерминистичким приступом (NRC, 2000).

Овај метод се данас најчешће користи као помоћни приликом евалуације претходно одређених дистрибуција вероватноће једним од друга два метода (углавном за корекцију ширине распона). У том правцу, већина савремених пробабилистичких пројекција подразумева и оцену грешке за сумарне индикаторе компоненти развоја у раније објављеним пројекцијама. Тако анализа емпиријске грешке у холандским пројекцијама указује на значајне разлике у нивоу грешке између три компоненте, где, на пример, грешке у стопама рађања расту знатно брже него грешке за очекивано трајање живота, што је случај и са ранијим пројекцијама становништва Србије (de Beer and Alders, 1999; Никитовић, 2004).

Проблеми који се најчешће наводе у самосталној примени овог метода односе се на краткоћу и слабу документованост пројекционих серија из 1960-их и ранијих година, на промену варијабилитета компоненти кретања и/или методологије пројектовања током времена односно на пристрасност грешке према старијим пројекцијама (Keilman et al, 2001). Заправо, грешке за веома дуг период резултирају из прогноза прављених јако давно. Другим речима, поставља се питање да ли је валидна претпоставка да је будућа дистрибуција грешака иста као и прошла. Јер, ако је оштар пад фертилитета након 1960-их у многим европским земљама изазвао крупне пројекционе грешке, колико је вероватно да ће се тако велике грешке поновити и у будућности? (de Beer and Alders, 1999). С друге стране, пад нивоа плодности у медитеранским земљама, током периода 1985-1995, представља промену истог интензитета у релативном смислу као што је била она изазвана „експлозијом рађања“ након Другог светског рата. То у суштини значи да емпиријске грешке из тог периода у себи већ садрже ту информацију, с обзиром да су тадашњи демографи листом превидели појаву *baby-boom*-а. Стога, знајући да су побољшања прецизности прогноза која могу настати од напретка у демографској теорији оскудна (Alho and Spencer, 2005), информације добијене применом овог метода оцене будуће стандардне девијације могу бити од велике користи.

2. *Методи екстраполације временских серија* подразумевају да историјске вредности демографских индикатора могу бити објашњене истим статистичким моделом који ће потом генерисати њихове будуће вредности. Ако су прогнозе засноване на екстраполацији регистрованих тенденција, *ex ante* пројекциона неизвесност може бити оцењена на основу модела временских серија коришћених за извођење екстраполација. Када су пројекције базиране на стохастичком моделу временских серија, онда модел не производи само вредност прогнозе него и дистрибуцију вероватноће око ње. У најширој употреби су тзв. ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) модели, тј. пробабилистички једнодимензионални модели временских серија.

Пројекције добијене овим методима преваходно су предвиђене за релативно краће временске хоризонте, јер у супротном и вредност прогнозе и интервали предвиђања око ње могу постати нереални (Lee, 1998; Keilman et al, 2001). Тада је неопходан

субјективни утицај демографа да се такве прогнозе коригују односно интервали ограниче (Lee and Tuljapurkar, 1994; de Beer and Alders, 1999). Постоје и друга питања која отежавају коришћење овог метода самостално. Наиме, вероватноћа прогнозе оцењена коришћењем стохастичких модела зависи од претпоставке да је модел исправан, али је валидност ове претпоставке свакако неизвесна на дужи рок. Осим тога, дистрибуција вероватноће добијена на овај начин не одражава ни неизвесност у погледу могућности да се фертилитет и морталитет понашају у складу са другачијим структурним релацијама у односу на прошлост, што резултује преуским интервалима предвиђања (Lee, 1998). Међутим, игнорисање независних, спољних информација о структурним променама може довести и до погрешно оцењене централне тенденције компоненти развоја. Стога је комбинација експертског мишљења са анализом временских серија неизбежна (Alho and Spencer, 2005).

Сматра се да је анализа временских серија као метод за оцену параметара неопходних за израду стохастичке пројекције најпогоднија за посттранзиционе популације (Lee, 1974). Ипак, посебно ограничење широј употреби овог метода је, као и у случају анализе емпиријске грешке, недостатак довољно дугих серија адекватног квалитета у већини земаља, што је нарочито проблематично када је у питању *SUF*, јер је оцена овог индикатора кључни елемент неизвесности у прогнозирању будуће популације (Duncan and Wilson, 2004)

3. *Метод експертског мишљења* за разлику од претходна два метода не подразумева нужно да ће будућност личити на прошлост, већ вероватноћу прогнозе оцењује на бази мишљења експерата о вероватноћи догађаја који се још нису десили. На пример, неизвесност у погледу дугорочних прогноза морталитета зависи од вероватноће технолошких достигнућа који могу имати суштински утицај на стопе доживљења. Такође, неизвесност везана за будуће дугорчне токове миграција зависи од вероватноће крупних промена у међународним економским односима, као што је, на пример, могућност брзог економског раста у Африци. Чак иако се не претпостави развој оваквих догађаја највероватнијом варијантом, оцена њихове вероватноће је неопходна да би се одредио степен неизвесности прогнозе. Или још

уопштеније, оцена *ex ante* неизвесности захтева претпоставке о вероватноћи да ће се будућност разликовати од прошлости.

Када је прогноза заснована на екстраполацији трендова из прошлости, оцена вероватноће структурних промена, које могу узроковати преокрет у развоју трендова, не може се директно извести из анализе историјских података, што онда захтева доношење суда од стране аутора прогноза (de Beer and Alders, 1999). Метод експертског мишљења подразумева да експерти укажу на доње и горње границе, на пример 90%, интервала предвиђања за стопу укупног фертилитета, очекивано трајање живота и нето миграциони биланс за задату годину у будућности, да би се потом субјективне дистрибуције вероватноће већег броја експерата спојиле у циљу смањења опасности од индивидуалне пристрасности (Lutz et al, 1996).

Тим истраживача окупљен око *Lutz*-а доказује да субјективне дистрибуције треба претпоставити методу временских серија, јер је вероватно да ће се структурне промене и неочекивани догађаји десити. Полазећи од примера сложених природних процеса, као што је време, ови аутори указују да би дугорочне климатске промене било неозбиљно прогнозировать само на основу података из претходних пар деценија. Имајући у виду да су будући демографски трендови у великој мери одређени друштвеним понашањем, које је још сложеније, притом и хаотично и много мање разумљиво, јасно је да нема добрих модела чак и за нека основна питања. Стога, услед убрзаног ширења друштвених промена у различитим деловима света, демографске пројекције направљене под претпоставком константне „климе“ не могу бити много значајне, истиче *Lutz*-ов тим и наводи илустративан пример. Наиме, у случају САД, земље за коју се претпоставља да је завршила процес демографске транзиције, да има довољно дуге и добре временске серије демографских података, да је показала релативно стабилне трендове током последње три деценије и где се ниједна очигледна структурна промена не очекује, објављен је до сада највећи број пробабалистички конципираних пројекција њеног становништва заснованих на различитим моделима временских серија. Када се резултати ових пројекција упореде, уочава се да се, за 2065. годину, доња граница 95% интервала предвиђања протеже од 207 до 551 милион људи, а горња од 349 до 836 милиона. Поента овог примера је јасна – чак и са добрим подацима и великим бројем алтернативних

пројекција нема природног или објективног начина да се на основу прошлости оцени неизвесност у погледу будућих трендова (Lutz et al, 1998).

Међутим, кључно питање метода експертског мишљења је како најбоље конвертовати судове експерата са емпиријском информацијом о трендовима из прошлости у претпоставке о будућој дистрибуцији вероватноће трију демографских компоненти. Наиме, и овај приступ има бројне проблеме на разним нивоима. Прво питање је ко се сматра екпертом и који су критеријуми за избор групе експерата? Друго, чак ни најквалификованији и најцењенији експерти нису у потпуности ослобођени личне пристрасности. Коначно, већина експерата нагиње конзервативном размишљању у смислу структурног континуитета најскоријих трендова, чак и када је појава дисконтинуитета врло вероватна. То се манифестује често претераном сигурношћу експерата у своје оцене што резултује релативно ниским степеном неизвесности односно преуским интервалом предвиђања (Lee, 1998; Lutz et al, 1998).

На пример, анализа ранијих пројекција популације Холандије и Србије показала је да, након периода стабилнијих тенденција развоја компоненти, самопоуздање прогнозера расте. У холандском примеру, распон између високе и ниске варијанте фертилитета је био прилично узак у пројекцијама са почетном 1980, а у случају Србије (стр. 74-75) у пројекцијама са почетном 1970. годином, од када је растао утростручивши се у последње објављеној пројекцији из 2002. године, с обзиром на информације о знатном паду плодности у последњој декади 20. века. Слично се десило у холандским пројекцијама са базном 1975. годином, где је интервал између екстремних варијанти био знатно шири, као реакција на оштар пад стопа фертилитета у претходним годинама (Keilman, 1990; Никитовић, 2004).

*Lutz* и његов тим (1998) сматрају да се ови проблеми могу кориговати кроз две симултане стратегије, што су они и применили у свом другом издању пројекција базираних на методу експертског мишљења (2001). Прва се односи на инсистирању да експерт дефинише распон уместо само најбоље процене чиме се оставља могућност да се искажу креативне сумње, уместо често догматске реакције при инсистирању на само једној вредности. Друга предвиђа неопходност дискусије

експерата у интерактивној групи, где се суочавају алтернативни погледи на бази суштинских аргумената, што је посебно значајно због чињенице да у науци експерти који су у већини не морају обавезно бити у праву (Lutz et al, 1998: 144).

Три начина оцењивања стандардне девијације дистрибуција будућег фертилитета, морталитета и миграција не искључују међусобно један други. Напротив, они се могу допуњавати што је најчешће случај у новијим пројекцијама пробабалистичког приступа где један од метода обично представља окосницу прорачуна стандардне девијације, а друга два имају улогу коректива у одређеним фазама пројекционог процеса. Међутим, ако је очигледно како се један од два метода базирана на емпиријским информацијама, као носећи пројекциони метод, може комбиновати с методом субјективне оцене, можда обрнут случај није тако очевидан. Заправо, минимизирање могуће пристрасности у методу експертског мишљења може се обавити уз помоћ анализе временских серија, која би послужила као извор информација и водич приликом доношења експертских одлука о претпоставкама будућег кретања компоненти развоја (Lutz et al, 1998).

Lee (1998) саветује и да се од експерата тражи да одреде распоне за компоненте али не и њихове вероватноће остварења, које се могу добити на основу *ex post* анализе пројекционе грешке у сетовима УН или друге реномиране агенције, с обзиром да је субјективно тешко разлучити разлику између, на пример, вероватноће од 90% односно 99% да ће будућа вредност бити покривена претпостављеним интервалом. Осим тога, питање дефинисања аутокорелације (која је код свих компоненти слабија од савршене) није експлицитно разјашњено у методу експертског мишљења, јер се не зна да ли и како експерт ову информацију укључује у свој распон, од чега зависи и износ поништавања грешке и природа флукуација у серији. Стога је, сматра Lee, приписивање екстерно оцењене вероватноће распону из експертског мишљења неопходно (Lee, 1998: 170).

Да би било могуће израчунати интервале предвиђања будуће величине популације односно њене старосне структуре неопходно је применити претходно добијене интервале предвиђања свих пројектованих индикатора фертилитета, морталитета и миграција на полазну популацију. Два су основна приступа – аналитички и симулациони. *Аналитички* се заснива на стохастичком кохортно-компонентном моделу



у коме се статистичке дистрибуције индикатора фертилитета, морталитета и миграција трансформишу у статистичке дистрибуције полно-старосне структуре. Овај приступ захтева бројне апроксимације полазних претпоставки и није једноставан за примену и разумевање. Један од примера је стохастичка пројекција популације САД у којој аутори користе апроксимације других момената одговарајућих дистрибуција (Lee and Tuljapurkar, 1994).

*Симулациони* приступ избегава поједностављене претпоставке и апроксимације аналитичког приступа. Његов развој превасходно је омогућен развојем брзих компјутера који за сваку годину пројекционог периода рачунају неколико стотина или хиљада пројекционих варијанти, тј. случајно изабраних путања (“*sample paths*”) на основу улазних вредности параметара за индикаторе фертилитета, морталитета и миграција, које се добијају по принципу случајних бројева из одговарајућих дистрибуција. Пројекциони резултати се директно складиште у базу података одакле се након сортирања може једноставно добити задати интервал предвиђања за сваку пројектовану старосну групу, с обзиром да свака појединачна симулација, тј. извлачење по принципу случајних бројева, резултује бројем становника по полу и појединачним годинама старости у свакој пројекционој години (Keilman et al, 2002).

### **Практична питања примене**

Аутори до сада објављених пробабилистичких пројекција користили су разноврсну палету метода анализе временских серија, мада су у литератури најфреквентнији ARIMA модели. Да би постигли што реалније прогнозе, у скорије објављеним радовима, аутори демонстрирају покушаје максималног искоришћења могућности брзих компјутера који могу да савладају велики број улазних варијабли карактеристичних за сложене статистичке моделе. Овакви поступци захтевају дугачке и квалитетне временске серије што је карактеристика земаља са дугим периодом релативног стабилног економског и друштвеног развоја. Међутим, успех није у старту загарантован, што показују и поређења резултата између једноставнијих и сложенијих пројекционих прорачуна. У сваком случају, у току је интензиван развој методологије стохастичких пројекција засноване на напретку оствареном у вандемографским областима – информатици и статистици. Кроз изабране примере методолошких решења из новије литературе, биће размотрена нека од важнијих питања у примени и развоју стохастичког приступа.

Покушаји максималног искоришћења ARIMA методологије резултирали су применом вишедимензионалног или векторског модела у стохастичкој пројекцији становништва Норвешке. Прво се појавио рад у коме је изложен метод векторског модела ARIMA типа комбинованог са Гама кривом у циљу добијања интервала предвиђања око једногодишњих специфичних стопа фертилитета према старости. Аутори су на основу 100-годишње серије података задовољни дистрибуцијом вероватноће за прве три деценије 21. века, али не и за преостале две, када су интервали предвиђања нереално широки, што их је приморало да, субјективном интервенцијом, поставе лимите симулација, чиме је добијен демографски прихватљивији распон (Keilman and Pham, 2000).

У наредним радовима (2001-2002) објављена је комплетна пројекција, укључујући и претпоставке о кретању морталитета и миграција, са резултирајућим дистрибуцијама за величину и полно-старосну структуру популације. Моделирање морталитета обављено је из два корака, при чему је прво коришћен дводимензионални ARIMA модел за очекивано трајање живота живорођених, а затим вишедимензионални модел истог типа за оцену параметра *Heligman-Pollard*-ове криве. Показало се да модел оцене сумарног индикатора даје реалније прогнозе од сложенијег модела оцене старосног обрасца морталитета, па су се аутори одлучили за компромисно решење у коме су за прогнозу очекиваног трајања живота користили резултате из првог корака, прилагодивши им оцене стопа смртности за једногодишње старосне групе из другог корака. Миграциона компонента је моделирана на бази оцене једноваријантних ARIMA модела за имиграцију односно емиграцију (Keilman et al, 2001). И поред укључивања векторских модела за добијање прогнозе старосних образаца компоненти развоја, наведена пројекција није успела да се ослободи субјективног ангажмана својих аутора, а притом је методолошки знатно компликованија и у подацима захтевнија од једноставнијих модела.

Велики пројекат “*Changing Population of Europe: Uncertain Future*”, који је резултирао студијом са упоредним пробабилистичким пројекцијама за 18 земаља из европске економске зоне, у издању холандског завода за статистику, представља превасходно плод напора скандинавских пионира у развоју овог пројекционог приступа. Основни циљ пројекта односи се на потребу за ширењем стохастичких метода на оне развијене

европске државе које још нису произвеле стохастичке пројекције становништва. Друга два важна циља представљају заправо одраз жеље за даљим развојем пробабилитичке методологије. Један је подразумевао испитивање изводљивости прављења дугорочних међудржавно конзистентних стохастичких пројекција за неколико одабраних земаља из ове зоне, са релативно дугим и квалитетним временским серијама, а други истраживање могућности прављења поднационалних (регионалних) стохастичких пројекција уопште, као и функционалних прогноза, нарочито за старију популацију.

У духу постављених циљева било је и испитивање алтернативних модела анализе временских серија који су се показали успешним у другим, вандемографским областима. Стога су, први пут студиозно, за израду стохастичких прогноза становништва употребљени модели GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) типа за морталитет, и ARCH типа за фертилитет, који уважавају променљивост резидуалне варијансе током пројекционог периода, за разлику од ARIMA модела, који подразумевају хомоскедастичност односно константност резидуалне варијансе (Statistics Netherlands, 2005). Заправо, овај модел је показао своју апликативност приликом анализе економских појава као што су стопа инфлације, нестабилност макроекономских варијабли и тржишта девиза, па поједини аутори сматрају да, узимајући у обзир нестабилност *SUF* током 20. века у већини европских земаља, овај модел, иако слабо коришћен у анализи демографских серија, може бити обећавајући кандидат за израчунавање интервала предвиђања *SUF*.

У том контексту, узимајући у обзир традиционалну нестационарност ове временске серије, барем током 20. века, за већину европских земаља (што важи и у случају Србије), аутори студије истичу да интервали предвиђања за дужи пројекциони период, оцењени помоћу модела ARIMA типа, могу постати веома широки губећи улогу информативности. Стога су неопходне корекције тако добијених интервала субјективном интервенцијом прогностичара, као што је био случај и у наведним пројекцијама популације Норвешке, али и у свим другим савременим пробабилитичким прогнозама. Увођење сложенијих модела GARCH типа, којима се жели уважити информација из прошлости о променама варијабилности нивоа *SUF*, омогућава прогнозе које, на пример, могу да изразе уже интервале предвиђања у ситуацијама када је евидентна тенденција ка смањењу варијабилности нивоа *SUF*, као

што је данас случај са већином европских земаља, објашњавају аутори (Statistics Netherlands, 2005: 35).

Ипак, чињеница је да су интервали предвиђања добијени анализом сложенијих модела и у овој студији веома широки након четири или пет деценија пројекционог хоризонта, па их је било неопходно кориговати на бази експертског мишљења. Стога, чини се, с правом се може поставити питање да ли су сложенији модели овог типа заиста и прогностички успешнији? Нажалост, у овом тренутку је немогуће децидно одговорити на овакво питање, али се свакако може расправљати о томе колико је заиста субјективни утицај аутора смањен применом модела GARCH уместо ARIMA типа.

Наиме, аутори студије у издању холандског националног завода за статистику расправљају и о дужини временских серија коришћених за оцену модела, признајући неизбежност великог дела субјективног утицаја приликом овог избора. Сматрају да би анализа базирана само на периоду 1950-2000. била „несрећно“ решење јер обухвата *baby-boom* 1950-их и раних 1960-их, али не и низак фертилитет 1930-их у односу на кога је, како констатују, *baby-boom* „био рекација, бар делимично“ (Statistics Netherlands, 2005: 34). С друге стране укључивање и периода 19. века сматрају превише проблематичним са аспекта квалитета података, као и нереалистичности претпоставке да демографско понашање током тако дугог периода може бити објашњено само једним истим моделом. На крају, њихова анализа се, у случају појединих земаља, ипак ослања на податке за период 1900-2000, код других на период 1950-2000, а код трећих и на краће временско раздобље (у случају *SUF*, 1960-2000, а у случају очекиваног трајања живота чак и на раздобље 1985-2000), што представља плод компромиса у помирењу захтева за, на једној страни, довољно дугом серијом, а на другој, за њеним квалитетом.

Коначно, излази да је претпостављена корист од употребе модела који уважава промене варијабилности индикатора у овој студији у старту била ограничена на земље са довољно дугим серијама. Нажалост, чињеница је да мали број земаља у свету поседује довољно дуге временске серије демографских показатеља да би питање да ли једноставнији али робустнији модел, или сложенији али сензитивнији, добило адекватан значај у овој фази развоја пробабилистичког концепта. Зато су аутори попут *Alho*-а, приликом израде стохастичких пројекција за земље које су дефицитарне у

дугим серијама, користили оцењене параметре статистичких модела на основу података за земље које се одликују серијама дугачким и више од 200 година, подразумевајући тако исти образац грешке (Alho, 2001).

У сваком случају, и интервали предвиђања добијени моделима GARCH типа резултирали су за већину земаља, након пет деценија пројекционог хоризонта, прилично широким распонем. Ако, с једне стране, циљ јесте да се добију интервали предвиђања који ће у највећем броју случајева обухватити непознат будући ниво фертилитета, с друге стране, жеља је планера у разним друштвеним областима да имају што мање трошкове, који иначе расту са предвиђањем сувише великих распона. Стога, разматрања појединих аутора потврђују неизбежност субјективног утицаја без обзира на тип статистичког модела којим је добијена дистрибуција вероватноће прогнозираних индикатора, нарочито нивоа *SUF*, из следећих разлога.

Претпоставка у студији холандског завода да вероватноћа није минимална, тј. да достиже 10% па и 20%, да ће ниво фертилитета током прве половине 21. века знатно премашити онај неопходан за замену генерација у већини европских земаља подразумева да ће бити достигнут ниво фертилитета који је одликовао жене рођене пре Другог светског рата. Међутим, промењен положај жене у друштву (могућност достизања вишег нивоа образовања, веће учешће на тржишту рада, измењене улоге унутар породице) чини овакву претпоставку прилично невероватном. С друге стране, додељивање исте или сличне вероватноће, од стране аутора исте студије, претпоставци да *SUF* може опасти испод најнижег до сада регистрованог нивоа (медитеранске и поједине државе бившег Источног блока) такође изгледа прилично немогуће. Наиме, такав исход би подразумевао или да жене нипошто неће имати број деце који желе или да се ставови у том погледу морају драстично изменити. Чињеница јесте да су тенденције током последњих деценија показале да се ниво фертилитета може оштро променити, али се тај пад углавном тичао пада у броју деце трећег и виших редова рођења. Сличан пад, почевши од актуелног нивоа, имплицирао би много фундаменталније промене. Другим речима, он не би подразумевао да жене имају мање деце, већ пре да значајно већи број жена неће имати децу уопште; чак ни снажан пораст процента жена које су родиле само једно дете не би био довољан (de Beer and Alders, 1999; NRC, 2000).

Коначно, с обзиром да већина земаља има проблема са адекватним и дугим серијама неопходних улаза, чак и за прогнозу сумарних индикатора у једнодимензионалним ARIMA моделима, аутори попут *Alho*-а и *Spencer*-а предлажу креирање емпиријски заснованих пројекционих грешака помоћу рачунања грешке за једноставне, тзв. базне пројекције, које би послужиле као комплементарни метод (Alho and Spencer, 2005). Они су, на примеру развијених земаља, указали на познату чињеницу да се ниво фертилитета мења споро. Наиме, још је *Lee* (1974) указао да предвиђање зависи од инерције демографских појава, чему се није придавао већи значај у истраживању. Стога, главни извор информација о будућем нивоу фертилитета није у „његовом дубоком разумевању, него у његовој скоријој прошлости“. Ту чињеницу покушава да искористити традиционални начин дефинисања варијанти у детерминистичком смислу, али то, нажалост, ради врло произвољно, мешајући флукуације са трајним променама, јер занемарује аутоковаријансну структуру фертилитета, чиме одбацује најкориснији део информације (Lee, 1974: 616).

Другим речима, ако се кретање стопе укупног фертилитета може описати моделом случајног хода, онда би коришћење актуелне вредности за све будуће периоде било оптимално. И заиста, графици овог индикатора у многим индустријским земљама често апроксимативно личе на график модела случајног хода. То је, уосталом, потврдила и анализа кретања стопе укупног фертилитета Србије у другој половини 20. века (стр. 65). Стога, коришћење актуелне вредности као прогнозе представља једноставну, разумну базну прогнозу за фертилитет, која свакако може бити побољшана, али коју није лако надмашити.

За морталитет важе исти аргументи. Наиме, у индустријализованим земљама је, од стране званичних агенција, прогнозиран наставак генералног пада нивоа смртности, уоченог током прошлог века. Зато би једноставна базна прогноза морталитета, која би показала исте или чак боље резултате од досадашњих званичних пројекција, била она која претпоставља да ће се уочени пад стопа наставити и у наредних неколико декада. Ни ову једноставну прогнозу није лако превазићи.

Што се тиче миграција, чињеница је да је у већини развијених, индустријализованих земаља, нето миграциони биланс прилично „лутао“ око средње вредности, али са много

варијација на националном нивоу. Стога је добар савет за формирање базне прогнозе нето миграционог салда претпоставка да ће се скорије уочена вредност одржати.

У сваком случају, базне или „фиктивне“ прогнозе могу бити корисне у оцени очекиване грешке прогнозе, јер њихова емпиријска прецизност може увек бити оцењена. Наиме, могуће је направити онолико фиктивних прогноза колико су нам дугачке емпиријске серије, будући да се пројекционе грешке могу добити применом претпоставки фиктивних прогноза на доступне опсервације (de Beer and Alders, 1999). С друге стране, овако добијене грешке не би смеле да буду мање од грешака добијених путем актуелних сложенијих модела. У супротном, требало би размотрити напуштање сложенијих модела и окренути се ка простим. Стога, ако се способност прогнозирања процеса драматично не промени, емпиријска грешка фиктивних прогноза пружа корисне оцене очекиване грешке за било који други пројекциони метод који није мање прецизан од метода фиктивних прогноза. Ипак, треба нагласити да тзв. фиктивне прогнозе не могу заменти оцене грешке засноване на моделу (стриктно узевши, и оне су саме базиране на одређеним имплицитним претпоставкама моделирања), али могу послужити као користан допунски метод, јер је грешка везана за спецификацију модела један од важних извора пројекционе грешке. Наиме, увек је корисно имати доступну непараметарску технику, чиме се избегавају претпоставке о структури параметара или облику дистрибуције (Alho and Spencer, 2005).

## II Методологија пробабилистичке пројекције становништва Србије

Поступак израде пробабилистичке пројекције становништва Србије у периоду 2005-2050. године подразумевао је следеће кораке:

- дефинисање полазне популације структуриране по полу и старосним групама;
- изградњу статистичких модела компоненти демографског развоја становништва Србије на основу анализе одговарајућих временских серија;
- генерисање симулација будућег кретања становништва Србије на основу претходно оцењених статистичких модела;
- израчунавање одређених интервала предвиђања за изабране демографске индикаторе кроз технике сортирања пројекционих симулација;
- графички приказ и тумачење кључних резултата пројекције.

Полазна популација Србије представљена је посебно кроз популације Војводине односно централне Србије. Цео процес припреме и израде ове пробабилистичке пројекције подразумевао је одвојено третирање две саставне јединице државе, при чему је важио одређен ниво међусобне корелације између пројектованих вредности показатеља сходно установљеном нивоу на основу анализе временских серија односно анализе историјских пројекционих грешака. Два су основна разлога за овакав поступак. Прво, захваљујући постојању адекватних временских серија за обе макроцелине, отворила се могућност за израдом дугорочних међурегионално конзистентних пројекција, што је свакако дало реалнији интервал предвиђања будуће популационе величине Србије него да је директно пројектована целокупна популација државе на бази просечних стопа. Други разлог проистиче из циља који се односи на потребу компарације са званичном пројекцијом становништва Србије, која се традиционално израђује за сваку од макроцелина посебно, чиме је омогућено, пре свега, референтно упоређење претпоставки и хипотеза о будућем развоју фертилитета, морталитета и миграција.



Као база за израду коначне полазне популације послужила је временски најсвежија процена становништва према полу и појединачним годинама старости двеју макроцелина, објављена од стране РЗС за стање 31.12.2005. године<sup>10</sup>. Процена је израђена на бази последње доступног пописа становништва Србије и статистике виталних догађаја односно миграционог биланса у периоду између критичног датума пописа (31.03.2002.) и датума процене броја становника. Међутим, актуелна званична процена обухвата искључиво становништво са сталним местом боравка у републици (тзв. концепт сталног становништва), али не и интерно расељена лица са Косова и Метохије, у складу са препорукама највиших званичних органа државе.

С друге стране, званична пројекција РЗС, са почетком везаним за средину 2002. године, претпоставља током првих пет година свог пројекционог периода интеграцију 134.710 интерно расељених лица (Sekulić, 2005: 99), или око две трећине од званично процењеног броја<sup>11</sup>. Сходно једном од циљева рада, да се омогући упоредивост две пројекције, у полазну популацију пробабилистичке укључена је идентична популација расељених умањена за број одређен ефектом морталитета током периода за који се разликују временски почеци пројекција (30.06.2002-31.12.2005).

Нажалост, поуздани подаци о полно-старосној структури овог становништва нису били доступни аутору дисертације, али ни ауторима званичне пројекције РЗС. Последица тога је апроксимација стварне полно-старосне структуре расељених приликом њиховог укључивања у полазну пројекциону популацију. У случају званичне пројекције РЗС, није познат модел апроксимације, док је то у случају пробабилистичке пројекције полно-старосни образац сталног или аутохтног становништва централне Србије односно Војводине. Разлог за то је претпоставка о истом типу миграција и приликом избегличких токова са ратом захваћених простора СФРЈ и приликом тзв. интерног

---

<sup>10</sup> <http://webrzs.statserb.sr.gov.yu/axd/stanovnistvo/izbor.htm>

<sup>11</sup> Процењен број интерно расељених лица према UNHCR је 207.554 (Група 484, 2006:66) док Републички комесаријат за избеглице наводи број од 212.781 званично регистрованих, али процењује да је реалан број чак 257.500, јер знатан број људи није формално регистрован (CCSKM, 2007). Међутим, ове процене су предмет дебате. С једне стране тврди се да је стваран број знатно нижи, с обзиром да не може бити већи од укупне величине мањинске популације, нарочито Срба, која је икад живела на Косову и Метохији, док се, с друге стране, претпоставља да број интерно расељених лица свакако може бити већи од званично регистрованог јер се велики број Рома није регистровао (Група 484, 2006). У прилог последњој тези иду процене које кажу да се 40.000-50.000 Рома није регистровало услед недостатка валидних докумената (NORC, 2005).

расељавања са простора Косова и Метохије. У оба случаја радило се о принудним миграцијама. Анализа полно-старосне структуре избегличке популације из Хрватске и Босне и Херцеговине показала је да се ради о обрасцу врло сличном одговарајућем саставу аутохтоне популације Србије, потпуно супротном од обрасца имиграната у типичним земљама традиционалне имиграције, као што су САД, Канада, Аустралија, Француска (Nikitovic, 2005). Другим речима, принудне мигранте карактерише исељавање читавих породица, за разлику од тзв. економских миграната састављених претежно од појединаца у најбољим репродуктивним годинама (Lukic and Nikitovic, 2004).

Коначно, са укључивањем интерно-расељених лица, процењена полазна популација Србије за пробабилистичку пројекцију на дан 31.12.2005. састојала се од 7.560.197 лица (табела 1 у прилогу). То је број незнатно виши од средње варијанте званичне пројекције РЗС за одговарајући датум – 7.530.962 особе. Иако је, теоријски, пробабилистички фактор могуће укључити и у полазну популацију, с обзиром на бројне факторе који нас онемогућавају да потпуно поуздано оценимо број становника у тренутку формирања пројекционих хипотеза, то није учињено из два међусобно повезана разлога. Први се односи на додатно усложњавање процеса израде пробабилистичке пројекције, а други на минималан добитак у прецизнијем одређивању интервала предвиђања, као показатеља степена будуће неизвесности у погледу укупне величине популације. Наиме, резултати појединих истраживача указују да овај фактор има готово занемарљив ефекат са протоком пројекционог времена. Његов највећи утицај односи се само на првих неколико година пројекције када његово неукључивање доводи до потцењивања интервала предвиђања, као одраза неизвесности у погледу прогнозираног броја становника. Ако претпоставимо апроксимацију да је грешка везана за нетачну спецификацију полазне популације независна од других извора грешака у пројектовању становништва, ефекат ове грешке готово ишчезава након прве декаде пројекционог периода (Alho, 2001).

Следећа фаза у припреми пробабилистичке пројекције односи се на формирање претпоставки о будућем кретању три компоненте демографског развоја становништва Србије. Тачније, неопходно је инхерентну неизвесност у погледу вредности индикатора фертилитета, морталитета и миграција током пројекционог периода оценити на основу

расположивих емпиријских података, као и до сада препознатих законитости између демографских појава и процеса. Поступак оцењивања заснован је на сва три, у литератури позната, метода одређивања параметара статистичке дистрибуције за сваку од компоненти. Притом, у случају фертилитета односно морталитета, основни метод био је анализа временских серија емпиријских вредности стопе укупног фертилитета односно очекиваног трајања живота у периоду 1950-2005. година, а у случају миграција метод експертског мишљења. Анализа временских серија вршена је на основу изградње и оцене тзв. ARIMA (autoregressive-integrated-moving-average, тј. ауторегресиони интегрисани процес покретних просека) модела. Као контролни поступак приликом евалуације претходно оцењених вредности индикатора методом анализе временских серија послужили су метод анализе емпиријских пројекционих грешака и метод експертског мишљења.

С обзиром на доступност и квалитет података о стопи укупног фертилитета односно о очекиваном трајању живота живорођених, као базни коришћен је период 1950-2005. година. Према сугестијама *Box*-а и *Jenkins*-а модели временских серија ARIMA типа захтевају бар 50 опсервација, иако серије са годишњом периодиком могу бити и нешто краће (Ковачић, 1995:165; Statistics Netherlands, 2005:33). У случају *SUF*-а цео период од 56 опсервација послужио је за оцену одговарајућег модела за обе макроцелине републике, док су у случају очекиваног трајања живота анализе показале да је одговарајући период за оцену модела нешто краћи – 1966-2005. година, обухватајући по 40 опсервација за оба пола и у централној Србији и у Војводини. За потребе изградње, оцењивања и избора адекватних ARIMA модела коришћени су софтверски пакети *Eviews* и *Statgraphics*, односно програм *Microsoft Excel* из пакета *MS Office*.

Због непоузданости историјских података о кретању нивоа спољне миграције, није било могуће изградити релевантан стохастички модел заснован на анализи постојећих временских серија. Зато се приступило субјективном формирању интервала предвиђања са унапред задатом вероватноћом око вредности одређених једином варијантом са миграцијама у званичној пројекцији РЗС. На тај начин је централна или медијална путања формиране дистрибуције идентична са званичном највероватнијом претпоставком о тенденцији миграционог биланса у будућности, чиме су постигнута два циља. Први је избегавање индивидуалног хипотетисања аутора у одсуству

адекватних експертских претпоставки о најтеже предвидљивој компоненти демографског развоја, а други је постизање упоредивости са званичном пројекцијом. Као помоћ у одређивању износа варијабилитета послужили су примери оцењивања будућег развоја миграционих кретања у државама са различитим историјским током ове компоненте, али истим проблемом доступности података, тј. неопходношћу за субјективном проценом.

Приликом изградње стохастичке пројекције демографског развоја Србије неопходно је било решити питање корелације пројекционих грешака по неколико основа, а не само по питању нивоа серијске корелације, с обзиром на особину пробабилистички конципираних пројекција да грешка настала током прве године пројекционог хоризонта утиче на резултате и након 100 година пројекционог периода. Заправо, степен до ког се грешке поништавају зависи од степена корелације између грешака, што је есенцијална информација у конструисању стохастичке пројекције (Lee, 1998).

У том смислу, претпостављена је савршена позитивна корелација између стопа специфичних по старости за све три компоненте. Да је претпостављен ниво корелације нешто нижи од максималног, интервали предвиђања били би нешто ужи због одређеног међусобног поништавања грешака (Lee, 1998; de Beer and Alders, 1999). Lee (1998) сматра да, иако корелација између старосних група може бити слабија од савршене, ефекат овакве претпоставке на дугорочне пројекције јесте занемарљив. Стога, већи број аутора, у литератури приказаних пробабилистичких пројекција, одустаје од спецификавања засебних дистрибуција за сваку специфичну стопу фертилитета, морталитета и миграција према старости, с обзиром на очекивано минималан добитак наспрам уложеног труда.

Анализа нивоа корелације између две макроцелине Србије за стопу укупног фертилитета односно за очекивано трајање живота живорођених извршена је на основу анализе одговарајућих серија за период 1950-2005, као и на основу анализе релевантних емпиријских пројекционих грешака. Вредности добијене овим путем послужиле су за предефинисање нивоа корелације између две макроцелине у погледу генерисаних симулација демографских стопа. На тај начин смањено је потенцијално поништавање пројекционих грешака услед неуважавања релативно високог нивоа корелације између

централне Србије и Војводине по питању анализираних демографских стопа односно њихових емпиријских пројекционих грешака.

Када је у питању однос између компоненти демографског развоја, за обе макроцелине претпостављено је непостојање корелационе зависности између пројекционих грешака, што је у сагласности са ставовима изнетим у четвртном поглављу првог дела дисертације (видети стр. 39).

Након што су оцењени параметри статистичких дистрибуција изабраних демографских индикатора и утврђене вредности корелације између њих, приступило се фази генерисања симулација свих индикатора током пројекционог периода. Генерисано је по 5000 случајно изабраних путања у периоду 2006-2050. година за сва три сумарна индикатора демографског развоја Србије: стопу укупног фертилитета, очекивано трајање живота живорођених и ниво миграционог биланса изражен у апсолутним бројевима. Субјективни утицај састојао се у формулисању горње и доње границе демографски прихватљивих вредности. Другим речима, ако је током генерисања било које случајне путање сумарни индикатор прешао постављене граничне вредности у било којој пројекционој години, та симулација била би одбачена за цео пројекциони хоризонт и уместо ње генерисана нова путања. Тај процес је понављан док на крају није добијено 5000 случајних путања чије су вредности улазиле у оквир задатих лимита сумарних индикатора.

Коришћењем кохортно-компонентног метода, чија је процедура описана у првом поглављу првог дела дисертације (стр. 16-17), израчунато је 5000 симулација старосне структуре односно величине популације Србије током периода 2006-2050. година, тако што су претходно добијени сумарни индикатори комбиновани према реду генерисања. Практично, свака симулација будуће популације Србије резултат је једне кохортно-компонентне пројекције изведене за цео пројекциони период на основу одговарајућих генерисаних вредности сумарних индикатора компоненти развоја.

Када је у питању фертилитет, специфичне стопе према старости задржане су константним током целог пројекционог периода. Конкретно, фиксиран старосни образац специфичних стопа фертилитета, претходно пропорционално сведен на

релативну скалу, у оквиру сваке симулационе путање помножен је са одговарајућом генерисаном вредношћу *SUF*. Принципијелно исти поступак коришћен је и приликом примене генерисаних вредности нето миграционог биланса на фиксиран старосни образац специфичних стопа миграције према старости у оквиру сваке од симулација.

У случају морталитета, развијена је фамилија таблица смртности, које одражавају опадање специфичних стопа смртности с почетка пројекције експоненцијалним трендом ка претпостављеном циљном нивоу на крају пројекционог периода. Итеративном процедуром су претходно генерисане вредности очекиваног трајања живота живорођених повезане са одговарајућим старосним обрасцем специфичних стопа смртности.

Целокупна база генерисаних симулација формирана је коришћењем програма *Microsoft Access* из софтверског пакета *MS Office*, који је послужио као алат за реализацију стохастичке примене кохортно-компонентог метода пројектовања, омогућивши складиштење огромног броја генерисаних резултата повезаних прецизно дефинисаним релацијама. Из тако формиране базе пројекционих резултата, дефинисањем одговарајућих упита, вршено је сортирање и сумирање генерисаних вредности за сваку пројекциону годину са циљем добијања одабраних интервала предвиђања будуће величине односно старосне структуре популације.

На крају, да би био остварен и задатак израде кондиционалне пробабилистичке прогнозе, вршена су додатна сортирања резултата у детаљној бази свих симулација у зависности од просечног нивоа сваког од сумарних индикатора током пројекционог периода: стопе укупног фертилитета, очекиваног трајања живота живорођених односно миграционог биланса.

## 1. Моделирање фертилитета

### Претпоставке о стопи укупног фертилитета

Формирање претпоставке о кретању нивоа фертилитета током пројекционог периода реализовано је кроз анализу временске серије стопе укупног фертилитета (*SUF*) у периоду 1950-2005. Тестирано је више модела ARIMA типа и утврђено је да је у случају обе макроцелине за потребе прогнозирања најадекватнији управо и најједноставнији модел *случајног хода*. Овакав модел подразумева да је последње регистрована опсервација временске серије уједно и најбоља прогноза анализираних индикатора током целог пројекционог периода:

$$\ln(SUF_t) = \ln(SUF_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (2.1)$$

Избор је пао на овај модел из следећих разлога. Из постојеће литературе о стохастичким пројекцијама становништва може се извући генерална препорука да за прогнозирање не треба обавезно прихватити статистички модел који се најбоље прилагођава подацима, већ модел који омогућава демографски реалнију прогнозу (Alho and Spencer, 2005; Statistics Netherlands, 2005). Ова препорука се поклапа са групом општих принципа избора доброг модела који се односе на конзистентност са теоријом, прихватљивост података односно успешност прогнозирања (Kovačić, 1995). У том смислу, процењено је да демографски посттранзициона популација Србије не може значајније променити очекивану вредност нивоа *SUF* у наредним деценијама, што се начелно поклапа са ставовима водећих светских демографа када је реч о државама са сличним историјским развојем модела репродуктивног понашања (Lutz et al, 1996; NRC, 2000; Statistics Netherlands, 2005). Осим тога, и званична пројекција РЗС не претпоставља значајнији опоравак нивоа плодности својом средњом варијантом током пројекционог периода.

Међутим, важно је напоменути да је позиционирање средње варијанте *SUF* ове пројекције крајње асиметрично у односу на две екстремне варијанте (детаљније на стр. 74). Коначно, поређења са моделираним путањама *SUF* у свежијим пробабилистичким пројекцијама за државе са сличним актуелним нивоом индикатора, попут Грчке и

Аустрије, указала су и на сличност у погледу ширине одговарајућих интервала предвиђања (Statistics Netherlands, 2005).

Сви наведени разлози подударили су се са основном тежњом за што једноставнијим статистичким моделом који би послужио за прогнозирање очекиване вредности  $SUF$ , а који би се сагласио са претпоставком о изостанку значајне промене будућег нивоа плодности. Притом је за очекивати да статистичка дистрибуција грешака око тако формулисане очекиване вредности сасвим задовољавајуће одражава ниво неизвесности у погледу будућег режима репродукције становништва. Наиме, познато је да ARIMA модели на дужи рок производе широке интервале предвиђања за моментну  $SUF$  јер не садрже никакву додатну информацију изван историјских података на којима су изграђени (Keilman et al, 2002). Важни фактори који су утицали на развој фертилитета након Другог светског рата, као што су увођење модерне контрацепције, прихватање нових норми и вредности у погледу родитељства и партнерства, повећано интересовање за терцијарним образовањем односно огроман пораст учешћа жена на тржишту рада, нису или не могу бити експлицитно моделирани (Kravdal, 1994).

Међутим, то не значи да ће тако остати у будућности, иако за сада не постоје идеје у ком степену ће ови или неки други, моделима необухваћени, фактори усмеравати односно ограничавати кретање фертилитета током наредних неколико деценија у демографски посттранзиционим земљама попут Србије. Стога је било неопходно одредити лимите за случајне путање у процесу генерисања симулација, чиме је у потпуности отклоњена могућност крајње нереалних вредности односно прешироког интервала предвиђања. Овакав субјективни утицај је минималан и има улогу корективног фактора као и у бројним другим пројекцијама овог типа, почев од једноставних логаритамских трансформација па до њихових комбинација са различитим врстама унапред одређених граничних вредности (Lee and Tuljapurkar, 1994; de Beer and Alders, 1999; Keilman, 2001; Alho and Spencer 2005).

За обе макроцелине претпостављено је реалним да ниједна могућа симулациона путања не може током пројекционог периода имати вредност  $SUF$  нижу од 0,5 односно вишу од 3,5 детета по једној жени у репродуктивном периоду.



График 1. Историјске и прогнозиране вредности  $SUF$  за централну Србију у периоду 1950-2050.

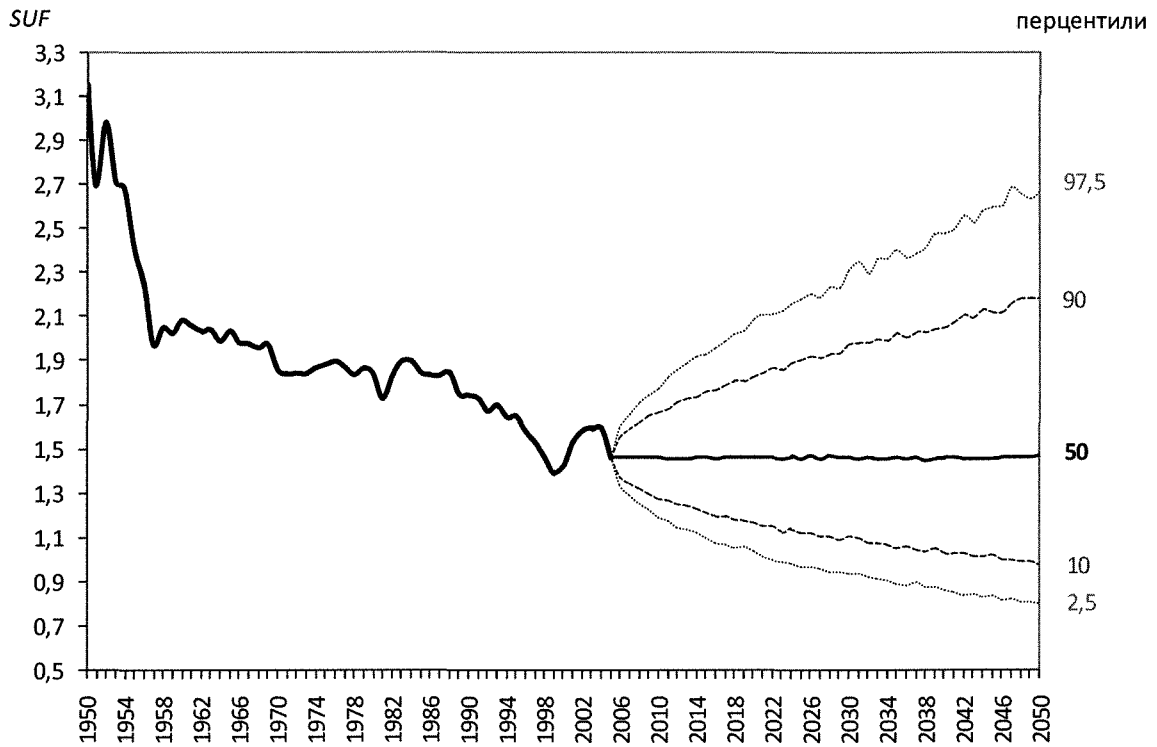
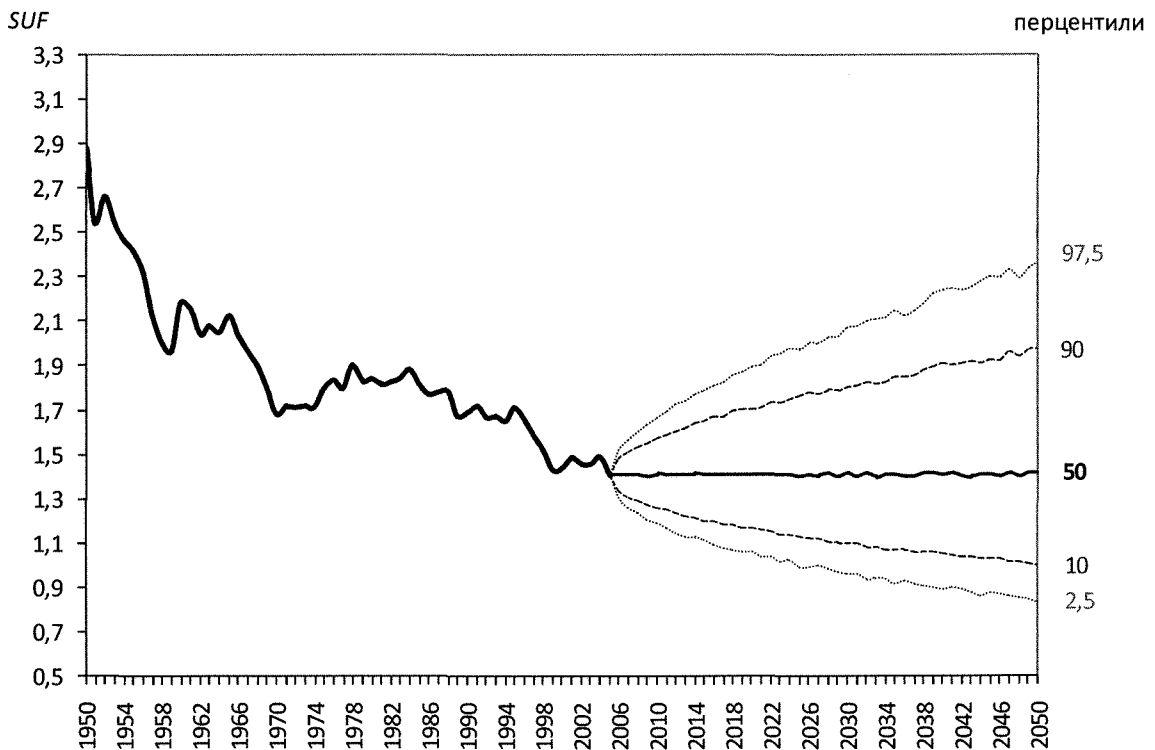


График 2. Историјске и прогнозиране вредности  $SUF$  за Војводину у периоду 1950-2050.



Извори за графике 1 и 2: Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.

На графицима 1 и 2 приказане су, за сваку макроцелину посебно, регистроване вредности *SUF* из претпројекционог периода, који је био и базни период приликом оцене модела, као и медијална вредност свих 5000 симулација са одговарајућим интервалима предвиђања (80% и 95%) за цео пројекциони хоризонт.

Графици 1-2 указују да је, након периода послератног компензационог фертилитета, дошло до прилично стреловитог пада *SUF* током друге половине 1950-их у централној Србији односно до нешто скоковитијег, али дуготрајнијег пада истог показатеља у Војводини. Од тог периода, вредност *SUF* је непрекидно испод нивоа неопходног за просту замену генерација у обе макроцелине, бележећи континуирани лагани пад све до актуелне вредности од око 1,5. Конкретно, очекивана вредност прогнозе на основу модела случајног хода, базирана на последње доступној опсервацији из 2005. године износи 1,46 за централну Србију односно 1,41 за Војводину. Већ је на основу графичког приказа уочљив висок ниво сличности између две макроцелине у погледу историјских путања *SUF*. Анализа нивоа корелације временских серија историјских вредности односно емпиријских пројекционих грешака потврдила је ово запажање са коефицијентом корелације од 0,96.

Поређење историјске путање *SUF* макроцелина Србије са одговарајућим вредностима већине европских земаља указује на очекивану генералну сличност у развоју овог показатеља, посебно у погледу достигнутих актуелних вредности. Међутим, основна разлика односи се на почетак периода изузетно ниске вредности *SUF*, тј. вредности испод нивоа неопходног за просту замену генерација. Овај прелом се у Србији одиграо знатно раније, у просеку 10-15 година пре већине европских земаља. Но, та чињеница није довела до тога да актуелни ниво овог показатеља у Србији буде међу најнижима на континенту, остављајући, ипак, иза себе већину земаља јужне, источне и централне Европе.

Стога, ни основна претпоставка стохастичке пројекције Србије није ишла у правцу очекивања даљег пада очекиване вредности *SUF*, као код стохастичких пројекција за Италију и Грчку (Statistics Netherlands, 2005; Torri and Vignoli, 2007) односно пораста као код пројекција за Аустрију и Немачку (Lutz and Scherbov, 1998; Statistics Netherlands, 2005). Исти став заузима и Alho (2001) у стохастичкој пројекцији

становништва Литваније за период 2001-2050. сматрајући тада актуелни ниво *SUF* од 1,35 највероватнијом вредношћу током целог пројекционог хоризонта, јер „не видимо ниједан убедљив аргумент да ће фертилитет расти или опадати. Пошто се може десити и једно и друго, морамо уважити обе могућности. Осим тога, актуелна вредност је блиска актуелном просеку ЕУ, па ако неко сматра да Литванија незадрживо тежи профилу земаља ЕУ, та вредност је веродостојна“ (Alho, 2001:4).

### **Анализа емпиријске грешке у званичним пројекцијама 1961-1991.**

Циљ анализе био је да се уђе у траг систематским обрасцима грешке у историјским пројекцијама нивоа стопе укупног фертилитета, који би послужили као оквир за додатну евалуацију демографске утемељености претходно оцењених интервала предвиђања моделом случајног хода. Наравно да се увек може приговорити да демографи данас праве пројекције са мањом грешком него што је то био случај у прошлости, захваљујући бољем квалитету података и примењених метода односно бољем теоретском разумевању механизма демографских процеса. Међутим, још увек не постоје емпиријски докази који би подржали ову претпоставку (NRC, 2000; Keilman and Pham, 2004). Стога историјске грешке могу бити добар репер прогностичких капацитета актуелних пројекција бар на краћи рок, у одсуству неког емпиријски утемељенијег односно поузданијег метода. Притом се мисли на дужину пројекционог периода као на заједнички именоватељ.

Нажалост, није било могуће израчунати ниво емпиријске пројекционе грешке за толико дуг период колико покрива стохастичка пројекција Србије, јер је најдужи пројекциони хоризонт у историјским пројекцијама био свега три деценије, што је случај са готово свим европским земљама. Од тога је само један сет варијанти (1970-2000) било могуће временски у потпуности сагледати с обзиром да су завршеци пројекционих периода осталих пројекција још увек у будућности. Међутим, за оцену просечног нивоа варијабилитета неопходно је било узети што је могуће више серија како би кредибилитет закључака био већи. Тако је најдужи период за који је било могуће оценити максималан број доступних серија (18) био 14 година. При томе, треба имати у виду да су све расположиве серије биле распоређене у свега шест различитих пројекција, што је додатно утицало на квалитет оцене историјске грешке.

Старије пројекције, објављене до 1970. године, нису подразумевале алтернативне варијанте у развоју популације, па је свака од њих представљена само једном серијом приликом анализе пројекционих грешака. Аутори новијих пројекција претпостављали су више варијанти развоја фертилитета током пројекционог периода,<sup>12</sup> при чему су варијанту „средњег фертилитета“ означавали као највероватнију. Варијанте високих односно ниских вредности нивоа фертилитета нису експлицитно означене као екстреми могућег кретања плодности у пројекционом периоду, али с обзиром да су уведене у пројекционе сетове по међународним препорукама, а имајући у виду и начин њиховог формирања, јасно је да су то представљале. С обзиром да анализа грешке историјских пројекција у овој дисертацији има улогу анализе осетљивости интервала предвиђања оцењеног моделом случајног хода, у анализу су укључене све серије високих и ниских вредности (а у пројекцијама са почетном 1981. односно 1991. годином и разни међуваријетети ових варијанти) заједно са варијантама средњих вредности фертилитета. Другим речима, циљ је био оценити комплетан доступан варијабилитет из историјских пројекција како би се обезбедио што веродостојнији образац емпиријских грешака. Исти приступ заступљен је и у литератури (de Beer and Alders, 1999; Keilman and Pham, 2004; Statistics Netherlands, 2005).

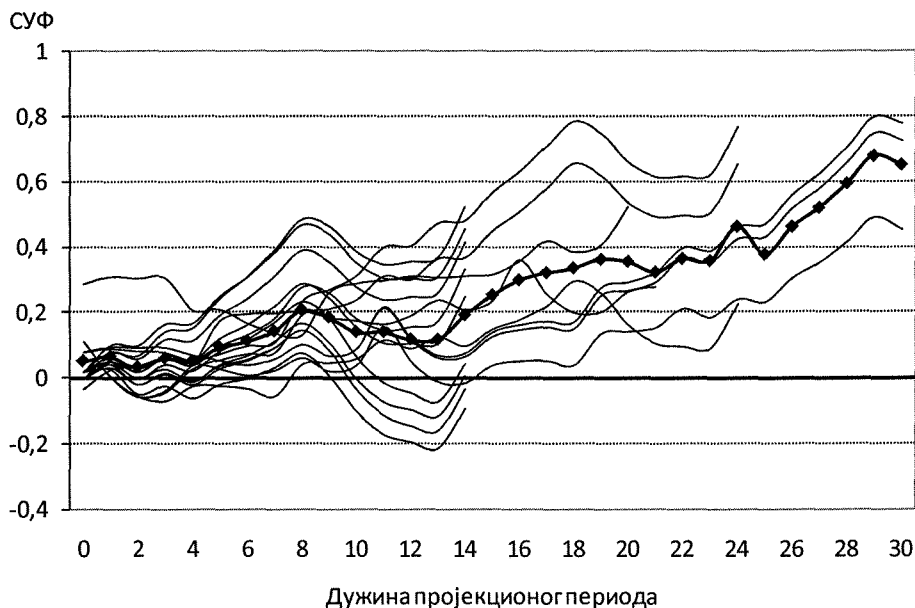
Приликом израчунавања нивоа емпиријске грешке, коришћена је уобичајена техника, тј. од пројектоване вредности одузимана је стварна вредност индикатора. Просек свих пројекционих резултата за одређени временски пресек овако израчунате грешке даје нам информацију о смеру пристрасности пројекција, али не и потпуну информацију о интензитету, јер се вредности са супротним знацима поништавају што снижава просечну вредност. У случају вредности СУФ, већина пројекција у обе макрорегије је преценила стварне вредности стопе, што је на графикону 3 приказано<sup>13</sup>. Узрок томе је што аутори пројекција нису предвидели значајан пад нивоа фертилитета током 60-их и 70-их година 20. века након завршеног *baby-boom*-а, као ни аутори пројекција у другим европским земљама (NRC, 2000; Keilman et al, 2002) односно поновни пад током 1990-их након периода стабилизације у 1980-им годинама (Никитовић, 2004).

---

<sup>12</sup> Варијанте константног нивоа фертилитета нису узимане у обзир анализе, јер њихово публикување у овим пројекцијама, за разлику од старијих, није имало прогностички карактер.

<sup>13</sup> График емпиријских грешака за *SUF* Војводине приказује веома сличан образац одступања као и график за централну Србију, па је из тог разлога овде изостављен.

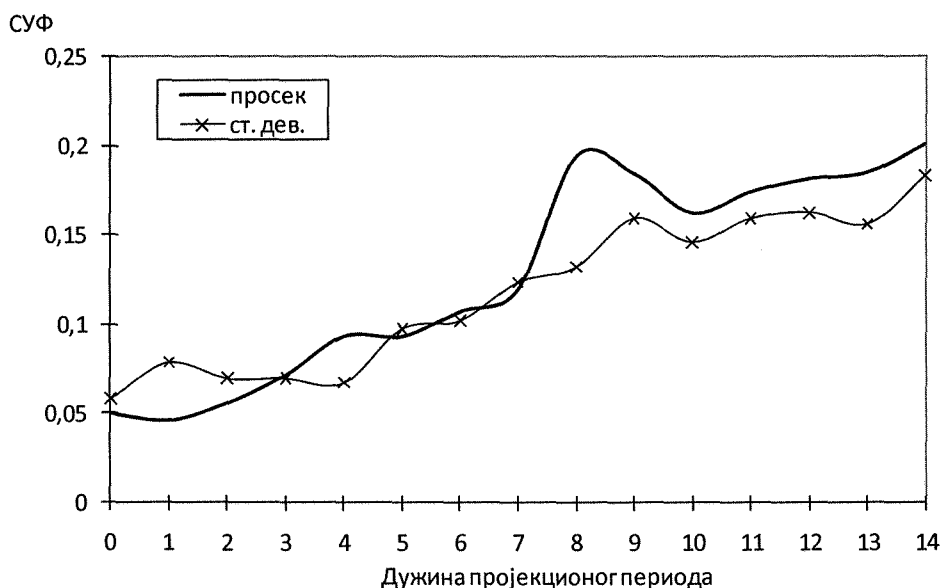
График 3. Емпиријска грешка за *SUF* централне Србије у пројекцијама са почетном годином у периоду 1961-1991.



Напомена: Подебљана линија са маркерима представља просек свих серија

Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1963-1996); Демографска статистика (РЗС, 2007)

График 4. Просечна апсолутна емпиријска грешка (%) за *SUF* Војводине у пројекцијама са почетном годином у периоду 1961-1991.

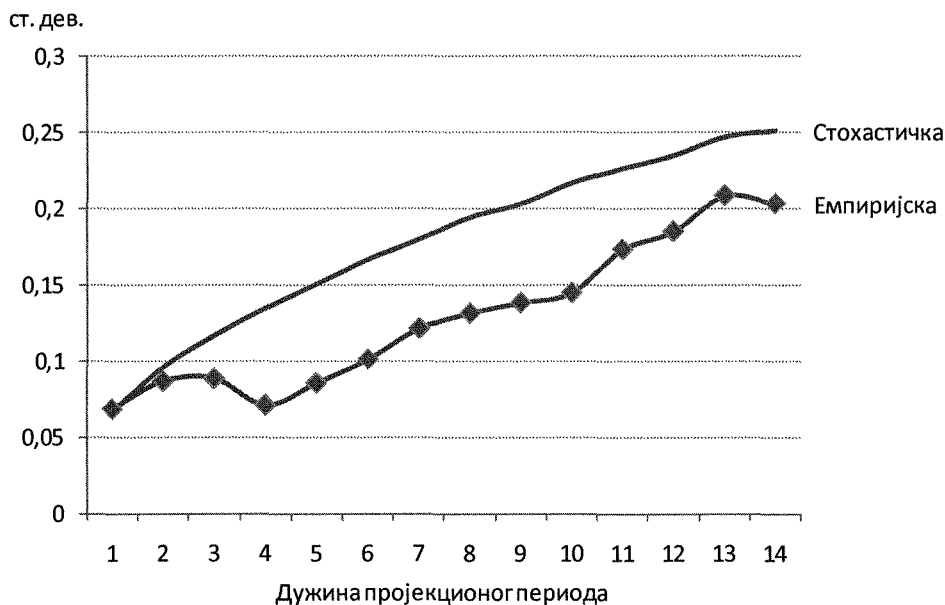


Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1963-1996); Демографска статистика (РЗС, 2007)

Просечна вредност апсолутне пројекционе грешке за стопу укупног фертилитета (*SUF*) након 14 година пројекционог периода износила је 0,21 за популацију централне Србије односно 0,2 за становништво Војводине, док је одговарајућа просечна вредност (додуше, за једну годину дужи пројекциони период) за 14 развијених европских земаља износила 0,3 (Statistics Netherlands, 2005: 25). С обзиром да је већина пројекционих серија преценила стварну вредност стопе укупног фертилитета, кретање просечне вредности грешке у случају обе макроцелине Србије (график 3) веома је слично кретању одговарајуће просечне апсолутне грешке (график 4)<sup>14</sup>.

Ако ову дужину пројекционог хоризонта упоредимо са одговарајућом код модела случајног хода, уочићемо да је генерално кретање варијабилитета слично, с тим да је ниво овог показатеља нешто нижи за емпиријску грешку (графици 5-6).

График 5. Стандардна девијација за *SUF* централне Србије – стохастичка и емпиријска



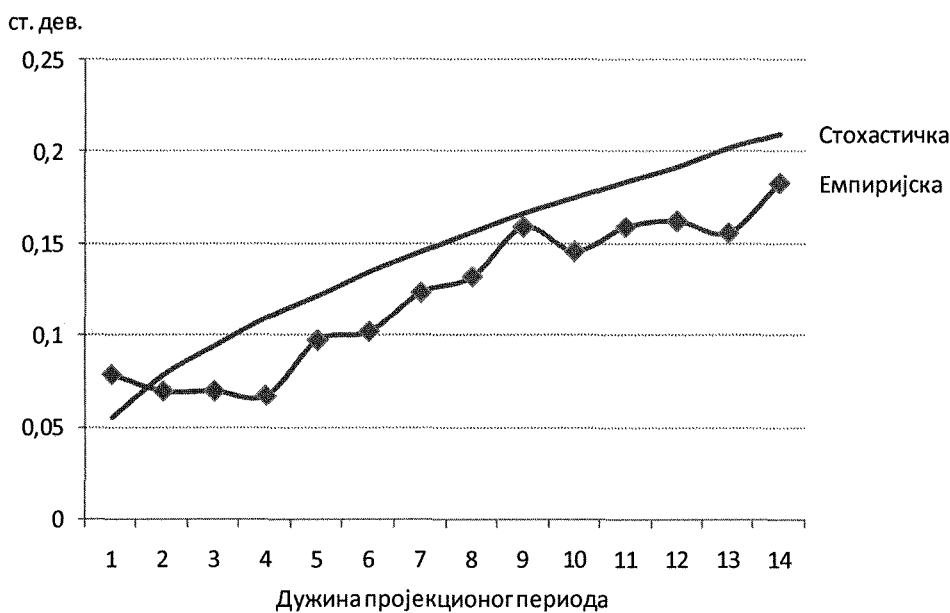
Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1963-1996); Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.

Разлог томе је, првенствено, у недовољном броју доступних историјских пројекција, као и у њиховој неравномерној заступљености у погледу почетака пројекционих периода. Наиме, од шест пројекционих сетова, само су два израђена пре 1970-их, тј. још

<sup>14</sup> График просечне апсолутне грешке за *SUF* централне Србије приказује веома сличан образац као и график за Војводину, па је из тог разлога овде изостављен.

у време недовољно развијене пројекционе методологије односно недовољно дугих серија поузданих улазних података. Другим речима, различито време настанка пројекција је битно различито утицало на израчунате просечне вредности према дужини пројекционог периода, дајући већу тежину новијим пројекцијама. Старије пројекције су знатније прецењивале ниво фертилитета, због претпоставке о његовој константности, што је посебно уочљиво у висини грешке код пројекције формиране у време трајања компензационог фертилитета.

График 6. Стандардна девијација за *SUF* Војводине – стохастичка и емпиријска



Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1963-1996); Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.

С друге стране, новије пројекције нису претпостављале значајнија одступања јер су креиране у време дуготрајнијег стабилног кретања нивоа плодности, што је ауторима омогућило „безболне“ хипотезе о наставку уочених тенденција (Никитовић, 2004). Такав приступ је стандардан када су у питању пројекције званичних демографских агенција. Прогностичари, наиме, сматрају да ће најмања грешка бити направљена ако се претпостави наставак генералних тенденција из скорије прошлости, с обзиром на релативну инертност и дугорочност демографских процеса (de Beer and Alders, 1999; Mulder, 2002).

У периоду 1970-1990, пројекционо најфреквентнијем за анализу историјске грешке Србије, то је и био случај, што је утицало на нешто нижи укупни ниво грешке. Међутим, периоди у којима долази до наглих промена дотадашњих тенденција, као што је крај компензационог фертилитета крајем 1950-их односно појачани пад опште плодности током 1990-их, су најтежи за претпоставити, па су и одступања пројекционих резултата од стварних вредности највећа. Фреквенција таквих временских пресека је била нижа у сумарним показатељима емпиријске грешке за централну Србију, што је утицало да грешка из „мирнијег“ периода развоја фертилитета има већу тежину. Овакав закључак оправдава претпоставку нешто вишег нивоа грешке у моделу случајног хода *SUF*.

### **Компарација хипотеза – детерминистички и стохастички приступ**

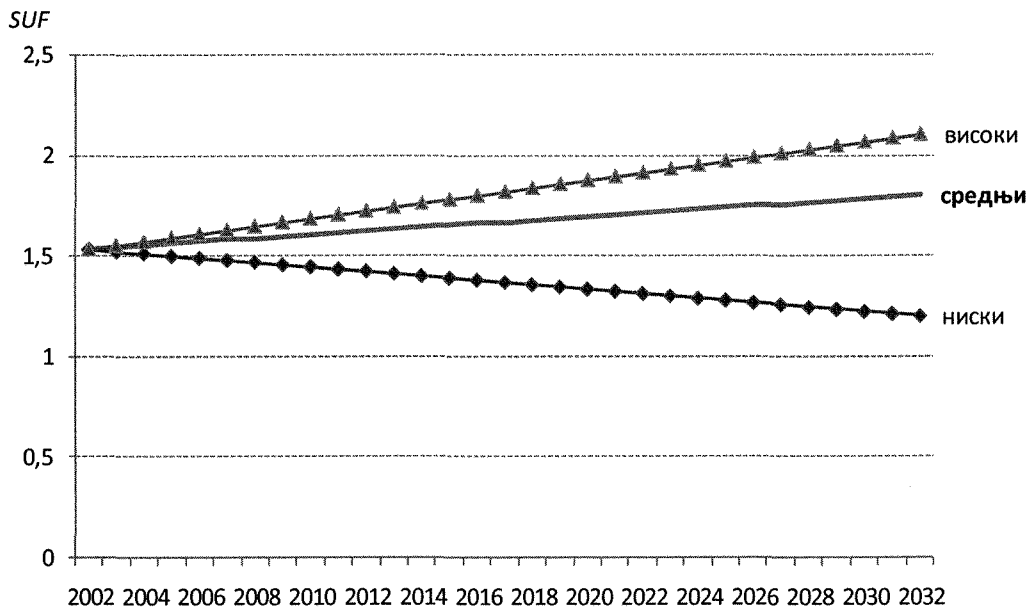
Распон између екстремних варијанти *SUF* (високе и ниске) у последњој пројекцији РЗС из 2002. код обе макроцелине Србије, на крају пројекционог периода достиже вредност од скоро 1 детета (0,90) по жени у фертилном периоду, што је до сада највећи пројектовани распон у званично објављеним пројекцијама код нас (Nikitović, 2007). Распон пројекција овог индикатора у завршној години пројекционог периода за централну Србију кретао се од 0,32 у пројекцији са почетном 1970. годином, преко 0,61 са почетном 1981. годином до 0,79 у пројекцији са почетком пројекционог периода у 1991. години. Одговарајуће вредности за Војводину су: 0,47 за почетну 1970. годину, 0,64 за 1981. односно 0,79 за 1991.

Међутим, оно што је, приликом формулисања распона између варијанти, било заједничко свим пројекцијама РЗС све до данас је положај средње (највероватније) варијанте кретања *SUF* у односу на две екстремне алтернативе. Наиме, све пројекције претпостављале су веома мали размак између високе и средње варијанте у поређењу са размаком између ниске и средње варијанте. Овај однос је на крају пројекционог хоризонта за централну Србију у пројекцији са почетном 1970. годином износио 0,05 према 0,27; за пројекцију из 1981. године 0,10 према 0,51; односно за пројекцију из 1991. године 0,11 према 0,68. Одговарајући односи за Војводину су следећи: 0,07 према 0,40 за 1970. годину, 0,17 према 0,47 за 1980. односно 0,10 према 0,69 за 1991. У пројекцији РЗС 2002-2032. у последњој години распон између високе и средње варијанте *SUF* за централну Србију је 0,30, а између ниске и средње чак 0,60 деце по



жени у фертилном периоду (график 7). Пошто је за Војводину предвиђена нешто нижа циљна вредност средње варијанте (1,7 према 1,8), а исте циљне вредности за високу и ниску, овај однос је знатно повољнији<sup>15</sup> – 0,4 према 0,5.

График 7. Варијанте *SUF* централне Србије у пројекцији РЗС, 2002-2032.



Извор: Пројекције становништва Србије, 2002-2032. (Sekulić, 2005)

С обзиром да *SUF* од краја *baby-boom* периода до данас бележи практично непрекидан пад нивоа, остаје нејасна позиција средње (највероватније) варијанте у тако формираном распону екстремних алтернатива званичних пројекција. Могу се извући само посредни закључци. Ширина распона између екстремних варијанти је непрестано расла од 1970-их до данас што одражава одговор прогностичара на значајнији пад нивоа моментне *SUF* након дужег периода релативно споре опадајуће тенденције. Заправо, истовремено су се морале уважити две, све удаљеније, крајности – регистровање ниске вредности нивоа односно перманентно очекивање неизбежног опоравка плодности, што потврђује инсистирање на позиционирању средње, тј. највероватније варијанте веома близу високој варијанти. Другим речима, екстремне варијанте без сумње могу бити схваћене као одраз реалне процене демографа о

<sup>15</sup> Вероватно би однос био више диспропорционалан од претпостављеног, с обзиром да је ниво високе варијанте у поређењу са преостале две алтернативе безначајно коригован у односу на хипотезе пројекција РЗС из претходне три деценије. Тога су свесни и аутори наглашавајући да висока варијанта „са данашње тачке гледишта изгледа прилично нереално“ (Sekulić, 2005:98).

максимално могућим вредностима  $SUF$ , док предвиђено кретање средње варијанте у пројекцијама из претходних 30 година представља више одраз опште друштвене жеље за заустављањем даљег пада плодности него заиста највероватнију оцену демографа.

С друге стране, без обзира на тенденцију повећања распона између вредности две екстремне варијанте у детерминистичкој пројекцији, стохастичка прогноза за завршну годину актуелне званичне пројекције РЗС (2032.) даје шири интервал предвиђања  $SUF$  (0,93-2,30 за централну Србију односно 0,94-2,11 за Војводину) и то са одређеном вероватноћом остварења од 95%. У том смислу, распон између екстремних варијанти пројекције РЗС одговарао би интервалу предвиђања са вероватноћом остварења од 74,1% за централну Србију односно 76,5% за Војводину у стохастичкој пројекцији.

Међутим, ако бисмо покушали да оценимо где овај распон лежи у стохастичкој дистрибуцији грешака представљеној на графику 1, током читавог периода 2006-2032. у којем се временски поклапају две пројекције, сусрели би се са сложеним одговором. Разлог је у чињеници да размак између високе и ниске варијанте пројекције РЗС није константан у погледу вероватноће остварења, већ се мења из године у годину. Из базе симулираних путања СУФ могу се, путем упита, добити следеће вредности за објављене петогодишње пресеке пројекције РЗС. У 2007. он обухвата 39,3% свих могућих резултата према стохастичкој пројекцији за централну Србију, у 2012. 50,2%, 2017. 58,8%, 2022. 65,2%, у 2027. 69,5%, а у 2032. 74,1%. Одговарајуће вредности за Војводину су: 15,5% у 2007, 41,9% у 2012, 55,4% у 2017, 64,9% у 2022, 71,2% у 2027. односно 76,5% у 2032. години. Ово је јасна потврда неконзистентности детерминистичког приступа приликом изражавања неизвесности у погледу будућег кретања нивоа опште плодности.

## 2. Моделирање морталитета

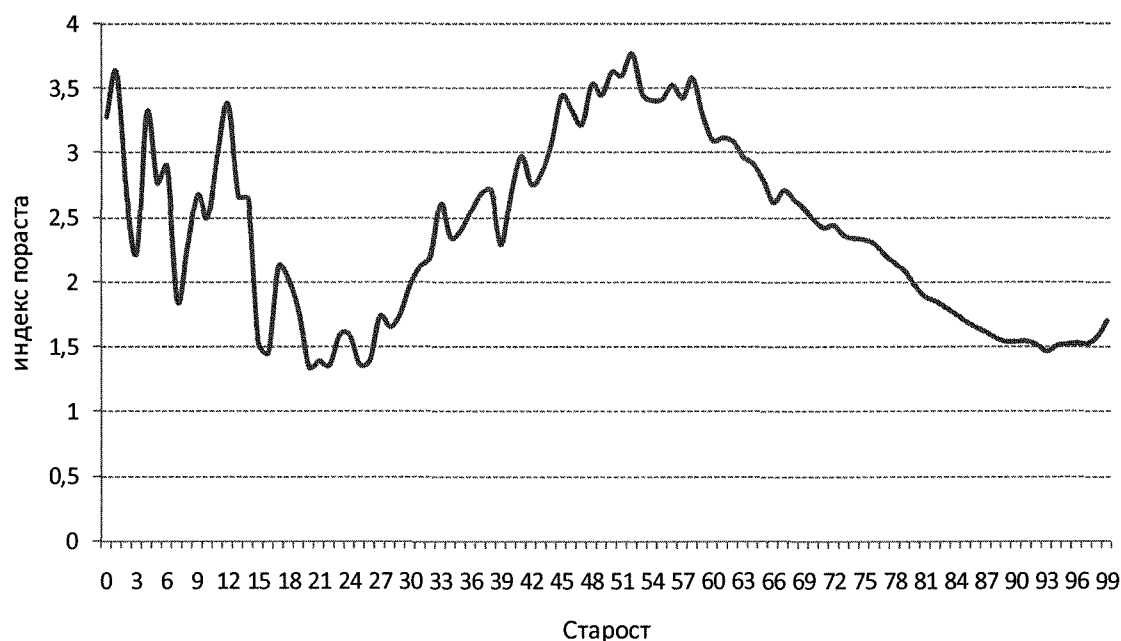
### Претпоставке о очекиваном трајању живота живорођених

У фази изградње одговарајућег модела кретања нивоа морталитета током пројекционог периода, неопходно је било формулисати четири повезане претпоставке – по једну за обе макроцелине за оба пола. Пробалистичка димензија добијена је, као и код моделирања фертилитета, стохастичким симулацијама једног сумарног индикатора. У питању је очекивано трајање живота живорођених, које се већ традиционално у пројекцијама користи како за оцену историјских тенденција тако и за прогнозу будућег нивоа морталитета, с обзиром да одражава ниво смртности свих годишта популације. У ту сврху, вршена је анализа временских серија овог индикатора посебно за мушку посебно за женску популацију централне Србије односно Војводине у периоду 1950-2005. година.

Током процеса избора одговарајућег ARIMA модела, установљено је да се у случају све четири серије демографски наједкватније прогнозе добијају на бази модела формираних оцењивањем серија ограничених на период 1966-2005. Модели формиран на читавом, за анализу доступном, низу емпиријских података (1950-2005) у обзир узимају и период убрзаног опадања опште смртности становништва Србије, што резултује прешироким интервалима предвиђања у смислу њихове информативности, као и нереално ниској доњој граници. С обзиром да је очекивано трајање живота живорођених већ неколико деценија на релативно високом нивоу, тј. да се регистровани значајан пораст, нарочито из 1950-их, не може сматрати остваривим током пројекционог периода, одлучено је да се изградња статистичког модела врши на скраћеној серији, која омогућава демографски прихватљиву прогнозу. Оваква претпоставка заснована је како на анализи доступних временских серија тако и на оценама реномираних светских демографа да у земљама са вредностима индикатора сличним Србији није реално очекивати значајнији пад опште смртности. Избор сличног почетног периода историјских опсервација карактеристичан је и за пробалистичке пројекције других земаља. Разлог је, такође, неочекивање сличног пада смртности односно уверење о незадовољавајућем квалитету података за раније периоде (Booth et al, 2002; Wilson and Bell, 2004; Statistics Netherlands, 2005).

С друге стране, будући да Србија не спада у земље са најдужим очекиваним трајањем живота живорођених, а имајући у виду темпо пораста нивоа овог индикатора у протеклим деценијама, оправдано је очекивање да је досадашњи лагани темпо пораста могућ у наредним декадама. Посебно због тога што, за државама са најмањим стопама смртности, Србија заостаје не само у погледу стопа старије популације, него, још увек, и у погледу нивоа смртности живорођених и мале деце. Међутим, свакако је да се главни допринос порасту нивоа овог сумарног индикатора очекује услед пораста стопа доживљења старијих средовечних, а не толико у продужењу достигнутог максималног трајања живота, нарочито када је у питању мушко становништво (график 8). Другим речима, извесније је да ће пораст очекиваног трајања живота живорођених првенствено бити под утицајем великог броја људи који ће улазити у популацију старих него под дејством пораста броја старих људи који ће постајати још старији. Оваква претпоставка базирана је и на емпиријским подацима за земље које су већ оствариле виши ниво очекиваног трајања живота живорођених.

График 8. Прогнозирани релативни пораст стопа доживљења мушке популације Србије, 2005-2050.



Извори: Детаљне таблице смртности за Србију односно Шведску, (РЗС, 2005; Statistics Sweden, 2007).

Претпоставка о даљој ректангуларизацији криве стопа доживљења, тј. о јачем доприносу порасту очекиваног трајања живота живорођених од стране популације која није у најстаријим годиштима, има своје утемељење и у теоријским разматрањима.

Наиме, очекивања о повећању максималног трајања живота су још увек крајње спекулативна и чак кад би се остварила, веома је спорно да ли би њихов ефекат био значајан у наредних пет деценија, колико износи пројекциони период. У прилог овој тези су и ставови медицинских стручњака да снажан прогрес у погледу продужења животног века може бити остварен једино ако би се начин живота драстично изменио или ако би медицинска технологија произвела фундаментална побољшања која би била доступна свима. Осим тога, експерти који сматрају да очекивано трајање живота живорођених може достићи ниво од 100 или више година обично не наводе када се то може очекивати (de Beer and Alders, 1999).

Фаза избора одговарајућег ARIMA модела дала је следеће резултате у смислу најадекватнијег решења за креирање прогнозе очекиваног трајања живота живорођених. За централну Србију најпогоднији модел за женску популацију је ARIMA(1,1,0) са константом, а за мушку ARIMA(0,1,2) са константом. За женско становништво Војводине одабран је модел ARIMA(0,1,1) са константом, а за мушко ARIMA(2,1,0) са константом. У циљу стабилизовања варијансе претходно је извршена логаритамска трансформација све четири временске серије, а као што се види из стандардне нотације ARIMA модела, све четири серије било је неопходно потом једном диференцирати ради постизања стационарности. У наредним фазама моделирања, помоћу одговарајућег софтвера, за сваку серију одређен је ред процеса, оцењени су коефицијенти модела и проверена његова адекватност. Следе једначине модела:

- жене централне Србије

$$\ln(e_t^0) = c + \ln(e_{t-1}^0) + \phi[\ln(e_{t-1}^0) - \ln(e_{t-2}^0)] + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

- мушкарци централне Србије

$$\ln(e_t^0) = c + \ln(e_{t-1}^0) + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (2.3)$$

- жене Војводине

$$\ln(e_t^0) = c + \ln(e_{t-1}^0) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (2.4)$$

- мушкарци Војводине

$$\ln(e_t^0) = c + \ln(e_{t-1}^0) + \phi_1[\ln(e_{t-1}^0) - \ln(e_{t-2}^0)] + \phi_2[\ln(e_{t-2}^0) - \ln(e_{t-3}^0)] + \varepsilon_t \quad (2.5),$$

где  $e^0$  представља очекивано трајање живота живорођених,  $t$  једногодишњи период прогнозе,  $c$  константу,  $\phi$  и  $\theta$  коефицијенте модела, а  $\varepsilon_t$  независне идентично распоређене случајне променљиве са нормалним распоредом  $N(0, \sigma^2)$ .

Конкретно, оцењено је да је за прогнозирање најадекватнији ауторегресиони модел првог реда за женску популацију централне Србије односно другог реда за мушкарце Војводине. За жене Војводине, као најбољи избор показао се модел покретних просека првог реда, односно другог реда за мушкарце централне Србије. У табели 1 приказане су оцене коефицијената изабраних ARIMA модела где су, према уобичајеној нотацији, са  $\phi$  означени коефицијенти ауторегресионих модела, а са  $\theta$  коефицијенти модела покретних просека.

Табела 1: Оцене параметара у ARIMA моделима (оцена стандардне грешке је у заграда)

Пол/макроцелина	$\phi_1$	$\phi_2$	$\theta_1$	$\theta_2$	$c$
<i>Централна Србија</i>					
жене	0,619562 (0,130053)	-	-	-	0,00072
мушкарци	-	-	-0,492641 (0,157905)	0,462345 (0,108396)	0,00154
<i>Војводина</i>					
жене	-	-	-0,69445 (0,135284)	-	0,00136
мушкарци	0,625206 (0,157612)	-0,425633 (0,160602)	-	-	0,00088

*Извор:* Оцене добијене коришћењем софтверског пакета *Statgraphics*.

На графицима 9-12 приказане су четири прогнозе очекиваног трајања живота живорођених са одговарајућим дистрибуцијама грешака током пројекционог периода, као и емпиријски ниво овог индикатора у периоду 1950-2005.

График 9. Историјске и прогнозиране вредности  $e^0$  за женску популацију централне Србије у периоду 1950-2050.

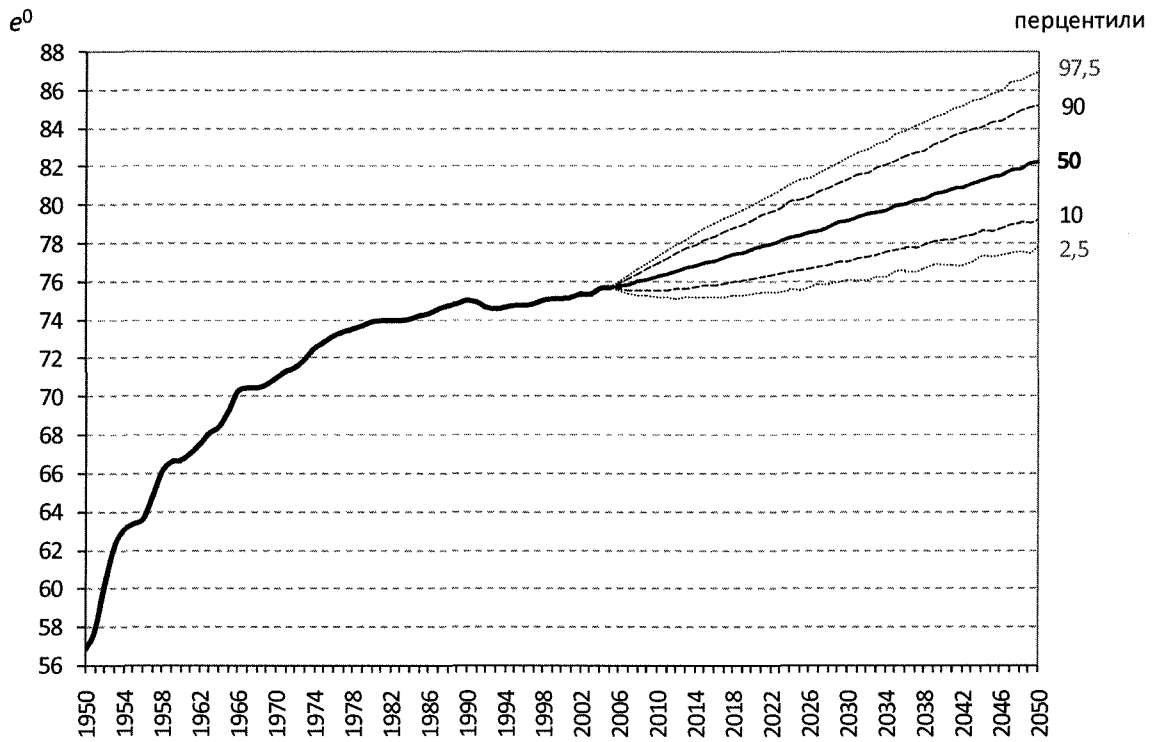
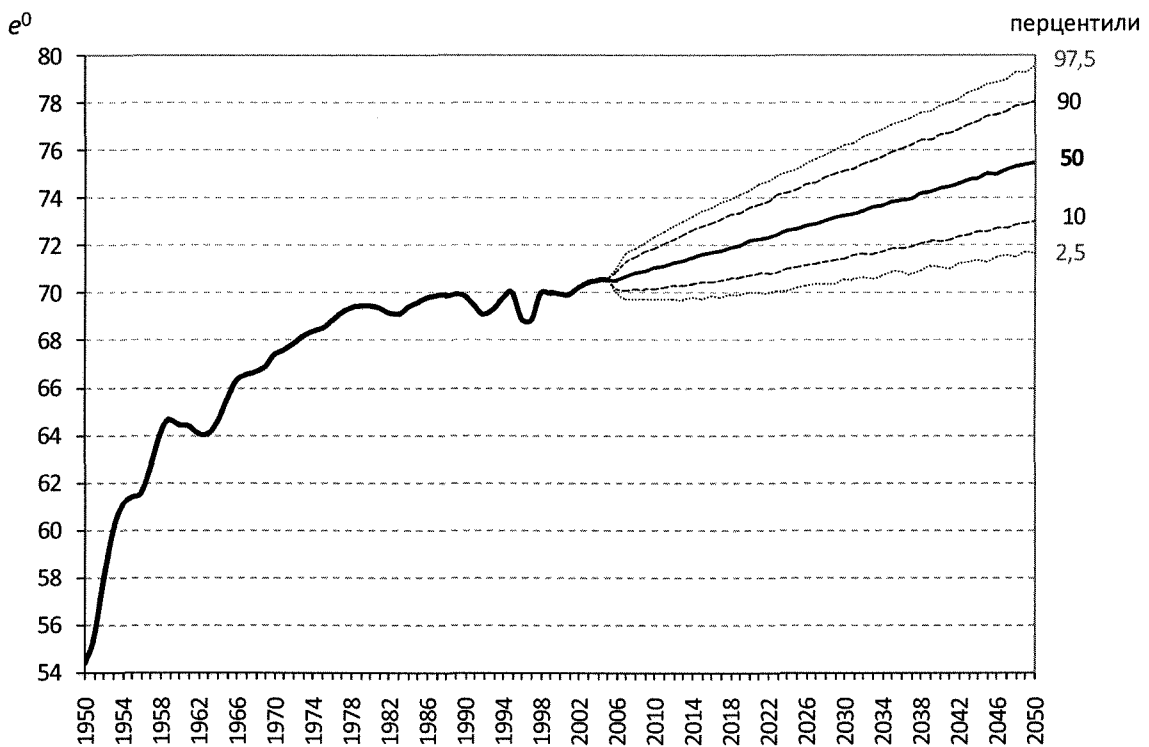


График 10. Историјске и прогнозиране вредности  $e^0$  за мушку популацију централне Србије у периоду 1950-2050.



Извори за графике 9 и 10: Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.

График 11. Историјске и прогнозиране вредности  $e^0$  за женску популацију Војводине у периоду 1950-2050.

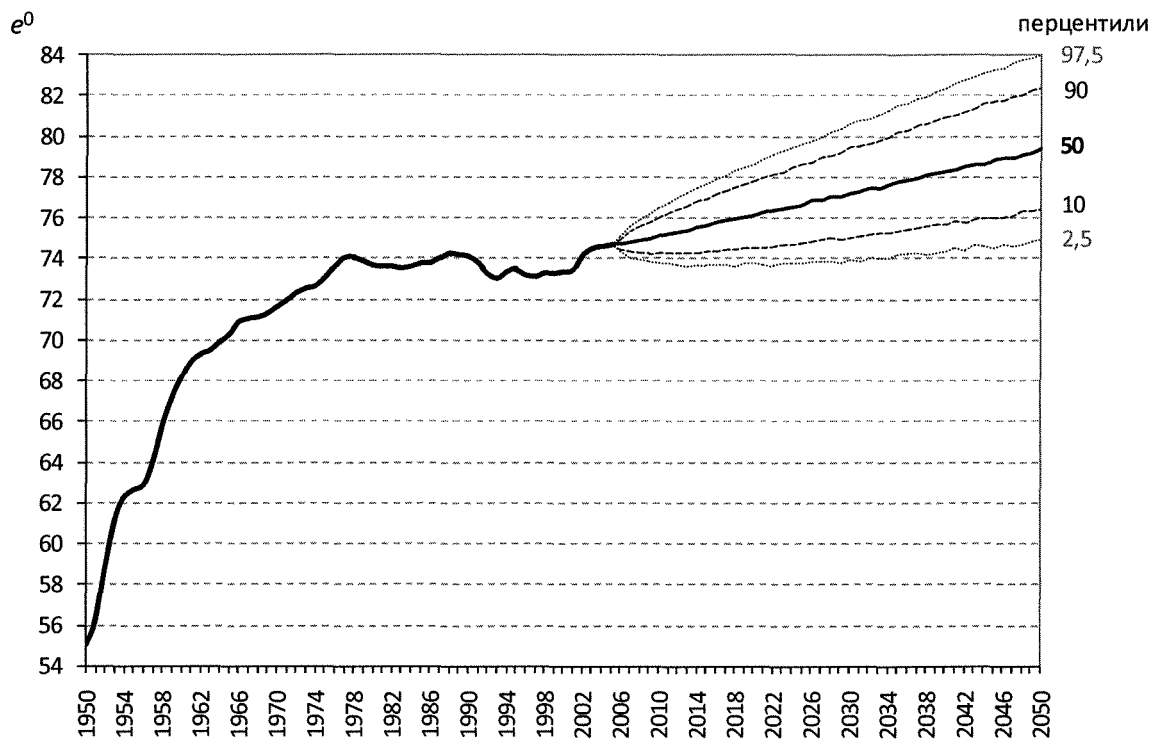
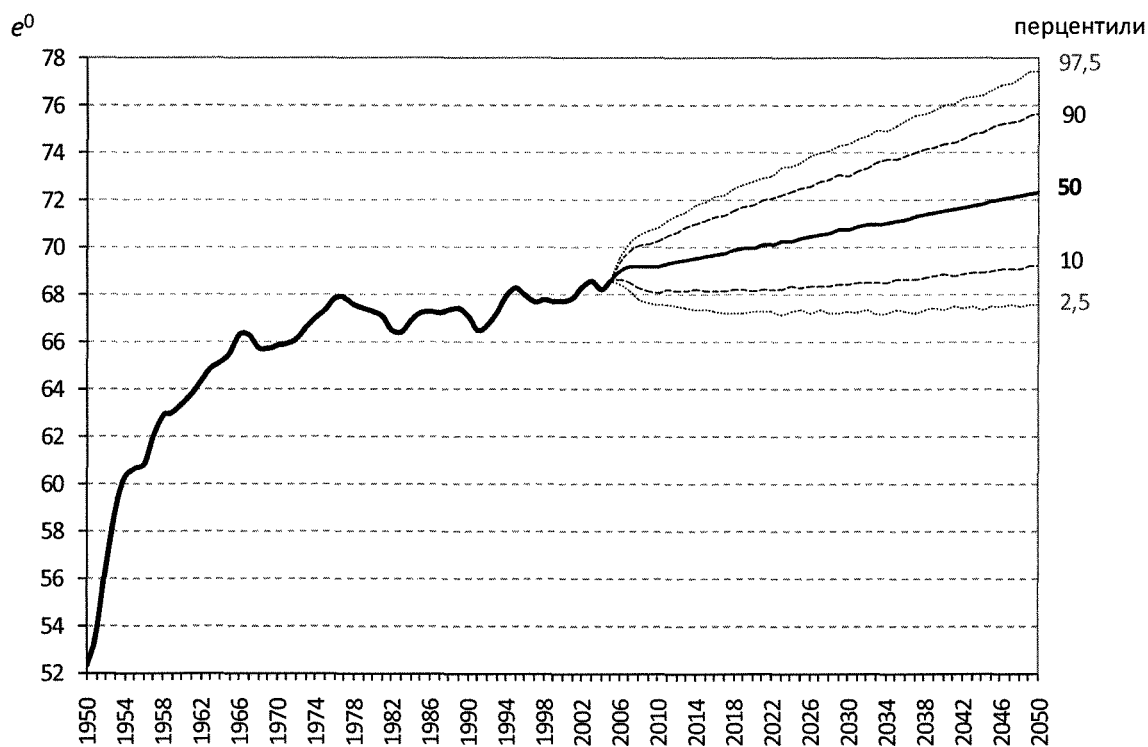


График 12. Историјске и прогнозиране вредности  $e^0$  за мушку популацију Војводине у периоду 1950-2050.



Извори за графике 11 и 12: Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.



Као и случају избора модела за *SUF*, приликом испуњавања општих критеријума за избор доброг модела, посебан акценат био је на критеријуму добијања што реалније демографске прогнозе. То је, у сагласности са изабраним периодом за оцену модела, код све четири популације довело до демографски прихватљиве прогнозе лаганог пораста највероватније путање очекиваног трајања живота живорођених (што је обезбеђено увођењем константе у сваки модел), али и оптималне ширине интервала предвиђања. То потврђује и поређење са интервалима предвиђања у пробабилистичким пројекцијама других земаља, односно претпоставкама на основу којих су формирано.

Слично као код моделирања фертилитета, одређени су лимити за случајне путање у процесу генерисања симулација, чиме је у потпуности отклоњена и теоријска могућност за појаву крајње нереалних вредности. Овакав субјективни утицај има улогу корективног фактора као и у неким другим пројекцијама овог типа (Wilson and Bell, 2004). За мушкарце у централној Србији претпостављено је реалним да ниједна могућа симулациона путања не може током пројекционог периода имати вредност очекиваног трајања живота живорођених нижу од 68 односно вишу од 84 године, а за мушкарце у Војводини 63 односно 82 године. За женско становништво максимални могући распон симулација ограничен је вредностима индикатора од 73 и 92 године у централној Србији односно од 70 и 88 година у Војводини. Коначно, распон 95% интервала предвиђања, у последњој години пројекционог периода, креће се од 7,94 година за мушкарце у централној Србији до 9,88 година за мушкарце у Војводини.

Графички приказ кретања очекиваног трајања живота живорођених током анализираних историјског периода (1950-2005) указује на генералну сличност у развоју овог индикатора између полова односно обеју макроцелина. То је потврдила и анализа нивоа регионалне корелације између две макроцелине односно нивоа корелације између полова, како по питању емпиријских вредности показатеља тако и по питању емпиријске пројекционе грешке. Оцењене вредности коефицијента корелације су: између полова у централној Србији 0,959, а у Војводини 0,746; између женске популације две макроцелине 0,888 односно између мушког становништва 0,799. Стога је, приликом генерисања симулационих серија, било неопходно произвести корелисане случајне бројеве за добијање коректног односа између полова односно региона у

погледу дистрибуција прогнозираних грешака очекиваног трајања живота живорођених.

У поређењу са развијеним земљама западне и северне Европе, кретање очекиваног трајања живота живорођених у Србији, у периоду од средине 1960-их до данас, показује сличност у погледу лаганог пораста нивоа, осим што је темпо пораста у обе макроцелине био спорији. То је и резултирало у просеку краћим актуелним животним веком популације у Србији, за пет до седам година, у односу на већи део Европе, изузев земаља на истоку континента (UN, 2007). Стога је приликом избора старосног обрасца стопа смртности којем би популација Србије тежила у будућности, основна претпоставка ишла у правцу достизања већ оствареног напретка у државама са најдужим животним веком. Наиме, уочена сличност у погледу историјског развоја овог индикатора односно реално очекивање о наставаку такве тенденције јасно упућују на актуелне старосне обрасце земаља са најдужим животним веком као демографски прихватљиве и оствариве апроксимације будућег старосног модела смртности становништва Србије.

Анализа развоја старосних образаца смртности у одговарајућим државама током протеклих неколико деценија указала је на актуелни образац шведске популације као могући циљни модел централне тенденције очекиваног трајања живота живорођених. У том погледу, развијена је фамилија таблица смртности у којој су као полазне послужиле најсвежије детаљне таблице смртности, објављене од стране РЗС<sup>16</sup>, а као циљне актуелне детаљне таблице смртности за становништво Шведске<sup>17</sup>, објављене од стране шведског завода за статистику.

Претпостављено је да су полазне и циљне вредности сваке од једногодишњих специфичних стопа смртности према старости повезане одговарајућим опадајућим експоненцијалним трендом. За млађа годишта, анализа историјског кретања стопа смртности у периоду 1966-2005. показала је да је то најбоља апроксимација уочене емпиријске тенденције, док је за старија годишта то очекивана тенденција с обзиром да је највећи напредак у продужетку очекиваног трајања живота живорођених предвиђен

<sup>16</sup> <http://webrzs.statserb.sr.gov.yu/axd/stanovnistvo/izbor.htm#>

<sup>17</sup> [http://www.scb.se/statistik/BE/BE0101/2007A01a/Be0101Livslangdstabeller\\_07\\_eng.xls](http://www.scb.se/statistik/BE/BE0101/2007A01a/Be0101Livslangdstabeller_07_eng.xls)

управо на бази смањења смртности старијих средовечних. Стога је усвојено да током пројекционог периода ниво смртности сваке старосне групе опада по експоненцијалној стопи која је одређена полазном и циљном вредношћу саме групе, као што је то у основи случај и у неким другим стохастичким пројекцијама морталитета (Lee and Carter, 1992; Wilson and Bell, 2004).

### **Анализа емпиријске грешке у званичним пројекцијама 1953-1991.**

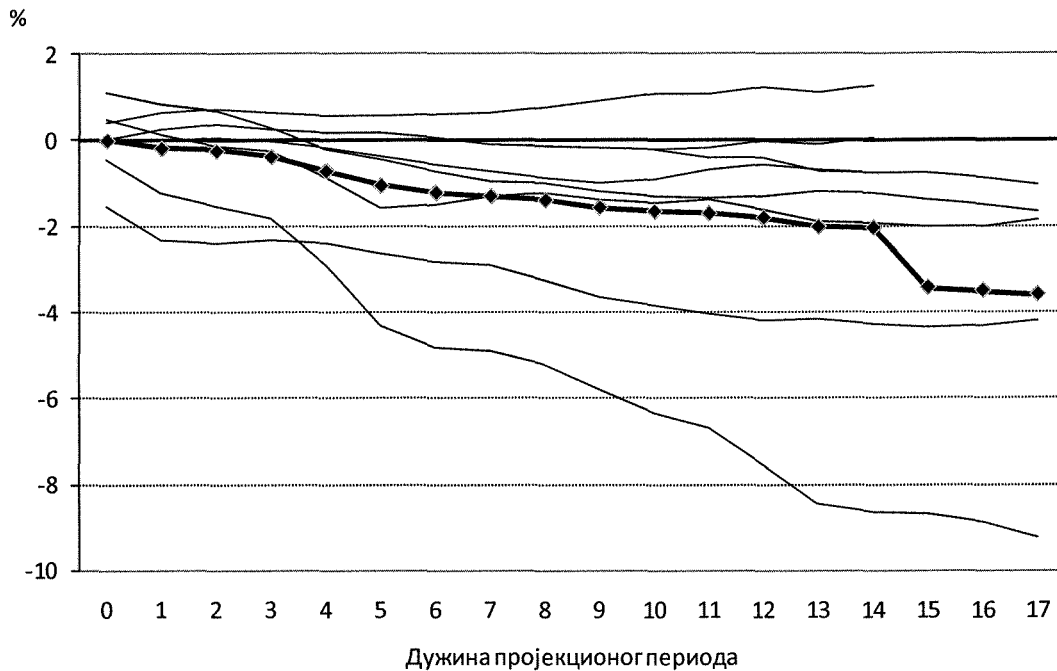
Циљ ове анализе идентичан је циљу анализе историјске пројекционе грешке за стопу укупног фертилитета (стр. 69). Из тог разлога, у овом одељку неће бити поново навођене основне предности и недостаци овог поступка као ни генералне напомене у вези са коришћеним историјским пројекцијама, већ се одмах прелази на коментарисање добијених резулата. Једина разлика односи се на значајно мањи број доступних пројекционих серија. Наиме, услед традиционалног изостављања алтернативних претпоставки о тенденцији морталитета у званичним пројекцијама, било је могуће анализирати свега седам низова распоређених у седам пројекционих сетова.

Анализа емпиријске пројекционе грешке очекиваног трајања живота живорођених показала је да је већина пројекција потценила остварени пораст овог индикатора током друге половине 20. века<sup>18</sup>, што показује график 13. Изостављени графици дистрибуције грешака за мушкарце централне Србије односно за оба пола у Војводини су веома слични графику 13, с тим да је ниво потцењивања на њима нешто нижи у односу на овде приказани, јер је остварени пораст у трајању животног века жена у централној Србији био најбржи од све четири анализираних групе.

---

<sup>18</sup> Пораст је био посебно интензиван у периоду након II светског рата, захваљујући развоју здравствене службе, порасту здравствене културе и утицају друштвено-економског развоја (Radivojević, 1978: 118).

График 13. Емпиријска грешка (%) за  $e^0$  женске популације централне Србије у пројекцијама са почетном годином у периоду 1953-1991.



Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1956-1996); Демографска статистика (РЗС, 2007).

Узрок потцењивања вредности овог индикатора код пројекција с почетном 1953. и 1981. годином је у претпоставци о константном морталитету током целог пројекционог периода<sup>19</sup>, док остале пројекције нису предвиделе пад нивоа опште смртности током 1960-их и 1970-их година, нарочито остварено смањење смртности новорођених. Сличан закључак је произашао из анализе пројекција за 14 развијених европских земаља, у којима је апсолутна пројекциона грешка расла годишње у просеку за 0,2 године између 10. и 25. године пројекционог периода, односно нешто спорије током првих 10 пројекционих година (Statistics Netherlands, 2005:27), док је у пројекцијама за централну Србију просечни годишњи темпо пораста износио 0,11 година током првих 14 пројекционих година односно 0,13 за Војводину<sup>20</sup>. Графици 14-15 приказују однос емпиријске и прогнозиране пројекционе грешке за мушку односно женску популацију Централне Србије.

<sup>19</sup> Пројекција с полазном 1965. годином претпоставила је константност морталитета за старије од 5 година, али и претпоставка о нивоу смртности одојчади и мале деце је потценила остварено смањење.

<sup>20</sup> За дужи пројекциони период недостајале су довољно дуге временске серије пројекционих грешака.

График 14. Стандардна девијација за  $e^0$  жена централне Србије – стохастичка и емпиријска

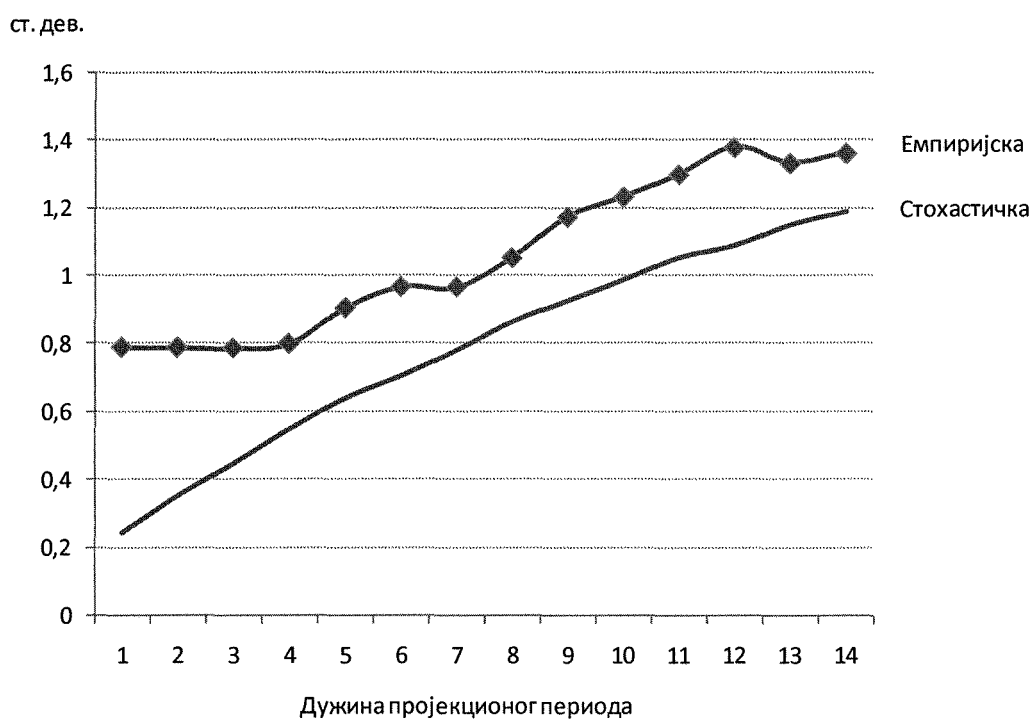
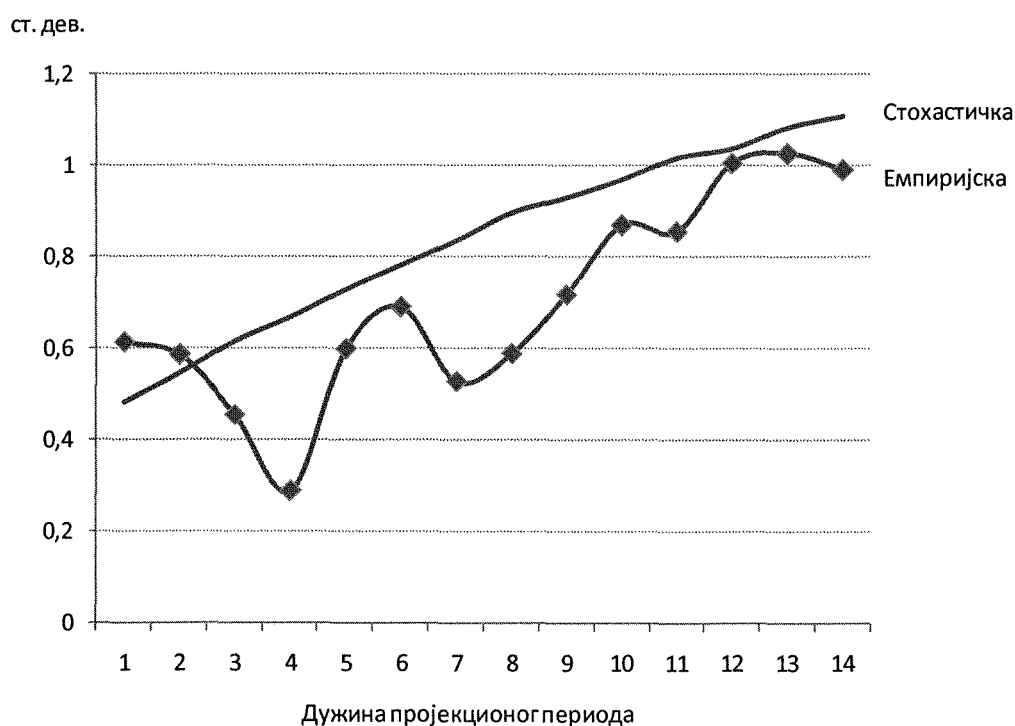


График 15. Стандардна девијација за  $e^0$  мушкараца централне Србије – стохастичка и емпиријска



Извори за графике 14 и 15: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1963-1996); Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.

Као што је напоменуто, свега седам серија из седам пројекционих сетова је било доступно за анализу емпиријске пројекционе грешке. Поред тога, из сумарних прорачуна искључена је пројекција са почетном 1953. годином због екстремних вредности током целог пројекционог периода у односу на остале серије. Узрок је у претпоставци о константној смртности за сва годишта током периода у коме је регистрован највећи пад морталитета.

Међутим, већ и овај мали узорак указује да је ниво пројектоване грешке у стохастичкој прогнози у генералној сагласности са нивоом утврђеним у историјским пројекцијама. Може се закључити да је очекивани пораст пројекционе грешке са протоком времена, у наредних готово пет деценија, оправдан са овог аспекта. Изузетак представљају емпиријска пројекциона одступања за мушку популацију Војводине, где грешка као функција времена расте минимално. То се може разумети кроз чињеницу да је пораст очекиваног трајања живота живорођених био најмањи у поређењу са остале три популације током анализираних пројекционих периода, док су, истовремено, пројекционе претпоставке предвиђале његов минималан пораст или константност.

Током историјског периода анализираног у овој дисертацији дошло је до повећања разлике у очекиваном трајању живота живорођених између полова у корист женске популације. С обзиром на поменути карактер историјских претпоставки, и ниво грешке је, разумљиво, био већи за женско становништво у обе макроцелине. С друге стране, стохастичка пројекција својом централном тенденцијом предвиђа практично одржавање постигнутог нивоа с почетка пројекционог периода у погледу разлике између полова. Стога је и ниво емпиријске пројекционе грешке нешто виши у односу на ниво прогнозиране стохастичке грешке за женску популацију односно нешто нижи за мушко становништво.

Вредновање хипотеза о морталитету у актуелној званичној пројекцији РЗС кроз прогнозирани интервал предвиђања у стохастичкој пројекцији није изводљиво, јер званична пројекција не предвиђа алтернативне путање<sup>21</sup>. Другим речима, претпоставке о кретању смртности кроз пројекциони период у званичној пројекцији реализоване су

---

<sup>21</sup> Аутори су у пројекциони сет укључили и константну варијанту „која пре свега има илустративни карактер“ (Секулић, 2005:98)

кроз једну, тзв. *променљиву*, варијанту. То одражава схватање аутора о занемарљивом доприносу ове компоненте укупној прецизности пројекције. Међутим, последице овакве претпоставке најбоље се уочавају у резултатима стохастичке пројекције који се односе на поједине старосне сегменте становништва и њихове међусобне односе (стр. 126).

### 3. Моделирање миграција

У поређењу са фертилитетом и морталитетом, миграције су компонента која је генерално најтежа за прогнозирање (Matysiak and Nowok, 2006), нарочито у државама попут Србије. Постоји више разлога за то, и они се могу сврстати у две основне групе. Прва се односи на слаб квалитет података о спољној миграцији, а друга на јасну политичку условљеност миграционих токова. Наиме, званични подаци не покривају све емигранте из Србије, захваљујући томе што људи који одлазе из земље најчешће не пријављују промену пребивалишта. Посредни закључци о њиховом броју могу се извести на основу података из земаља рецептора, али се то односи само на лица која су званично регистрована. Поређења резултата званичних пописа у Србији и иностраних статистичких извора указују на значајно потцењене бројеве у пописним акцијама (Гречић и др, 1998). Међутим, питање међудржавне упоредивости података додатно утиче на поузданост овакве процене с обзиром на међусобно различите дефиниције миграција и миграната.

Посебна потешкоћа приликом покушаја формулисања хипотезе о будућем развоју спољне миграције на нивоу Србије односи се на недостатак дубинских анализа миграционог проблема. То је, свакако, добрим делом изазвано недостатком адекватних података. Осим тога, тешкоће се јављају и приликом покушаја разврставања доступних званичних података о броју миграната са нивоа СФРЈ на нивое република с обзиром да су се подаци о спољној миграцији односили на агрегатни ниво тадашње државе (Vuković, 2005).

С друге стране, политичке одлуке директно утичу на обим и структуре миграционе популације. Историјски примери су бројни, а најпознатији су: тзв. *лица на привременом раду у иностранству*<sup>22</sup>; планске „колонизације“ Србије односно Војводине из других региона (данас држава) Краљевине СХС односно СФРЈ; исељавање непознатог броја

---

<sup>22</sup> Ови радници су, заједно са члановима својих породица који су боравили са њима, деценијама формално урачунавани у стално становништво земље, иако су читав свој радни век проводили у другим државама.



(најмање 300.000<sup>23</sup>) људи из Србије током ратних сукоба на простору СФРЈ; избегличке имиграције на територију Србије у истом периоду (1996. регистровано је више од 600.000 избеглих и прогнаних<sup>24</sup>).

Очекивања у погледу будућег обима и структуре миграционе популације такође су директно условљена политичким одлукама. Решење питања уласка Србије у Европску Унију у скоријој будућности пресудно ће утицати на смер и интензитет спољних миграција. Наиме, за очекивати је да се миграциона кретања и њихов квалитет, у случају пријема наше државе у ову организацију, значајно промене у поређењу са претходним периодом. Посебно зато што ће политичке одлуке које директно обликују кретање радне снаге бити креиране у телима ЕУ, тј. зависиће много више од спољних фактора него што је то случај данас.

Анализа историјских података о миграцијама, као и њихов квалитет, наводи на недвосмислен закључак – претпоставке о миграцијама није могуће засновати на статистичком моделу који би био утемељен на доступним временским серијама. Осим тога, очекивања о будућем развоју ове компоненте указују да је доминантност субјективног утицаја у формирању њене централне тенденције односно одговарајуће дистрибуције грешака неизбежна. Овакав приступ је заступљен и у стохастичким пројекцијама других земаља, које имају сличне проблеме са квалитетом историјских података.

С друге стране, миграциона компонента игра кључну улогу у одређивању структуре становништва према полу и старости на нивоу државе. Њен значај посебно расте са појавом негативног природног прираштаја. Наиме, за очекивати је да ће полно-старосна структура држава попут Србије, у ближој а нарочито даљој будућности, витално зависити од имигрантских токова. Међутим, у званичним пројекцијама становништва, државне статистичке агенције генерално додељују подређену улогу овој компоненти у поређењу са фертилитетом и морталитетом (Torri and Vignoli, 2007). У случају званичних пројекција популације Србије, миграције су третиране готово слично као и

<sup>23</sup> Посредним методом процењује се да је тај број 300.000-430.000 (Nikitovic, 2005)

<sup>24</sup> На бази пописа Избеглих и прогнаних од стране Републичког комесаријата за избеглице и UNHCR (Matković, 1999).

морталитет, тј. без алтернативних варијанти<sup>25</sup> са изузетком пројекције из 1981. године (Никитовић, 2004). Разлози томе су свакако бројни. Као најважнији могу се издвојити следећи: релативно слаб интензитет „званично“<sup>26</sup> регистроване спољне миграције на нивоу Србије; непоузданост улазних података с обзиром на природу, бројност и хетерогеност њихових извора; слаба предвидљивост токова снажно условљених економском, друштвеном и политичком ситуацијом; тешкоће у формулисању хипотеза о будућој динамици спољних миграција због карактеристичних наглих промена њиховог смера, интензитета и структуре. Због свега наведеног, пре него што се пређе на образложење усвојене претпоставке о развоју миграционе компоненте у стохастичкој пројекцији становништва Србије, сматрам да је неопходно означити оквир који је послужио за постављање хипотезе.

Иако је ниво спољних миграција склон неочекиваним и наглим варијацијама, демографска релевантност ове варијабле може се лако схватити кроз разматрање њене улоге у уравнотежењу смањења економски продуктивне популације у развијеним земљама. Као пример може да послужи популација Италије, која је у периоду од оснивања модерне државе до данас доживела радикалне промене у смеру и интензитету спољне миграције. Наиме, период 1861-1976. обележила је масовна емиграција преко 26 милиона људи услед спорог и тешког развоја италијанске привреде. Затим је период 1970-1980. значао прекретницу у погледу смера миграције, претворивши ову земљу од емитера у рецептора за лица из слабо развијених земаља. Коначно, италијанске власти од средине 1990-их пропагирају политику тзв. контролисаног пријема имиграната, која је резултирала бројем од 2,17 милиона легално регистрованих усељеника<sup>27</sup> у периоду 1993-2003. Основни циљ овакве политике је ублажавање односно уравнотежење смањења популације продуктивно-репродуктивног узраста (Torri and Vignoli, 2007).

<sup>25</sup> Константна варијанта миграција односно морталитета у пројекцијама из 1991. и 2002. не може се сматрати алтернативном путањом, с обзиром да и аутори истичу њен чисто илустративни карактер.

<sup>26</sup> Иако обимне, миграције „лица на привременом раду у иностранству“ нису имале емиграциони одраз у укупном броју сталне популације земље, који је представљао основу пројекционих прорачуна.

<sup>27</sup> У периоду 1996-2002. италијанска влада извршила је три амнестије имиграната, при чему је последња легализовала скоро 700 хиљада илегалних усељеника (Torri and Vignoli, 2007).

Наведени пример показује колико су миграциони токови регулисани и зависни од законодавне моћи у развијеним земљама, која може убрзати или успорити развој ове демографске појаве. С обзиром да се Србија, такође, одликује депопулацијом у највиталнијим годиштима, за очекивати да је да ће у ближој будућности морати да се ослони и на имигранте, тј. да промени смер спољних миграција, који је традиционално, ако се изузму избегличка кретања током 1990-их односно планске колонизације пре и после Другог светског рата, доминантно емиграциони. У том погледу, корисно је осврнути се на претпоставке у стохастичким пројекцијама земаља које су недавно приступиле Европској Унији, али су дужи низ деценија имале негативан миграциони биланс. Хипотезе у тим пројекцијама јасно узимају у обзир чињеницу да промена економског система дугорочно мора довести до промене миграционог обрасца. Имајући у виду тренутну позицију Србије у односу на Европску Унију, искуства нових чланица представљају могућу путању развоја спољне миграције у наредним деценијама, а земље попут Италије могући циљни модел.

Иако је потрага за послом била у основи спољних миграција у Србији, њихов обим, интензитет и правац био је обликован и усмерен политичким одлукама. Масовни покрети становништва с циљем „привременог рада у иностранству“ почели су раних 1960-их према земљама западне Европе, док је до тада доминантан вид емиграције ка прекоморским земљама значајно опао. До почетка 1990-их, то је био основни вид емиграције становништва Србије, захваљујући билатералним споразумима тадашње СФРЈ и земаља рецептора, којима је била потребна додатна радна снага, углавном неквалификована и полуквалификована<sup>28</sup>. Са почетком ратних сукоба у последњој деценији прошлог века<sup>29</sup>, карактер, интензитет а донекле и правац миграционих

<sup>28</sup> Током периода 1965-1992, посредством компетентних федералних и републичких организација, више од 230 хиљада људи из СФРЈ било је запослено углавном у Немачкој, Аустрији, Швајцарској и Француској. У истом периоду, према проценама званичних органа, око 85 хиљада држављана СФРЈ је пронашло посао без медијације компетентних служби. Према попису 1981. заједно са члановима породица, који само бораве у иностранству, „привремено“ је одсутно било више од 308 хиљада лица, при чему је мање од 3% радника имало високо образовање (Гречић и др, 1998).

<sup>29</sup> Претходница промене карактера спољне миграције одиграла се током 1980-их када је око 10 хиљада високообразованих стручњака напустило Србију у правцу најразвијенијих западних земаља, захваљујући новој технолошкој револуцији у развијеним земљама, која је захтевала високостручан кадар, а с друге стране паду животног стандарда у земљи (Гречић и Лопушина, 1994; Гречић и др, 1998).

кретања из Србије се опет нагло променио. Наиме, образовна структура емиграната је измењена захваљујући великом броју високообразованих исељеника, које је економски и политички колапс приморао да напусте земљу. Нажалост, не постоје званичне процене за становништво Србије, већ је могуће извучити само посредне закључке на основу података земаља рецептора (Vuković, 2005). Интензитет емиграције је значајно повећан у односу на претходни период из истог разлога због којег је промењена и образовна структура исељеничке популације. Коначно, карактер тзв. *push* фактора изазван ратним сукобима, активирао је готово замрлу емиграцију у прекоморске земље (Канаду, САД, Аустралију и Нови Зеланд). Све то је потпомогнуто новом фазом у међународним, посебно европским миграцијама, која је почетком 1990-их условљена тешком привредном рецесијом широких размера, као и распадом социјалистичког система, доводећи до нове миграционе трансверзале Исток-Запад (Гречић и др, 1998).

Какве претпоставке се могу извући из садашњих тенденција? После „демократске револуције“ из 2000. године, очекивања становника Србије ишла су у правцу брзог опоравка тешке економске и политичке ситуације у земљи, што би водило повољним условима за запошљавање. Међутим, реалне промене се одвијају много спорије од очекивања већине становништва, при чему држава још увек није имплементирала стратегију за заустављање одласка најобразованијег дела популације нити је увела мере за њихов повратак. Осим тога, поједина парцијална истраживања показују да чак 70% студената планира да напусти земљу (Vuković, 2005:149). У поштреним условима пријема имиграната у развијеним западним земљама, услед притиска радне снаге из неразвијених подручја света, селективност емиграната из Србије је наглашена, што сугерише да ће главно обележје емиграције из наше земље у наредном периоду бити високообразовани кадар (Гречић и др, 1998). Зато даље одржавање актуелних економских услова не ствара могућност за претпоставку о скорој промени карактера и смера спољних миграција у Србији. Међутим, кључна промена ове компоненте могла би се одиграти уколико у најближој будућности дође до укључивања земље односно читавог региона у Европску Унију. То би могла бити прекретница у миграционом обрасцу, као у наведеном примеру за Италију, означавајући почетак краја емиграционе историје. То, наравно, не значи да најстручнији кадар и даље неће имати жељу да напусти земљу у потрази за бољим радним и животним условима, али свакако не у толиком обиму као данас.

Према проценама појединих аутора, изван Србије и држава у региону (Црне Горе и Босне и Херцеговине) данас живи око 2,2 милиона српских емиграната (Гречић и Лопушина, 1994). Имајући у виду њихову старосну структуру, јасно је да је за дугорочно оптимално функционисање државе неопходна попуна репродуктивно-продуктивних сегмената популације у што скоријој будућности, што се може решити само имиграционим импулсом. Стога је за очекивати да би промена економске ситуације у земљи на боље привукла неопходне имигранте који данас одлазе у друге, развијеније, европске државе.

### **Претпоставке о нето миграционом салду**

Претходна сажета разматрања послужила су као оквир за образложење претпоставке о спољним миграцијама у стохастичкој пројекцији. С обзиром да је субјективна оцена била неизбежна, одлука о начину креирања централне тенденције нивоа спољне миграције резултат је компромиса између основних циљева дисертације. С једне стране је постављен задатак да се стохастичка пројекција колико је могуће више заснива на оцењеним статистичким моделима, тј. да субјективни утицај аутора дисертације буде корективног карактера, а с друге да буде могуће упоређење резултата две пројекције – званичне детерминистичке и овде представљене стохастичке. У случају моделирања миграционе компоненте првонаведени циљ није био остварив, па би инсистирање на његовом стриктном испуњењу водило неостварењу другонаведеног циља. Стога је одлучено да се дистрибуција грешака формира око вредности прогнозе формулисана хипотезом о нето миграционом билансу из званичне пројекције РЗС у недостатку додатних експертских мишљења. Оваква одлука олакшана је чињеницом да званична миграциона хипотеза подразумева значајну измену смера и интензитета спољне миграције, претпостављајући укључење Србије у Европску Унију у најскоријој будућности. Међутим, одлука о начину формирања миграционог варијабилитета током пројекционог периода морала се свести на чисто субјективну оцену аутора. Искуства других аутора стохастичких пројекција потврђују висок степен субјективне оцене због проблема са недовољно поузданим подацима, недовољно дугим временским серијама односно општим проблемом слабе предвидивости ове компоненте (de Beer and Alders, 1999; Alho, 2001; Matysiak and Nowok, 2006; Torri and Vignoli, 2007).

Детерминистички тренд нивоа спољне миграције, преузет из званичне пројекције, као средња вредност интервала предвиђања, покрива само период до 2032. године, тј.

период свог пројекционог хоризонта. Стога је било неопходно продужити га до 2050. године, када се завршава пројекциони интервал пробабилистичке прогнозе. То је изведено тако што је задржана претпоставка о тренду као линеарној функцији времена, како је дефинисано у званичној пројекцији до 2032. године. Другим речима, у стохастичкој пројекцији је предвиђен наставак тренда лаганог линеарног пораста нето миграционог биланса. Таква хипотеза представља логичан развој тезе из званичне пројекције о све интензивнијем укључивању Србије у европске интеграције са протоком пројекционог времена.

Аутори званичне пројекције РЗС образложили су избор хипотезе, коју карактерише генерална промена досадашњег интензитета и смера салда спољних миграција, према петогодишњима пројекционог периода. У првом петогодишњем периоду варијанте тзв. „очекиваних“ миграција, 2002-2007, који се делимично подудара са полазном годином стохастичке пројекције (31.12.2005.), претпостављено је регулисање статуса интерно расељених лица, што је подразумевало интегрисање две трећине од броја регистрованих 2001. године. С обзиром на каснији почетак пробабилистичке пројекције, ова лица су урачуната у полазну популацију из 2005. на начин који је детаљно објашњен у поглављу о дефинисању почетне полно-старосне структуре (стр. 59). Следећи период, 2007-2012, предвиђа стабилизацију политичких прилика и побољшање економске ситуације, што би се одразило на враћање миграционог биланса на ниво из мирнодопског времена, тј. приближно на салдо из периода 1981-1991. То значи да је предвиђено да просечан годишњи негативни миграциони биланс износи 4,7 хиљада у централној Србији односно 3,2 хиљаде у Војводини. У следећем периоду, 2012-2017. године, претпостављен је нулти миграциони салдо на нивоу Републике, јер је то период када аутори пројекције РЗС очекују да је реално да Србија постане члан Европске Уније. Коначно, за последња три петогодишња, 2017-2032, предвиђено је да Србија постане имиграционо подручје, јер су аутори имали у виду могуће демографске и економске последице процеса убрзаног демографског старења становништва, а с друге стране очекивани економски опоравак земље (Sekulić, 2005).

Приликом оцене нивоа стандардне девијације за спољну миграцију Србије, кључни репер су биле одговарајуће оцене у стохастичким пројекцијама земаља као што су Литванија и Пољска, које су нове чланице Европске Уније, што је, како је претходно

истакнуто, важан чинилац будућих миграционих токова у њима. Другим речима, обе земље су драстично измениле економски систем, преласком са социјалистичке, тј. државно организоване привреде ка моделу западноевропских тржишних економија. Имајући у виду да централна тенденција спољних миграција у стохастичкој пројекцији Србије подразумева исти правац у економској трансформацији земље, примери пројекција двеју земаља представљају логичан избор.

Основно резонување приликом формулисања интервала предвиђања односило се на доказано тешку предвидивост спољне миграције не само на тако дуг рок, као што је пет деценија ове пројекције, већ и на много краће периоде. Стога је циљ био да се довољно широким, а притом информативним, интервалом обухвате и они исходи који из данашње перспективе не изгледају толико реално, или у најмању руку пожељно са аспекта могућих демографских последица. Другим речима, улазак у Европску Унију изгледа као реална опција у блиској будућности, али је данас немогуће тврдити да су шансе да се то и оствари у предвиђеном периоду 95%, па ни 80%. Осим тога, интервалом предвиђања је генерално требало уважити и оне аспекте досадашњих миграционих образаца које тренд званичне пројекције не подразумева. То значи да ни потенцијални улазак у Европску Унију не мора произвести предвиђене миграционе ефекте када и како је то прогнозирано. Јер могуће је да економски развој Србије не буде на довољном нивоу да задржи извесан број људи у земљи, као што је то случај и данас, а с друге стране недовољна репродукција удружена са релативно повољнијом економском климом може привући и већи број имиграната од нивоа предвиђеног детерминистичким трендом. Коначно, екстремна алтернатива – неулазак у ЕУ, у комбинацији са историјским потенцијалом нестабилности региона, свакако умањује могућности остварења очекиване тенденције нето миграционог биланса односно оставља отворена врата за опстанак негативног миграционог обрасца.

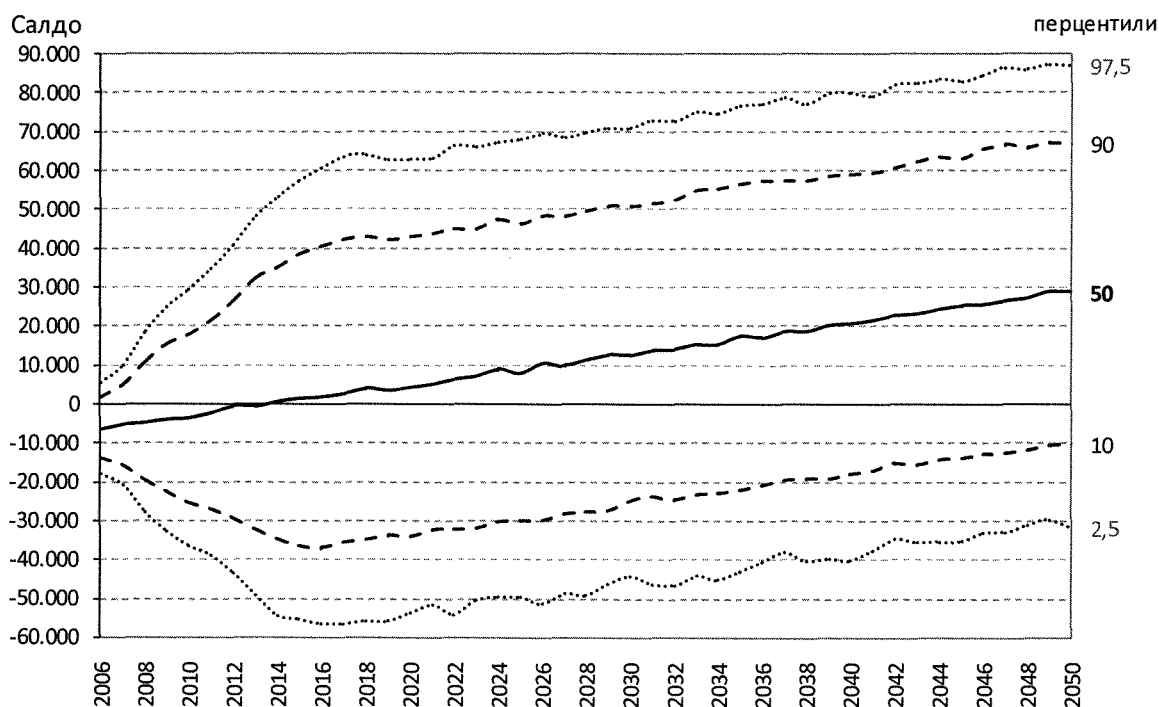
Практичан проблем у моделирању спољне миграције свео се на покушај моделирања посредно оцењеног годишњег нето миграционог биланса на основу доступних званичних процена о укупном броју становника и укупном природном прираштају.<sup>30</sup>

---

<sup>30</sup> Осим тога што се овакав метод заснова на сублимирању две одвојене појаве (имиграције и емиграције) на посредан начин, може му се додатно замерити и са концептуалног становишта, с обзиром да се моделују апсолутни бројеви појаве која не постоји – нето мигрант (Rogers, 1990).

Такав покушај је дао најбоље оцене за модел  $ARIMA(0,0,1)^{31}$  прилагођен подацима из периода 1950-1995. година. Међутим, прогноза базирана на овом моделу предвиђа ниво неизвесности у погледу будућег обима нето миграционог биланса који је за око 70% нижи од предвиђеног у прогнози за Литванију. Имајући у виду да је величина литванске популације апроксимативно 2,1 пута мања од популације Србије, чини се да је такав ниво пренизак за Србију, посебно када се упореди историја миграционих кретања две државе. Стога је одлучено да моделом оцењени ниво неизвесности буде коригован навише, у складу са одговарајућим вредностима у прогнозама за литванску, финску и пољску популацију, као и претпоставком ових прогноза да стандардна девијација у последњој години не прелази 0,4% од укупне популације у почетној години пројекције. То је резултирало вредношћу стандардне девијације од око 30.000 нето миграната, која је достигнута крајем периода у којем се очекује улазак Србије у ЕУ, 2012-2017. Од тада па до краја пројекције ниво стандардне девијације је задржан константним. График 16 приказује највероватнију путању кретања нето миграционог биланса током пројекционог периода и одговарајуће интервале предвиђања.

График 16. Прогнозиране вредности миграционог салда Србије у периоду 2006-2050.



Извор: ауторова база симулација

<sup>31</sup> Оцена  $\theta$  параметра износила је -0,709 са стандардном грешком 0,102.



Овај резултат је упоређен са вредностима пројектованим за 18 земаља ЕУ у оквиру пројекта о неизвесности у погледу будућности европске популације, чије је резултате објавио Статистички завод Холандије. Као референтни показатељ нивоа спољне миграције коришћен је број нето миграната на 1000 становника у почетној години пројекције. Према очекивању, Србија је ушла у групу земаља чија се вредност стандардне девијације у последњој години пројекционог периода (4 нето мигранта на 1000 становника 2005) налази у интервалу 3,5-4,5 (табела 2). Основна карактеристика миграционог биланса ових земаља (Шпанија, Италија, Грчка) је виши ниво неизвесности будућних вредности у поређењу са оним из прошлости, као и проблематичан квалитет историјских података што додатно повећава пројекциону неизвесност (Statistics Netherlands, 2005).

Табела 2. Прогноза нето миграционог салда (на 1000 становника у почетној години пројекције) за 19 европских земаља

Држава	2049. година			Стандардна девијација
	Медијана	80% интервал предвиђања		
		Доња граница	Горња граница	
Аустрија	3,5	-1,0	8,0	3,5
Белгија	2,0	0,6	4,6	2,0
Грчка	4,5	-3,2	12,2	6,0
Данска	2,0	-0,6	4,6	2,0
Ирска	3,5	-2,3	9,3	4,5
Исланд	1,5	-3,6	6,6	4,0
Италија	4,5	-1,3	10,3	4,5
Луксембург	6,0	-1,7	13,7	6,0
Немачка	3,5	-1,0	8,0	3,5
Норвешка	3,5	0,9	6,1	2,0
Португал	4,5	-3,2	12,2	6,0
<b>Србија*</b>	<b>3,8</b>	<b>-1,3</b>	<b>8,9</b>	<b>4,0</b>
Уједињено Краљевство	3,5	-1,0	8,0	3,5
Финска	1,5	-1,1	4,1	2,0
Француска	1,5	-3,0	6,0	3,5
Холандија	3,0	0,4	5,6	2,0
Швајцарска	3,5	0,9	6,1	2,0
Шведска	3,0	0,4	5,6	2,0
Шпанија	4,5	-1,3	10,3	4,5

Извори: Statistics Netherlands (2005); ауторова база симулација.

\* Прогноза за Србију се односи на 2050, последњу пројекциону годину.

Једноставно речено, из данашњег угла је тешко предвидети да ли ће миграциони биланс Србије бити позитиван или негативан током дугог пројекционог периода, па је можда његова највероватнија вредност нула, као што претпоставља аутор стохастичке пројекције за популацију Литваније (Alho, 2001). Међутим, детерминистички тренд око кога је формиран интервал предвиђања одражава оптимистичан поглед аутора званичне пројекције РЗС, али и жељу аутора дисертације да две пројекције буду што је могуће више упоредиве с обзиром на један од основних циљева дисертације.

Посебан проблем представља формулисање старосног обрасца спољне миграције. Закључци о непоузданим званичним билансима укупног броја емиграната односно имиграната имплицирају непоузданост података специфичних по старости. Такво полазиште оставља минималне могућности за релевантна разматрања о могућем изгледу и променама будућег старосног обрасца миграната. Додатну тешкоћу доноси одлука да се прогноза базира на нето миграционом салду тј. деривату два засебна обрасца, емигрантског и имигрантског, услед жеље за смањењем извора непоузданости.

Аутори званичне пројекције РЗС одлучили су се да као константни образац старосне структуре нето миграционог салда, кроз цео пројекциони хоризонт, узму модел базиран на подацима за период 1976-1981, који се одликовао позитивним миграционим салдом, а све у складу са основном претпоставком да ће се генерални емиграциони карактер спољне миграције у Србији, с протоком пројекционог времена, преобразити у имиграциони. Исти концепт је прихваћен и у стохастичкој пројекцији у недостатку емпиријски утемељенијих претпоставки. У том контексту, подразумевана је и савршена позитивна корелација прогнозираних вредности нето миграционог биланса по полу и макроцелинама. Другим речима, није било довољно поуздане емпиријске основе да би се могли оценити статистички релевантни односи корелације по овој компоненти, који су у стварности свакако слабији од јединице. Графици 17-18 приказују примењену полно-старосну дистрибуцију нето миграционог биланса током пројекционог периода. Представљене стопе за петогодишње групе трансформисане су у једногодишње у складу са структуром стохастичког кохортно-компонентног модела.

График 17. Прогнозиране стопе полно-старосне дистрибуције нето миграционог биланса централне Србије

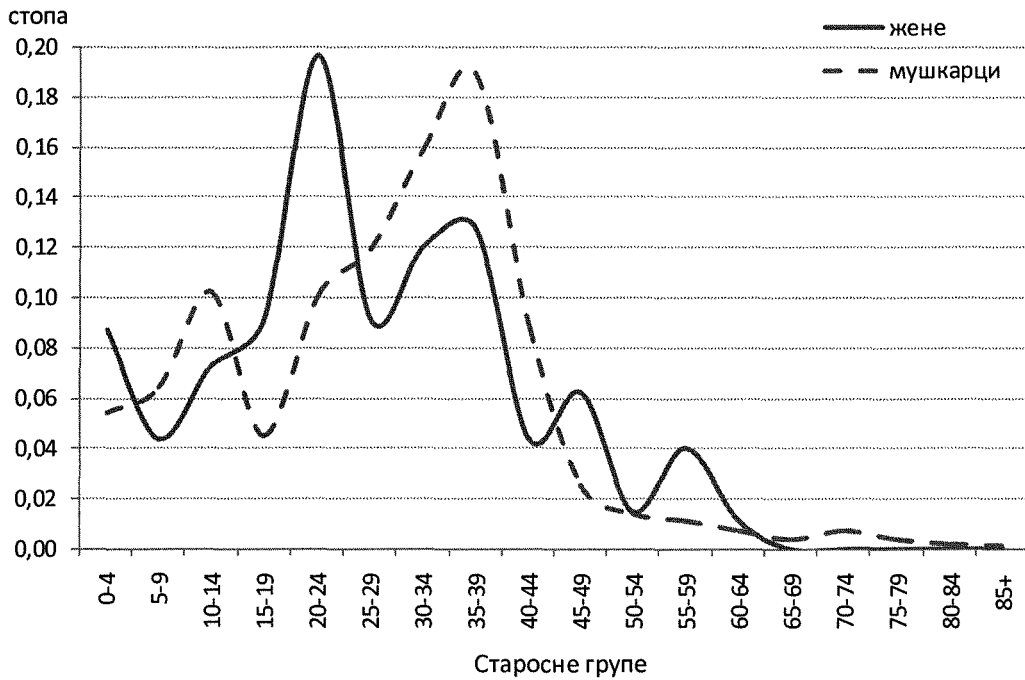
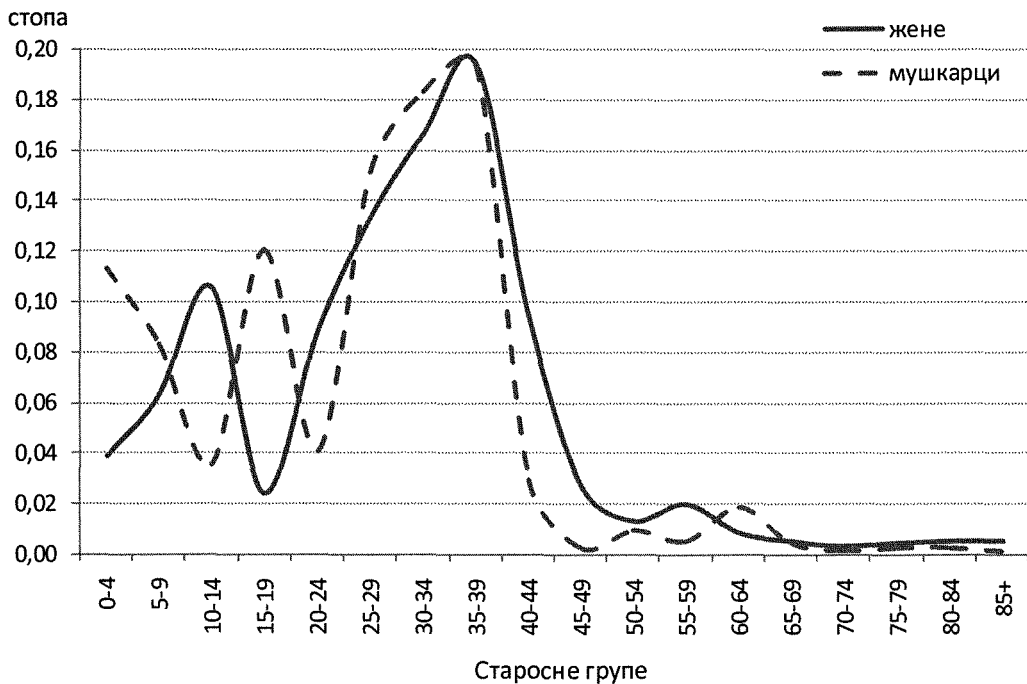


График 18. Прогнозиране стопе полно-старосне дистрибуције нето миграционог биланса Војводине



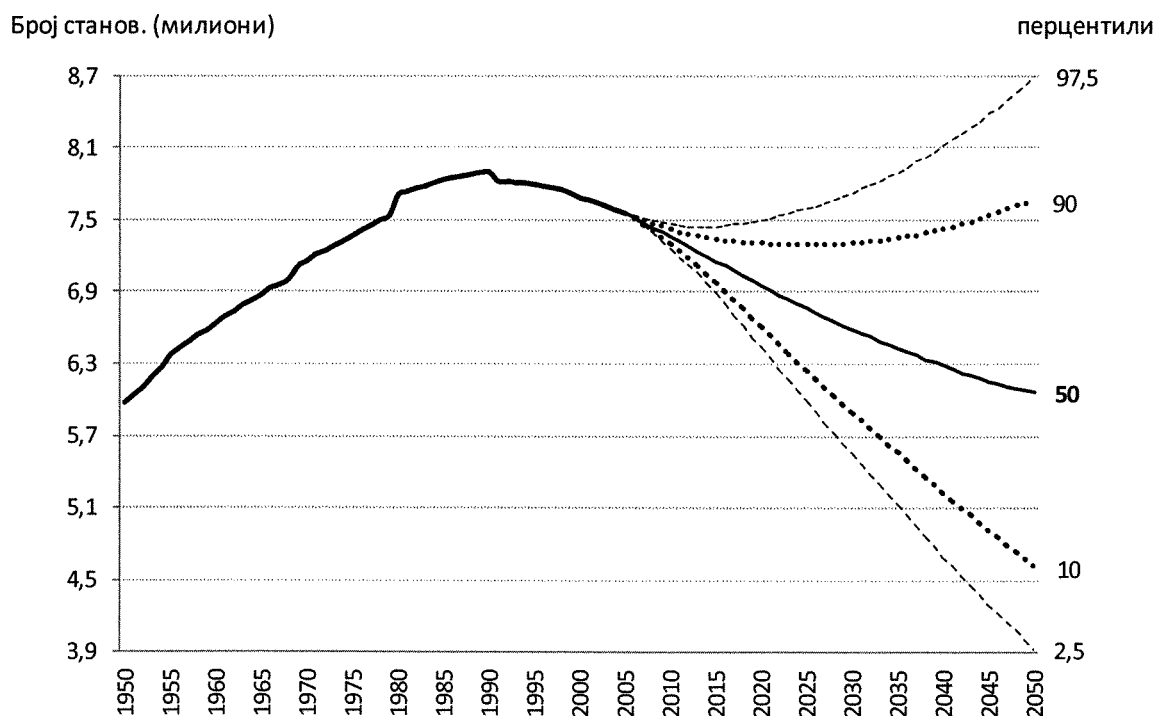
Извори за графике 17 и 18: Пројекције становништва СФРЈ 1981-2011 (Ковачевић, Илић, Цицковић, 1989); ауторови прорачуни.

### III Резултати

#### 1. Пробабилитичка пројекција становништва Србије, 2005-2050.

У овом поглављу су представљени најважнији резултати стохастичке пројекције становништва Србије базирани на 5000 симулација кохортно-компонентног модела у периоду 2005-2050. година, према методу описаном у другом делу дисертације, о општим методолошким поставкама пројекције (стр. 58). График 19 приказује кретање укупног броја становника Србије за цео пројекциони период. Највероватнија прогноза је да ће тај број са данашњих 7,5 милиона опасти на 6,6 у 2030. односно на 6,1 милион у 2050. години, што указује медијана интервала предвиђања. Опадајућа тенденција је присутна од почетне године пројекционог хоризонта, представљајући наставак тренда регистрованог још од 1991. године. Притом је овај тренд забележен у централној Србији од 1991, а у Војводини од 1989. године.<sup>32</sup>

График 19. Популациона величина Србије, 1950-2050. – историјски ток и прогноза



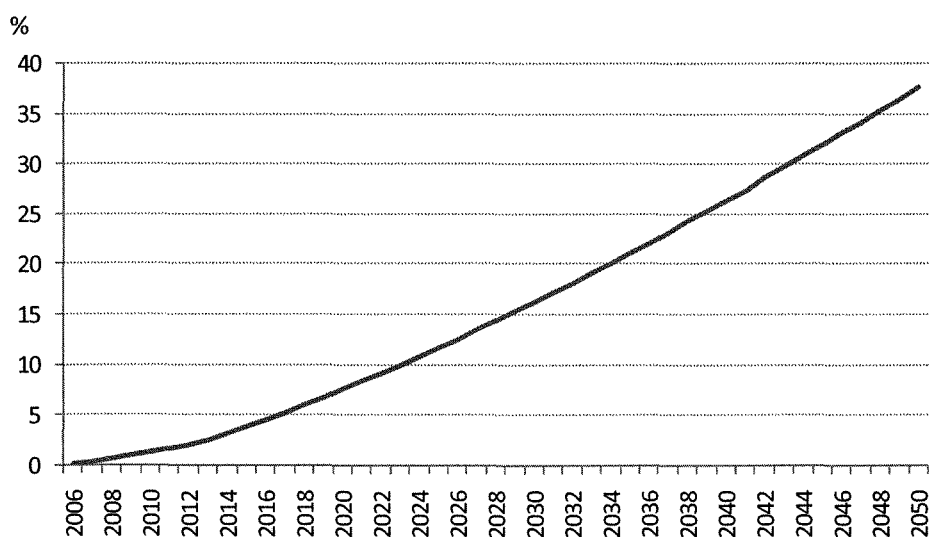
Извори: Демографска статистика (РЗС, 2007); ауторова база симулација.

<sup>32</sup> Тенденција опадања укупног броја становника Војводине је краткотрајно амортизована великим приливом избеглих лица након 1995. што се одразило на званичне процене у периоду 1995-1999.

Интервал предвиђања са вероватноћом остварења од  $\frac{2}{3}$  покрива распон 4,96-7,24 милиона становника у 2050, што представља 37% од износа медијалне прогнозе. Уочљива је, дакле, велика извесност да ни за пола века неће доћи до повратка данашње популационе величине Србије. Тек горња граница 80% интервала предвиђања пружа могућност да се то оствари, али не пре 2044. године. Другим речима, вероватноћа да 2050. године Србија има више становника него данас је нешто испод 12%, односно у скоро 90% симулација прогнозиран је мањи број становника од актуелног. Притом, треба имати у виду да пројекциони прорачуни подразумевају укључење Србије у Европску Унију у периоду 2012-2017, тј. претпостављају позитиван миграциони биланс као највероватнију могућност током већег дела пројекције. И у таквим условима, највеће су шансе да 2050. број становника Србије буде исти као и век пре, 1950. године.

Коначно, шансе су 19 према 1 (95% вероватноћа) да ће популациона величина Србије половином 21. века бити између 3,9 и 8,7 милиона. Овај интервал покрива двоструко шири опсег од 67% интервала, тј. износи 78% од вредности медијалне прогнозе. Колико брзо расте неизвесност у погледу будуће величине популације са протоком пројекционог времена, најбоље илуструје график 20 на којем је представљен распон 67% интервала предвиђања приказан као проценат од медијалне прогнозе. Пораст са временом је бржи од линеарног.

График 20. Распон 67% интервала предвиђања укупног броја становника као проценат од медијалне прогнозе према протоку пројекционог времена

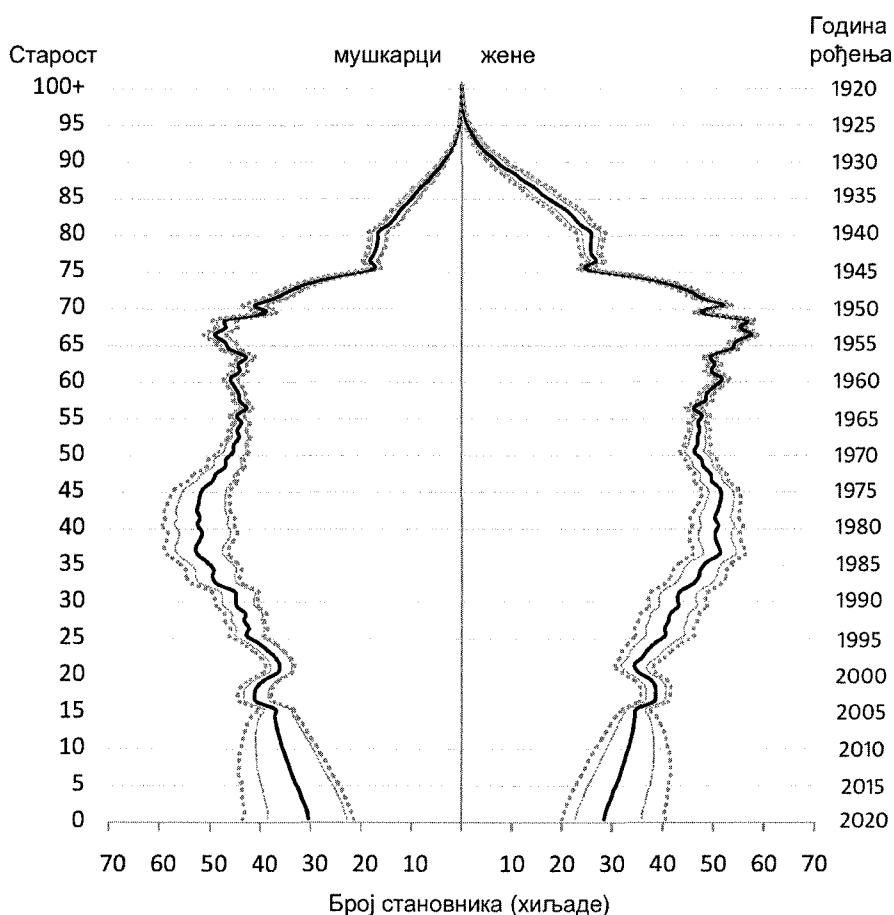


Извор: ауторова база симулација

### Старосна структура

Најважнији резултат пројекције становништва, са аспекта потреба различитих видова друштвеног планирања, представља прогноза старосне структуре. Осим тога што је наставак тенденције опадања укупног броја становника извесан током наредних пола века, извесан је и даљи развоја процеса демографског старења. То је основни закључак који произилази из тумачења прогнозираног изгледа старосне структуре. Узроци ове појаве нису само у претпостављеном ниском нивоу фертилитета и порасту очекиваног трајања живота живорођених већ и у наслеђеној старосној структури односно у наглим падовима и скоковима демографских показатеља у прошлости.

График 21. Старосна пирамида Србије у 2020. – медијана, 80% и 95% интервал предвиђања



Извор: ауторова база симулација

График 22. Старосна пирамида Србије у 2035. – медијана, 80% и 95% интервал предвиђања

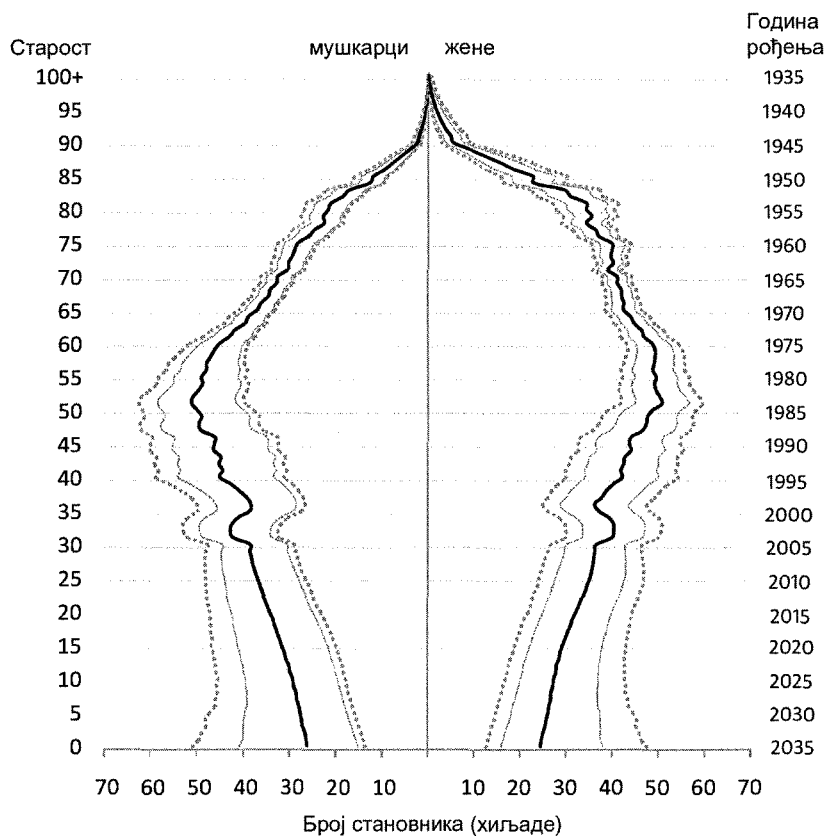
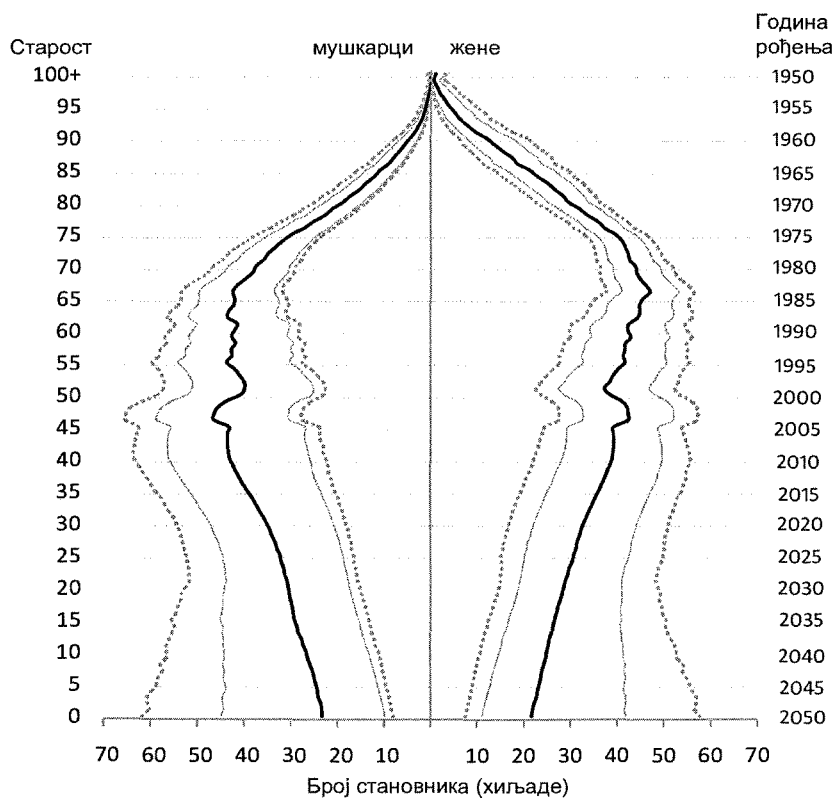


График 23. Старосна пирамида Србије у 2050. – медијана, 80% и 95% интервал предвиђања



Извор за графике 22 и 23: ауторова база симулација

На графицима 21-23 приказане су старосне пирамиде за године 2020, 2035. и 2050. Интервали предвиђања за појединачне старосне групе<sup>33</sup> указују да степен неизвесности у погледу њихове будуће величине веома варира између старосних категорија. Међутим, генерални старосни образац расподеле неизвесности је веома очигледан: у апсолутном смислу, интервали предвиђања су широки за млађе старосне групе, а уски за старије<sup>34</sup>. Ово је последица чињенице да фертилитет и морталитет имају веома различит утицај на изглед старосне структуре, при чему је утицај спољне миграције позициониран између виталних компоненти. Поред тога, уочљиво је да се интервал за узраст 0-4 година брзо шири између 2020. и 2035, јер се велики број родитеља најмлађе старосне групе и сам родио током пројекционог периода, што додатно повећава степен неизвесности. То резултира релативно широким интервалима за популацију млађу од 20 година у 2035, утичући на слабији ниво информативности него у случају старијих годишта. Овакав закључак важи у 2050. години за већину старосних група, посебно када се интервали сагледавају у релативном смислу, тј. у односу на медијалну прогнозу.

Међутим, график 24, који приказује како се очекиване пројекционе грешке шире кроз старосну структуру, одражавајући релативну промену интервала предвиђања кроз три временска пресека, указује на другачији старосни образац неизвесности. Наиме, на њему је представљен распон 67% интервала предвиђања у односу на медијалну прогнозу за жене у 2020, 2035. и 2050. години<sup>35</sup>. Може се уочити да је највећа релативна неизвесност изазвана утицајем претпоставке о фертилитету, чак на крају пројекционог периода већа од неизвесности о величини најстарије популације, тј. старијих од 90 година, узроковане претпоставком о морталитету. Јасно је уочљиво да се, са протоком пројекционог времена, неизвесност у погледу величине популационих група у старости 20-45 година, изазвана варијабилитетом нивоа спољне миграције,

---

<sup>33</sup> Треба имати у виду да се интервали приказани на старосним пирамидама односе на појединачне године. То значи да интервал за шире старосне групе не представља збир интервала за појединачне групе. Другим речима, интервал за сваку ширу старосну групу односно за сваки индекс базиран на односима ширих старосних група не може бити израчунат директно на основу интервала за појединачне године већ из базе података која садржи резултате свих симулација.

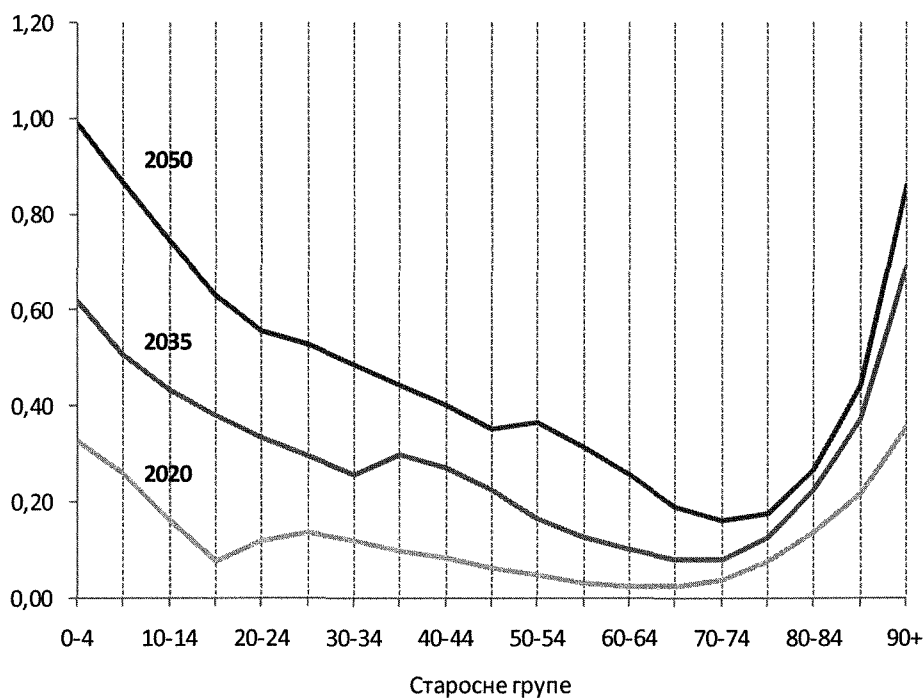
<sup>34</sup> Релативни интервали, тј. распони интервала представљени у односу на медијалну прогнозу, показују другачији образац.

<sup>35</sup> Старосни образац за мушкарце је веома сличан.



утапа у неизвесности генерисаној претпоставкама о кретању фертилитета и морталитета.

График 24. Релативна ширина 67% интервала предвиђања (у односу на медијану) – жене Србије



Извор: ауторова база симулација

Детаљнија анализа овог графика, у смислу праћења нивоа неизвесности за поједине кохорте, сликовито истиче различит допринос појединих компоненти. Наиме, може се пратити неизвесност у погледу популационе величине две кохорте жена које у различитим фазама свог животног циклуса трпе различит утицај компоненти демографског развоја. На пример, жене рођене непосредно пре почетне пројекционе године (2005), које су 2020. старе 15-19 година, током пројекционог периода трпе највећи утицај миграционе компоненте, док фертилитет нема никакав утицај, а морталитет готово занемарљив. То ову групу у првој половини пројекционог хоризонта убраја у кохорте са најнижом неизвесношћу у погледу популационе величине, а у другој половини у групе са умерено ниском. Међутим, кохорта жена рођених 1955-1960, која 2020. има 60-64 године, доживљава изразито експоненцијални скок нивоа неизвесности до 2050, јер од групе са врло предвидивом величином, због минорног утицаја миграција и морталитета, с протоком пројекционог времена потпада под снажан утицај смртности карактеристичан за најстарије групе.

Коначно, прогнозе за жене рођене након 2005, тј. у оквиру пројекционог хоризонта, одликују се најширим интервалима предвиђања услед неизвесности везане за кретање будућег нивоа фертилитета<sup>36</sup>. С протоком времена ови интервали се најбрже шире, што говори да је дугорочно утицај фертилитета на популациону величину највећи. На графику се може запазити мањи прелом криве, која постаје стрмија за најмлађе групе (у 2035. стари 0-4 година односно у 2050. стари 15-19 година), тј. за оне чији су родитељи већином рођени током пројекционог периода, што је додатно увећало ниво неизвесности.

Међутим, на овом месту можемо поставити и питање како се интервали предвиђања око старосних група слажу са емпиријским интервалима израчунатим на основу ранијих званичних пројекција? За ту сврху било је могуће анализирати ниво грешке по полу и петогодишњим старосним групама у свега три пројекциона сета објављена од стране бившег Савезног завода за статистику, са почетном 1970, 1981. и 1991. годином. С обзиром на мали број доступних пројекција, свим варијантама дата је иста тежина, тј. све су равноправно учествовале приликом израчунавања интервала емпиријске грешке. Овакав приступ подразумевао је, поред варијанти које су аутори означили као прогностичке, и варијанте које не укључују миграцију и/или могућност измене почетног нивоа фертилитета односно морталитета.<sup>37</sup>

Пројектована вредност за сваку старосну групу поређена је са стварном вредношћу и рачуната је процентна грешка. Као референтне стварне вредности коришћени су пописи становништва, а не процене с обзиром на недоступност адекватних процена полно-старосне структуре за раније периоде. Нажалост, недовољан временски размак између пројекције са почетном 1991. годином и пописа из 2002, додатно је ограничио максималан број варијанти за валоризацију на сетове са полазном 1970. односно 1981. годином и то за двадесетогодишњи пресек. Притом је за израчунавање интервала сваке од петогодишњих група, закључно са групом 70-74 године, било доступно по 17 вредности, а за две најстарије групе, 75-79 односно 80 и више година, једна серија

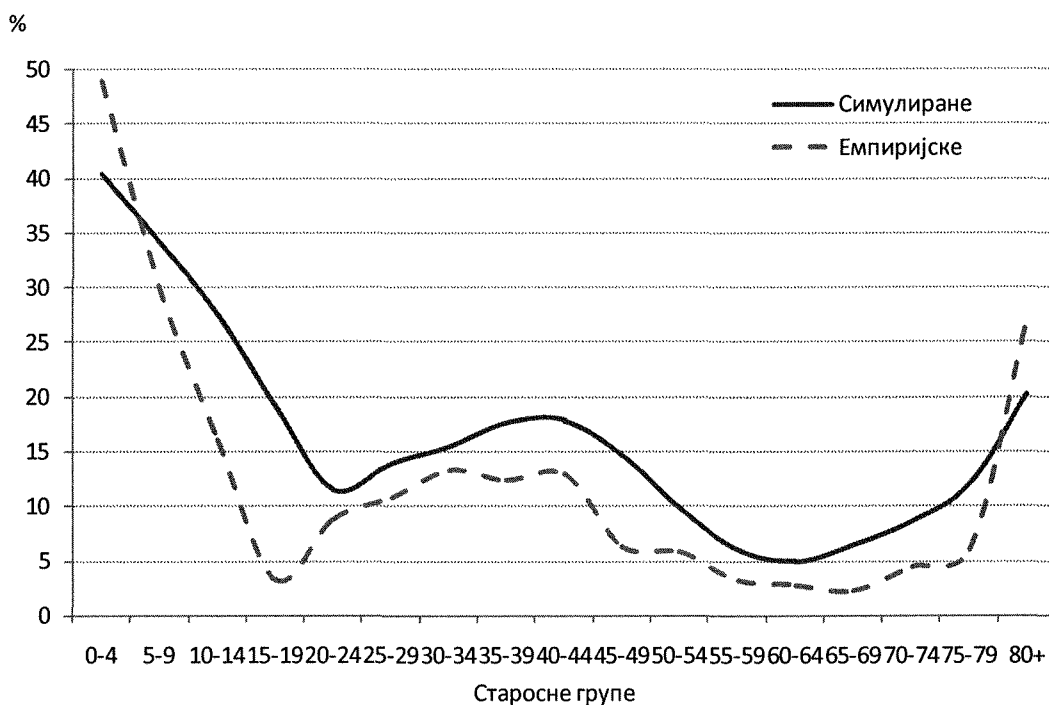
---

<sup>36</sup> Изузев за најстарију групу жена (старије од 90 година), али и она на крају пројекционог периода показује нижи ниво неизвесности од најмлађих група становништва (график 24).

<sup>37</sup> Међутим, показало се да су управо ове варијанте најчешће биле „ближе“ стварним вредностима (Никитовић, 2004).

мање. Процентне грешке за сваку групу су сортиране по величини и из тако добијеног распона одређене су границе 67% емпиријског интервала. Резултат тог прорачуна представљен је на графику 25, где је ширина овог распона упоређена са одговарајућим распонем симулираног интервала предвиђања у пробабилистичкој пројекцији. Наиме, на примеру мушке популације, приказан је ниво слагања између 67% емпиријског интервала грешке након две деценије пројекционог хоризонта и релативног распона 67% интервала предвиђања (у односу на медијалну прогнозу) у 2025. години.<sup>38</sup>

График 25. Симулирана и емпиријска релативна грешка прогноза старосне структуре (67% инт. предвиђања) – мушкарци Србије



Извори: Пројекције објављене у периоду 1973-1996. (СЗС и ЦДИ ИДН); ауторова база симулација.

Већ на први поглед, уочљиво је прилично слагање између историјског и симулираног обрасца грешке. У оба случаја, ниво грешке је висок за најмлађе групе, а умерен је за старије. Вредност историјске варијације је релативно већа за две најмлађе групе, као и за старије од 80 година. Објашњење за најмлађе лежи у последњој декади 20. века, када је дошло до значајнијег пада *SUF*, непредвиђеног од стране прогнозера, што се посебно одразило на резултате пројекције из 1981, с обзиром да се њена друга декада поклопила

<sup>38</sup> График за женску популацију је веома сличан, осим што је ниво емпиријске грешке за миграторно најактивнију популацију нешто нижи.

са тим периодом. Међутим, емпиријска грешка је нижа за групу 10-14, а нарочито за групу 15-19 година, које су рођене током прве декаде пројекција из 1970. и 1981, јер су ови сетови објављени знатно касније од полазне године, када су аутори већ имали знања о стварним вредностима стопа. С друге стране, симулирана грешка већ на почетку пројекције дозвољава могућност годишњих флукуација. Релативно висок ниво историјске варијације за најстарију популацију изазван је претпоставкама о кретању морталитета, нарочито хипотезом о константности морталитета у пројекцији из 1981. односно хипотезом о споријем порасту стопа доживљења у пројекцији из 1970. Симулиране путање фертилитета и морталитета до 2025. године сматрају овакве промене у развоју виталних компоненти мање вероватним, али их не искључују, што показују њихови интервали предвиђања са вероватноћом остварења од 95%.

Интервали предвиђања су, за миграторно најактивније старосне групе, шири него што би се очекивало на основу емпиријских пројекционих грешака. То је свакако плод претпоставке о већој годишњој варијабилности салда спољне миграције у стохастичкој пројекцији у односу на анализирани историјски период (један од разлога је и очекивана промена миграционог обрасца Србије у наредним деценијама), али и одсуства алтернативних варијанти хипотезе о миграцијама у званичним пројекцијама. Овај други фактор је узрочник и релативно широких емпиријских интервала у старосним групама 25-44 године.

Поређења емпиријских интервала грешке са интервалима предвиђања указују на емпиријску утемељеност стохастичке прогнозе, с тим да наведене разлике имају своје објашњење како у претпостављено већем степену варијабилности миграција и морталитета у стохастичкој прогнози тако и у недовољном броју односно разноврсности доступних историјских серија пројекционих грешака.

### **Процес популационог старења**

Највећа пажња приликом тумачења добијених резултата пробабилистичке пројекције становништва Србије посвећена је показатељима који дијагностификују процес демографског старења. Два су основна разлога за то. Први се односи на прогностички капацитет пројекције, тј. њену основну улогу да корисницима понуди употребљиве резултате. С обзиром да је главни и недвосмислен закључак пројекционих прорачуна да

ће процес демографског старења бити основна карактеристика демографске будућности Србије у наредних пола века, овакав избор је био неизбежан. Други разлог је чисто методолошке природе и директно је повезан са једним од основних циљева рада. Наиме, управо анализа показатеља процеса демографског старења најјасније указује на кључне предности пробабилистичког приступа над детерминистичким када је у питању употребна вредност резултата. Главна предност је у превазилажењу неконзистентности између варијабилитета имплицираног различитим варијантама кретања будуће популације и готово неваријабилних прогноза индикатора процеса старења.

Закључци о развоју процеса демографског старења у наредних пола века изведени су на бази анализе следећих индикатора: кретање просечне старости, промена величине великих старосних група у апсолутном и релативном смислу и кретање коефицијената старосне зависности између великих старосних група током пројекционог периода.

*Просечна старост* је, у најширој јавности, веома често коришћен сумарни показатељ достигнутог нивоа демографске старости популације. Основни разлог за то је у лакој перцепцији и могућности једноставних поређења између различитих популација. Међутим, овај наизглед транспарентан индикатор не открива експлицитно кључне генераторе процеса демографског старења, јер не показује колико која старосна група доприноси његовој вредности, што га искључује као меродавног за прецизнија поређења. Другим речима, само на основу овог индикатора није могуће оценити да ли је у случају две популације са истом просечном старошћу та вредност код једне више индукована порастом броја старих, услед продужетка очекиваног трајања живота, а код друге смањењем броја рођених, услед ниског фертилитета, или, на пример, неједнаким приливом млађих миграната. Стога се за својеврсно вредновање специфичне тежине просечне старости популације, или, сликовито речено, за утврђивање њеног карактера, користе прецизнији показатељи који пореде величинске односе између већих старосних група резултујући транспарентним индексима или коефицијентима.

Табела 3. Интервали предвиђања (80% и 95%) за просечну старост популације

Година/Перцентили	2,5%	10%	Медијана	90%	97,5%
2005	-	-	40,6	-	-
2032	41,3	42,5	44,6	46,8	48,0
2050	39,6	42,1	46,3	50,3	52,7

Наставак процеса смањења популационе величине Србије, започет током последње деценије 20. века, биће праћен наставком процеса демографског старења током читавог пројекционог периода. На то већ указује и перманентни пораст просечне старости од 40,6 година у 2005. преко 44,6 у 2032. до коначних 46,3 у 2050. години, према највероватнијој прогнози. Међутим, и интервали предвиђања јасно показују да је пораст просечне старости практично немогуће избећи у наредних пет деценија чак ни под условом великог прилива имиграната што је претпостављено централном тенденцијом хипотезе о спољним миграцијама. Другим речима, према стохастичкој пројекцији, шансе су 22:1 да ће просечна старост становништва половином 21. века бити већа него данас, чак и у случају да се актуелни емиграциони образац спољне миграције у наредном периоду преобрази у имиграциони.

Старосне пирамиде (графици 21-23) показују да је највећа вероватноћа да ће се број *младог становништва* (стари 0-19 година) непрестано смањивати са протоком пројекционог времена, и са 1,65 милиона у 2005. доспети на 1,03 милиона у 2050. То је последица претпоставке да неће бити значајнијег опоравка фертилитета у наредним деценијама, иако горња граница 80% интервала подразумева достизање нивоа неопходног за замену генерација након три декаде, али и последица наслеђене старосне структуре, тј. популационо смањених генерација рођених од средине 1980-их до средине 2000-их у поређењу са кохортама рођеним у периоду 1971-84. Зато медијана свих симулација указује на смањење данашњег корпуса младих од чак 60%. Међутим, границе 80% интервала предвиђања остављају могућност да тај број буде у распону 0,60-1,71 милиона у 2050, дозвољавајући тако још значајнији пад. С друге стране, шансе да се половином века поново достигне данашњи број младих су свега 11%.

Број становника *радног узраста* (20-64 године), према медијани свих симулација ће, такође, забележити значајан пад са данашњих 4,6 на 3,48 милиона у 2050. години, што представља смањење за готово трећину потенцијалних радника (график 26). Са почетком изласка из радног узраста популационо најбројнијих, тзв. *baby-boom*, генерација, тј. након 2010. године, очекује се непрестани пад величине овог контингента, при чему ни очекивана имиграција након 2020. у 90% случајева неће спречити његов даљи пад. Прогноза будуће величине радне популације са опсегом 2,57-4,39 милиона има вероватноћу остварења од 80%. Нажалост, шансе да се половином

века поново достигне данашњи број становника радног узраста, дефинисан актуелном горњом границом од 65 година, су свега 6%. Лако је закључити да је далеко извесније остварити повећање овог контингента померањем старосне границе за одлазак у пензију него ефектима пораста фертилитета и/или прилива имиграната.

График 26. Стохастичка прогноза величине радног контингента Србије, 2006-2050.

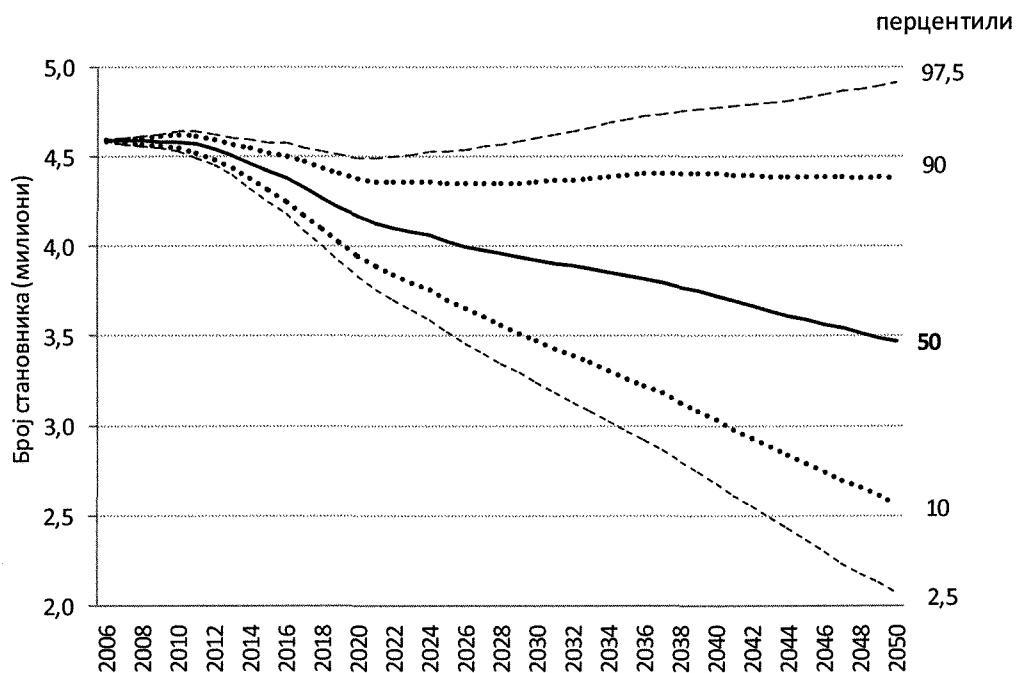
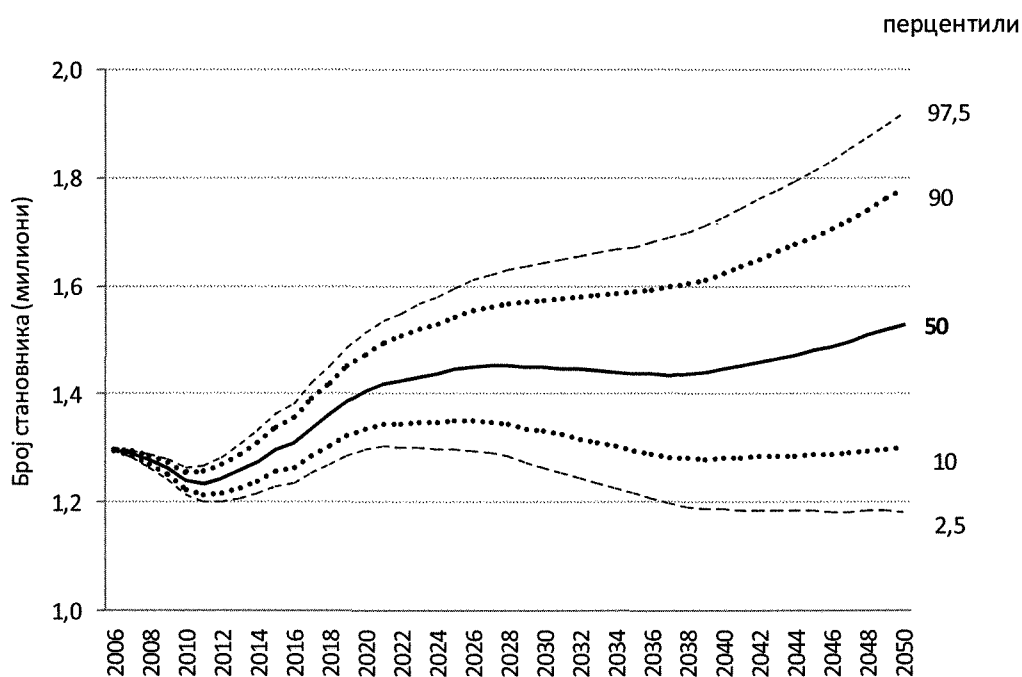


График 27. Стохастичка прогноза старих 65 и више година у Србији, 2006-2050.



Извор за графике 26 и 27: ауторова база симулација.

За разлику од претходне две старосне групе, пораст броја *старих 65 и више година* у наредним деценијама је више него изванредан. Наиме, постоји свега 10% шанси да ће 2050. године величина најстарије популације поново бити данашњих 1,3 милиона. Далеко је вероватније да ће тај број континуирано расти и кроз пола века достићи очекивану вредност од 1,53 милиона, што ће тада бити број за 50% већи од популације млађих од 20 година. Интервал предвиђања који покрива будућу величину популације најстаријих са вероватноћом остварења од 80% има опсег 1,30-1,78 милиона. График 27 показује да ће у првих неколико година пројекције доћи чак до смањења ове популације услед уласка тзв. крњих генерација (рођених 1941-45.) у старо становништво. Међутим, одмах након овог периода, очекује се релативно нагли скок броја старих, са кулминацијом 2020-их, што ће бити последица уласка у контингент старих тзв. *baby-boom* генерација (рођених 1945-1956), готово двоструко бројнијих од оних рођених током Другог светског рата. Перцентили расподеле вероватноће на графику 27 смештени изнад медијане указују на стагнацију, а испод на благи пад броја старих током 2030-их, с обзиром да у том периоду у овај контингент улазе потомци крњих генерација. И, коначно, последњу декаду пројекције карактерише поновни пораст, чак и доње границе 80% интервала предвиђања с обзиром да у популацију старих улазе потомци генерација компензационог фертилитета, тзв. ехо *baby-boom*-а (рођених оквирно од средине 1970-их до средине 1980-их).

Са аспекта унапредовалог процеса демографског старења, посебно је индикативна прогноза кретања *најстаријег* становништва. С обзиром на претпостављени наставак пораста очекиваног трајања живота живорођених у складу са достизањем вредности најразвијених земаља западне и северне Европе, сасвим је очекивано да у наредним деценијама број старих 80 и више година убрзано расте. И тај пораст је према стохастичкој пројекцији готово и теоријски неизбежан, јер постоји само два промила шанси да у 2050. години број најстаријих у Србији буде опет на данашњем нивоу од око 200 хиљада. Највећи изгледи су да ће се овај број до тада удвостручити, а са вероватноћом од 4:1 може се тврдити да ће бити у распону 305-530 хиљада.

*Релативна величина старосних група*, тј. кретање њиховог удела у укупној популацији, током пројекционог периода показује исти образац. Веома је извесно очекивати да ће се проценат младих и становништва радног узраста смањити на рачун пораста старих, а



посебно најстаријих становника. Данашња величина од 21,9% популације *млађе од 20 година*, према медијалној прогнози у 2050, смањиће се на 17,1%, при чему 80% интервал предвиђања има распон 12,3-23,4%. Да би се актуелни удео младих у укупном становништву вратио на данашњи ниво шансе су око 1:6, тј. у пет од шест могућих исхода то није оствариво до половине овог века.

Кретање релативног удела популације у *радном узрасту* (20-64 године), према стохастичкој пројекцији, такође, показује силазну тенденцију, с тим да су шансе да се данашњи проценат потенцијално економски продуктивног становништва (60,9%) поново оствари половином века дупло мање (1:13) него у случају млађих од 20 година. Медијална прогноза у 2050. даје вредност од 56,9%, при чему би распон 52,8-60,5% требало да садржи будући проценат радног становништва са вероватноћом од 80%.

Пораст релативног удела старог становништва (*стари 65 и више година*) је, свакако, још извеснији од његовог пораста у апсолутној вредности. Наиме, постоји мање од 1% шанси да ће 2050. године удео старих у укупној популацији Србије бити на данашњем нивоу од 17,2%. Другим речима, пораст процента старог становништва готово је и теоријски неизбежан у долазећим деценијама. Медијална прогноза указује да је веома вероватно да ће половином века сваки четврти становник Србије бити старији од 65 година (25,3%), при чему су шансе 4:1 да ће то бити минимум сваки пети (20,9%), а максимум готово сваки трећи житељ (30,1%).

Коначно, најбрже растући сегмент популације, најстарије становништво (*стари 80 и више година*), према стохастичкој пројекцији, оствариће и најбржи пораст удела у укупном становништву земље. Данашњи удео од 2,7% остаће неповратна прошлост из угла 2050. године, јер му прогноза не даје ни промил шанси да се поново оствари. Напротив, очекује се да проценат половином века буде 2,5 пута већи према медијалној прогнози (6,8%), док би распон 4,9-9,3% покривао будућу вредност са 80% вероватноће остварења. То значи да, ако су од 100 људи у Србији данас једва 3 особе старије од 80 година, вероватноћа је 4:1 да ће их кроз пола века бити барем 1 од 20 или чак 1 од 10.

Међутим, са становишта притиска процеса демографског старења на економију земље, од виталног значаја је прогноза односа зависности између великих старосних група (графици 28-31).

График 28. Стохастичка прогноза коефицијента зависности старих Србије, 2006-2050.

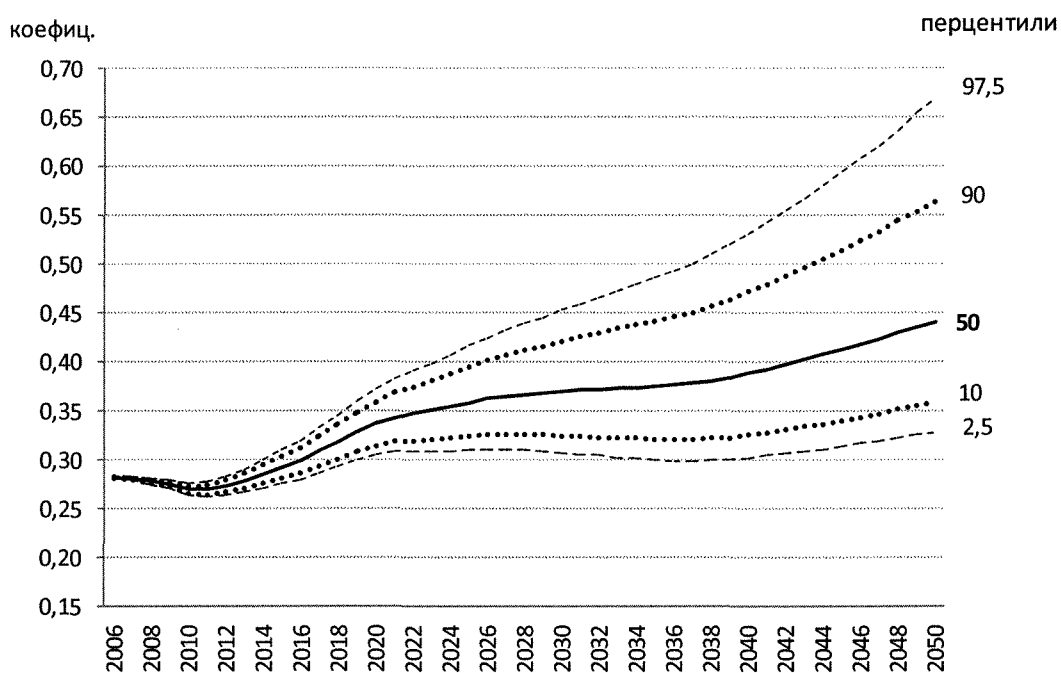
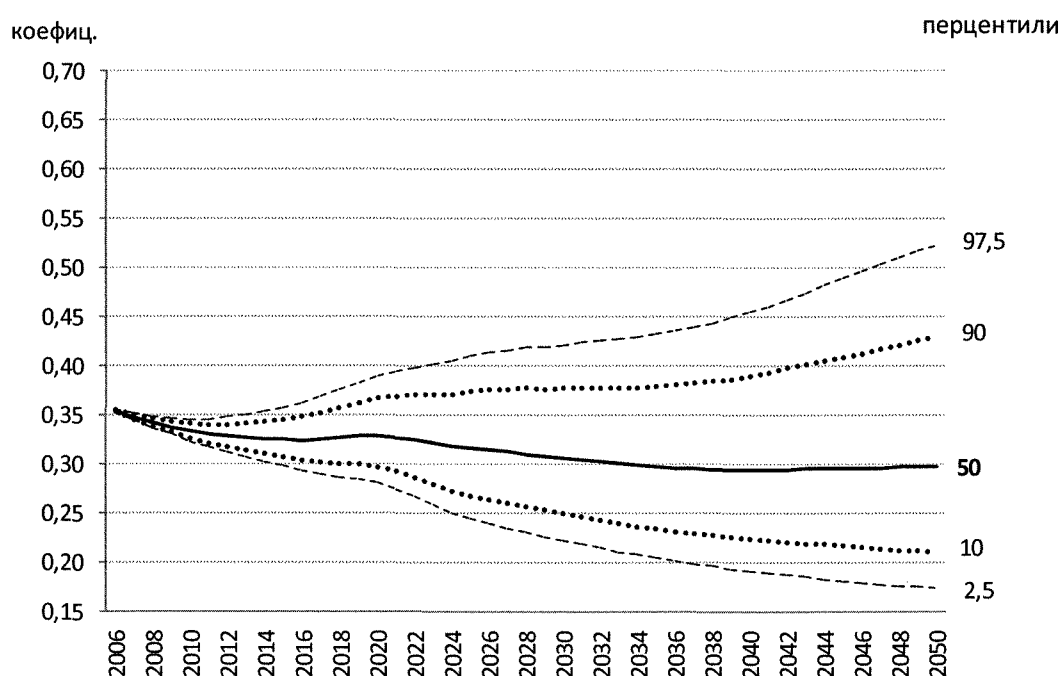


График 29. Стохастичка прогноза коефицијента зависности младих Србије, 2006-2050.



Извор за графике 28 и 29: ауторова база симулација.

График 30. Стохастичка прогноза коефицијента укупне старосне зависности Србије, 2006-2050.

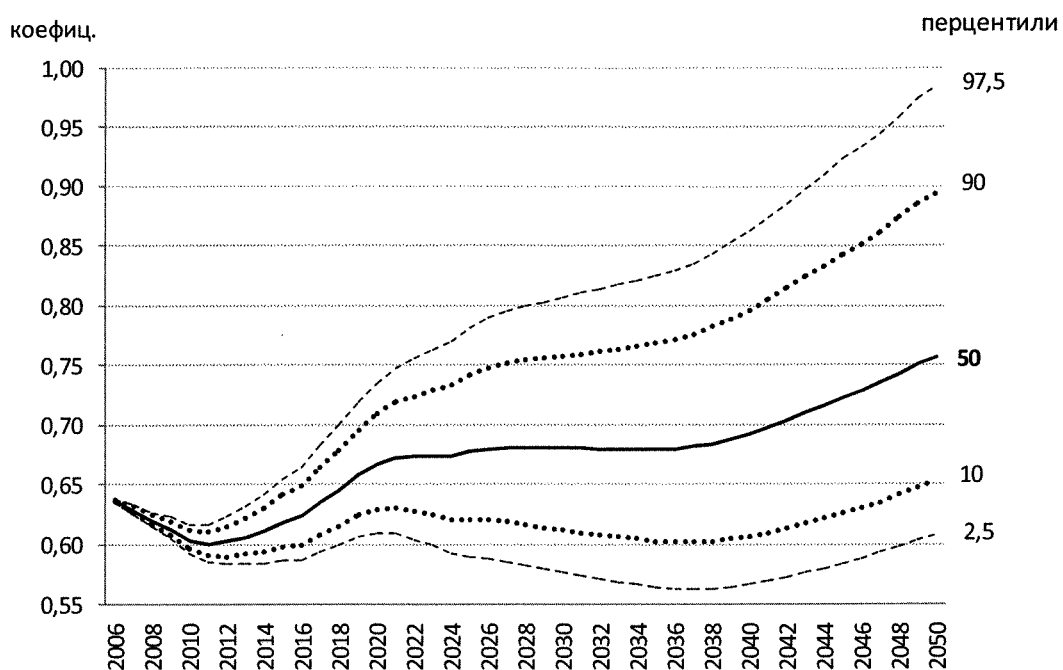
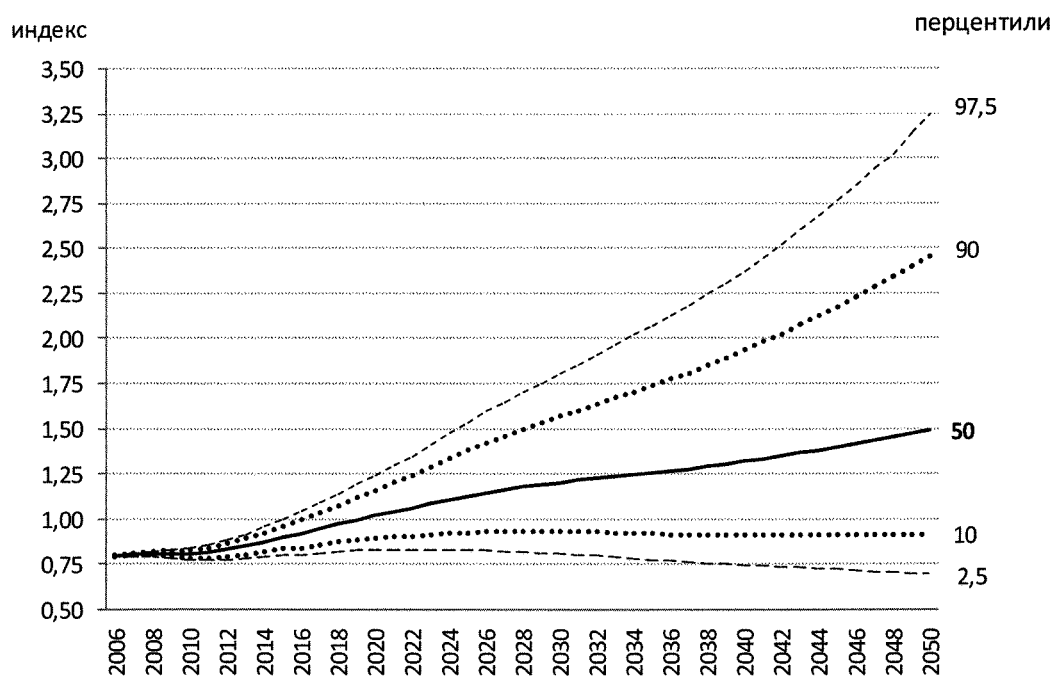


График 31. Стохастичка прогноза индекса старења Србије, 2006-2050.



Извор за графике 30 и 31: ауторова база симулација.

Конкретно, услед практично неизбежног повећања броја старих и напредовања процеса демографског старења становништва Србије, најважнији коефицијент представља онај који исказује пропорцију старих 65 и више година у односу на популацију у радном узрасту (20-64 године) – *коефицијент зависности старих*. Поред овог показатеља, анализиран је и коефицијент који изражава ниво зависности становништва млађег од 20 година, као и коефицијент који сумира зависност млади и старих у односу на радни контингент. Популациони однос између броја младих и старих изражен је индексом старења, који је дефинисан као количник између броја старих 65 и више година и броја млађих од 20 година.

Генерални закључак који се намеће, након анализе графика 28-31, је да ће главно оптерећење радног контингента у наредних неколико деценија бити од стране старог а не од младог становништва, као што је то случај данас. Наиме, медијана пробабилитичке пројекције указује да ће коефицијент зависности старих са данашњих 28 становника старих 65 и више година према 100 особа у радном контингенту порастати на 44, док ће притисак млађих од 20 година опасти са 35 на 30 у односу на 100 потенцијалних радника у 2050. години. Притом су, већ након првих неколико година пројекционог хоризонта, тј. након почетка изласка *baby-boom* генерација из радног контингента, па до краја пројекције, шансе само теоријске да се коефицијент врати на почетни ниво из 2005. године (график 28)<sup>39</sup>. Конкретно, у 2050, вероватноћа да се то деси је испод 3 промила. Међутим, вероватноћа је чак 4:1 да ће се тада вредност коефицијента наћи у распону 0,360-0,564, што значи пораст од најмање 8/100 с обзиром на данашњих 28/100. Коначно, прогноза у 25% свих симулација је да ће на 2 особе у радном контингенту бити више од 1 пензионера.<sup>40</sup>

„Сваки проценат овог коефицијента значи да милијарде аустријских шилинга јесу или нису доступне у аустријском пензионерском фонду“ (Lutz and Scherbov, 1998: 7). Исти закључак важи и за Србију, јер Аустрија и Србија имају сличан ниво овог показатеља данас, односно сличну прогнозу даљег развоја процеса демографског старења према

---

<sup>39</sup> Тумачења обрасца кретања коефицијента зависности старих током пројекционог периода су иста као и у случају обрасца за прогнозу апсолутног броја старих 65 и више година (видети стр. 114).

<sup>40</sup> Детаљније о пуном значају прогнозираног варијабилитета коефицијента зависности старих видети у одељку о компарацији резултата пробабилитичке и званичне, детерминистичке пројекције (стр. 126).

пројекцији *Lutz-a* и *Scherbov-a*, односно пројекцији представљеној у овој дисертацији. Наиме, у условима неизбежног пораста демографске старости Србије, пробабилистички конципирана пројекција може помоћи креаторима новог пензионог система тако што ће бити конструисан са одређеном поузданошћу да не доживи крах. То значи да ако је систем одржив са поузданошћу од 80%, онда би требало да поднесе коефицијент зависности старих од 50/100 у 2043, на пример. Ако би се, међутим, политичари осећали сигурније са ситемом који се неће срушити у 97,5% случајева, морали би га учинити још ефикаснијим да издржи притисак и од 56 пензионера на сто особа у радном контингенту. Другим речима, ако је однос од 45/100 (што је оптерећење веће за око 60% у односу на актуелни коефицијент зависности) максималан терет који пензиони систем може поднети, из пробабилистичке пројекције може се израчунати да се систем неће срушити до 2030. са вероватноћом од 97%, али су му шансе да опстане до 2050. само половичне.

Међутим, треба имати у виду да су економски показатељи старосне зависности неповољнији од демографских, с обзиром да одређени број младих не почиње са доприносом систему одмах након 19. године, због дужег школовања, односно да је увек одређени удео радног контингента по старости ван корпуса радне снаге или пак спада у незапослене. Стога је за очекивати да ће се стварни удео особа које доприносе пензионим фондовима још брже смањивати, осим ако у будућности не дође до неких радикалнијих измена старосне границе за одлазак у пензију, што из данашње перспективе може бити само плод нагађања.

Табела 4. Прогноза коефицијената зависности и 80% интервал предвиђања

	2005.	2032.			2050.		
		10%	Медијана	90%	10%	Медијана	90%
Зависност младих	0,360	0,244	0,303	0,378	0,211	0,299	0,429
Зависност старих	0,283	0,324	0,373	0,430	0,360	0,442	0,564
Укупна зависност	0,643	0,609	0,680	0,762	0,653	0,757	0,895
Индекс старења	0,786	0,933	1,232	1,642	0,922	1,495	2,461

Извор за 2005: полазна процена пројекционих прорачуна заснована на подацима РЗС.

С друге стране, услед очекиваног опадања броја младих у наредним деценијама, укупан притисак на радни контингент доживеће значајнији пораст тек у последњих петнаестак година пројекције и то под утицајем значајнијег пораста старог становништва (график 30). Међутим, најсликовитији приказ прогнозираног обрта у извору притиска на радно становништво пружа кретање тзв. индекса старења, који представља однос старијих од 65 према млађима од 20 година (график 31). Пораст нивоа индекса, који почиње након 2010. године, старењем *baby-boom* генерација, је непрекидан, и према медијани прогнозе готово линеаран резултујући скоро удвострученом вредношћу 2050. у односу на полазну 2005. годину. То значи да ће половином века на 2 особе млађе од 20 година доћи 3 старије особе према највероватнијем исходу. При том су шансе да млађе становништво поново врши јачи притисак на радни контингент у односу на старију популацију свега око 15% током последње две декаде пројекције. На другој страни, вероватноћа да притисак старијих буде чак дупло јачи од притиска млађих у 2050. достиже већ 22%.

## 2. Пробабилистички и детерминистички приступ: компарација резултата

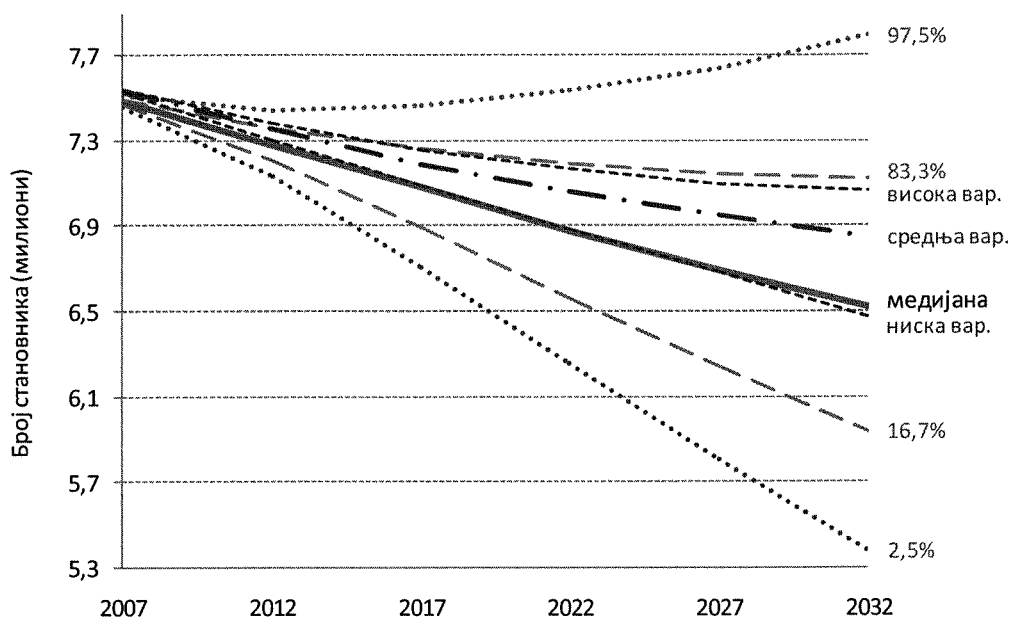
Последње доступна пројекција РЗС базирана је на процени броја становника за 2002. годину и има пројекциони период од тридесет година у складу са досадашњом традицијом. С обзиром да је полазна процена броја становника у пробабилистичкој пројекцији везана за 2005. годину, пројекциони хоризонти две пројекције преклапају се у дужини од 27 година. То је период за који је могуће вршити поређења резултата и доносити закључке о ефектима утицаја два различита методолошка полазишта. Како је разлика у почетној години између две пројекције три године, извршено је усклађивање полазне процене стохастичке пројекције са величином популације Србије за трећу годину пројекционог периода према средњој варијанти званичне пројекције (2005), у циљу минимизирања утицаја фактора који нису плод различитог приступа. Усклађивање се првенствено односило на укључивање интерно расељених лица са Косова и Метохије (скоро 2% становништва Србије) у полазну популацију, који у званичној пројекцији нису укључени у полазну процену, али јесу у првим пројекционим годинама (детаљније о овом поступку на стр. 59).

### Укупно становништво

Дакле, прво питање у овом одељку је: Како се слажу резултати за укупно становништво између две пројекције? У 2032. години, последњој години званичне пројекције, РЗС је предвидео према највероватнијој, средњој, варијанти 6,85 милиона, а медијана стохастичких симулација 6,53 милиона житеља у Србији. Ниска варијанта РЗС предвиђа 6,47, а висока 7,07 милиона становника у 2032. години. Према стохастичким симулацијама, вероватноћа да се будућа величина популације Србије након четврт века нађе у овако дефинисаном распону је свега око 35% (график 32)<sup>41</sup>.

<sup>41</sup> „Константна“ и варијанта „нултог миграционог салда“ нису укључене у разматрање, јер аутори пројекције РЗС наводе да је циљ њихове израде аналитички и да то нису „...реално оствариви будући трендови“ (Секулић, 2005: 97). Међутим, и њихово укључивање би проширило распон само минимално, тако да 2032. најпесимистичнија, константна варијанта предвиђа свега 60 хиљада људи мање од ниске варијанте.

График 32. Прогноза популационе величине Србије до 2032. – стохастичка и детерминистичка



Извори: Пројекција РЗС, 2002-2032. (Секулић, 2005); ауторова база симулација.

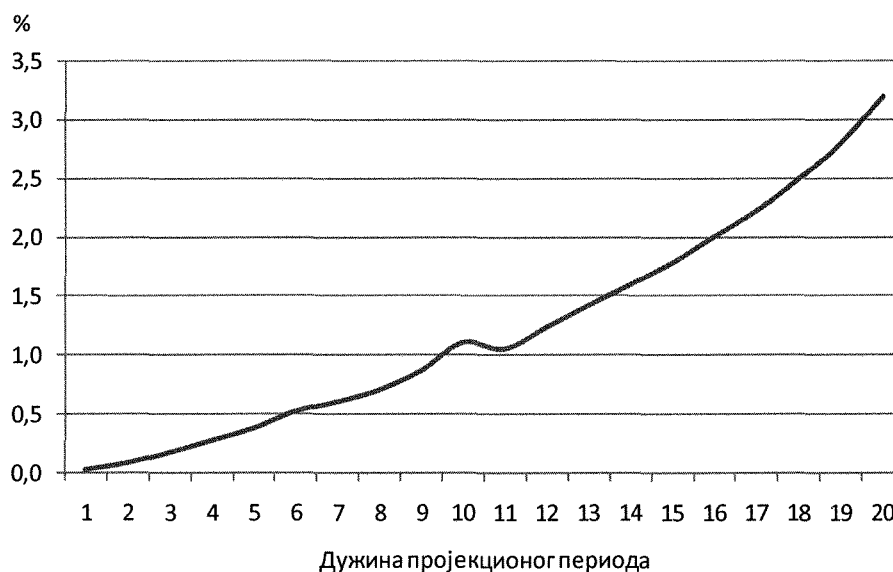
Међутим, ако покушамо да одговоримо на питање где тачно лежи распон званичне пројекције, дефинисан ниском и високом варијантом, на дистрибуцији вероватноће представљеној графиком 32, суочићемо се са тешкоћама, јер распон варира од године до године. У 2017. он се протеже од 7,09 милиона (ниска варијанта) до 7,25 милиона (висока варијанта), што покрива 29,5% интервала предвиђања стохастичке прогнозе за ту годину. Са протоком пројекционог периода, 2027. распон се протеже од 6,68 милиона (ниска варијанта) до 7,10 милиона (висока варијанта), обухватајући 31,6% могућих стохастичких симулација. Коначно, у 2032. размак између варијанти званичне пројекције покрива 35,2% пробабилистичког интервала. Овај преглед сасвим јасно демонстрира неконзистентност детерминистичког варијантног приступа у изражавању неизвесности.

Осим тога, веома је индикативно да је током целог периода поређења целокупан распон између екстремних варијанти званичне пројекције скоро у потпуности смештен „изнад“ медијане стохастичких симулација, тј. ниска варијанта је све време блиска нивоу медијане симулација, док је висока удаљена приближно једну стандардну девијацију од ње. Овакав положај варијанти званичне пројекције (нарочито ниске и средње) у односу на медијану пробабилистичке прогнозе указује на склоност ка прецењивању стварне



вредности величине популације. Такав закључак намеће се и након анализе емпиријске грешке у редовним сетовима званичних пројекција РЗС, са почетном 1970, 1981 и 1991. За потребе ове дисертације анализирани су све варијанте ова три пројекциона комплета (график 34)<sup>42</sup>.

График 33. Просечна емпиријска грешка популационе величине Србије у званичним пројекцијама, 1970-2000.



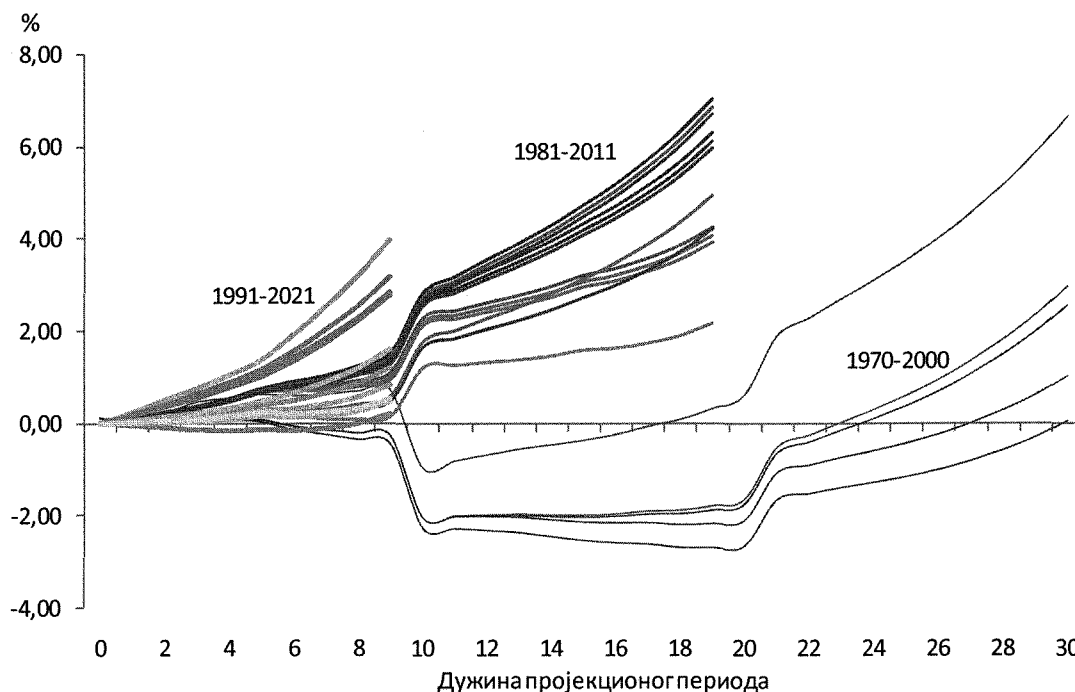
Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1973-1996); Демографска статистика 2004 (2007).

У поређењу са проценама стварног броја становника у периоду 1970-2000, званичне пројекције одражавају генералну тенденцију прецењивања. Из тог разлога је график временске зависности нивоа просечне апсолутне грешке за укупан број становника Србије веома сличан временском обрасцу просечне грешке представљеном на графику 33. Узроци прецењивања леже првенствено у непредвиђеном паду нивоа плодности популације, нарочито од почетка последње декаде 20. века. У прилог овом закључку иде и чињеница да једина прогностичка варијанта (укључила у обзир миграције) из сета са почетном 1970. годином није забележила значајнија одступања у периоду 1970-1990. будући да је тада ниво *SUF* био стабилан, али јој је већ у трећој пројекционој декади ниво грешке нагло порастао (график 34). Скоковити прелази у нивоу грешке између декада одраз су пројекционих хипотеза које су значајније измене у кретању

<sup>42</sup> У анализу су укључене и тзв. константне варијанте иако им аутори нису додели прогностичку улогу, јер су њихове вредности често биле најближе процењеним стварним (Никитовић, 2004).

пројектованих индикатора везивале за те пресеке, а између њих претпостављале линеарни тренд.

График 34. Ниво емпиријске грешке (%) популационе величине Србије, 1970-2000.



Извори: Пројекције СЗС и ЦДИ ИДН (објављене 1973-1996); Демографска статистика 2004 (2007).

Три прогностичке варијанте званичне пројекције РЗС, 2002-2032, резултују различитим путањама само захваљујући различитим претпоставкама о нивоу *SUF* током пројекционог периода. Ако се узме обзир да је средњом односно високом варијантом предвиђен виши ниво *SUF* него медијаном интервала предвиђања у стохастичкој прогнози, не чуди положај ових варијанти у дистрибуцији вероватноће на графику 32<sup>43</sup>. Таква званична прогноза највероватније представља наставак традиције прецењивања стварног нивоа плодности као и у сва три претходна сета, са почетном 1970, 1981 односно 1991. годином. Положај ниске варијанте у стохастичком интервалу предвиђања се највећим делом пројекције поклапа са медијаном. Почетни период

<sup>43</sup> Средња и висока варијанта званичне пројекције предвиђају пораст *SUF* у обе макроцелине са садашњих око 1,5 до 1,7-2,1, док медијана стохастичке прогнозе предвиђа константност актуелног нивоа током целе пројекције. Медијана интервала предвиђања спољне миграције је усклађена са заједничком прогнозом све три варијанте званичне пројекције, док се разлике у нивоу очекиваног трајања живота живорођених између медијане стохастичке дистрибуције и једине прогнозе у званичној пројекцији свде на нешто оптимистичнију прогнозу РЗС за мушку популацију.

виших вредности ниске варијанте лоцира је нешто „изнад“, а завршни период нижих вредности нешто „испод“ медијане. Управо генерално поклапање ниске варијанте званичне пројекције РЗС са највероватнијим исходом пробабилистичке прогнозе можда најбоље наговештава продужетак традиције да су ниска и константна варијанта званичних пројекција „ближе“ проценама стварног броја становника у односу на средњу и високу (Никитовић, 2004).

Посебно питање представља вероватноћа остварења резултата званичне пројекције. Наиме, распон ограничен ниском и високом варијантом има скоро троструко мање шанси за реализацију од стохастичког интервала предвиђања у 2032. Узрок томе је свакако изостанак алтернативних хипотеза кретања морталитета и спољне миграције односно варијанти које би комбиновале различите сценарије. Притом, и распон између високе и ниске варијанте фертилитета достиже свега 74% ширине стохастичког интервала. Међутим, управо овај податак у поређењу са вероватноћом распона између ниске и високе варијанте за укупно становиштво (35%) јасно указује на неконзистентност детерминистичке пројекције у погледу исказивања неизвесности.

Али, чак и ван контекста пробабилистичких симулација, стиче се утисак да је распон од свега 600 хиљада становника преузак након три деценије пројекционог периода. Наиме, пројекциони сет са почетном 1981. годином предвидео је готово идентичан апсолутни распон између својих прогностичких варијанти (594 наспрам 596 хиљада за пројекцију са полазном 2002.), при чему је и однос између распона и полазне процене броја становника сличан (7,1% према 7,9%). Међутим, у време припреме пројекције 1981. демографски услови су било знатно стабилнији, па је превелика сигурност у остварење пројекционих претпоставки разумљивија него у случају актуелне пројекције РЗС. Осим тога, укључујући тзв. аналитички део пројекционог комплета (три варијанте без миграција у сету из 1981. односно константна и варијанта нултог миграционог салда у сету из 2002.) разлика у пројектованом броју популационе величине Србије између екстремних варијанти након три деценије расте на скоро 800 хиљада или 10,3% полазне процене код старије пројекције, односно за непуних 60 хиљада или 8,7% полазне процене код новије.

Оцену о недовољној ширини распона за актуелну прогнозу из 2002. потврђује и претходна званична пројекција са полазном 1991. годином. Распон у популационој величини између чисто прогностичких варијанти је 842 хиљаде становника или 10,8% од полазне процене. Међутим, укупан распон, укључујући и све тзв. аналитичке варијанте, је дупло шири и представља 21,3% полазне популационе процене. Распон готово исте релативне ширине у односу на број становника у почетној години пројекције постиже стохастичка прогноза у 2033, након 28 година, и његова вероватноћа остварења је 80%. С обзиром да демографска будућност Србије није ништа мање неизвесна из данашње перспективе у поређењу са временом настанка пројекције 1991-2021, поред квантитативне оцене на бази валоризације стохастичком прогнозом, остаје и генерални утисак о преуском распону између екстремних варијанти актуелне званичне пројекције.

### **Коефицијенти зависности**

Пројекција РЗС је претпоставила различите путање нивоа *SUF* током пројекционог периода, али не и различите путање очекиваног трајања живота живорођених и салда спољних миграција, у складу са досадашњом традицијом. Три прогностичке варијанте (ниска, средња и висока) се, због тога, међусобно разликују само услед различитих претпоставки о кретању укупне плодности становништва. На тај начин, распон прогнозираних вредности између екстремних варијанти за коефицијент зависности младих, коефицијент укупне зависности и индекс старења је плод искључиво прогнозираног варијабилитета нивоа плодности. Другим речима, варијабилитет укупног броја становника изражен распонем између две варијанте прикрива недостатак варијабилитета за све рођене пре почетка пројекционог периода и одражава само и једино неизвесност у погледу броја рођених током хоризонта пројекције. Из овог разлога је прогноза коефицијента зависности старих као један од најзначајнијих резултата пројекције, услед неизбежног наставака процеса демографског старења односно значаја који има за планирање даљег развоја пензионих фондова, готово лишена варијабилитета. Наиме, у 2032. години, последњој години званичне пројекције, распон између ниске и високе варијанте у погледу нивоа коефицијента зависности старих је 0,359-0,366, а у пробабилистичкој прогнози 0,324-0,430 са вероватноћом остварења од 80% односно 0,305-0,466 са шансама обухвата стварне вредности од 19:1.

Другим речима, распон прогнозираног интервала односа броја старих 65 и више година према радном контингенту у званичној пројекцији чини свега око 2% вредности прогнозираног коефицијента у средњој варијанти. Притом, с обзиром на изостанак претпоставке о варијабилитету броја рођених пре почетка пројекције односно броја миграната, у формирању овог занемарљивог варијабилитета, и то само у последњој пројекционој декади, учествовао је релативно мали број радника, рођених на почетку пројекционог хоризонта, када је ниво неизвесности везане за фертилитет најмањи. Коначно, на поменути ниво варијабилитета утицала је и претпоставка о савршеној серијској корелацији у хипотези о фертилитету с обзиром да је, у високој варијанти, *SUF* сваке године пројекционог периода висок, а у ниској низак.

Међутим, овако низак варијабилитет коефицијента зависности старих могао би се очекивати и у случају постојања алтернативних претпоставки о кретању морталитета и миграција. На то упућују закључци аутора пробабилистичких пројекција становништва појединих држава, који су поредили добијене резултате са одговарајућим званичним пројекцијама, урађеним у детерминистичком маниру (Lee, 1998; Lutz and Scherbov, 1998; de Beers and Alders, 1999; Wilson and Bell, 2004; Statistics Netherlands, 2005; Matysiak and Nowok, 2006).

Наиме, традиционални приступ у већини земаља подразумева и алтернативне хипотезе о кретању морталитета и/или миграција. Притом се бар две варијанте будућег развоја популације формирају на тај начин да се у једној комбинује путања нижег нивоа фертилитета са путањом нижег очекиваног трајања живота живорођених, а у другој трајекторија вишег нивоа фертилитета са вишим нивоом трајања животног века. Последица тога је да је у таквим варијантама варијабилитет распона коефицијента зависности старих такође занемарљив, јер су претпоставке о компонентама савршено позитивно корелисане током пројекционог периода. Биће наведен један илустративан пример. У званичној детерминистичкој пројекцији становништва Норвешке (1996-2050), у завршној години постоји значајан распон између ниске варијанте (комбинује нижи ниво плодности, нижи ниво трајања животног века и нижи ниво имиграције) и високе варијанте (виши ниво плодности, виши ниво трајања животног века и виши ниво имиграције) у погледу броја будућих пензионера (911.000 према 1.244.000), за разлику од пројекције РЗС, превасходно с обзиром на претпостављене алтернативне

варијанте кретања нивоа морталитета. Међутим, коефицијент старосне зависности старих не показује готово никакав варијабилитет између две варијанте (0.364 према 0.360) као и у детерминистичкој пројекцији РЗС. Супротно томе, варијанте ове пројекције које на једној страни комбинују виши ниво фертилитета са нижим нивоом трајања животног века и вишим нивоом имиграције (спорије старење), а на другој нижи ниво фертилитета са вишим нивоом трајања животног века и нижим нивоом имиграције (брже старење) у завршној години пројекције формирају распон који представља чак 52% од тзв. варијанте средњег темпа старења популације (Keilman et al, 2002).

Наведени пример показује да ако екстреман распон између одређеног пара варијанти (нпр. ниске и високе) постоји за поједине показатеље (нпр. анализа старосне структуре), не значи да постоји за друге показатеље (нпр. коефицијент зависности старих). Узрок овакве неконзистентности је подразумевање савршене корелације како између компоненти тако и између вредности сваке од компоненти током времена (аутокорелација). Другим речима, у варијанти високих вредности, сваке године када је ниво фертилитета висок, висок је и ниво трајања животног века односно имиграције. У исто време, ниво фертилитета, као и остале две компоненте, висок је у свакој години пројекционог периода. Таква савршена корелација по оба основа је, са статистичког аспекта, једноставно невероватна (Lee, 1998; Keilman, 2002; Alho and Spencer, 2005). То практично значи да традиционално израђене пројекционе варијанте ипак не могу имати одговарајућу статистичку интерпретацију, чиме се потврдио закључак из претходног одељка о компарацији детерминистички пројектованог распона за укупан број становника са интервалом предвиђања стохастичке прогнозе.

### 3. Условне пробабилистичке пројекције становништва Србије

#### Методолошки оквир

Пробабилистичке пројекције превазилазе бројне методолошке проблеме којима је оптерећен детерминистички приступ пружајући тако транспарентну оцену нивоа неизвесности прогнозе, што је од суштинског значаја за све оне који пројекционе резултате користе у циљу доношења одлука. Међутим, ове прогнозе у суштини дају дистрибуције пројектованих вредности пре него појединачне бројеве произашле из алтернативних сценарија. С друге стране, чињеница је да креатори најразличитијих видова друштвених планова најчешће размишљају баш у оквирима алтернативних сценарија (на пример, исходи који укључују или не укључују одређену политику). Следи логично питање: да ли је могуће направити кондиционалне прогнозе у пробабилистичком концепту? Одговор на питање је представљен у овом поглављу кроз посебну обраду комплетне базе симулираних резултата пробабилистичке пројекције становништва Србије.

Интерпретација резултата пројекција становништва је, у најмању руку, важна колико и приступ коришћен за њихову израду, с обзиром на широк и разноврстан круг корисника. Имајући то у виду, аутори пројекција већ традиционално користе сценарије или варијанте када корисницима желе да саопште значај одређених показатеља у својим прогнозама. Притом, сценаристички приступ подразумева крајње јасне исказе типа „ако...онда“, којима се демонстрирају импликације одређених комбинација претпоставки о кретању фертилитета, морталитета и миграција. Такви сценарији или варијанте могу кориснику илустровати законе и принципе популационе динамике, али не пружају никакву информацију о вероватноћи остварења представљених путања. На пример, сценарио тренутног достизања нивоа фертилитета неопходног за замену генерација показује само шта би се десило када би фертилитет „преко ноћи“ достигао ниво замене, али не даје информацију колико је то могућа или уопште остварива варијанта. Ипак, за доносиоце друштвених одлука који желе да знају какве би биле дугорочне последице алтернативних тенденција у кретању фертилитета, као резултат примене различитих друштвених одлука, на пример, такви сценарији могу бити врло корисни путокази. Међутим, кондиционалне пробабилистичке прогнозе омогућавају

исти тип презентације резулата у маниру услов-одговор, али унутар стохастичког оквира.

Прва разматрања о кондиционалним пробабилистичким пројекцијама у литератури јављају се у раду финског демографа и статистичара *J. Alho*-а (1997). Његов приступ своди се на увођење кондиционалног карактера пројекције у фази дефинисања претпоставки о кретању компоненти развоја популације. На пример, приликом моделирања фертилитета, он предлаже увођење контролне променљиве (за разлику од полазне „критеријумске“) која би експлицитно условила тзв. адаптивни сценарио фертилитета, чија би се дистрибуција интерпретирала као условни интервал предвиђања фертилитета или условна прогноза фертилитета. Другим речима, одређивањем контролне варијабле тако да њени параметри одражавају правац деловања претпостављене друштвене одлуке (мере за смањивање нивоа фертилитета у земљама у развоју или подстицајне мере за опоравак нивоа плодности у посттранзиционим земљама), могуће је одредити условну дистрибуцију будућих путања развоја становништва једноставном заменом критеријумског са адаптивним сценаријем и извлачењем одговарајућих импликација. А у погледу конкретних резулата, аутор је на примеру детерминистичких пројекција укупног становништва планете, објављених од стране одељења за становништво УН и аустријског ИАСА института, показао како се може извршити њихова међусобна пробабилистичка евалуација, са посебним акцентом на стохастичке резултате условљене успешношћу програма за планирање породице (Alho, 1997).

Нешто другачији приступ изради кондиционалних пробабилистичких пројекција представили су *Sanderson, Lutz, Scherbov* и *O'Neill* у радовима објављеним у периоду 2002-2004, што се може сматрати концептом развијеним у оквиру Међународног института за примењену системску анализу (ИАСА) са седиштем у Аустрији. Полазећи од некондиционалних дистрибуција и услова који су од значаја за доносиоце одлука, ови аутори показују како пробабилистичке прогнозе могу производити условне дистрибуције које су од користи у анализама сценаристичког типа. Из овог општег случаја могуће је извести много варијетета, у смислу да се информације о појединим аспектима условних дистрибуција и о појединим карактеристикама самих услова међусобно комбинују са циљем истраживања посебних питања (O'Neill, 2003; Sanderson et al, 2004). *Lutz* и *Scherbov* (2002) користе овај концепт условних



пробабилистичких прогноза да упореде осетљивост европске популације на промене у кретању имиграције и фертилитета, док га *O'Neill* (2003) примењује на различите сценарије у погледу емисије гасова стаклене баште. Једноставно, кондиционалне пројекције, израђене у пробабилистичком оквиру, показују да је анализа осетљивости пројекционих резултата на кључне индикаторе традиционално извођена у детерминистичком окружењу, могућа и у стохастичком.

Кондиционална пробабилистичка прогноза становништва Србије израђена је на генералним принципима другопоменутог концепта, у смислу да су на претходно развијени модел некондиционалне стохастичке прогнозе примењени услови представљени кључним индикаторима компоненти развоја. То су показатељи на бази којих је изграђен стохастички карактер пројекције: стопа укупног фертилитета (*SUF*), очекивано трајање живота живорођених ( $e^0$ ) и миграциони салдо (*MS*). У исто време, то су били и основни демографски индикатори на основу којих је израђена званична детерминистичка пројекција становништва Србије, тј. на основу чијих су просечних вредности током пројекционог хоризонта формиране три пројекционе варијанте. Тачније, као условни фактор коришћен је само ниво *SUF*, чије су три различите путање одредиле и три различите варијанте или сценарија популационе будућности Србије. За потребе ове дисертације, израчуната је и условна стохастичка прогноза само у зависности од просечног нивоа *SUF*, што је омогућило поређење резултата два приступа заснована на истом условном фактору.

Сам процес израде условне пројекције подразумева примену поступка селекције на симулиране путање смештене у бази некондиционалних резултата. Конкретно, у случају сва три прогнозирана индикатора, за сваку од 5000 симулираних пројекционих путања израчуната је њена просечна вредност током целог пројекционог периода, 2006-2050. на нивоу републике. Након тога, симулације су сортиране према сва три показатеља, при чему је у скупу симулација *SUF* односно  $e^0$  трећина смештена у категорију ниских, трећина у категорију средњих а трећина у категорију високих вредности. Сортирани низ симулација миграционог салда подељен је у две групе. Медијана која га дели представља просечан годишњи позитиван биланс од око 11.000 лица током целог пројекционог периода. С обзиром на ширину интервала предвиђања овог индикатора и његов претпројекциони ниво, вредности салда ниже од медијане

представљају тзв. емиграциону категорију, а остале тзв. имиграциону категорију. Наиме, пројекциони просек за две трећине симулација у емиграционој групи показује негативан миграциони биланс, при чему мање од 9% свих симулација има позитиван биланс већи од 5.000 особа. Имиграциона група садржи оне симулације које представљају промену досадашњег миграционог обрасца Србије, претпостављајући да ће се она током пројекционог периода преобразити из претежно емиграционе у типичну имиграциону државу.<sup>44</sup>

Изложени начин поделе сортираних симулација подразумева да категорије изражавају распоне демографских индикатора који имају подједнаку вероватноћу остварења и који се међусобно искључују. Другим речима, категорије високих, средњих и ниских вредности варијабли које представљају фертилитет и морталитет дефинисане су тако да покривају горњу, средишњу и доњу трећину свих симулираних путања, док у случају миграција имиграциона односно емиграциона категорија обухватају горњу односно доњу половину свих симулација. Сасвим је јасно да овакав начин поделе некондиционалне базе представља поједностављивање које свим симулацијама у оквиру терцила или половине даје пондер 1, а свим изван пондер 0.

Међутим, начин поделе може бити и потпуно другачији. На пример, могла би се дефинисати дистрибуција пондера која би много блаже варијирала односно где би прелаз између пондера који одређују категорије био много глаткији. Осим тога, временски период над којим се рачуна просек индикатора могао би се продужити на 100 година или како предлаже *O'Neill* може се састојати од, на пример, два узастопна или више преклапајућих педесетогодишњих периода којима би се ограничења проширила на читав век (*O'Neill*, 2003). Овакви избори, свакако имају импликације на трендове медијане и на варијансу условних дистрибуција индикатора који се сортирају. Ипак, основни циљ израде условне прогнозе у овој дисертацији је да се покаже да је сценаристички карактер типичан за детерминистички базиране прогнозе могућ и у стохастичком оквиру и да његово извођење не мора бити компликовано.

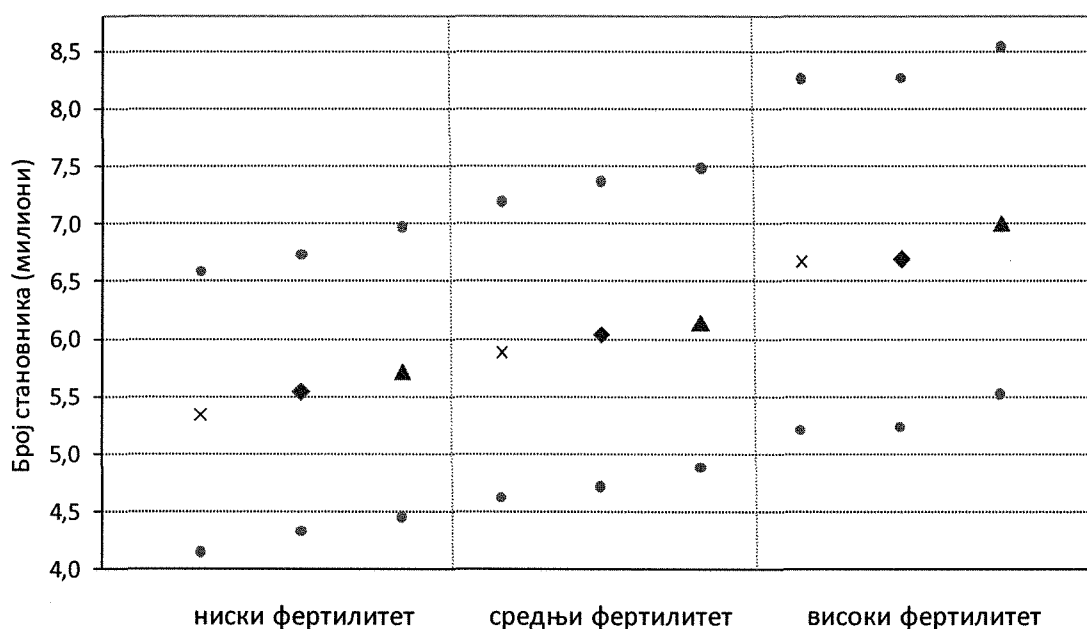
---

<sup>44</sup> Детаљније о миграционим претпоставкама у одељку о моделирању миграција (стр. 95).

## Резултати

На графику 35 представљена је прогноза популационе величине Србије у 2050. години у зависности од просечног нивоа фертилитета и морталитета током целог пројекционог периода, 2006-2050.<sup>45</sup>

График 35. Кондиционална стохастичка прогноза укупног броја становника Србије, 2050.



Извор: ауторова база симулација.

Апсциса је подељена у три категорије – „ниски фертилитет“, „средњи фертилитет“ и „високи фертилитет“. Ниске вредности фертилитета обухватају све симулиране путање у којима је просечна вредност  $SUF$  током пројекционог периода испод 1,33 (1667 симулација). Категорија средњег нивоа фертилитета укључује путање где је просечан  $SUF$  између 1,33 и 1,56 (1666), док категорија високог фертилитета подразумева све симулације са просечним нивоом  $SUF$  током периода 2006-2050. вишим од 1,56 (1667).

У оквиру сваке од три групе постоје три различита симбола која означавају медијане дистрибуција укупног броја становника, при чему сваки симбол означава различиту путању у зависности од просечног нивоа  $e^0$  током пројекционог хоризонта. Конкретно, симбол „x“ означава путање у којима је просечни ниво  $e^0$  нижи од 74,3 године, симбол

<sup>45</sup> У овом примеру, различити нивои миграционог салда током пројекционог периода нису узети у обзир.

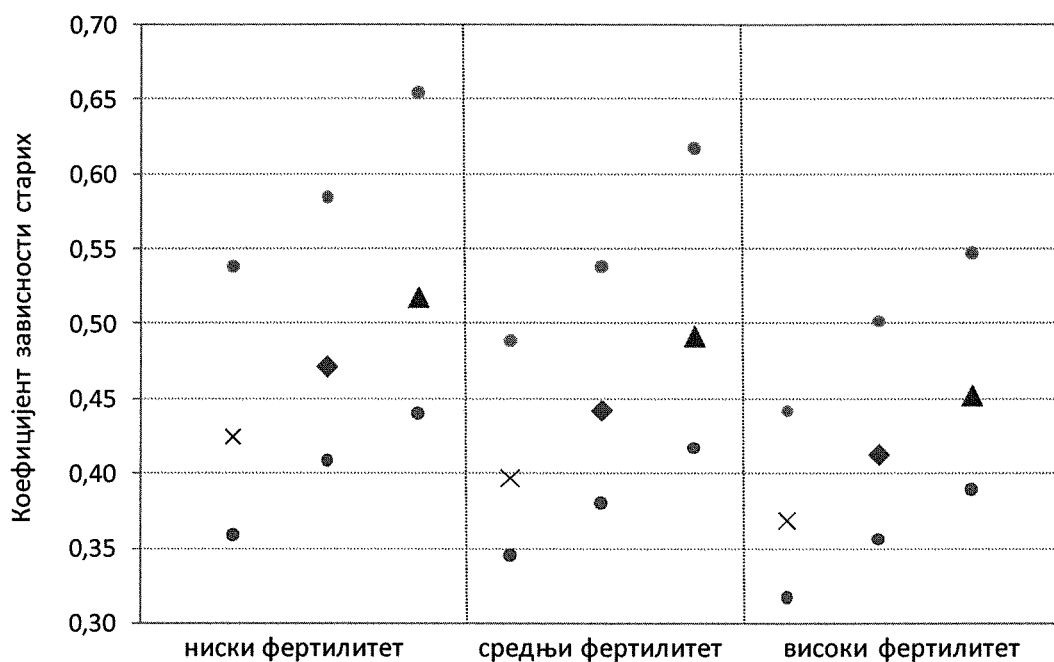
у облику ромба односи се на путање са просечном вредношћу  $e^0$  у интервалу 74,3-75,5, док симбол са обликом троугла представља симулације са просечним нивоом  $e^0$  током пројекционог периода вишим од 75,5 година. Симболи у облику кружића, лоцирани изнад и испод симбола који представљају медијане, означавају доњу и горњу границу 80% интервала предвиђања одговарајућих дистрибуција.

Анализирајући график 35 коначно се налазимо у позицији да одговоримо на питања типа „шта-ако“ карактеристична за сценаристички приступ у детерминистички постављеним пројекцијама. На пример, какав би био ефекат тенденције високог у односу на ниски ниво фертилитета на популациону величину Србије у 2050, при средњем нивоу морталитета током наредних декада? Са графика се лако може прочитати одговор на ово питање. У категорији „ниски фертилитет“, симбол ромба указује да би медијана укупног броја становника на половини 21. века износила око 5,5 милиона, са 80% интервалом предвиђања који покрива распон 4,3-6,7 милиона. У случају високих нивоа фертилитета, медијална популација била би знатно бројнија, око 6,7 милиона, са шансама 4:1 да ће се стварна вредност наћи у распону 5,2-8,3 милиона. Разлика између две медијане је 1,2 милиона људи, што није мало с обзиром да представља готово 20% медијане некондиционалне дистрибуције укупног броја становника Србије, која износи 6,1 милион. Очигледно је да је утицај разлика у нивоу фертилитета, током пројекционог периода, на укупан број становника веома значајан.

С друге стране, на графику се може јасно уочити и утицај разлика у нивоу очекиваног трајања живота живорођених на будућу популациону величину Србије. Ако се погледа средња категорија, означена са „средњи фертилитет“, лако се запажа да је медијана популационе величине у 2050. око 5,8 милиона када је дужина животног века у категорији ниских вредности (симбол „x“), односно око 6,1 милион када је у групи високих вредности (симбол у облику троугла). Различит допринос у променама нивоа виталних компоненти на прогнозирани број становника више је него очигледан. Наиме, померање нивоа фертилитета од ниског ка високом, при константном нивоу смртности, има знатно јачи утицај на популациону величину у 2050. него померање нивоа очекиваног трајања живота живорођених од ниског ка високом, при константном нивоу плодности.

На истом принципу на ком је креиран график 35, израђен је и график 36, који уместо прогнозе укупног броја становника приказује прогнозу коефицијента зависности старих зависно од просечног нивоа фертилитета и морталитета током пројекционог периода.

График 36. Кондиционална стохастичка прогноза коефицијента зависности старих Србије 2050.



Извор: ауторова база симулација.

Већ на први поглед лако је уочити емпиријску потврду претпоставке да са порастом нивоа фертилитета вредност коефицијента опада, а расте са порастом дужине животног века. Међутим, значајнији закључак односи се на другачији образац утицаја промене нивоа виталних компоненти током пројекционог периода на прогнозиране односе између старосних група у поређењу са обрасцем утицаја на прогнозу укупног броја становника. Наиме, у условима средњег нивоа морталитета током пројекционог периода, медијална вредност коефицијента је 0,41 када је ниво фертилитета висок, односно 0,47, када је ниво плодности низак. С друге стране, ако се претпостави средњи ниво фертилитета а варијабилни ниво морталитета током пројекционог периода, уочава се да је при високим стопама смртности (краћем очекиваном трајању живота) вредност коефицијента зависности старих 0,40, а при нижој смртности (дужем очекиваном трајању живота) 0,49. Имајући у виду да ниво коефицијента износи 0,44 према медијани некондиционалне дистрибуције симулација, да се закључити да су утицаји фертилитета и морталитета сличнији у одређивању прогнозиране зависности броја

старих 65 и више година у односу на радни контингент него у одређивању укупног броја становника.

Коначно, биће представљено сажето тумачење резултата пробабилистичке прогнозе становништва Србије, саопштених у претходном одељку, сценаристичким стилем. Прво ће бити размотрени различити сценарији у зависности од различитих нивоа плодности и смртности становништва током пројекционог периода, подразумевајући само једну путању миграционог салда (већ приказани график 36). Наиме, уколико према сценарију „ниског фертилитета“ у наредним деценијама *SUF* буде знатно испод данашњег нивоа (актуелне вредности појединих земаља јужне и источне Европе), највероватније је очекивати да ће популациона величина државе бити умањена за око 2 милиона становника половином 21. века. При томе, овај број може да буде већи или мањи свега за 0,2 милиона у зависности од тога да ли је највероватнији ниво очекиваног трајања живота живорођених доживео спорији („краћи животни век“) или осетнији („дужи животни век“) пораст. Према овом сценарију, чак и уз максималан пад нивоа смртности, шансе су 9:1 да ће Србија изгубити најмање пола милиона становника до 2050.

Сценарио „средњег фертилитета“ (ниво *SUF* сличан актуелном, плус/минус 0,1) претпоставља у највероватнијем случају популационо смањење Србије од 1,5 милиона житеља кроз пола века, које би варијало изнад или испод овог нивоа за око 0,15 милиона у зависности од варијанте ниског или високог морталитета, тј. спорог или веома брзог пораста дужине животног века. У случају осетнијег пораста животног века („дужи животни век“), постоји мање од 10% шанси да број становника Србије у 2050. поново буде на данашњем нивоу, према овом сценарију.

Сценарио „високог фертилитета“ (ниво *SUF* виши од актуелног) предвиђа да је најизвесније очекивати смањење данашњег броја становника за скоро милион у 2050, осим у случају значајнијег пораста животног века, када би се овај дефицит преполовио. Међутим, једино овај сценарио даје извесне, додуше веома мале, шансе да се Србија популационо увећа до половине овог века, без обзира на темпо пораста очекиваног трајања живота живорођених. Најоптимистичнија варијанта предвиђа, са вероватноћом

1:3, да би до 2050. године Србија могла да има више од актуелних 7,5 милиона житеља, док су шансе 1:5 да тај број буде већи од 8 милиона.

У до сада објављеним званичним пројекцијама Србије, алтернативне варијанте пројекционе путање морталитета нису постојале, ако се изузме чисто аналитичка варијанта константног нивоа морталитета, а миграција јесу само у сету из 1981. С обзиром да је пробабилистичком пројекцијом предвиђен значајан варијабилитет нивоа спољне миграције, тј. могућност промене досадашњег претежно емиграционог обрасца у типично имиграциони, од посебног значаја је сагледавање две групе сценарија који се начелно разликују у погледу концепта миграционе будућности Србије.

На графицима 37 и 38 приказана је прогноза укупног броја становника Србије у зависности од три варијанте фертилитета односно морталитета, према два различита миграциона концепта. Већ на први поглед је јасно да је дугорочно улога миграционе компоненте веома значајна, и у рангу је са утицајем фертилитета. Наиме, ако се претпостави да током наредних деценија Србија може да доживи преображај миграционог концепта и постане типична имиграциона земља, разлика у популационој величини између емиграционог и имиграционог концепта, под претпоставком истог сценарија „средњег фертилитета“ и „средњег трајања животног века“, је око 1,3 милиона становника у 2050.

График 37. Стохастичка прогноза укупног броја становника Србије – емиграциони модел, 2050.

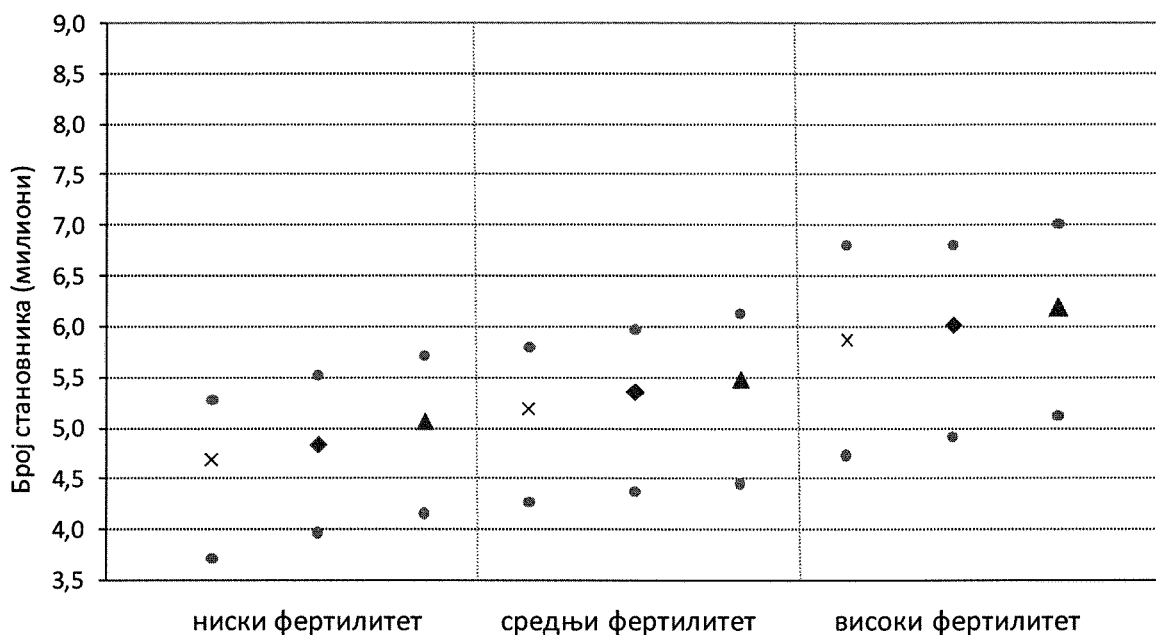
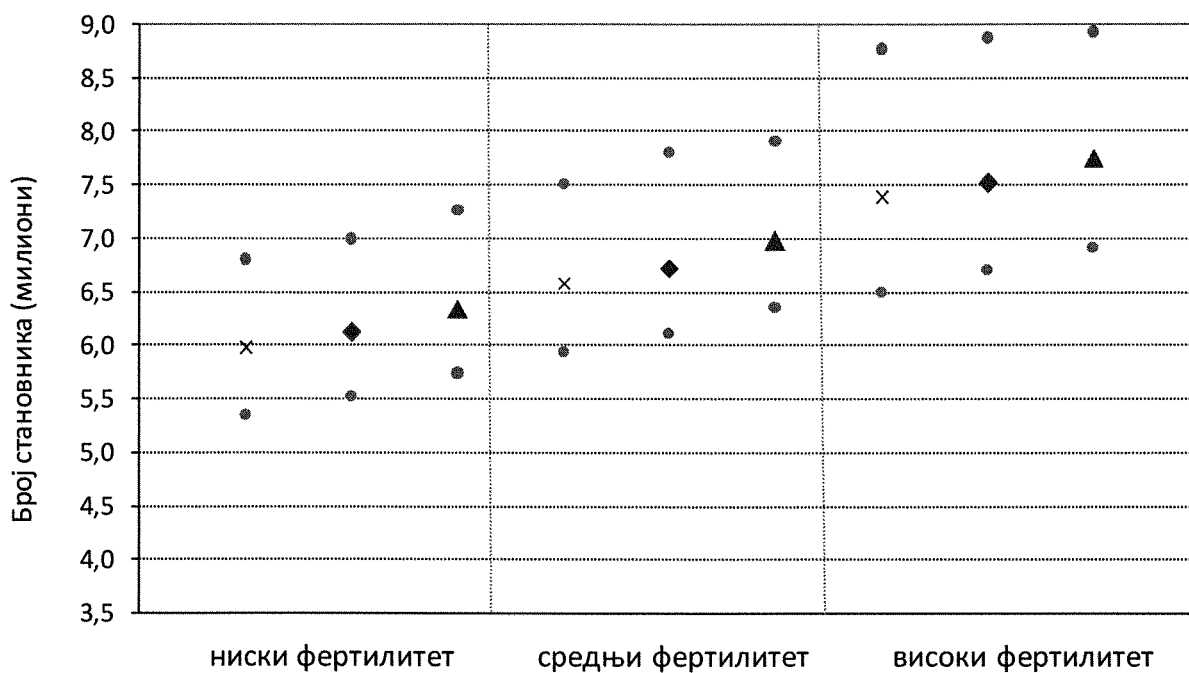


График 38. Стохастичка прогноза укупног броја становника Србије – имиграциони модел, 2050.



Извори за графике 37 и 38: ауторова база симулација.



Компарација три графика у овом одељку (35, 37 и 38) показује и то да сценарио „средњег фертилитета“ и „средњег морталитета“, када у обзир није узимана условљеност нивоом миграција, прогнозира ниво од око 6 милиона житеља Србије у 2050, што је исти ниво који пружа прогноза „високог фертилитета“ и „средњег морталитета“ у емиграционом концепту односно прогноза „ниског фертилитета“ и „краћег животног века“ у имиграционом концепту. Другим речима, један од најоптимистичнијих сценарија у случају одржавања актуелног миграционог обрасца Србије прогнозира исти број становника, као и најпесимистичнија варијанта у случају имиграционог карактера државе. То потврђује претходно запажање да претпоставке о кретању фертилитета и миграција имају сличан ефекат на популациону величину у 2050. години, тј. да се највероватнија прогноза од 6 милиона становника Србије, према некондиционалној стохастичкој прогнози, може постићи како у условима емиграционог карактера ако се ниво плодности повећа у односу на данашњи тако и у ситуацији наставка актуелне тенденције опадања фертилитета али са остварењем значајаног позитивног миграционог биланса.

Као закључак анализе резултата условних прогноза укупног броја становника може да послужи следећа констатација: највеће шансе да се данашња популациона величина Србије одржи и кроз пола века везују се за сценарио високог фертилитета у имиграционом концепту односно за услов неопходног подизања данашњег нивоа фертилитета у наредним деценијама и значајног вишка у билансу спољне миграције (график 38). Другим речима, за очување или евентуални пораст актуелног броја становника кроз пола века, пораст плодности је неопходан, али не и довољан услов.

У овом одељку биће још прокоментарисани резултати условних пробабилистичких прогноза према два миграциона концепта за коефицијент зависности старих, као синтетски показатељ односа у старосној структури. Наиме, значај овог индикатора за потребе економског планирања је истакнут у претходном поглављу, али ће сада на његовом примеру бити показано како навика корисника пројекција за сценаристичким приступом може бити ефикасно укрштена са наглашеном потребом за јасним исказивањем вероватноће, с обзиром на предочене проблеме детерминистичких пројекција у исказивању неизвесности код овог типа резултата. На графику 36, у уводу овог одељка, је већ представљена условна прогноза коефицијента зависности с обзиром

на различите нивое плодности и смртности током пројекционог периода, а на графицима 39 и 40 и с обзиром на две миграционе алтернативе.

График 39. Стохастичка прогноза коеф. зависности старих Србије – емиграциони модел, 2050.

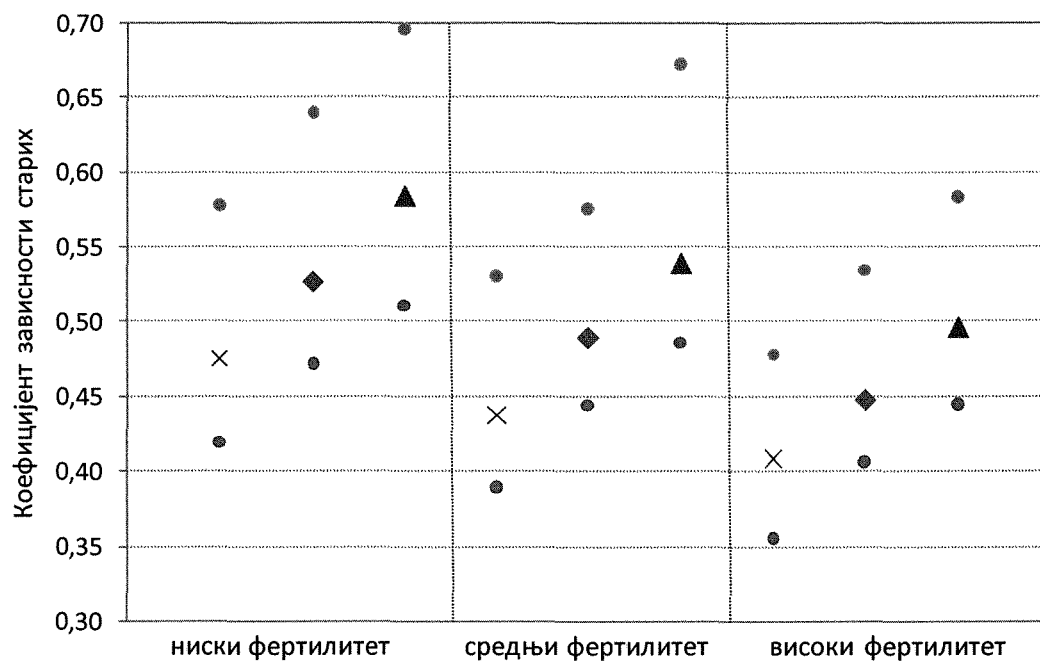
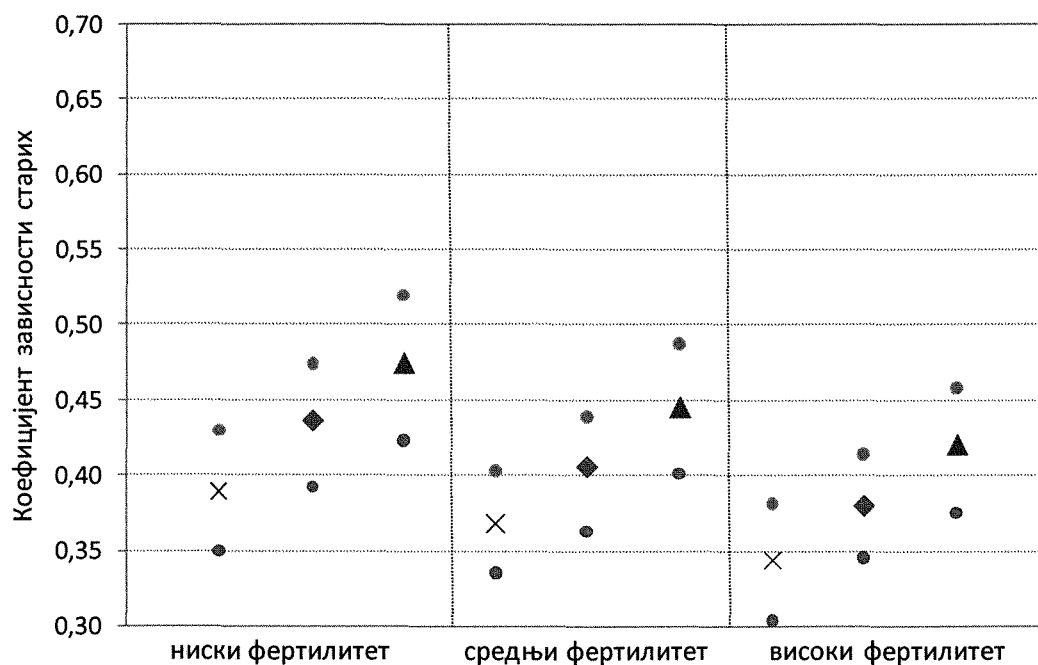


График 40. Стохастичка прогноза коеф. зависности старих Србије – имиграциони модел, 2050.



Извор за графике 39 и 40: ауторова база симулација.

Основни утисак да имиграциони образац предвиђа генерално ниже вредности коефицијента према свим сценаријама је сасвим очекиван, међутим, за разлику од условне прогнозе укупног броја становника, ниједан од сценарија у оба миграциона концепта не оставља могућност да се вредност коефицијента у 2050. години поврати на актуелни ниво. Заправо, само у сценарију имиграционог концепта који комбинује „високи фертилитет“ и „краћи животни век“ постоји 2,5% шанси за такав исход. Другим речима, може се готово стопроцентно тврдити да ни комбинација пораста плодности и споријег пораста животног века у условима значајне имиграције у наредним деценијама не може смањити пораст притиска старог становништва на радни контингент. Овакав тип закључка је свакако новина за све кориснике којима су прогнозе односа у старосној структури важан улазни податак за најразличитије врсте планирања.

Друга врста закључака односи се на оне кориснике чије одлуке могу утицати да се смер и интензитет одређених демографских процеса промене у будућности. Наиме, евидентно је да пораст нивоа фертилитета није довољан да се пораст зависности старих умањи у наредним деценијама, јер чак и варијанта „високог фертилитета“ у емиграционом концепту даје вредност коефицијента од 0,45 наспрам 0,44 у варијанти „ниског фертилитета“ имиграционог обрасца прогнозе, под условом средњег нивоа смртности у оба случаја. Међутим, када већ није реално очекивати да се пораст зависности старих заустави, треба обратити пажњу на чињеницу да прелазак на имиграциони профил знатно смањује распон неизвесности у погледу величине коефицијента. Већ и визуелно упоређење 80% интервала предвиђања на два графика (графици 39-40) указује на готово дупло шире распоне у случају емиграционог концепта (0,12-0,19 зависно од сценарија), у поређењу са распонима код имиграционог концепта (0,06-0,10). Разлог за то је што највећи део миграната представља популацију у најактивнијем радном добу, која ће највећим делом пројекционог периода бити саставни део радног контингента, док ће истовремено број старих у највећем зависити од домицилне популације. Како се то одражава на различит распон интервала предвиђања коефицијента према две алтернативне миграционе прогнозе?

У случају емиграционе будућности, вредност коефицијента ће бити под јачим утицајем варијабилитета пореклом из бројиоца (старо становништво), с обзиром на пораст

варијабилитета смртности са годинама и генерално смањену величину имениоца (радни контингент) односно његов капацитет да амортизује варијабилитет броја старих, док ће у случају имиграционих путања, значај имениоца порастати, а то значи смањење укупног варијабилитета коефицијента и доминације високих вредности с обзиром на пораст величине радне популације чији је варијабилитет под утицајем смртности знатно нижи у односу на контингент старих. То се огледа и у дистрибуцији распореда, која је у свим сценаријима емиграционог модела асиметрична удесно под утицајем високих вредности коефицијента. Израженији утицај бројиоца од имениоца на формирање вредности коефицијента у емиграционом сценаријима манифестује се и поређењем (ако се пажљиво посматра, може се уочити чак и на графицима) распона у вредности коефицијента између екстремних варијанти морталитета (ниске и високе) према два миграциона концепта, независно од варијанте фертилитета. Наиме, свеједно да ли се пореди распон између високе и ниске варијанте морталитета у погледу медијане или граница интервала предвиђања, уочљиво је да је тај распон шири код емиграционих (0,09-0,14 зависно од сценарија) у поређењу са имиграционим сценаријима (0,07-0,08).

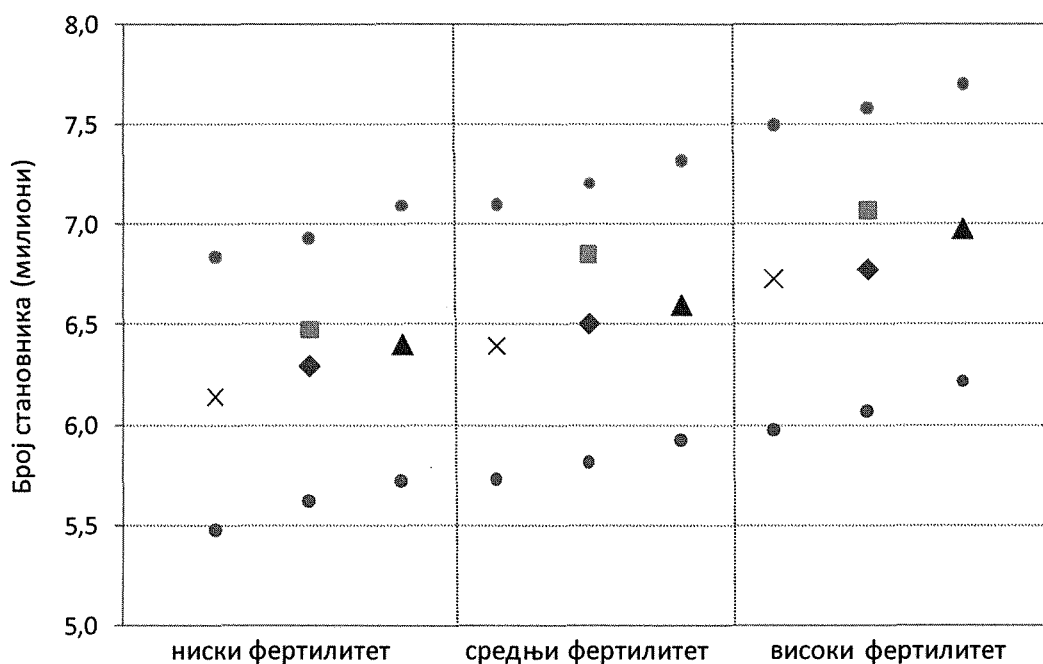
Изнети закључци најбоље показују како сценаристички презентирана стохастичка прогноза може на разумљив, али и статистички транспарентан начин, указати на конкретан допринос и улогу демографских компоненти у кретању сегмената популације и њиховим међусобним односима. У наведеном примеру, реформатори пензионог система у Србији могу јасно да виде да прилив радног становништва из других земаља током наредних деценија не само што би успорио пораст очекиване вредности коефицијента зависности старих већ би допринео и његовој прецизнијој прогнози у условима истог нивоа ризика да систем опстане као и у емиграционим сценаријима.

### **Компарација са званичном пројекцијом РЗС**

Коначно, сценаристички интерпретирани резултати пробабилистичке пројекције омогућавају компарацију са резултатима званичне детерминистички конципиране пројекције РЗС на начин разумљив најширем кругу корисника. Пројекција РЗС није предвидела алтернативне хипотезе прогнозираних кретања морталитета и миграција, осим у две чисто аналитичке варијанте развоја популације, од којих једна подразумева константан ниво виталних компоненти током целог пројекционог периода, 2002-2032, а друга нулти миграциони салдо (Sekulić, 2005).

Из тог разлога, прво су израчунати резултати стохастичке прогнозе само у зависности од три нивоа *SUF*, према чему се разликују и три прогностичке варијанте званичне пројекције становништва Србије. Ови резултати су веома слични резултатима стохастичке прогнозе који су условљени и „средњим животним веком“, што је разумљиво с обзиром да овај услов усмерава калкулације на средишњу трећину целокупне базе симулација сортиране према нивоу очекиваног трајања живота живорођених. Стога су на графику 41 симболи у облику квадрата, који означавају варијанте популационе величине Србије према пројекцији РЗС, лоцирани у линији са симболима „средњег животног века“ (ромбови) у сва три стохастичка сценарија кретања фертилитета. График 41 подразумева само један сценарио путање миграционог салда током пројекционог периода, што се поклапа са приступом у званичној пројекцији.

График 41. Варијанте популационе величине Србије 2032 – пробабилистички и детерминистички приступ



Извори: Пројекција РЗС, 2002-2032. (Sekulić, 2005); ауторова база симулација.

Сада закључци базирани на поређењу некондиционалних стохастичких резултата са званичном пројекцијом, представљени у поглављу 8 могу бити допуњени. Наиме, сасвим је извесно да међусобна компарација одговарајућих варијанти две пројекције указује на далеко оптимистичнији став у погледу демографске будућности Србије од

стране РЗС. Сва три сценарија различитог кретања фертилитета у наредних четврт века резултирају потцењеношћу званичних варијанти од стране стохастичке пројекције, посебно у случају две варијанте вишег нивоа плодности. Разлог је у томе што хипотезе званичне пројекције претпостављају нешто виши ниво *SUF* у обе макроцелине републике односно очекиваног трајања живота живорођених у Војводини и код мушкараца у централној Србији у односу на медијалне прогнозе виталних компоненти у стохастичкој пројекцији.

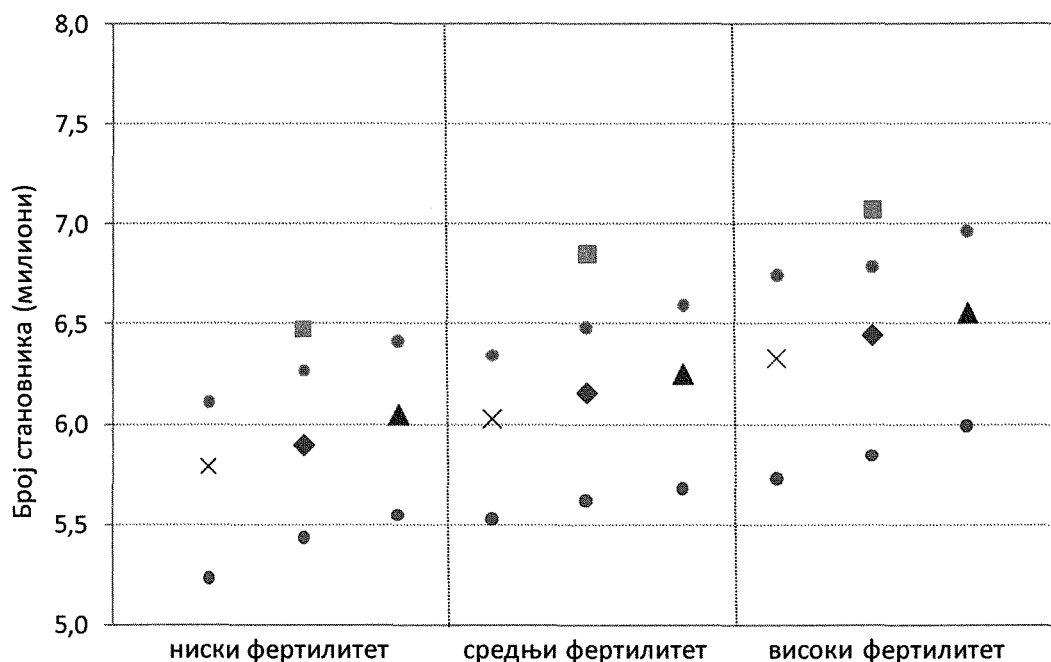
Уочљиво је, такође, да се варијанта „ниског фертилитета“ РЗС готово поклапа са медијаном стохастичког сценарија, који претпоставља ниво средњих вредности фертилитета односно смртности током пројекционог хоризонта. Другим речима, према стохастичкој прогнози ниска варијанта званичне пројекције представља највероватнију путању популационе будућности Србије, за разлику од става аутора који сматрају да је најизвесније остварење предвиђено средњом варијантом. Међутим, анализа ранијих званичних пројекција наговештава да би ниска варијанта и у 2032. могла бити најближа стварној популационој величини државе.

Осим тога, положај варијанти званичне прогнозе популационе величине Србије у оквиру одговарајућих дистрибуција стохастичке прогнозе указује и у овој компарацији да минималан размак између путања средњег и високог нивоа фертилитета у поређењу са размаком између ниске и средње хипотезе одражава пре жељу аутора него њихово уверење да фертилитет може остварити очекивани пораст у највероватнијем сценарију. Наиме, варијанте ниског односно високог нивоа фертилитета званичне пројекције прецењују медијану у одговарајућим стохастичким сценаријима за 15% односно 16%, док је варијанта „средњег фертилитета“ удаљена чак 21 перцентил удесно од највероватније прогнозе у референтној стохастичкој дистрибуцији.

На крају овог одељка, илустративно је представити и положај прогностичких варијанти званичне пројекције у оквиру сценарија стохастичких дистрибуција зависно од два миграциона концепта (графици 42 и 43), иако пројекција РЗС предвиђа само једну миграциону путању. График 42 показује изразиту зависност остварења стохастичке прогнозе од промене досадашњег миграционог обрасца Србије, јер званичне варијанте (означене симболом у облику квадрата), које такође претпостављају ову промену, су

далеко изван 80% интервала предвиђања путања које симулирају емиграциони концепт. С друге стране, већ на први поглед је јасно да елиминација емиграционих симулација, тј. попуна увереност у преображај Србије у имиграциону државу, веома приближива резултате два приступа, посебно два сценарија „средњих вредности“ (график 43). Другим речима, највећа вероватноћа остварења за све варијанте званичне пројекције, из угла стохастичких симулација, могућа је искључиво у случају растућег позитивног миграционог биланса Србије у наредних четврт века и то на нивоу нешто вишем од предвиђеног<sup>46</sup>.

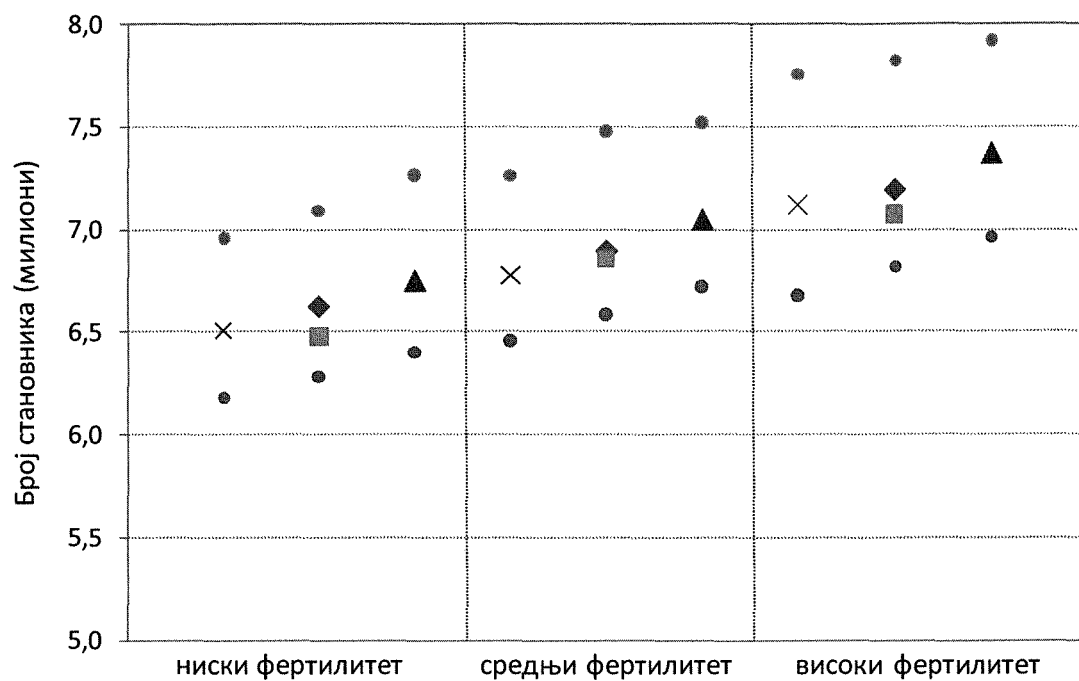
График 42. Компарација стохастичких варијанти емиграционог модела популационе величине Србије 2032. са варијантама званичне пројекције РЗС



Извори: Пројекција РЗС, 2002-2032. (Sekulić, 2005); ауторова база симулација.

<sup>46</sup> Медијана стохастичке дистрибуције свих симулација практично се поклапа са пројектованом путањом миграционог салда у званичној пројекцији, али она половина путања, које су сврстане у имиграциону групу, има просечни ниво миграционог салда током периода 2006-2050. изнад 11.000 људи.

График 43. Компарација стохастичких варијанти имиграционог модела популационе величине Србије 2032. са варијантама званичне пројекције РЗС



Извори: Пројекција РЗС, 2002-2032. (Sekulić, 2005); ауторова база симулација.



#### 4. Компарација са стохастичким резултатима других држава

Израда стохастичких пројекција од стране званичних статистичких завода још увек није постала устаљена пракса у већини развијених земаља. Међутим, у оквиру бројних пројеката, нарочито у последњих неколико година, публиковане су, за популације значајног броја држава, пробабилистички конципиране али методолошки веома разнолике пројекције. Осим пројеката који су резултирали пројекцијом за појединачну државу и плод су пионира савременог пробабилистичког приступа, са аспекта овог поглавља, веома је значајно издање холандског статистичког завода са пројекцијама за 18 земаља из европске економске зоне (без Лихтенштајна, али са Швајцарском), као резултат пројекта “*Changing Population of Europe: Uncertain Future*“. На тај начин, било је могуће поредити резултате стохастичке пројекције Србије са пројекцијама истог концепта за чак 21 државу света.

Пројекције које су узете у разматрање у овој дисертацији објављене су током последње деценије прошлог и у првих седам година овог века, тј. у периоду који означава убрзани развој пробабилистичког приступа пројектовању становништва. Започето је са пројекцијом становништва САД, аутора *Lee*-а и *Tuljapurkar*-а (1994), као једним од зачетника модерног развоја стохастичког концепта, а настављено са пројекцијама становништва следећих држава: Аустрија (Lutz and Scherbov, 1998), Холандија (de Beer and Alders, 1999), Норвешка (Keilman et al, 2001), Литванија (Alho, 2001), Финска (Alho, 2002), Аустралија (Wilson and Bell, 2004), Пољска (Matysiak and Nowok, 2006), Италија (Torri and Vignoli, 2007).

Као што је наведено у првом делу дисертације, коришћена је разноврсна методологија за израду новијих пробабилистичких пројекција, али се сви радови суштински ослањају на комбиновању сва три основна приступа (анализа временских серија, анализа емпиријске грешке и експертско мишљење) при чему је један одабиран као основни. Старија пројекција становништва САД, *Lee*-а и *Tuljapurkar*-а, једина је израђена у аналитичком маниру, док су остале прогнозе добијене на бази симулација будућих путања популације. Метод анализе временских серија био је основни у прогнозама популација САД, Холандије, Норвешке, Финске, Литваније, Аустралије, Пољске и Италије, док је прогноза становништва Аустрије заснована на методу експертског

мишљења. Студија са упоредним пројекцијама за 18 земаља из европске економске зоне утемељена је на методима анализе временских серија, при чему су конзистентне претпоставке о међудржавним корелацијама уграђене у основни модел обрађен специјализованим компјутерским софтвером за израду пробабилистичких пројекција, развијеним од стране *J. Alho*-а и његовом тима. Исти софтвер коришћен је и од стране полазника курса о стохастичким пројекцијама на Институту *Max Planck* у Немачкој, за израду две појединачно објављене пројекције популација Пољске односно Италије.

Циљ овог поглавља је да се кључни резултати пробабилистичке пројекције становништва Србије упореде са резултатима популационих пројекција других држава израђених у истом, стохастичком оквиру. У жељи да компарације обухвате што већи број држава, одабрани су најзаступљенији индикатори, који су уједно и најзначајнији са аспекта основог циља дисертације. Различитост коришћених метода не одражава суштинске разлике у добијеним резултатима. Напротив, може се уочити генерална сличност у исказивању неизвесности са протоком пројекционог времена.

Табела 5 пореди релативне ширине интервала предвиђања у односу на медијалну прогнозу за укупан број становника и коефицијент зависности старих у изабраним државама, укључујући и Србију. Наиме, то су два показатеља који очигледно указују на предности пробабилистичког концепта у односу на детерминистички. Услед неконзистентности у погледу исказивања неизвесности између претпоставки о компонентама развоја у традиционалним варијантним пројекцијама, неизвесност везана за будуће релативне односе између старосних група је пословично потцењена, и ни приближно не одговара нивоу којим се одликује распон за укупан број становника. С друге стране, већ на први поглед се, у резултатима стохастичких прогноза, представљеним у табели 5, запажа да модел неизвесности који важи за укупну популациону величину државе важи и за старосне групе унутар ње и њихове међусобне односе.

С обзиром да се тежило максималној искористивости објављених пројекционих резултата за стране државе, изабрани су интервали предвиђања који су најзаступљенији у разматраним радовима, а да притом пружају довољно информација. Због овог услова, резултати појединачних пројекција становништва САД, Аустрије и Холандије нису

могли бити део компарација. Ипак, резултати за Аустрију и Холандију су наведени на основу студије холандског завода за статистику за 18 европских земаља, али тиме методолошке разлике између њих нису могле доћи до изражаја с обзиром на заједничку методологију студије.

Табела 5. Релативна ширина (%) интервала предвиђања (у односу на медијану) за величину популације и коефицијент зависности старих<sup>47</sup> у шест различитих пројекција, 2030. и 2050.

Држава	Укупно становништво		Коефицијент зависности старих	
	2030.	2050.	2030.	2050.
Аустралија	20	45	-	-
Италија	18	42	19	45
Литванија	29	63	31	67
Норвешка	25	53	22	49
Пољска	20	48	22	49
Србија	21	50	26	46
Финска	16	43	22	46

Извори: Wilson and Bell (2004); Torri and Vignoli (2007); Alho (2001); Keilman et al. (2002); Matysiak and Nowok (2006); Alho (2002); ауторова база симулација.

Резултати стохастичких пројекција за седам држава у табели 5 плод су различитих методолошких поступака (иако су све утемељене на моделима анализе временских серија), али у основи одражавају генералну заједничку одлику о конзистентности у погледу изражавања неизвесности за различит тип демографских показатеља. Истовремено, уочљиве су разлике, које, поред различите методологије, рефлектују и различито виђење аутора о будућем кретању компоненти развоја, у смислу колико ће будућност личити на прошлост.

Прогнозе за Литванију, Финску, Пољску и Италију направљене су коришћењем поменутог софтверског пакета за израду стохастичких пројекција, аутора *J. Alho*-а, али се разликују у дефинисаним претпоставкама. Суштина овог методолошког поступка

<sup>47</sup> Одговарајући интервал предвиђања за прогнозу коефицијента зависности старих Аустралије није публикован.

заснива се на тзв. базним или фиктивним прогнозама, где се на основу серија демографских показатеља за развијене европске земље, дугих и до два века, оцењује фиктивна емпиријска грешка за компоненте развоја, која би била направљена када би се подразумевала константност одређених показатеља или пак константе стопе њихове промене током времена. Оцену стандардне девијације добијене на овај начин аутори четири пројекције везали су за тачкасту вредност прогнозе, тј. највероватнију путању прогнозираних индикатора, коју су оценили на основу сопствених анализа временских серија. У Случају Литваније, за оцену стандардне девијације коришћене су серије за популацију Финске, а за Пољску и Италију аутори су користили оцене за изабране европске земље, приређене од стране *Alho*-а и *Spencer*-а (2005).

Кључна разлика у дефинисању нивоа варијабилности између четири земље односи се на претпоставку о спољној миграцији, где је за Литванију предвиђена већа нестабилност што аутор објашњава неизвесношћу њеног положаја у оквиру новог друштвено-економског система и могућношћу уласка у ЕУ (прогноза је прављена 2001). То се и одразило на шире интервале два показатеља у табели 5 у односу на Финску, Пољску и Италију.

Већ помињана пројекција становништва Норвешке базирана је у потпуности на векторским ARIMA моделима дугих временских серија са циљем да се процес израде што више објективизује, али су аутори због добијених нереалних интервала предвиђања компонентни развоја ипак морали да интервенишу уводећи субјективне лимите. Међутим, значај ове пројекције је што је указала на предности и мане сложенијих модела прогнозирања, али и на могућности комбиновања различитих техника пројектовања у условима релативно дугих и квалитетних временских серија.

Као и популациона пројекција Норвешке, прогноза демографске будућности аустралијског континента изведена је тако да је највероватнија вредност прогнозе усклађена са званичном средњом варијантом националне пројекције из сличног временског пресека. Циљ је био да се апроксимативно квантификује вероватноћа распона између екстремних варијанти званичне пројекције и тако укаже на основне проблеме неконзистентности између њених базних претпоставки. За разлику од Норвешке, коришћени су једнодимензионални ARIMA модели.

Наведене основне методолошке разлике између седам пројекција утицале су на то да, на пример, интервал за Норвешку буде релативно шири због генерално ширих распона који су резултирали из сложенијих векторских модела. С друге стране, иако је у основи методолошки поступак за прогнозу литванске популације био исти као и за прогнозу становништва Финске, Пољске и Италије, интервали за ову балтичку земљу су најшири услед, првенствено, нестабилности у погледу миграционе будућности. Међутим, додатни фактор за већу неизвесност је и популациона величина земље. Другим речима, уколико је становништво државе мање, потенцијалне турбуленције демографских компоненти изазивају већи степен неизвесности у погледу њене популационе величине. Стога је и релативна ширина интервала за Италију, Аустралију и Пољску нешто мања, иако Италија и Аустралија спадају у водеће светске земље по износу миграционог биланса, а Пољска у државе бившег Источног блока, за коју се после периода интензивне емиграције, очекује имиграциони прилив као последица стабилизације економских односа уласком у ЕУ (Matysiak and Nowok, 2006).

У овом контексту, релативна ширина интервала предвиђања за укупно становништво Србије, налази се између два пола. Наиме, темпо пораста неизвесности је сличан као и за остале земље, с тим да је након 50 година распон нешто ужи од оног за Литванију и Норвешку. Ако се изузму разлике у методологији, чији ефекат на резултате није могуће експлицитно квантификовати, може се закључити да је овакав распон у највећем плод претпоставке о миграционом билансу. Поред тога што је очекиваном вредношћу прогнозе предвиђена потпуна измена концепта миграционог понашања (постепено претварање у имиграциону државу), као и у званичној пројекцији РЗС, претпостављен је и значајан степен варијабилности око овог нивоа с обзиром на искуства из прошлости. То се у садејству са релативно малом популационом величином државе одразило на ширину интервала предвиђања на самом пројекционом крају, будући да је прогнозирана нестабилност миграција највећа током последње три деценије пројекционог периода (график 16).

У погледу релативне ширине интервала предвиђања за коефицијент зависности старих важе слична образложења као и за укупно становништво. Међутим, да се уочити да у случају Србије ширина интервала не расте темпом као у другим државама. Постоје два разлога за то. До 2030, велики прилив пензионисаних *baby-boom* генерација у годишта

са стопама веће неизвесности доживљења, с једне стране, и очекивани нагли пораст неизвесности у погледу броја миграната, с друге, производе релативно широк интервал могућих вредности, нешто шири од већине наведених држава. Међутим, након 2030, највећи део бројчано великих *baby-boom* генерација не учествује више у одређивњу коефицијента зависности, али зато учествују популационо малобројније генерације него у наведеним државама, с обзиром да је јачи пад плодности у Србији почео око 15-20 година раније. Осим тога, прогнозирани животни век у Србији је краћи него у земљама из табеле 5. Све ово у 2050. резултира споријим порастом варијабилности коефицијента него у земљама у којима је дисконтинуитет у популационој величини између *baby-boom* генерација и њихових потомака био далеко блажи.

Табела 6. Релативна ширина (%) интервала предвиђања (у односу на медијану) за величину популације 18 држава европске економске зоне

Држава/регион	Укупно становништво	
	2030.	2050.
Аустрија	17	36
Белгија	13	34
Данска	12	32
Финска	14	34
Француска	16	38
Немачка	17	38
Грчка	20	41
Исланд	16	39
Ирска	19	42
Италија	22	45
Луксембург	22	43
Холандија	13	33
Норвешка	14	34
Португал	21	42
Шпанија	20	44
Шведска	16	39
Швајцарска	14	30
УК	15	35
ЕЕЗ	10	22

Извор: “*Changing Population of Europe: Uncertain Future*“ (Alho and Nikander, 2004).

У табели 6 приказани су резултати за релативну ширину интервала предвиђања популационе величине 18 држава европске економске зоне. Методологија ових пројекција већ је укратко изложена у првом делу дисертације, у поглављу 4 (стр. 52-54). Треба додати да су подједнако коришћена сва три основна метода квантификације неизвесности у стохастичким пројекција (оцена емпиријске грешке у ранијим прогнозама, анализа временских серија на бази модела GARCH типа односно тзв. фиктивних прогноза и експертски суд), док је процес израде пројекције извршен помоћу поменутог компјутерског софтвера за израду пробабилистичких пројекција (*Program for Error Propagation*), аутора *Alho-a* и *Spencer-a*.

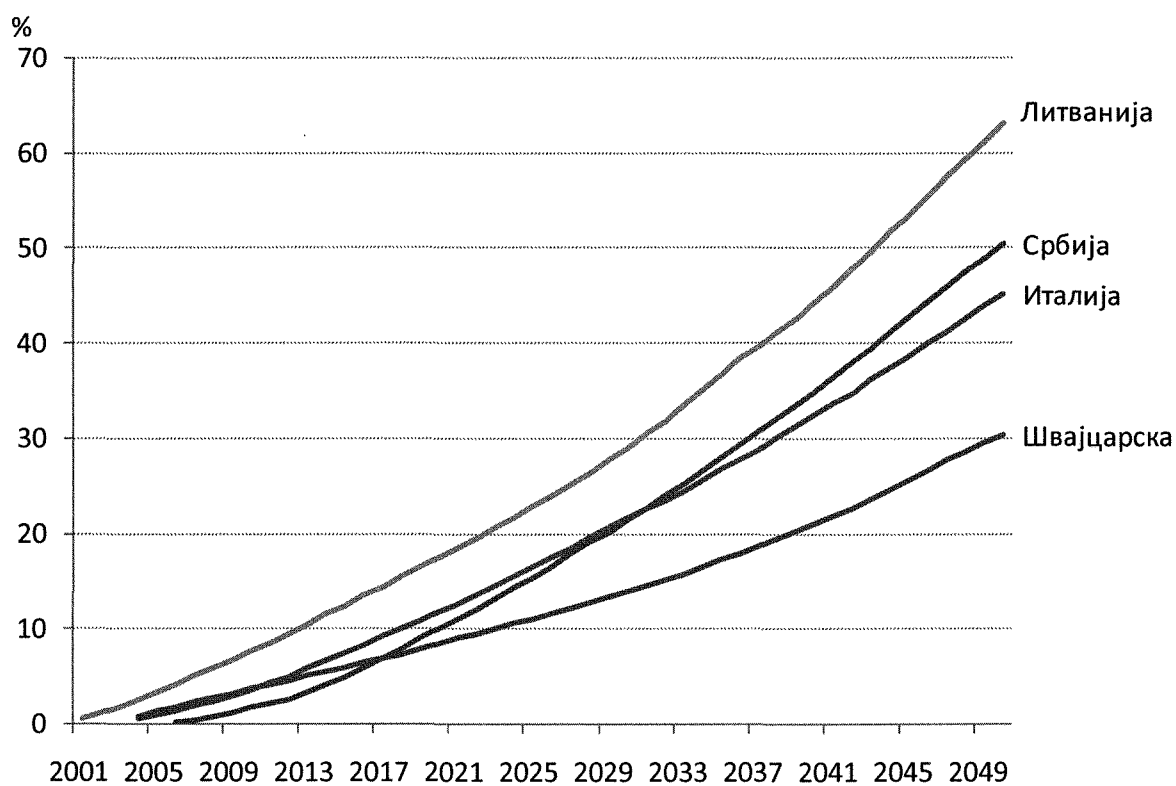
Поређење две табеле у овом поглављу на први поглед указује да су здруженим напором великог броја истраживача, као и уравнотеженим комбиновањем различитих техника исказивања демографске неизвесности постигнути генерално ужи интервали предвиђања будуће популационе величине. Међутим, анализа пројекционе методологије и постављених претпоставки указује и на основне изворе разлика између појединих држава. Наиме, земље са дужим и квалитетнијим временским серијама одликују се, у основи, ужим интервалима. Осим овог фактора, на пораст ширине интервала предвиђања утичу: нестабилност миграционе компоненте и мања популациона величина. Из тог разлога је на крају пројекционог периода највећа неизвесност у погледу броја становника за државе лоциране у јужној Европи, које имају лошу статистику миграционог биланса и истовремено се одликују високим износима легалних и илегалних имиграната, односно нестабилношћу миграционог биланса, док је обрнут случај са нордијским државама (Statistics Netherlands, 2005).

У том смислу, ширина интервала предвиђања за становништво Србије у 2050. години, оцењена у овој дисертацији, одговара начелним закључцима студије холандског завода за статистику, с обзиром на генерални изостанак довољно дугих и адекватних временских серија, нарочито када су у питању миграциони подаци (одсуство званичне емиграционе евиденције), као и на знатно већу неизвесност у погледу миграционе будућности у односу на високоразвијене европске државе. Осим тога, додатна експертска мишљења, свакако би утицала на смањење ове неизвесности, с обзиром на генерално суздржан став експерата по питању значајнијих промена у кретању

компоненти развоја, што је показала и студија холандског завода (Statistics Netherlands, 2005; Alders et al, 2007).

Конечно, на графику 44 приказане су релативне ширине интервала предвиђања популационе величине за четири државе, израђене према различитим методима. График најбоље сумира претходно изнете ставове о факторима који утичу на ширину распона.

График 44. Релативна ширина (%) интервала предвиђања (у односу на медијану) за величину популације четири државе, 2001-2050.



Извори: Alho (2001); Alho and Nikander, (2004); ауторова база симулација.



## Закључна разматрања

Пројекције становништва су, генерално, неопходне за припрему нових стратегија и регулатива у бројним областима које уређују друштвено-економске односе у једној држави или региону. Конкретно, за доношење одлука које се тичу планирања у великим државним системима попут школског, пензионог и система здравствене заштите. Слично националним заводима у другим земљама, Републички завод за статистику Србије објављује званичне пројекције полно-старосне структуре становништва на нивоу државе. Почев од 1970. године, објављују се редовни сетови, са пројекционим периодом дужине три деценије. Нажалост, периодичност изласка ових пројекција је, у просеку, тек на сваких 10 година, будући да се пројекциона основа везује за попис становништва, који се у нашој земљи спроводи почетком сваке деценије.

Не узимајући овом приликом у обзир посебно питање превелике паузе између две званичне пројекције, кључни проблем представља начин на који званични резултати саопштавају неизвесност у погледу будућег кретања демографских показатеља. Управо то је основни мотив израде прве свеобухватне пробабилистичке пројекције становништва Србије, представљене у овој дисертацији. Наиме, дугорочне демографске пројекције су подложне значајном степену неизвесности, па је једно од суштинских питања пред свим ауторима пројекција: Како информацију о неизвесности инхерентној популационом прогнозирању исправно саопштити корисницима резултата, нарочито онима који креирају прописе и законе, а да им притом буде разумљива и да је могу максимално искористити? У наредним пасусима сумирани су најважнији одговори на ово питање до којих се, током рада на дисертацији, дошло.

- Приказана пробабилистичка пројекција разликује се од досадашњих традиционалних, у издању званичних државних статистичких служби, и по питању начина оцене највероватнијег будућег демографског развоја, али и по питању како је неизвесност, повезана са прогнозом, узета у обзир. Наиме, неизвесност демографске будућности Србије приказана је кроз распон могућих резултата и вероватноћу да се тај распон оствари, за разлику од званичне пројекције, где три изоловане праволинијске путање, као плод хипотеза о

кретању просечних вредности, представљају једине одговоре на сва могућа питања, дајући само квалитативну оцену остварења средње варијанте као – највероватније демографске будућности.

- Испитане су могућности примене сва три главна метода пробабилистичког приступа на популацији Србије. Показало се да комбинација ових метода може успешно произвести вредности параметара дистрибуција предвиђања за показатеље трију компоненти популационог развоја. Ипак, главни акценат је био на анализи временских серија, док је метод емпиријских грешака служио као контролни у валоризацији претходно оцењених интервала предвиђања на бази статистичких модела. У случају миграција основни је био метод експертског мишљења услед недостатка адекватних улазних података.
- Кроз компарацију са резултатима актуелне званичне пројекције, истакнуте су апликативне предности стохастичке прогнозе, нарочито када је у питању демографски процес без преседана у савременој људској историји – процес популационог старења. Наиме, неизвесност у погледу степена економског притиска старог становништва на особе у радном добу је, дугорочно, од суштинског значаја за државу, што званичне пројекције традиционално пренебрегавају.
- С обзиром да је пробабилистичка методологија у фази интензивног развоја, од посебне важности је било вредновање резултата стохастичке пројекције становништва Србије кроз резултате пројекција истог типа за друге државе. На тај начин је оцењен утицај различитих фактора на прогнозирање нивоа варијабилитета, где се осим разлика у методолошким поступцима, истиче значај квалитета улазних података, популационе величине државе и степена стабилности миграционих токова.
- Кључна замерка пробабилистичком концепту односи се на неуважавање досадашњих навика корисника да им се резултати представе у традиционалном, варијантном односно сценаристичком маниру. Међутим, увођењем услова у фази сортирања пројекционих симулација, на примеру Србије, показано је да је

корисницима могуће истовремено дати одговоре на питања типа „шта-ако“, али и информацију колико је остварење тих одговора вероватно.

- Коначно, стохастичка прогноза је и први пример међурегионално конзистентне пројекције, будући да је базирана на претпоставкама које су уважиле постојећи ниво корелације између демографских компоненти у две макроцелине Србије (централна Србија и Војводина). Тиме је истакнут значај даљег развоја стохастичке методологије у циљу њене примене и на нижим територијалним нивоима, што би посебно користило приликом израде просторних и регионалних планова развоја. Нажалост, у овој фази је највећи проблем за реализацију ове идеје у недостатку довољно поузданих и дугих временских серија за мање територије као што су региони.

Треба нагласити да нема гаранције да је статистички модел коришћен за израчунавање интервала предвиђања у овој дисертацији „реалан“ или „исправан“. Јер, нажалост, различити статистички модели могу произвести интервале предвиђања веома различите ширине (Lee, 1998; Keilman et al, 2001). Из тог разлога, највеће поверење може се исказати у резултате за наредних 15, највише 20 година, бар када је у питању стопа укупног фертилитета, очекивано трајање живота живорођених и старосна структура, јер се прогнозе ових показатеља прилично добро слажу са независно оцењеним емпиријским грешкама у ранијим пројекцијама. Нажалост, није било могуће покрити цео пројекциони период са емпиријским грешкама услед недовољно дугих серија. У сваком случају, дугорочни резултати морају се пажљиво интерпретирати.

### **Претпоставке**

С обзиром да је један од основних циљева дисертације подразумевао компарацију стохастичких резултата са резултатима званичне пројекције, неопходно је било постићи да очекиване вредности прогнозираних показатеља буду блиске вредностима у највероватнијој варијанти како би се разлика у начину исказивања пројекционог варијабилитета између два приступа истакла. У том смислу, интервали предвиђања и оцене будућих грешака за природне компоненте развоја популације представљају, заправо, екстраполацију варијабилитета из прошлости. Другим речима, нису очекиване крупне структурне промене у покретачима двеју компоненти, у погледу да постоји висок проценат вероватноће да се, на пример, ниво фертилитета врати на онај из

времена *baby-boom* генерација, или чак на онај из прве половине прошлог века. То не значи да су изненађења потпуно искључена, тако да одређен број симулираних путања заиста садржи неочекиване догађаје, за разлику од детерминистичке званичне пројекције. На пример, достизање нивоа *SUF* неопходног за замену генерација, из данашње перспективе изгледа као *baby-boom* сценарио, али његове шансе од 2030. па до краја пројекционог периода расту са 10% на 15%. У последњих 10 година пројекције, постоје чак и минималне шансе за достизање нивоа *SUF* од просечно 2,5 детета по жени, које средином века расту и до 4%. Ипак, као и у многим другим стохастичким пројекцијама, које уважавају иманентну спорост промене нивоа укупне плодности, очекивана вредност *SUF* кроз 50 година остаје на истом нивоу као и данас, тј. око 1,5 детета по жени, јер, према већини водећих демографа данашњице, ни изван статистичког модела базираног само на демографским варијаблама, не постоје убедљиви разлози да би у демографски посттранзиционим земљама попут Србије могло доћи до значајније дугорочне промене нивоа плодности.

Слично је и у погледу прогнозе морталитета. Предвиђен је наставак лаганог пораста очекиваног трајања живота, што је у складу са уоченим порастом стопа доживљења из прошлог века. Међутим, стохастичке симулације опет остављају могућност да, рецимо, очекивано трајање живота жена у централној Србији, које је остварило највећи пораст у последњих пола века, и за које је прогнозиран очекивани пораст од преко 6 година у наредних пола века, током целог периода може остати и на актуелном нивоу од 75,7 година, додуше са шансама испод 1%. У односу на званичну пројекцију, то је значајна разлика с обзиром да она не предвиђа никакав варијабилитет као одраз неизвесности, већ искључиво даљи пораст животног века. Треба додати да претпоставка о наставку лаганог пораста очекиваног трајања живота живорођених, током наредних деценија, пре свега подразумева да ће се то остварити на рачун све већег броја људи који улазе у популацију старих, а не на основу значајног продужења живота оних најстаријих.

Једну од главних особености пројекционе методологије стохастичке прогнозе Србије представља претпоставка о спољној миграцији. Услед недостатка адекватних историјских података, за очекивану будућу путању узета је прогноза из званичне пројекције која предвиђа постепену промену миграционог обрасца становништва

Србије, из типично емигрантске у имигрантску државу. Таква претпоставка о трансформацији заснована је на очекивању релативно скорије промене садашњег положаја наше државе у региону, изазване првенствено очекиваним уласком у ЕУ. Оно што је стохастичка пројекција додала односи се на прогнозирани варијабилитет, који је плод експертских мишљења заснованих на искуствима земаља са сличним проблемима у квалитету миграционих података односно сличним политичко-економским положајем. Међутим, оно у чему се прогноза о нивоу варијабилитета разликује у односу на прогнозе за виталне компоненте јесте реална могућност крупних структурних промена у смеру и интензитету миграционих токова. Јер, иако је званична прогноза претпоставила суштинску измену смера миграционих кретања, није узела у обзир генералну нестабилност ове компоненте, типичну за њене тенденције у прошлости. Стога је стохастичка прогноза оставила значајну могућност да миграциони биланс може бити и негативан, али и вишеструко позитиван у односу на централну тенденцију. Зашто је донета таква одлука?

Конкретно, прогнозе фертилитета и морталитета ни на основу статистичких модела ни на основу експертских мишљења не дају крупним променама много шанси. У таквим условима, услед незадрживог јачања процеса демографског старења, крајње је извесно да ће популацији Србије у најскоријој будућности бити неопходан значајан механички прилив становништва да смањи изузетно јак притисак популације старих на радни континент, изазван пензионисањем бројчано огромних *baby-boom* генерација. Формирање претпоставке која даје подједнаке шансе (око 20%) вишеструко већем приливу миграната од очекиваног, као и могућности да Србија остане перманентно емиграциона земља током читаве прве половине 21. века, омогућило је сагледавање релативног значаја миграционе компоненте за демографску будућност државе. Другим речима, уколико је капацитет фертилитета лимитиран у погледу заустављања даљег пада популационе величине Србије, циљ је био да се оцени какав је капацитет миграционе компоненте по истом питању.

## Резултати

Стохастичка прогноза предвиђа наставак опадајуће тенденције укупног броја становника Србије, регистровану још од 1991. године, као највероватнију демографску будућност, која би се огледала у смањењу актуелне популације (7,5 милиона) за скоро милион житеља до 2030. (6,6 милиона) односно за скоро милион и по до 2050. (6,1

милион). Притом је вероватноћа да половином овог века Србија има више становника него данас нешто испод 12%, али треба имати у виду да пројекциони прорачуни подразумевају укључење Србије у Европску Унију у периоду 2012-2017, тј. претпостављају позитиван миграциони биланс као највероватнију могућност током већег дела пројекционог хоризонта. И у таквим условима, највеће су шансе да популациона величина Србије у 2050. буде иста као и век раније, 1950. године.

Међутим, кроз призму стохастичких симулација, распон између варијанти званичне пројекције у погледу броја становника Србије у 2032. години, показује да је вероватноћа његовог остварења свега око 35%. С друге стране, распон између екстремних варијанти фертилитета, које директно одређују распон између варијанти популационе величине, с обзиром на одсуство алтернативних путања морталитета и миграција, има вероватноћу остварења од 74% у истој години, на основу валоризације стохастичком прогнозом. Овај налаз потврђује унутрашњу неконзистентност у изражавању неизвесности у детерминистичкој пројекцији. Осим тога, варирање варијантног распона од године до године, у оквиру стохастичке дистрибуције вероватноће, потврђује став да традиционални варијантни приступ у званичним пројекцијама не може имати статистичку интерпретацију (Lee, 1998, de Beer and Alders, 1999; Alho and Spencer, 2005).

Компарација стохастичке и званичне пројекције РЗС указала је да је врло вероватно да ће се традиционална склоност ка прецењивању стварне вредности величине популације од стране званичне пројекције наставити, чиме су потврђени и резултати анализе емпиријске грешке из три ранија званична пројекциона сета. Посебно је индикативан положај ниске варијанте у актуелној пројекцији РЗС, која се највећим делом пројекционог периода поклапа са медијаном стохастичке дистрибуције указујући на вероватни продужетак традиције да су ниска и константна варијанта званичних пројекција „ближе“ проценама стварног броја становника у односу на средњу и високу (Никитовић, 2004). Ово очекивање је појачано ексцентричним позиционирањем средње варијанте нивоа фертилитета у пројекцији РЗС, којом се више изражава жеља аутора за опоравком нивоа плодности него реално уверење да је то и оствариво.

Најважнији резултат пројекције становништва, са аспекта потреба различитих видова друштвеног планирања, представља прогноза старосне структуре. Извесан је и даљи развој процеса демографског старења. Узроци ове појаве нису само у претпостављеном одржавању нивоа фертилитета недовољног за замену генерација и порасту очекиваног трајања живота већ и у наслеђеној старосној структури односно у наглим падовима и скоковима демографских показатеља у прошлости.

Наставак процеса смањења популационе величине Србије, започет током последње деценије 20. века, биће праћен наставком процеса демографског старења током читавог пројекционог периода. На то већ указује и перманентни пораст просечне старости која од актуелних 40,6 достиже очекиваних 46,3 године на крају пројекције, при чему су шансе 22:1 да ће просечна старост становништва кроз 50 година бити већа него данас, чак и у случају да Србија постане типична имиграциона земља. Другим речима, ни прилив миграната у најбољим репродуктивно-продуктивним годинама практично не може зауставити процес демографског старења.

Популационо знатно малобројније генерације рођених од средине 1980-их до средине 2000-их у поређењу са кохортама рођеним у периоду 1971-1984, ни под претпоставком опоравка нивоа плодности, не могу спречити очекиван драстичан пад броја младих у наредним деценијама. Истовремено, с почетком изласка из радног узраста популационо најбројнијих, тзв. *baby-boom*, генерација, већ од 2010. године, очекује се непрестани пад броја потенцијалних радника, који ни очекивана имиграција након 2020. у 90% случајева неће спречити. С друге стране, врло је извесно да ће половином века број старијих од 65 година бити скоро на данашњем нивоу броја младих, тј. да ће ове две групе становништва у потпуности ротирати своје данашње позиције у популационој структури државе. Наиме, после почетног краткотрајног пада броја старих, услед уласка тзв. крњих генерација (рођених 1941-45.) у овај контингент, током пројекционог периода су извесна два већа пораста овог броја. Први и најјачи скок, доживеће кулминацију 2020-их, као последица пензионисања кохорти рођених 1945-1956, које су готово дупло бројније од генерација рођених током Другог светског рата. Други скок се очекује током последње декаде пројекције, са извесношћу од чак 90%, и одређен је пензионисањем потомака генерација компензационог фертилитета, тзв. *echo baby-boom*-а.

Анализа коефицијената који показују ниво оптерећења радног контингента од стране две економски зависне старосне групе, младих и старих, очекивано је потврдила да ће у наредним деценијама главни притисак долазити од стране све већег броја старих. Међутим, додатна информација коју пружа стохастичка прогноза је, на пример, да су шансе испод 3 промила да у 2050. очекивани притисак не буде 44 старих/100 потенцијалних радника, већ да се врати на данашњи ниво од 28/100. И индекс старења показује да је највероватније да ће половином века на 2 особе млађе од 20 година доћи 3 старе особе, док је вероватноћа да притисак старих на радну популацију буде чак дупло јачи од притиска младих – 22%.

С обзиром да је званична пројекција РЗС изражавање неизвесности у погледу демографске будућности Србије свела само на претпостављене различите варијанте у нивоу плодности, прогноза коефицијента зависности старих, као један од најзначајнијих резултата пројекције, услед неизбежног наставака процеса демографског старења односно значаја који има за планирање пензионих фондова, готово је лишена варијабилитета. Наиме, претпоставка о савршеној серијској корелацији у хипотези о фертилитету, у садејству са стопроцентном сигурношћу у кретање броја оних који су рођени пре почетка пројекције, резултирала је у 2032. релативним распонем између две екстремне варијанте (у односу на средњу) од свега 2%, док у исто време релативни распон интервала предвиђања (у односу на медијану дистрибуције) износи 28,5%, са шансама остварења 4:1, односно 43%, са шансама обухвата од 19:1.

Коначно, израда условних стохастичких резултата омогућила је и одговоре на питања о конкретном утицају сваке од компоненти на демографску будућност Србије, показавши да детерминистички концепт има алтернативу и у погледу сценаристичког тумачења могућих исхода. На пример, све симулације са нивоом плодности вишим у односу на данашњи ниво, у условима средњег темпа пораста животног века, произвеле би у највероватнијем случају популацију већу за 1,2 милиона у односу на симулирану популацију индуковану фертилитетом једнаким или нижим од актуелног у медитеранским земљама. С друге стране, у условима средњег нивоа плодности, највероватнији износ разлике између будућности пројектованих симулацијама споријег односно бржег темпа пораста животног века износио би свега 300 хиљада људи.



У погледу изражавања варијабилитета, сценарио ниског фертилитета предвиђа да су шансе 9:1 да ће Србија изгубити најмање пола милиона становника до 2050, чак и уз максималан пораст животног века. „Средњи фертилитет“ (ниво *SUF* сличан актуелном, плус/минус 0,1), у случају осетнијег пораста животног века, даје мање од 10% шанси да број становника Србије у 2050. поново буде на данашњем нивоу. Нажалост, и према сценарију високог фертилитета, најизвесније је очекивати смањење данашњег броја становника за скоро милион половином века, мада би значајнији пораст животног века, тај дефицит преполовио. Ипак, једино овај сценарио даје неке шансе да се Србија до 2050. популационо увећа у односу на данашњу величину. Најоптимистичнији развој догађаја има вероватноћу остварења 1:3, док су шансе 1:5 да број становника буде већи од 8 милиона.

Ако би Србија постала типична имиграциона земља у наредним деценијама, разлика у популационој величини између емиграционог и имиграционог концепта, под претпоставком истог сценарија „средњег фертилитета“ и „средњег трајања животног века“, би износила око 1,3 милиона становника. Другим речима, виши ниво плодности од данашњег у условима одржавања актуелног миграционог обрасца Србије прогнозира исти број становника, као и најпесимистичнија варијанта (низак фертилитет и кратак животног век) у случају имиграционог карактера државе. Закључак је да претпоставке о кретању фертилитета и миграција имају сличан ефекат на популациону величину у 2050. години. Највероватнија прогноза од 6 милиона становника Србије, према некондиционалној стохастичкој прогнози, може се постићи и у условима емиграционог карактера, ако се ниво плодности повећа у односу на данашњи, али и у ситуацији наставка актуелне тенденције опадања фертилитета, ако се оствари значајнији износ позитивног миграционог биланса.

Коначно, највеће шансе да кроз пола века Србија и даље има актуелни број становника везују се за услов неопходног подизања данашњег нивоа фертилитета у наредним деценијама, али и значајног вишка у билансу спољне миграције. Другим речима, за очување или евентуални пораст актуелног броја становника кроз пола века, пораст плодности је неопходан, али не и довољан услов.

Условне стохастичке прогнозе коефицијента зависности старих указале су, за разлику од условних прогноза популационе величине, да су утицаји фертилитета и морталитета на формирање овог односа врло слични. Поред тога, ниједан од сценарија у оба миграциона концепта, практично, не оставља могућност да се вредност коефицијента у 2050. години поврати на актуелни ниво. Другим речима, може се готово извесно тврдити да ни комбинација пораста плодности и споријег пораста животног века у условима значајне имиграције у наредним деценијама не може смањити пораст притиска старог становништва на радни контингент.

Међутим, када већ није реално очекивати да се пораст зависности старих заустави, треба обратити пажњу на чињеницу да прелазак на имиграциони профил знатно смањује распон неизвесности у погледу величине коефицијента, с обзиром на амортизацију главног извора варијабилитета везаног за старо становништво (пораст варијабилитета стопа смртности са старосћу), перманентним приливом радне популације, чији је варијабилитет под утицајем смртности знатно нижи у односу на контингент старих. Таква информација може бити врло корисна реформаторима пензионог система државе, јер могу јасно да виде да прилив радног становништва из других земаља, током наредних деценија, не само што би успорио пораст очекиване вредности коефицијента зависности старих, већ би допринео и његовој прецизнијој прогнози у условима истог нивоа ризика да систем опстане као и у емиграционим сценаријима.

Компарација стохастичких сценарија са варијантама званичне пројекције РЗС показује да ниска варијанта представља највероватнију путању популационе будућности Србије, супротно претпоставкама аутора, али слично резултатима анализе грешке у званичним пројекцијама из претходних 30 година. Другим речима, да би се, из угла стохастичких симулација, остварила демографска будућност према највероватнијој варијанти, неопходно је да претпостављени позитиван миграциони биланс Србије у званичној пројекцији, током наредних четврт века буде на нивоу знатно вишем од предвиђеног, подразумевајући јачи прилив имиграната.

Различитост коришћених метода у до сада објављеним стохастичким пројекцијама не одражава суштинске разлике у добијеним резултатима. Напротив, може се уочити

генерална сличност у исказивању неизвесности са протоком пројекционог времена. У том контексту, стохастичка пројекција становништва Србије не представља изузетак. Модел неизвесности који важи за популациону величину државе важи и за старосне групе унутар ње и њихове међусобне односе, што указује на конзистентност у погледу изражавања неизвесности за различит тип демографских показатеља, супротно детерминистичком приступу.

Уочљиве су разлике, које, поред различите методологије, рефлектују и различито виђење аутора о будућем кретању компоненти развоја, у смислу колико ће будућност личити на прошлост. Земље са дужим и квалитетнијим временским серијама одликују се, у основи, ужим интервалима предвиђања. Осим овог фактора, на пораст ширине интервала предвиђања утичу: нестабилност миграционе компоненте и мања популациона величина земље. Из тог разлога је на крају пројекционог периода највећа неизвесност у погледу броја становника за државе лоциране у јужној Европи, које имају лошу статистику миграционог биланса и истовремено се одликују високим износима легалних и илегалних имиграната, односно нестабилношћу миграционог биланса, док је обрнут случај са државама западне, а нарочито северне Европе.

У том смислу, ширина интервала предвиђања за становништво Србије у 2050. години, оцењена у овој дисертацији, одговара начелним закључцима обимне студије са упоредним пројекцијама за 18 држава, у издању холандског завода за статистику (Statistics Netherlands, 2005). Наиме, релативна ширина овог интервала је најближа интервалима за земље јужне Европе, с обзиром на генерални изостанак довољно дугих и адекватних временских серија, нарочито када су у питању миграциони подаци (одсуство званичне емиграционе евиденције), као и на знатно већу неизвесност у погледу миграционе будућности у односу на високоразвијене европске државе.

Овакав закључак упућује на потребу даљег развоја стохастичке методологије пројектовања становништва у оквиру тимова експерата, са циљем прихватања пробабилистичког приступа као званичног поступка израде националних пројекција од стране Републичког завода за статистику. Наиме, додатна експертска мишљења, свакако би утицала на смањење степена неизвесности у погледу демографске будућности Србије, представљеног у овој дисертацији, с обзиром на генерално

суздржан став експерата по питању значајнијих промена у кретању компоненти развоја, што је показала и поменута студија холандског статистичког завода.

---

## Литература и извори

1. Ahlburg, D. A. and W. Lutz (1998), "Introduction: The Need to Rethink Approaches to Population Forecasts", *Population and Development Review* 24, Supplement: Frontiers of Population Forecasting.
2. Alders, M, N. Keilman and H. Cruijsen (2007), "Assumptions for long-term stochastic population forecasts in 18 European countries", *European Journal of Population* 23: 33-69.
3. Alho, J. M. (1990), "Stochastic methods in population forecasting", *International Journal of Forecasting*, 6(4): 521-530.
4. Alho, J. M. (1997), "Scenarios, Uncertainty and Conditional Forecasts of the World Population", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)* 160(1): 71-85.
5. Alho, J. M. (2001), "Stochastic Forecast of the Lithuanian Population 2001-2050", Research Report P98-1023-R, European Union's Phare ACE Research Project <http://www.etla.fi/lithuania/dokut/chapter2.pdf>
6. Alho, J. M. (2002), "The Population of Finland in 2050 and beyond", Discussion Paper 826, The Research Institute of the Finish Economy, Helsinki.
7. Alho, J. M. and T. Nikander (2004), *Uncertain Population of Europe, Summary Results from a Stochastic Forecast*. Statistics Netherlands, Hague
8. Alho, J. M. and B. D. Spencer (1985), "Uncertain Population Forecasting", *Journal of the American Statistical Association* 80(390): 306-314.
9. Alho, J. M. and B. D. Spencer (2005), *Statistical Demography and Forecasting*, Springer, New York.

10. Booth, H, J. Maindonald and L. Smith (2002), "Applying Lee-Carter under conditions of variable mortality decline, *Population studies* 56: 325-336.
11. Breznik, D. (1956), „Zapažanja i prognoze nekih kategorija budućeg stanovništva FNRJ sa osvrtom na natalitet i mortalitet“, *Statistička revija* 3.
12. Breznik, D. (1963), „Prognoze stanovništva Jugoslavije do 1981. godine“, *Stanovništvo* 1: 46-72.
13. Breznik, D. i G. Todorović (1968), „Projekcije stanovništva Jugoslavije po republikama, 1965-1986“, *Stanovništvo* 1-2: 36-73.
14. CCSKM (2007), "Principles of the program for return of internally displaced persons from Kosovo and Metohia", Coordination Centre of Serbia for Kosovo and Metohia (CCSKM), <http://www.kc.gov.yu/D-ENGLISH/dokumenti-eng/program-povratka-eng.html>.
15. de Beer, J. and M. Alders (1999), *Probabilistic population and household forecast for the Netherlands*, Statistics Netherlands, Hague.
16. Dorn, H. (1950), "Pitfalls in population forecasts and projections", *Journal of the American Statistical Association* 45(251): 311-334.
17. Duncan, R. and C. Wilson (2004), "Is the UN Getting it Wrong?", Working Papers in Economics and Econometrics 438, Australian National University, Canberra.
18. Duchene, J. (1999), "Uncertainty in Demographic Projections and Its Consequences for the User", Working Paper 41, Statistical Commission and Economic Commission for Europe and EUROSTAT.
19. Гаћеша, Љ. (2002), „Становиштво и природно кретање становништва СР Југославије у 20. и на прагу 21. века“, Саопштење СЗС 035, Савезни завод за статистику, Београд.

20. Goodman, L. A. (1968), "An Elementary Approach to the Population Projection-Matrix, to the Population Reproductive Value, and to Related Topics in the Mathematical Theory of Population Growth", *Demography* 5(1): 382-409.
21. Godfrey, A. B. (1974), *Stochastic Models for Population Projection*, doktorska disertacija, College of Arts and Sciences of Florida State University, Tallahassee.
22. Гречић, В. ур. (1998), *Југословенске спољне миграције*, Савезно министарство за рад, здравство и социјалну политику, Институт за међународну политику и привреду, Савезни завод за тржиште рада и миграције, Београд.
23. Гречић, В. и М. Лопушина (1994), *Сви Срби света*, Принцип, Београд.
24. Група 484 (2006), *Људска права избеглица, интерно раселjenih лица, повратника, азиланата и жртava трговине људима у Србији и Црној Гори*, Група 484, Београд.
25. Hinde, A. (1998), *Demographic Methods*, Arnold-Hodder Headline Group, London.
26. Keilman, N. (1990), *Uncertainty in national population forecasting: issues, backgrounds, analyses, recommendations*, Swets and Zeitlinger, Amsterdam.
27. Keilman, N. (1998), "How Accurate Are the United Nations World Population Projections?", *Population and Development Review* 24, Supplement: Frontiers of Population Forecasting.
28. Keilman, N. and D. Q. Pham (2000), "Predictive Intervals for Age-Specific Fertility", *European Journal of Population* 16: 41-66.
29. Keilman, N. and D. Q. Pham (2004), "Empirical errors and predicted errors in fertility, mortality and migration forecasts in the European Economic Area", Discussion Paper 386. Statistics Norway, Social and Demographic Research, Oslo.

30. Keilman, N, D. Q. Pham and A. Hetland (2001), *Norway's Uncertain Demographic Future*, Statistics Norway, Oslo.
31. Keilman, N, D. Q. Pham and A. Hetland (2002), "Why population forecasts should be probabilistic – illustrated by the case of Norway", *Demographic Research* 6: 408-454.
32. Keyfitz, N. (1981), "The limits of population forecasting", *Population and Development Review*, 7(4).
33. Keyfitz, N. (1982), "Can Knowledge Improve Forecasts?", *Population and Development Review*, 8(4): 729-751.
34. Kovačević, M., Lj. Ilić i D. Cicović (1989), *Projekcije stanovništva Jugoslavije 1981-2011. godine*, Savezni zavod za statistiku i Centar za demografska istraživanja Instituta društvenih nauka, Beograd.
35. Kovačić, Z. (1995), *Analiza vremenskih serija*, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, Beograd.
36. Kravdal, O. (1994), "The Importance of Economic Activity, Economic Potential and Economic Resources for the Timing of First Births in Norway", *Population Studies* 48(2): 249-267.
37. Lah, I. (1951), "Stanovništvo Federativne Narodne Republike Jugoslavije u periodu 1948-1960 godine", *Statistička revija* 3- 4: 372-391.
38. Lee, R. D. (1974), "Forecasting births in Post-Transition Populations: Stochastic Renewal with Serially Correlated Fertility", *Journal of the American Statistical Association* 69(347): 607-617.
39. Lee, R. D. (1998), "Probabilistic Approaches to Population Forecasting", *Population and Development Review* 24, Supplement: Frontiers of Population Forecasting.



40. Lee, R. D. (2004), "Quantifying Our Ignorance: Stochastic Forecasts of Population and Public Budgets", CEDA Papers 0001, Center for the Economics and Demography of Aging, University of California, Berkeley.
41. Lee, R. D. and L. R. Carter (1992), "Modeling and Forecasting U. S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association* 87(419): 659-671.
42. Lee, R. D. and S. Tuljapurkar (1994), "Stochastic Population Forecasts for the United States: Beyond High, Medium, and Low", *Journal of the American Statistical Association* 89(428): 1175-1189.
43. Lutz, W. ed. (1996), *The Future Population of The World: What Can We Assume Today?*, Earthscan Publications Ltd, London.
44. Lutz, W, W. C. Sanderson and S. Scherbov (1997), "Doubling of world population unlikely", *Nature* 387(6635): 803-805.
45. Lutz, W, W. C. Sanderson and S. Scherbov (1998), "Expert-Based Probabilistic Population Projections", *Population and Development Review* 24, Supplement: Frontiers of Population Forecasting.
46. Lutz, W, W. C. Sanderson and S. Scherbov (2001), "The end of world population growth", *Nature* 412: 543-545.
47. Lutz, W. and S. Scherbov (1998), "An Expert-Based Framework for Probabilistic National Population Projections: The Example of Austria", *European Journal of Population* 14: 1-17.
48. Lutz, W. and S. Scherbov (2002), "Can Immigration Compensate for Europe's Low Fertility?", Interim Report of IIASA, IR-02-052, International Institute for Applied System Analysis, Laxenburg.

49. Lukic, V. and V. Nikitovic (2004), "Refugees from Bosnia and Herzegovina in Serbia: A Study of Refugee Selectivity", *International Migration*: 85-110.
50. Matković, G. (1999), „Izbeglice i druga ratom ugrožena lica“. U M. Rašević (ur.), *Razvitak stanovništva Srbije 1991-1997*, Centar za demografska istraživanja Instituta društvenih nauka, Beograd.
51. Matysiak, A. and B. Nowok (2006), "Stochastic forecast of the population of Poland, 2005-2050", Working paper WP 2006-026, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.
52. Meadows, H. D, D. L. Meadows, J. Randers and W. W. Behrens (1972), *The Limits to Growth*, Universe Books, New York.
53. Mulder, T. J. (2002), "Accuracy of the U.S. Census Bureau National Population Projections and Their Respective Components of Change", Population Division Working Paper 50, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce, Washington.
54. Никитовић, В. (2004), *Тачност пројекција становништва Србије*, Географски институт „Јован Цвијић“ САНУ, Београд.
55. Nikitović, V. (2005), "Could Forced Immigrants be of Significant Impact on Future Demographic Change of Serbia", In A. Parant (Ed.) *Migrations, Crises and Recent Conflicts in the Balkans*, Demobalk, Paris: 215-224.
56. Nikitović, V. (2007), "Stohastička projekcija stanovništva Centralne Srbije na osnovu empirijskih projekcionih grešaka", *Stanovništvo* 2: 7-31.
57. NORC (2005), *IDPs From Kosovo: Stuck between Uncertain Return Prospects and Denial of Local Integration*, Global IDP Project, Norwegian Refugee Council (NRC), Geneva.

58. NRC (2000), *Beyond Six Billion: Forecasting the World's Population*, Panel on Population Projections; Bongaarts, J. and R. Bulatao (eds), Committee on Population, Commission on Behavioral and Social Sciences and Education, National Academy Press, Washington, DC.
59. O'Neill, B. C. (2003), "Conditional Probabilistic Population Projections: An Application to Climate Change", Interim Report of IIASA, IR-03-051, International Institute for Applied System Analysis, Laxenburg.
60. O'Neill, B. C. and D. Balk (2001), "World Population Futures", *Population Bulletin* 56(3).
61. O'Neill, B. C., D. Balk, M. Brickman and M. Ezra (2001), "A Guide to Global Population Projections", *Demographic Research* 4: 203-88.
62. Penev, G. (1993), "Projekcije stanovništva SR Jugoslavije, 1991-2150. u kontekstu dugoročnih projekcija stanovništva sveta", *Stanovništvo* 1-4/1992, 1-2/1993: 63-98.
63. Penev, G., Lj. Sekulić i D. Cicović (1996), *Projekcije stanovništva Savezne Republike Jugoslavije 1991-2021*, Savezni zavod za statistiku i Centar za demografska istraživanja Instituta društvenih nauka, Beograd.
64. Radivojević, B. (1978), "Smrtnost stanovništva Jugoslavije prema starosti i polu u razdoblju 1952-1976", *Stanovništvo* 1-4: 118-137.
65. Rogers, A. (1990), „Requiem for the net migrant“, *Geographical Analysis* 22: 283-300.
66. РЗС (2007), *Демографска статистика 2004*, Републички завод за статистику Србије, Београд.
67. Sanderson, W. (1998), "Knowledge Can Improve forecasts: A review of selected socioeconomic population projection models", *Population and Development Review* 24, Supplement: Frontiers of Population Forecasting.

68. Sanderson, W. C, S. Scherbov, B. C. O'Neill and W. Lutz (2004), "Conditional Probabilistic population forecasting", *International Statistical Review* 72-2: 157-166.
69. Sekulić, Lj. (2005), „Projekcije stanovništva Srbije, 2002-2032“, *Statistička revija* 1-4.
70. Stoto, M. (1983), "The Accuracy of Population Projections", *Journal of the American Statistical Society* 78: 13-20.
71. Statistics Netherlands (2005), *Changing Population of Europe: Uncertain Future*. Statistics Netherlands, Hague.
72. Todorović, G. i A. Plavec (1973), *Projekcije stanovništva Jugoslavije 1970-2000. godine*, tomovi 1-5, Savezni zavod za statistiku, Centar za demografska istraživanja Instituta društvenih nauka, Beograd.
73. Torri, T. and D. Vignoli (2007), "Forecasting the Italian population, 2005-2055: a stochastic approach", *Genus* 1-2: 93-118.
74. UN (2004), *World Population to 2300*, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, United Nations, New York.
75. UN (2007), *World Population Prospects. The 2006 Revision*, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, United Nations, New York.
76. Vuković, D. (2005), „Migrations of the labour force from Serbia“, *South-East Europe Review* 4: 139-150.
77. Wilson, T. and M. Bell (2004), "Australia's uncertain demographic future", *Demographic research* 11: 194-234.

## Прилози

Табела 1. Коригована полно-старосна структура становништва Републике Србије, 31.12.2005.

Старост	Мушкарци	Жене	Старост	Мушкарци	Жене	Старост	Мушкарци	Жене
0	37508	35463	41	47660	48593	82	10275	18309
1	40907	38501	42	49641	51184	83	8642	15740
2	41332	38805	43	50505	51821	84	7545	12720
3	40943	38743	44	52164	53869	85	5736	10823
4	39385	37681	45	53739	55633	86	4804	8137
5	36797	35386	46	52447	53714	87	1531	2781
6	36516	34485	47	53534	54860	88	1359	2249
7	37316	35989	48	52712	54418	89	957	1738
8	38910	37060	49	57621	59449	90	577	1207
9	40821	38618	50	60014	61028	91	1507	2546
10	43171	40509	51	63873	65158	92	656	1148
11	42725	40488	52	62391	63417	93	867	1612
12	43613	41236	53	64097	65840	94	516	804
13	43422	41717	54	54728	56401	95	482	817
14	45136	43343	55	59311	62709	96	289	498
15	45297	43162	56	55139	58612	97	215	320
16	45647	43823	57	52584	56854	98	172	245
17	49190	46327	58	48569	52727	99	121	216
18	50103	47473	59	41030	45180	100+	461	832
19	50017	47932	60	30417	34266			
20	51400	49234	61	33450	38428			
21	53250	51630	62	33942	38805			
22	53627	51530	63	35125	40664			
23	52887	50931	64	36915	43063			
24	52534	50883	65	39498	45773			
25	53400	51537	66	37597	45310			
26	53043	51084	67	37517	46312			
27	53768	51730	68	38227	47099			
28	53618	52275	69	37608	46249			
29	53530	52665	70	37032	45966			
30	53052	52381	71	36729	46813			
31	51462	50937	72	34465	45294			
32	50941	50815	73	33148	44739			
33	49240	49504	74	30556	40575			
34	49386	49102	75	28978	40364			
35	48156	47922	76	25725	36052			
36	48285	48617	77	22932	33350			
37	47554	48762	78	19986	30770			
38	48279	49324	79	17254	28183			
39	47838	49158	80	14214	23974			
40	49166	50011	81	12436	21773			

Табела 2. Специфичне стопе морталитета према старости (жене), оцена за 2005. и прогноза за 2050.

Старост	2005.	2050.	Старост	2005.	2050.	Старост	2005.	2050.
0	0,0081	0,0027	41	0,0015	0,0007	82	0,1178	0,0526
1	0,0010	0,0003	42	0,0018	0,0008	83	0,1302	0,0600
2	0,0004	0,0001	43	0,0020	0,0009	84	0,1439	0,0693
3	0,0002	0,0001	44	0,0023	0,0010	85	0,1590	0,0770
4	0,0002	0,0001	45	0,0027	0,0011	86	0,1757	0,0901
5	0,0002	0,0001	46	0,0029	0,0013	87	0,1942	0,1007
6	0,0002	0,0001	47	0,0032	0,0014	88	0,2145	0,1156
7	0,0002	0,0000	48	0,0036	0,0017	89	0,2371	0,1303
8	0,0002	0,0001	49	0,0039	0,0018	90	0,2620	0,1470
9	0,0002	0,0001	50	0,0041	0,0021	91	0,2895	0,1649
10	0,0001	0,0001	51	0,0045	0,0022	92	0,3199	0,1811
11	0,0002	0,0001	52	0,0050	0,0023	93	0,3535	0,1993
12	0,0002	0,0001	53	0,0055	0,0026	94	0,3906	0,2245
13	0,0002	0,0001	54	0,0059	0,0029	95	0,4317	0,2435
14	0,0002	0,0001	55	0,0064	0,0031	96	0,4770	0,2676
15	0,0002	0,0002	56	0,0069	0,0035	97	0,5271	0,2896
16	0,0003	0,0002	57	0,0077	0,0039	98	0,5825	0,3105
17	0,0003	0,0002	58	0,0081	0,0042	99	0,6436	0,3417
18	0,0003	0,0002	59	0,0093	0,0047			
19	0,0003	0,0003	60	0,0106	0,0052			
20	0,0003	0,0003	61	0,0114	0,0057			
21	0,0003	0,0003	62	0,0125	0,0061			
22	0,0003	0,0003	63	0,0137	0,0066			
23	0,0004	0,0003	64	0,0149	0,0072			
24	0,0003	0,0002	65	0,0169	0,0079			
25	0,0004	0,0002	66	0,0187	0,0085			
26	0,0005	0,0003	67	0,0214	0,0094			
27	0,0005	0,0003	68	0,0241	0,0103			
28	0,0004	0,0003	69	0,0268	0,0117			
29	0,0005	0,0003	70	0,0304	0,0133			
30	0,0006	0,0004	71	0,0340	0,0143			
31	0,0006	0,0003	72	0,0385	0,0158			
32	0,0006	0,0004	73	0,0436	0,0174			
33	0,0006	0,0004	74	0,0488	0,0195			
34	0,0007	0,0004	75	0,0551	0,0215			
35	0,0008	0,0004	76	0,0615	0,0241			
36	0,0010	0,0005	77	0,0689	0,0274			
37	0,0011	0,0005	78	0,0764	0,0315			
38	0,0011	0,0006	79	0,0858	0,0359			
39	0,0012	0,0006	80	0,0965	0,0401			
40	0,0014	0,0007	81	0,1066	0,0460			

Извори: Детаљне таблице смртности (РЗС, 2006; Statistics Sweden, 2006).

Табела 3. Специфичне стопе морталитета према старости (мушкарци), оцена за 2005. и прогноза за 2050.

Старост	2005.	2050.	Старост	2005.	2050.	Старост	2005.	2050.
0	0,0104	0,0032	41	0,0036	0,0012	82	0,1502	0,0809
1	0,0012	0,0003	42	0,0038	0,0014	83	0,1634	0,0904
2	0,0005	0,0002	43	0,0042	0,0015	84	0,1777	0,1012
3	0,0004	0,0002	44	0,0053	0,0017	85	0,1933	0,1137
4	0,0003	0,0001	45	0,0061	0,0018	86	0,2102	0,1270
5	0,0004	0,0001	46	0,0065	0,0020	87	0,2287	0,1415
6	0,0003	0,0001	47	0,0071	0,0022	88	0,2487	0,1584
7	0,0002	0,0001	48	0,0081	0,0023	89	0,2705	0,1752
8	0,0002	0,0001	49	0,0093	0,0027	90	0,2943	0,1907
9	0,0002	0,0001	50	0,0107	0,0029	91	0,3201	0,2068
10	0,0002	0,0001	51	0,0117	0,0032	92	0,3481	0,2293
11	0,0003	0,0001	52	0,0132	0,0035	93	0,3787	0,2578
12	0,0003	0,0001	53	0,0141	0,0041	94	0,4119	0,2724
13	0,0004	0,0001	54	0,0151	0,0044	95	0,4480	0,2937
14	0,0004	0,0001	55	0,0167	0,0049	96	0,4873	0,3180
15	0,0003	0,0002	56	0,0188	0,0053	97	0,5300	0,3469
16	0,0004	0,0003	57	0,0202	0,0059	98	0,5765	0,3645
17	0,0007	0,0003	58	0,0224	0,0063	99	0,6270	0,3674
18	0,0008	0,0004	59	0,0231	0,0070			
19	0,0010	0,0006	60	0,0241	0,0078			
20	0,0009	0,0007	61	0,0266	0,0086			
21	0,0010	0,0007	62	0,0287	0,0093			
22	0,0010	0,0007	63	0,0308	0,0104			
23	0,0012	0,0008	64	0,0334	0,0115			
24	0,0012	0,0007	65	0,0368	0,0132			
25	0,0010	0,0007	66	0,0391	0,0150			
26	0,0009	0,0007	67	0,0427	0,0157			
27	0,0011	0,0006	68	0,0465	0,0176			
28	0,0010	0,0006	69	0,0503	0,0196			
29	0,0012	0,0007	70	0,0541	0,0218			
30	0,0012	0,0006	71	0,0593	0,0245			
31	0,0013	0,0006	72	0,0658	0,0270			
32	0,0014	0,0006	73	0,0712	0,0301			
33	0,0017	0,0006	74	0,0779	0,0333			
34	0,0016	0,0007	75	0,0856	0,0367			
35	0,0018	0,0007	76	0,0939	0,0409			
36	0,0019	0,0008	77	0,1021	0,0461			
37	0,0023	0,0008	78	0,1089	0,0507			
38	0,0024	0,0009	79	0,1191	0,0571			
39	0,0024	0,0011	80	0,1270	0,0643			
40	0,0030	0,0011	81	0,1381	0,0730			

Извори: Детаљне таблице смртности (PЗС, 2006; Statistics Sweden, 2006).

Табела 4. Дистрибуција вероватноће укупног броја становника Републике Србије

Година	Перцентили				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	7.509.308	7.511.684	7.520.612	7.529.973	7.532.634
2007	7.458.035	7.463.566	7.482.084	7.500.859	7.506.726
2008	7.403.389	7.411.825	7.443.150	7.474.854	7.484.612
2009	7.345.300	7.357.130	7.403.373	7.451.232	7.464.883
2010	7.283.486	7.299.157	7.363.251	7.429.106	7.447.665
2011	7.216.855	7.239.531	7.323.437	7.407.928	7.433.631
2012	7.160.676	7.187.097	7.282.972	7.381.429	7.410.698
2013	7.088.444	7.121.901	7.241.710	7.367.457	7.402.198
2014	7.011.850	7.052.977	7.200.912	7.354.171	7.399.363
2015	6.933.068	6.982.504	7.160.817	7.343.332	7.397.439
2016	6.851.503	6.907.906	7.119.798	7.333.296	7.396.917
2017	6.771.661	6.833.065	7.079.408	7.326.397	7.402.850
2018	6.688.643	6.758.994	7.039.068	7.322.860	7.406.163
2019	6.604.397	6.684.075	6.997.606	7.317.054	7.410.763
2020	6.523.204	6.611.157	6.958.638	7.309.302	7.413.595
2021	6.440.077	6.538.012	6.917.109	7.303.560	7.421.604
2022	6.358.290	6.465.302	6.877.240	7.299.589	7.427.817
2023	6.274.301	6.389.175	6.838.262	7.297.014	7.437.755
2024	6.192.786	6.317.242	6.801.241	7.296.941	7.446.771
2025	6.112.617	6.249.391	6.765.698	7.296.522	7.456.747
2026	6.031.799	6.176.883	6.731.252	7.297.434	7.466.669
2027	5.950.467	6.104.259	6.694.172	7.300.382	7.483.733
2028	5.868.658	6.032.993	6.659.539	7.301.407	7.503.212
2029	5.789.564	5.964.834	6.623.886	7.302.617	7.514.488
2030	5.711.294	5.896.203	6.589.549	7.311.571	7.529.217
2031	5.634.326	5.827.830	6.557.538	7.319.006	7.546.744
2032	5.561.545	5.760.492	6.525.595	7.327.803	7.568.455
2033	5.482.066	5.691.134	6.494.680	7.330.378	7.592.162
2034	5.402.175	5.622.305	6.462.955	7.343.826	7.618.170
2035	5.325.457	5.560.247	6.433.182	7.356.767	7.644.478
2036	5.246.794	5.494.519	6.400.282	7.370.148	7.674.106
2037	5.166.297	5.424.615	6.371.243	7.377.737	7.697.839
2038	5.094.963	5.358.774	6.340.892	7.396.575	7.727.429
2039	5.016.371	5.290.873	6.313.672	7.409.460	7.752.838
2040	4.943.603	5.227.521	6.285.938	7.424.186	7.789.287
2041	4.870.247	5.160.566	6.258.507	7.443.521	7.815.148
2042	4.802.382	5.097.377	6.228.254	7.464.696	7.851.253
2043	4.731.714	5.036.387	6.204.600	7.485.804	7.896.634
2044	4.664.162	4.969.658	6.180.279	7.513.536	7.936.586
2045	4.591.410	4.910.643	6.154.415	7.536.854	7.975.447
2046	4.522.152	4.851.812	6.131.971	7.564.100	8.014.641
2047	4.456.658	4.794.118	6.112.258	7.598.182	8.071.433
2048	4.388.062	4.732.446	6.092.104	7.622.973	8.127.025
2049	4.319.777	4.680.060	6.076.847	7.647.469	8.183.905
2050	4.252.540	4.625.011	6.061.949	7.682.120	8.237.937

Извор: ауторова база симулација.



Табела 5. Дистрибуција вероватноће становништва Републике Србије млађег од 20 година

Година	Перцентили				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	1.621.693	1.622.899	1.627.316	1.632.170	1.633.527
2007	1.586.501	1.589.271	1.599.480	1.610.630	1.613.773
2008	1.551.506	1.556.160	1.573.336	1.592.126	1.597.720
2009	1.521.095	1.527.186	1.552.619	1.580.974	1.588.969
2010	1.489.505	1.498.154	1.532.556	1.570.950	1.581.583
2011	1.456.422	1.468.022	1.511.603	1.561.083	1.575.127
2012	1.426.804	1.440.669	1.493.341	1.554.391	1.571.099
2013	1.394.470	1.411.963	1.474.909	1.548.561	1.570.040
2014	1.361.160	1.382.326	1.457.067	1.545.175	1.570.301
2015	1.327.686	1.350.265	1.438.518	1.540.958	1.570.849
2016	1.295.323	1.320.940	1.422.535	1.540.507	1.574.625
2017	1.264.755	1.294.308	1.409.144	1.543.125	1.581.609
2018	1.237.984	1.269.582	1.397.333	1.547.801	1.592.866
2019	1.210.393	1.244.302	1.387.041	1.553.686	1.603.431
2020	1.181.281	1.219.421	1.374.659	1.558.120	1.614.552
2021	1.147.224	1.187.138	1.356.622	1.557.018	1.618.121
2022	1.109.270	1.152.677	1.335.859	1.553.745	1.621.733
2023	1.068.799	1.116.045	1.313.231	1.549.744	1.623.033
2024	1.031.848	1.080.562	1.292.412	1.546.733	1.624.388
2025	999.677	1.050.860	1.277.097	1.550.204	1.635.537
2026	971.747	1.024.791	1.262.891	1.550.724	1.641.037
2027	944.085	999.635	1.247.208	1.550.166	1.644.882
2028	918.130	974.996	1.232.225	1.549.111	1.648.242
2029	893.204	951.241	1.217.508	1.548.178	1.651.928
2030	868.904	929.877	1.203.270	1.547.197	1.658.897
2031	844.217	908.125	1.190.682	1.548.520	1.667.504
2032	821.336	887.961	1.178.002	1.549.978	1.670.197
2033	798.950	867.137	1.165.610	1.551.232	1.677.071
2034	778.732	847.242	1.153.182	1.553.678	1.686.051
2035	758.117	828.363	1.142.530	1.557.599	1.695.073
2036	739.502	811.452	1.132.199	1.560.481	1.706.507
2037	721.264	793.381	1.122.330	1.567.744	1.720.086
2038	704.976	776.185	1.112.683	1.572.871	1.734.683
2039	684.438	760.531	1.104.606	1.582.586	1.749.901
2040	667.948	745.267	1.094.950	1.589.634	1.764.953
2041	651.922	729.078	1.088.296	1.599.380	1.782.382
2042	635.296	714.248	1.082.120	1.612.576	1.801.309
2043	620.654	699.562	1.075.465	1.621.527	1.816.965
2044	605.234	685.129	1.067.706	1.631.361	1.840.255
2045	590.198	671.389	1.062.197	1.645.428	1.860.842
2046	574.166	657.296	1.055.736	1.657.777	1.878.182
2047	559.373	643.924	1.049.118	1.672.532	1.906.867
2048	546.275	631.888	1.042.789	1.688.366	1.930.162
2049	534.054	619.548	1.036.291	1.700.682	1.951.464
2050	517.316	605.587	1.030.577	1.713.286	1.970.343

Извор: ауторова база симулација.

Табела 6. Дистрибуција вероватноће становништва Републике Србије старог 20-64 године

Година	Перцентили				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	4.587.147	4.588.861	4.594.290	4.599.916	4.601.411
2007	4.578.035	4.581.119	4.591.775	4.602.419	4.605.224
2008	4.568.924	4.574.085	4.591.677	4.609.326	4.614.516
2009	4.553.075	4.560.734	4.587.746	4.614.080	4.621.332
2010	4.542.346	4.553.408	4.589.983	4.626.264	4.636.435
2011	4.511.616	4.526.948	4.574.323	4.621.642	4.634.545
2012	4.473.597	4.490.197	4.543.705	4.596.441	4.611.247
2013	4.414.976	4.436.880	4.506.563	4.575.930	4.594.741
2014	4.351.578	4.379.850	4.465.988	4.553.230	4.576.977
2015	4.280.729	4.315.484	4.420.991	4.526.914	4.557.862
2016	4.216.278	4.255.698	4.383.333	4.509.301	4.546.131
2017	4.133.173	4.178.729	4.327.271	4.475.130	4.518.979
2018	4.052.171	4.103.771	4.275.209	4.444.102	4.494.909
2019	3.968.518	4.025.413	4.219.414	4.408.862	4.465.383
2020	3.891.681	3.954.904	4.172.128	4.382.929	4.445.398
2021	3.828.270	3.896.664	4.135.540	4.368.665	4.436.423
2022	3.771.900	3.849.854	4.109.352	4.367.173	4.441.207
2023	3.720.883	3.803.184	4.085.988	4.366.515	4.445.810
2024	3.671.792	3.757.997	4.064.708	4.367.327	4.451.704
2025	3.610.553	3.706.259	4.033.815	4.357.137	4.451.987
2026	3.553.349	3.654.668	4.006.476	4.353.955	4.456.758
2027	3.502.188	3.609.751	3.984.178	4.353.643	4.462.328
2028	3.449.609	3.563.189	3.963.239	4.352.685	4.468.134
2029	3.402.734	3.521.997	3.945.524	4.358.728	4.478.721
2030	3.352.317	3.479.049	3.925.188	4.364.424	4.488.180
2031	3.302.775	3.435.293	3.911.715	4.369.104	4.502.317
2032	3.254.921	3.392.724	3.894.925	4.374.834	4.511.243
2033	3.209.933	3.354.144	3.877.039	4.385.019	4.530.551
2034	3.163.008	3.313.072	3.860.729	4.393.264	4.545.394
2035	3.115.601	3.268.708	3.844.267	4.401.822	4.556.735
2036	3.061.977	3.225.747	3.823.160	4.407.665	4.572.970
2037	3.010.608	3.185.697	3.800.426	4.412.936	4.583.156
2038	2.956.176	3.134.294	3.777.264	4.411.421	4.591.185
2039	2.904.536	3.087.103	3.753.667	4.410.912	4.598.645
2040	2.847.057	3.035.335	3.727.898	4.410.010	4.602.233
2041	2.785.539	2.984.279	3.701.771	4.404.445	4.602.274
2042	2.731.570	2.937.430	3.673.157	4.399.840	4.603.209
2043	2.674.007	2.887.891	3.645.426	4.393.735	4.606.511
2044	2.615.404	2.842.700	3.618.791	4.393.326	4.618.659
2045	2.562.450	2.795.903	3.595.772	4.392.225	4.627.804
2046	2.509.871	2.748.771	3.572.322	4.389.657	4.632.032
2047	2.458.081	2.701.119	3.548.816	4.390.881	4.636.676
2048	2.402.077	2.658.435	3.520.673	4.387.630	4.641.177
2049	2.350.070	2.613.926	3.496.841	4.388.068	4.647.605
2050	2.309.361	2.572.488	3.477.010	4.386.628	4.665.388

Извор: ауторова база симулација.

Табела 7. Дистрибуција вероватноће становништва Републике Србије старог 65 и више година

Година	Перцентили				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	1.296.830	1.297.222	1.298.971	1.300.584	1.301.194
2007	1.284.605	1.285.986	1.290.630	1.295.327	1.296.698
2008	1.267.059	1.269.809	1.277.903	1.285.943	1.288.456
2009	1.246.676	1.250.910	1.262.895	1.274.896	1.278.594
2010	1.218.190	1.223.916	1.240.346	1.256.572	1.261.554
2011	1.207.971	1.215.395	1.236.330	1.257.507	1.263.880
2012	1.209.799	1.218.997	1.244.611	1.270.728	1.278.578
2013	1.217.131	1.228.007	1.258.873	1.290.282	1.299.548
2014	1.226.839	1.239.519	1.275.651	1.312.654	1.323.435
2015	1.242.403	1.257.126	1.298.465	1.341.053	1.353.430
2016	1.247.830	1.264.064	1.310.805	1.358.759	1.372.843
2017	1.268.485	1.286.182	1.338.503	1.392.315	1.408.125
2018	1.285.021	1.304.147	1.362.013	1.421.327	1.438.834
2019	1.303.620	1.324.190	1.387.289	1.452.396	1.471.626
2020	1.315.393	1.337.165	1.405.809	1.476.013	1.497.208
2021	1.323.285	1.346.567	1.420.305	1.496.144	1.518.893
2022	1.322.905	1.347.298	1.426.637	1.507.767	1.531.359
2023	1.323.780	1.349.524	1.433.711	1.520.624	1.545.424
2024	1.323.143	1.349.384	1.439.077	1.531.526	1.557.708
2025	1.325.257	1.352.379	1.447.112	1.544.703	1.572.578
2026	1.324.259	1.352.605	1.452.273	1.555.075	1.584.772
2027	1.319.909	1.349.835	1.454.097	1.562.016	1.594.071
2028	1.314.332	1.345.709	1.454.892	1.568.181	1.601.654
2029	1.305.192	1.338.029	1.452.074	1.570.467	1.605.394
2030	1.298.831	1.332.994	1.451.754	1.574.846	1.612.295
2031	1.290.655	1.325.901	1.449.345	1.577.779	1.617.205
2032	1.281.577	1.318.904	1.447.710	1.581.131	1.622.337
2033	1.272.417	1.311.391	1.444.706	1.583.800	1.626.263
2034	1.263.789	1.304.234	1.441.653	1.587.067	1.629.957
2035	1.254.337	1.296.355	1.438.677	1.589.080	1.633.936
2036	1.246.352	1.290.526	1.438.053	1.593.770	1.641.390
2037	1.238.730	1.284.903	1.436.842	1.598.985	1.647.699
2038	1.234.526	1.282.382	1.438.338	1.605.729	1.656.612
2039	1.233.494	1.281.042	1.440.776	1.613.618	1.666.843
2040	1.233.409	1.282.908	1.446.456	1.624.672	1.678.446
2041	1.233.535	1.283.533	1.453.016	1.638.059	1.693.519
2042	1.235.930	1.285.443	1.459.279	1.651.684	1.707.244
2043	1.235.159	1.287.037	1.466.398	1.664.729	1.720.909
2044	1.235.495	1.287.807	1.472.963	1.677.421	1.736.680
2045	1.236.977	1.289.004	1.482.419	1.691.664	1.753.704
2046	1.237.015	1.289.504	1.489.217	1.705.543	1.770.766
2047	1.237.734	1.291.315	1.499.489	1.722.335	1.789.061
2048	1.240.414	1.294.917	1.510.029	1.740.865	1.809.883
2049	1.242.626	1.299.433	1.520.890	1.761.608	1.832.729
2050	1.242.508	1.301.311	1.528.911	1.779.485	1.854.898

Извор: ауторова база симулација.

Табела 8. Дистрибуција вероватноће коефицијента зависности младих Републике Србије

Година	Перценти				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	0,353	0,353	0,354	0,355	0,355
2007	0,346	0,346	0,348	0,351	0,351
2008	0,338	0,339	0,343	0,346	0,348
2009	0,332	0,333	0,338	0,344	0,346
2010	0,325	0,327	0,334	0,342	0,344
2011	0,319	0,322	0,330	0,340	0,343
2012	0,315	0,318	0,329	0,341	0,345
2013	0,311	0,314	0,327	0,342	0,347
2014	0,307	0,311	0,326	0,344	0,349
2015	0,303	0,308	0,325	0,346	0,352
2016	0,299	0,304	0,324	0,348	0,355
2017	0,296	0,302	0,326	0,353	0,361
2018	0,294	0,301	0,327	0,358	0,367
2019	0,292	0,300	0,329	0,363	0,373
2020	0,289	0,298	0,330	0,368	0,379
2021	0,284	0,293	0,328	0,370	0,383
2022	0,277	0,287	0,325	0,371	0,385
2023	0,270	0,280	0,321	0,371	0,386
2024	0,262	0,274	0,318	0,372	0,388
2025	0,256	0,269	0,317	0,375	0,393
2026	0,252	0,265	0,315	0,377	0,395
2027	0,248	0,261	0,313	0,377	0,397
2028	0,243	0,258	0,311	0,378	0,398
2029	0,239	0,253	0,309	0,377	0,398
2030	0,235	0,250	0,307	0,378	0,399
2031	0,232	0,247	0,305	0,378	0,400
2032	0,228	0,244	0,303	0,378	0,401
2033	0,225	0,241	0,301	0,378	0,403
2034	0,222	0,238	0,299	0,379	0,404
2035	0,219	0,235	0,298	0,380	0,406
2036	0,216	0,232	0,297	0,381	0,408
2037	0,213	0,230	0,296	0,383	0,411
2038	0,211	0,228	0,295	0,385	0,414
2039	0,209	0,226	0,295	0,388	0,418
2040	0,207	0,225	0,295	0,391	0,422
2041	0,205	0,223	0,295	0,394	0,428
2042	0,203	0,222	0,295	0,398	0,433
2043	0,202	0,220	0,296	0,402	0,438
2044	0,200	0,219	0,296	0,406	0,443
2045	0,198	0,217	0,297	0,410	0,448
2046	0,197	0,216	0,297	0,414	0,454
2047	0,195	0,215	0,297	0,418	0,460
2048	0,194	0,213	0,298	0,422	0,466
2049	0,192	0,212	0,298	0,426	0,471
2050	0,191	0,211	0,299	0,429	0,476

Извор: ауторова база симулација.

Табела 9. Дистрибуција вероватноће коефицијента зависности старих Републике Србије

Година	Перценти				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	0,282	0,282	0,283	0,283	0,283
2007	0,280	0,280	0,281	0,282	0,282
2008	0,276	0,276	0,278	0,280	0,281
2009	0,272	0,272	0,275	0,278	0,279
2010	0,265	0,266	0,270	0,274	0,275
2011	0,264	0,265	0,270	0,275	0,277
2012	0,266	0,268	0,274	0,280	0,282
2013	0,270	0,272	0,279	0,287	0,289
2014	0,274	0,276	0,286	0,295	0,297
2015	0,280	0,283	0,294	0,305	0,308
2016	0,283	0,286	0,299	0,312	0,316
2017	0,290	0,294	0,309	0,325	0,329
2018	0,297	0,301	0,319	0,337	0,342
2019	0,304	0,309	0,329	0,349	0,355
2020	0,309	0,315	0,337	0,360	0,367
2021	0,313	0,319	0,344	0,369	0,377
2022	0,314	0,320	0,347	0,376	0,384
2023	0,315	0,322	0,351	0,382	0,391
2024	0,315	0,323	0,354	0,388	0,399
2025	0,317	0,325	0,359	0,395	0,407
2026	0,318	0,327	0,363	0,402	0,414
2027	0,318	0,327	0,365	0,408	0,421
2028	0,318	0,327	0,368	0,413	0,427
2029	0,316	0,326	0,369	0,417	0,432
2030	0,315	0,326	0,370	0,422	0,438
2031	0,314	0,325	0,372	0,426	0,443
2032	0,313	0,324	0,373	0,430	0,449
2033	0,311	0,323	0,373	0,434	0,454
2034	0,310	0,322	0,375	0,438	0,459
2035	0,309	0,321	0,375	0,442	0,464
2036	0,309	0,321	0,377	0,447	0,470
2037	0,308	0,321	0,379	0,451	0,476
2038	0,309	0,323	0,381	0,458	0,484
2039	0,310	0,324	0,385	0,464	0,492
2040	0,313	0,326	0,389	0,472	0,501
2041	0,315	0,329	0,394	0,481	0,511
2042	0,318	0,332	0,398	0,489	0,520
2043	0,320	0,335	0,404	0,498	0,531
2044	0,323	0,337	0,408	0,506	0,542
2045	0,327	0,341	0,413	0,515	0,554
2046	0,330	0,344	0,418	0,524	0,564
2047	0,333	0,348	0,424	0,534	0,575
2048	0,337	0,352	0,430	0,545	0,587
2049	0,341	0,357	0,437	0,555	0,600
2050	0,344	0,360	0,442	0,564	0,613

Извор: ауторова база симулација.

Табела 10. Дистрибуција вероватноће коефицијента старосне зависности Републике Србије

Година	Перцентили				
	5%	10%	50%	90%	95%
2006	0,636	0,636	0,637	0,638	0,638
2007	0,627	0,627	0,629	0,632	0,633
2008	0,616	0,617	0,621	0,625	0,626
2009	0,607	0,608	0,614	0,620	0,622
2010	0,594	0,597	0,604	0,612	0,615
2011	0,588	0,591	0,601	0,611	0,615
2012	0,587	0,591	0,603	0,616	0,620
2013	0,588	0,592	0,607	0,623	0,628
2014	0,590	0,595	0,612	0,631	0,637
2015	0,593	0,599	0,619	0,642	0,649
2016	0,594	0,601	0,624	0,650	0,658
2017	0,602	0,609	0,636	0,665	0,675
2018	0,608	0,616	0,646	0,680	0,691
2019	0,615	0,625	0,659	0,696	0,708
2020	0,620	0,630	0,668	0,709	0,723
2021	0,620	0,632	0,673	0,719	0,734
2022	0,616	0,628	0,674	0,724	0,741
2023	0,612	0,625	0,674	0,729	0,747
2024	0,607	0,621	0,674	0,733	0,753
2025	0,606	0,621	0,678	0,742	0,764
2026	0,605	0,621	0,680	0,748	0,771
2027	0,602	0,619	0,681	0,752	0,776
2028	0,600	0,617	0,682	0,755	0,780
2029	0,597	0,615	0,681	0,756	0,782
2030	0,594	0,613	0,681	0,758	0,785
2031	0,591	0,610	0,680	0,760	0,786
2032	0,589	0,609	0,680	0,762	0,789
2033	0,587	0,606	0,680	0,764	0,792
2034	0,585	0,605	0,680	0,766	0,794
2035	0,583	0,603	0,679	0,769	0,797
2036	0,582	0,603	0,680	0,772	0,802
2037	0,581	0,602	0,682	0,777	0,807
2038	0,581	0,603	0,685	0,783	0,814
2039	0,582	0,605	0,688	0,789	0,821
2040	0,585	0,607	0,693	0,797	0,831
2041	0,587	0,610	0,699	0,806	0,842
2042	0,591	0,614	0,704	0,815	0,851
2043	0,594	0,618	0,711	0,825	0,862
2044	0,598	0,622	0,716	0,834	0,873
2045	0,602	0,627	0,723	0,843	0,884
2046	0,606	0,631	0,729	0,853	0,896
2047	0,610	0,636	0,736	0,863	0,907
2048	0,616	0,642	0,743	0,875	0,919
2049	0,622	0,648	0,751	0,886	0,932
2050	0,627	0,653	0,757	0,895	0,942

Извор: ауторова база симулација.

Табела 11. Дистрибуција вероватноће индекса старења Републике Србије

Година	5%	10%	50%	90%	95%
2006	0,795	0,796	0,798	0,801	0,801
2007	0,799	0,801	0,807	0,813	0,815
2008	0,799	0,802	0,812	0,822	0,826
2009	0,793	0,798	0,813	0,829	0,833
2010	0,781	0,788	0,809	0,830	0,837
2011	0,781	0,790	0,818	0,846	0,854
2012	0,787	0,798	0,833	0,868	0,878
2013	0,796	0,809	0,853	0,897	0,910
2014	0,807	0,822	0,875	0,929	0,945
2015	0,821	0,839	0,902	0,969	0,989
2016	0,827	0,847	0,921	1,000	1,023
2017	0,840	0,864	0,950	1,042	1,071
2018	0,849	0,876	0,974	1,082	1,114
2019	0,859	0,889	1,000	1,123	1,160
2020	0,864	0,898	1,022	1,163	1,206
2021	0,870	0,908	1,047	1,205	1,256
2022	0,873	0,913	1,068	1,247	1,305
2023	0,877	0,920	1,092	1,295	1,360
2024	0,880	0,926	1,113	1,341	1,416
2025	0,879	0,929	1,134	1,385	1,471
2026	0,879	0,932	1,152	1,426	1,519
2027	0,880	0,935	1,168	1,464	1,566
2028	0,879	0,936	1,182	1,504	1,610
2029	0,876	0,936	1,194	1,537	1,653
2030	0,873	0,936	1,207	1,573	1,697
2031	0,869	0,934	1,220	1,606	1,741
2032	0,864	0,933	1,232	1,642	1,786
2033	0,860	0,930	1,242	1,677	1,831
2034	0,855	0,928	1,253	1,711	1,876
2035	0,850	0,923	1,262	1,743	1,919
2036	0,845	0,920	1,272	1,779	1,965
2037	0,840	0,917	1,283	1,813	2,013
2038	0,836	0,915	1,296	1,855	2,067
2039	0,832	0,913	1,308	1,896	2,115
2040	0,829	0,913	1,324	1,940	2,173
2041	0,827	0,913	1,338	1,988	2,233
2042	0,823	0,914	1,353	2,032	2,290
2043	0,819	0,915	1,369	2,082	2,353
2044	0,817	0,915	1,386	2,132	2,416
2045	0,814	0,916	1,403	2,182	2,484
2046	0,811	0,918	1,421	2,239	2,556
2047	0,805	0,917	1,439	2,291	2,625
2048	0,803	0,919	1,459	2,348	2,703
2049	0,803	0,921	1,478	2,405	2,777
2050	0,801	0,922	1,495	2,461	2,850

Извор: ауторова база симулација.



Прилог 1.

## Изјава о ауторству

Потписани-а Никитовић Владимир М.

Изјављујем

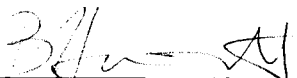
да је докторска дисертација под насловом

Пробабилистички приступ пројектовању становништва Србије

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

Потпис

У Београду, 24. 02. 2014.





Прилог 2.

## Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Пробабалистички приступ пројектовању становништва Србије

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство
2. Ауторство - некомерцијално
3. Ауторство – некомерцијално – без прераде
4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима
5. Ауторство – без прераде
6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци дат је на полеђини листа).

Потпис

У Београду, 24. 02. 2014.

