



**תחזית תמותה סטוכסטית לישראל ביוכל הבא: הערכת התחזיות
הקיימות ובחינת חלופות**

**Long-Term Mortality Forecast for Israel: Evaluating
Current Methods and Alternatives**

ד"ר יצחק ששון

החוג לסוציולוגיה ואנתרופולוגיה
ומכון הרצג לחקר ההזדקנות והזיקנה
אוניברסיטת תל אביב

דו"ח מחקר מסכם

מוגש למוסד לביטוח לאומי

פברואר 2019

המחקר מומן על ידי קרן המחקרים של המוסד לביטוח לאומי

תודות

תודתי נתונה לעובדי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה—ארי פלטיאל, נעמה רותם, ליאת רחבי, סופיה פראן ואביעד קלינגר—אשר סיפקו את הנתונים הגולמיים עליהם התבסס מחקר זה, שיתפו דוחות מחקר וחלקו מניסיונם המקצועי. ברצוני להודות גם להוגו בזליני (Ugo Filippo Basellini) מהמכון הלאומי למחקר דמוגרפי (INED) בצרפת, אשר הואיל בטובו לשתף קוד לאמידת מודל מסוג Smoothed Lee-Carter. תודה מיוחדת שמורה לארז שומרון על הסיוע המחקרי ובפרט על הניתוח הסטטיסטי ותרומתו להצגה הגרפית של תוצאות המחקר. לבסוף, מחקר זה לא היה מתאפשר ללא תמיכת קרן המחקרים של המוסד לביטוח לאומי. על אף תרומתם של כל אלו, המסקנות המובאות במחקר זה הן של כותב הדו"ח בלבד.

תקציר המחקר

תוחלת החיים בישראל היא מהגבוהות בעולם וצפויה להמשיך לעלות ביובל הקרוב. מגמה זו מעידה על שיפור בבריאות האוכלוסייה אך גם מלווה באתגרים עבור רשויות הרווחה בישראל ובהן המוסד לביטוח לאומי. החל משנת 2012 החלה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה להפיק תחזיות תמותה סטוכסטיות לטווח ארוך, אשר מניבות מגוון תרחישים הסתברותיים לעלייה העתידית בתוחלת החיים. תחזית זו משמשת את המוסד לביטוח לאומי במודל אקטוארי המנבא תקבולים ותשלומים עתידיים, ולפיו צפוי המוסד להיכנס לגירעון כבר בעשור הקרוב ולדלות את קרן הרזרבה העומדת לרשותו עד שנת 2045. רכיב משמעותי בגרעון הצפוי מיוחס להתחייבות הביטוח הלאומי לקצבאות הזיקנה והסיעוד, אשר מושפעות מהתארכות תוחלת החיים.

מחקר זה בחן את תחזית הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, לצד תחזיות נוספות, ומצא כי היא נוטה להערכת יתר של מספר שנים בתוחלת החיים בלידה החזויה לנשים. לעומתה, תחזית חטיבת האוכלוסייה של האו"ם עבור ישראל נוטה להערכת חסר ביחס למגמות העבר. לאור ממצאים אלו, המחקר בחן מספר שיטות חיזוי חלופיות הן לתוחלת החיים בלידה והן לתוחלת החיים בגיל 25, המתמקדת באוכלוסייה העובדת ובאוכלוסייה המבוגרת, שהן רלוונטיות במיוחד למוסד לביטוח לאומי. מבין המודלים החלופיים נבחרה תחזית מועדפת אשר הולמת את מגמות העבר בישראל ובעולם והיא אף רצויה יותר מבחינה אקטוארית, מפני שאינה מעוותת את פרופיל התמותה לפי גיל בשנות התחזית המאוחרות. כמו כן, מחקר זה בחן מודל משולב של שתי אוכלוסיות לחיזוי תוחלת החיים באוכלוסייה הערבית, אשר תחזיות קודמות עבורה התבררו כבעלות מהימנות נמוכה בשל מיעוט הנתונים.

על פי החלופה הבינונית של התחזית המועדפת, בשנת 2065 תוחלת החיים בלידה של נשים יהודיות תעלה ל-91.2 שנים ואילו של גברים יהודים ל-88.8 שנים. תוחלת החיים של גברים ערבים צפויה לעלות ל-86.1 שנים עד אותה שנה ושל נשים ערביות ל-89.2 שנים. תחזיות אלו נמוכות מאלו המשמשות את המודל האקטוארי של הביטוח הלאומי כיום, בפרט עבור נשים, ולפיכך מוצע לעדכן את המודל האקטוארי בהתאם לתחזית התמותה המוצגת במחקר זה. בהמשך לעדכון המודל האקטוארי מומלץ לבחון מחדש את יעדי המדיניות של המוסד לביטוח לאומי ביחס לדחיית גיל הפרישה, העלאת דמי הביטוח הלאומי והפחתת קצבאות הזיקנה, ולעדכנם לתחזית התמותה הנוכחית. לבסוף, הדו"ח ממליץ על מספר צעדים לשיפור חיזוי התמותה בעתיד.

Long-Term Mortality Forecast for Israel: Evaluating Current Methods and Alternatives

Isaac Sasson, Ph.D.

Department of Sociology and Anthropology and the Herczeg Institute on Aging, Tel Aviv University

This study was supported by the National Insurance Institute of Israel

Abstract

Life expectancy at birth in Israel is one of the highest in the world, and is expected to continue to increase in the coming decades. While this trend indicates a welcome improvement in population health, it also poses serious challenges for government spending and welfare provision, particularly in old age. Since 2012, the Israel Central Bureau of Statistics has been generating stochastic, long-term mortality forecasts for Israel. These forecasts are used routinely by the National Insurance Institute of Israel as part of its own actuarial model, which now predicts a deficit in the near future. Much of this deficit is attributed to old-age pensions, which are affected, among other things, by rising life expectancy.

This study examined the Israel Central Bureau of Statistics 2012 mortality forecast and concluded that it likely overestimates future life expectancy among Israeli women (but not men) by several years. The study went on to compare five alternative models for life expectancy at birth and at age 25. The chosen model appears to cohere with past mortality trends in Israel, as well as other low-mortality countries, and is preferable from an actuarial standpoint, because it does not distort the age-specific mortality profile in the long term. According to its medium variant, life expectancy at birth is expected to increase to 88.8 years among Jewish men and 91.2 years among Jewish women by 2065. Life expectancy among the Arab population of Israel is similarly predicted to increase to 86.1 years for men and 89.2 years for women by the end of the forecast period.

The report recommends that the National Insurance Institute of Israel updates its actuarial model according to the new mortality forecast. Subsequently, it should reevaluate its policy targets for postponing the retirement age for men and women, raising the social security tax, and reducing old-age pensions.

תוכן עניינים

| | |
|---------|--|
| 6..... | 1. מבוא..... |
| 8..... | 2. מגמות תמותה בישראל ובעולם..... |
| 8..... | 2.1. מגמות תמותה בעולם..... |
| 11..... | 2.2. מגמות תמותה בישראל..... |
| 16..... | 3. חיזוי תמותה לישראל לטווח ארוך..... |
| 16..... | 3.1. אסכולות מרכזיות לחיזוי תמותה..... |
| 17..... | 3.2. תחזיות תמותה קיימות לישראל..... |
| 21..... | 3.3. קשיים בחיזוי תמותה לטווח ארוך בישראל..... |
| 23..... | 4. מתודולוגיה..... |
| 23..... | 4.1. נתונים..... |
| 24..... | 4.2. שיטות מבוססות מודל Lee-Carter..... |
| 25..... | 4.3. שיטות לחיזוי תמותת מבוגרים..... |
| 28..... | 4.4. שיטת החיזוי לאוכלוסייה הערבית..... |
| 28..... | 4.5. קריטריונים לבחינת טיב החיזוי..... |
| 31..... | 5. תוצאות..... |
| 31..... | 5.1. השוואת תחזיות תוחלת החיים בלידה ובגיל 25 לשנת 2065..... |
| 32..... | 5.2. הערכת טיב החיזוי..... |
| 37..... | 5.3. תחזית נבחרת לאוכלוסייה היהודית..... |
| 38..... | 5.4. תחזית נבחרת לאוכלוסייה הערבית..... |
| 40..... | 6. דיון ומסקנות..... |
| 43..... | 7. המלצות..... |
| 44..... | 8. רשימת מקורות..... |
| 48..... | 9. נספחים..... |
| 48..... | נספח א. החלקת שיעורי התמותה..... |
| 51..... | נספח ב. התאמת מודל Mayhew-Smith לתוחלת החיים הזמנית..... |
| 52..... | נספח ג. השוואה בין תחזיות לתוחלת החיים בלידה ובגיל 25 בקרב האוכלוסייה היהודית..... |
| 56..... | נספח ד. תחזית נבחרת לתוחלת החיים בלידה (כולל חלופות גבוהות ונמוכות)..... |

1. מבוא

תוחלת החיים בלידה בישראל היא מהגבוהות בעולם ועומדת כיום על 84.2 שנים לנשים ו-80.7 שנים לגברים.¹ תוחלת החיים אף צפויה להמשיך לעלות בעשורים הקרובים. בעוד שמגמה זו מבורכת ומשקפת שיפור בבריאות האוכלוסייה, היא מהווה נטל פוטנציאלי על מערכות הרווחה בישראל. הדו"ח האקטוארי של המוסד לביטוח לאומי צופה כי משנת 2026 ואילך סך התשלומים יעלה על סך התקבולים ובשנת 2045 תתרוקן קרן המוסד כליל.² ראוי לציין כי רכיבי קצבאות הזיקנה והסיעוד צפויים להיות הגרעוניים ביותר עד שנה זו מבין כלל התחייבויות הביטוח הלאומי. בהיעדר מימון נוסף, כך על פי הדו"ח האקטוארי, לא יוכל המוסד לביטוח הלאומי לעמוד בהתחייבויותיו על פי חוק. על מנת להימנע מתרחיש זה ממליץ האקטואר של המוסד על שורה של צעדים הכוללים, בין היתר, את העלאת דמי הביטוח, הקטנת קצבאות הזיקנה, העלאת גיל הפרישה (ייתכן תוך הצמדה לתוחלת החיים) וכן הגדלת מימון משרד האוצר.

בחיזוי התקבולים והתשלומים, כמו גם יחס התלות לאוכלוסייה המבוגרת, התבסס המוסד לביטוח לאומי על תחזית התמותה של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס) משנת 2012.³ על פי תחזית זו תוחלת החיים בלידה בישראל צפויה לעלות לכדי 94.9 שנים לנשים ו-88.7 שנים לגברים עד שנת 2059. תחזית הלמ"ס עבור נשים, כפי שיראה דו"ח המחקר, הינה אופטימית במיוחד ביחס למגמות העבר במדינות המערב. כמו כן, תחזית הלמ"ס עבור נשים גבוהה בכחמש שנים מתחזית האו"ם עבור ישראל. פער משמעותי זה נובע רובו ככולו מהבדלים בשיטת החיזוי.⁴

לפיכך, מטרת דו"ח מחקר זה היא לבחון את תחזיות התמותה הקיימות לישראל ולהציע חלופות אפשריות על בסיס המחקר העדכני. פרק 2 יציג את מגמות התמותה בישראל ובעולם בעשורים האחרונים. פרק 3 ידון באסכולות השונות לחיזוי תמותה וישווה בין התחזיות הקיימות לתוחלת החיים בישראל לטווח ארוך. פרק 4 יפרט על הנתונים ושיטת המחקר. יוצגו שלושה מודלים חלופיים לתוחלת החיים בלידה ושני מודלים לתמותת מבוגרים, על יתרונותיהם וחסרונותיהם השונים, וכן הקריטריונים להערכת טיב החיזוי. פרק 5 ישווה בין תוצאות המודלים השונים ויצג את התחזית המועדפת בשקלול הקריטריונים השונים. לבסוף, פרקים 6 ו-7 יציעו דיון והמלצות לחיזוי תמותה לישראל עבור המוסד לביטוח לאומי.

חיזוי התמותה העתידית של אוכלוסיית ישראל טומן בחובו אי וודאות רבה, אשר יש לה השלכות מהותיות הן לאיתנותו הפיננסית של המוסד לביטוח לאומי והן לרווחתו של הציבור הישראלי. שיפור תחזית התמותה יוביל מחד להערכה טובה יותר של המצב האקטוארי והקיימות

הפיננסית של המוסד לביטוח הלאומי, ומאידך למיצוי מיטבי של הזכויות הסוציאליות של אזרחי ישראל, הנדרשים לתשלומי מס גבוהים יותר, גיל פרישה הולך ועולה וקצבאות זיקנה פוחתות.

2. מגמות תמותה בישראל ובעולם

2.1. מגמות תמותה בעולם

תוחלת החיים בלידה במדינות המפותחות הוכפלה ב-150 השנים האחרונות וכיום אף חוצה את גיל 80 לנשים וגברים יחד.⁵ בעוד שראשיתה של העלייה הדרמטית בתוחלת החיים אופיינה בירידה בתמותת תינוקות וילדים, המשכה מאז המחצית השניה של המאה ה-20 נבע בעיקר מירידה ניכרת בתמותת מבוגרים ובעיקר סביב גילאי הפרישה.^{6,7} לאור זאת, השאלה המרכזית שעומדת בעינה היא האם ישנו גבול ביולוגי לאורך החיים המקסימלי, ומכאן גם לתוחלת החיים האנושית. חוקרים אחדים סבורים כי העלייה ההיסטורית בתוחלת החיים צפויה להיתקל בגבולות ביולוגיים לזיקנה ולהיעצר סביב גיל 85, ואולי אף לרדת בשל אורח החיים המערבי, המאופיין בעלייה בשיעורי השמנת היתר.^{8,9} בארה"ב אנו כבר חוזים בירידה בתוחלת החיים מאז 2014, אם כי בעיקר בשל סיבות תמותה אחרות שלא נצפו ("מגפת האופיואידים").^{10,11} אף שבשעה זו מדובר בדפוס ייחודי לארה"ב מבין מדינות המערב, הוא מצביע על כך שהעלייה ההיסטורית בתוחלת החיים יכולה להיעצר ואף להתהפך במהרה גם במדינות עשירות הנהנות מיציבות פוליטית (מאידיך, ירידה מתמשכת בתוחלת החיים במדינות הסובלות מעוני, מלחמה או אי-יציבות פוליטית אינה תופעה חדשה ונצפתה, למשל, ברוסיה לאחר התפרקות בריה"מ, בעיראק לאחר הפלישה האמריקאית-בריטית ב-2003, ובמדינות אפריקה שדרומית לסהרה בשל מגיפת האיידס).¹²⁻¹⁴

גם בהנחה שירידה בתוחלת החיים היא תופעה זמנית בלבד, המושפעת מנסיבות אידיוסיונקרטיות, המחקר העכשווי מתקשה לבסס האם קיים גבול ביולוגי לאורך החיים המקסימלי והיכן למקמו. מחקרים מהשנים האחרונות ניסו לאתר גבול זה באמצעות ניתוח נתונים דמוגרפיים. מחקר אחד מצא כי נצפית האטה בירידה בשיעור התמותה לאחר גיל 100 וכי גיל התמותה המקסימלי המתועד בכ-40 מדינות שונות עלה בהדרגה עד שנות ה-90 של המאה ה-20, אך מאז התקבע סביב גיל 115.¹⁵ מחקר אחר ביצע אקסטרפולציה מתמטית של נתוני תמותה היסטוריים ומיקם את אורך החיים המקסימלי ב-126 שנים, מעט מעל גיל התמותה הגבוה ביותר שתועד בהיסטוריה (122 שנים ו-164 ימים).^{16,17} קושי מרכזי במחקרים מסוג זה הוא מיעוט הנתונים ומהימנותם הנמוכה בגילאים המבוגרים ביותר, למעט קומץ מדינות נבחרות.

מנגד, חוקרים אחדים הצביעו כי גם אם קיים גבול ביולוגי לאורך החיים האנושיים, ועל כן גם לתוחלת החיים, אין כל סימן שאנו קרבים אליו. העדויות האמפיריות במחנה זה נחלקות

לשניים. ראשית, תוחלת החיים הגבוהה ביותר לנשים במדינה כלשהי עלתה מאז 1840 בקצב לינארי (אם כי מחקרים מאוחרים יותר דיווחו על האטה קלה בקצב זה).¹⁸⁻²⁰ נכון להיום המדינה המחזיקה בשיא היא יפן, עם תוחלת חיים בלידה של 87.1 שנים לנשים.¹ אף על פי שהמדינות המחזיקות בשיא התחלפו לאורך ההיסטוריה, קצב העלייה נותר על כנו—כ-2.0 עד 2.4 שנים בכל עשור—והוא מסמן את הפוטנציאל העתידי עבור המין האנושי.

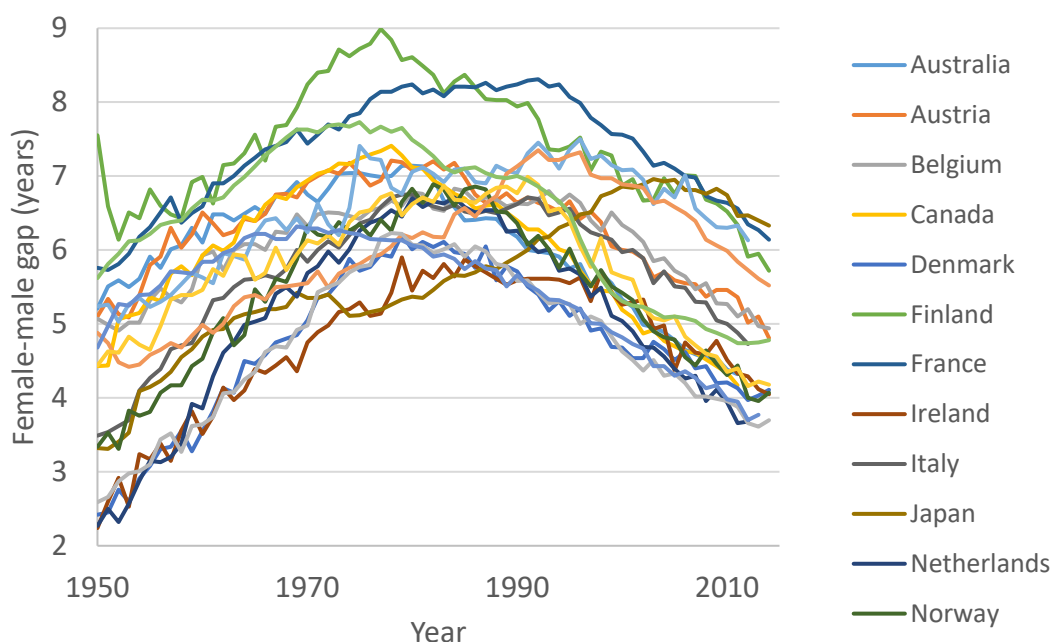
שנית, כאסטרטגיה מחקרית חלופית, חוקרים בחנו את השינוי בפיזור התפלגות גילאי התמותה באוכלוסייה לאורך זמן. אם אנו אכן קרבים לגבול ביולוגי לתוחלת החיים, יש לצפות כי התפלגות גילאי התמותה תידחס לקראת גבול זה, כך שסטיית התקן של ההתפלגות תקטן (וכן מדדי פיזור חלופיים)—*תרחיש המכונה דחיסה של התמותה* (compression of mortality).²¹ לעומת זאת, אם העלייה בתוחלת החיים אינה כרוכה בדחיסת התפלגות גילאי התמותה, לא ניתן להסיק כי אנו קרבים לחסם ביולוגי לעלייה בתוחלת החיים, אם אכן קיים. *תרחיש זה מכונה העתקה של התמותה* (mortality translation), כיוון שהתפלגות גילאי התמותה מועתקת לגילאים מבוגרים יותר ללא שינוי בצורתה.²² ממצאים אמפיריים מהשנים האחרונות תומכים בתרחיש השני ואינם מצביעים על דחיסה בהתפלגות גילאי התמותה, הן במדינות בעלות תוחלת חיים גבוהה במיוחד והן בתת-אוכלוסיות בעלות מעמד סוציואקונומי גבוה, הנהנות מיתרון יחסי באריכות ימים.²³⁻²⁵ מחקר נוסף אשר בחן את פלח האוכלוסייה המשכיל ביותר בשוויץ ובמדינות הנורדיות, מצא כי לא חלה בקרבם האטה בקצב העלייה של תוחלת החיים בגיל 65 משנות ה-70 של המאה הקודמת ועד שנת 2010.²⁶

מכיוון שגופי תכנון נטו היסטורית לאסכולה השמרנית יותר, הגורסת כי העלייה בתוחלת החיים תתרחש ואולי אף תתכנס לגבול מסוים, תחזיותיהם נטו להערכת חסר עקבית. בכך כשלו האו"ם, הבנק העולמי ואף המוסד לביטוח לאומי האמריקאי (The United States Social Security Administration), אשר תחזיותיו הנמוכות הובילו לתכנון אקטוארי גרעוני בטווח הארוך.^{18,27} המסקנה המתבקשת היא שעל שיטת החיזוי להימנע מהגדרת גיל מטרה שרירותי אליו תתכנס תוחלת החיים העתידית, מפני שהמחקר הדמוגרפי והביו-רפואי חלוק על קיומו של גבול מקסימלי לאורך החיים ולתוחלת החיים האנושית, ובוודאי שאינו יכול לסמנו במדויק. בהיעדר תשובה מהמחקר הביו-רפואי, ניתן ללמוד על פוטנציאל העלייה בתוחלת החיים ממגמות העבר במדינות בעלות תמותה נמוכה במיוחד. מאחר שישראל היא בעצמה שיאנית בתוחלת החיים בלידה, ישנן מדינות ספורות בלבד—כגון יפן, שווייץ ואיטליה—מהן ניתן להסיק על הצפוי לה, ואף זאת

בטווח הקצר בלבד. לפיכך, מגמות תמותה היסטוריות בעולם יכולות לשמש קווים מנחים בלבד לתחזית התמותה העתידית של מדינת ישראל.

כאן ראוי לציין מגמה חשובה המשותפת למרבית מדינות המערב (וכן למדינות עשירות במזרח כגון יפן וקוריאה הדרומית). בעשורים האחרונים מסתמן צמצום עקבי בפער המגדרי בתוחלת החיים בלידה (תרשים 2.1). ככלל, תוחלת החיים של נשים גבוהה מזו של גברים במספר שנים, אך גודל הפער נוטה להשתנות בין מדינות ועל פני תקופות שונות.²⁸ היתרון הנשי הגיע לשיאו במדינות המערב סביב שנות ה-70 של המאה ה-20—כ-6 עד 7 שנים בבריטניה ובארה"ב ועד 9 שנים בפינלנד—במידה רבה בשל שכיחות העישון הגבוהה יותר שהיתה נהוגה בקרב גברים באמצע המאה הקודמת.²⁹ עם זאת, בארבעת העשורים האחרונים עלתה תוחלת החיים של גברים בקצב מהיר יותר מזה של נשים וכתוצאה מכך הצטמצם הפער באופן משמעותי, אף אם לא במלואו. יש להתייחס למגמה זו בחיזוי תוחלת החיים העתידית, שכן היא מעידה על קצב שינוי שונה בין גברים לנשים.

תרשים 2.1. היתרון הנשי בתוחלת החיים בלידה במדינות המערב ובין, 1950–2014



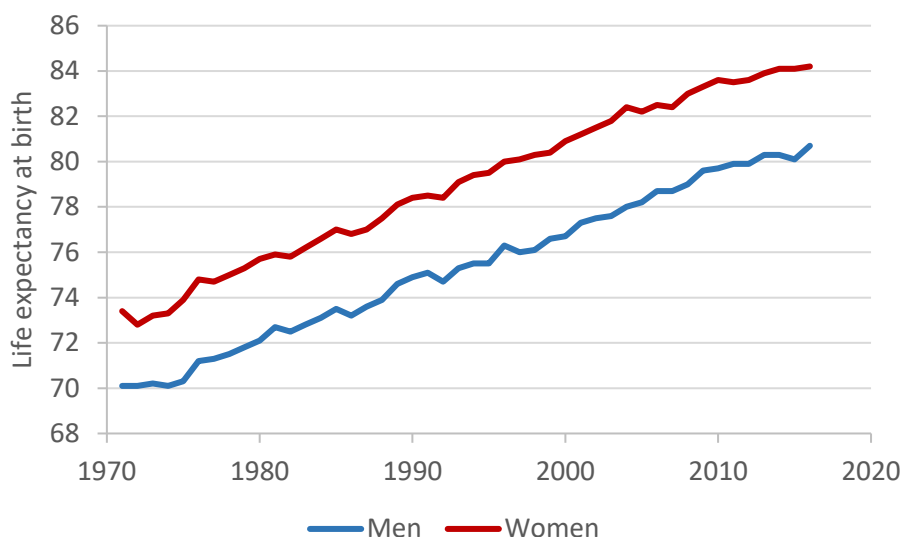
³⁰מקור: נתוני ה-Human Mortality Database.

2.2. מגמות תמותה בישראל

2.2.1. ישראל ביחס למדינות ה-OECD

תוחלת החיים בלידה בישראל עלתה בעקביות בעשורים האחרונים ועומדת כיום על 84.2 שנים לנשים ו-80.7 שנים לגברים—תוחלת חיים שהיא מהגבוהות בעולם.³¹ מבין 35 מדינות הארגון לשיתוף פעולה ולפיתוח כלכלי (OECD), ישראל מדורגת רביעית בתוחלת החיים בלידה של גברים (אחרי שווייץ, איטליה ויפן) ובמקום ה-12 בקרב נשים.¹ יש לציין כי ישראל מפגרת רק במעט אחרי המדינות המובילות בעולם—כשנה בלבד אצל גברים (ביחס לשווייץ) ו-2.9 שנים אצל נשים (יפן). כלומר, ישראל מצויה בין שיאניות תוחלת החיים בעולם והיא במרחק של עשור עד שניים, על פי המגמה הנוכחית, מתוחלת החיים במדינות המובילות בעולם כיום.

תרשים 2.2. תוחלת החיים בלידה לפי מגדר, ישראל 1971–2016



מקור: נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

2.2.2. הפער המגדרי בתוחלת החיים בלידה

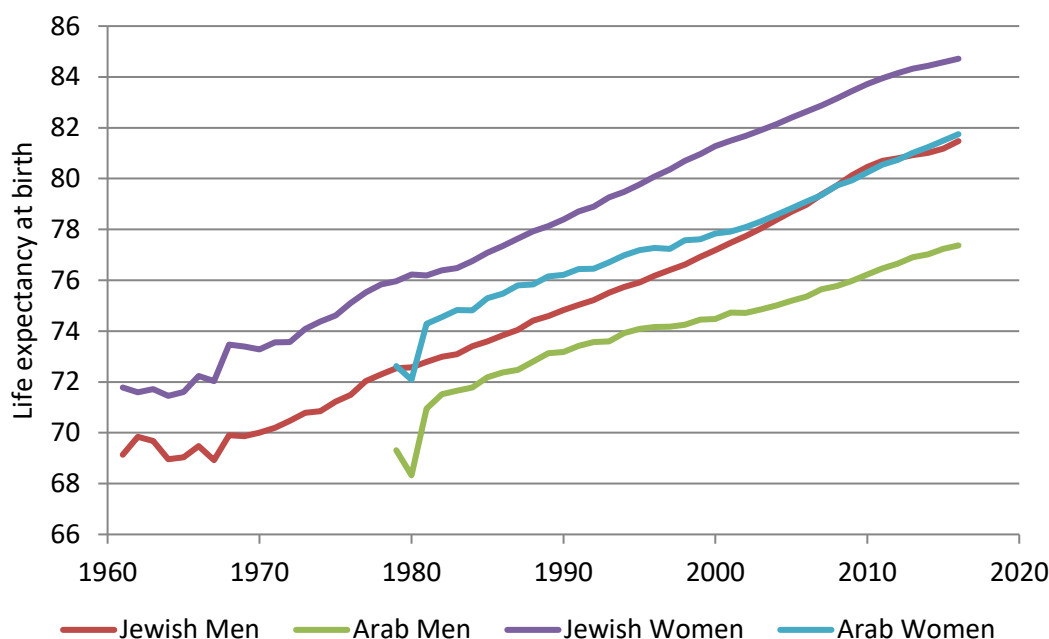
כפי שנוכחנו לגלות, ישנה מגמה עקבית מזה יובל שנים של צמצום הפער המגדרי בתוחלת החיים במדינות המערב וביפן. אף על פי שתוחלת החיים בלידה של נשים עדיין גבוהה מזו של גברים, היתרון הנשי הלך והצטמצם במדינות ה-OECD ועומד כיום על 5.2 שנים בממוצע.¹ בישראל הפער המגדרי בתוחלת החיים קטן אף יותר ונאמד ב-3.5 שנים בלבד—פער אשר נשאר יציב למדי מזה כחמישה עשורים (תרשים 2.2). לאור ממצא זה ובהינתן המגמה הכללית במדינות מפותחות

כלכלית, ניתן לשער כי הפער המגדרי בתוחלת החיים בישראל יישאר קטן בסבירות גבוהה גם בעתיד. במילים אחרות, קצב העלייה בתוחלת החיים של גברים יהיה דומה או אף גבוה מזה של נשים.

2.2.3. פערים בתוחלת החיים בלידה בין יהודים לערבים

בישראל ישנם פערים משמעותיים בתוחלת החיים בלידה בין האוכלוסייה היהודית לאוכלוסייה הערבית, כאשר לראשונה יש יתרון מתמשך על פני השניה (תרשים 2.3). הפער הצטמצם בהדרגה והגיע לשפל במהלך שנות ה-80 של המאה הקודמת, אך מסוף שנות ה-90 של המאה ה-20 הלך והתרחב בשנית.³² בעוד שהפער בין האוכלוסיות בתמותת תינוקות וילדים פחת בהדרגה, הפער בתמותת מבוגרים (מעל גיל 45) התרחב משמעותית בשל שכיחות גבוהה יותר של עישון, סכרת ומחלות לב (בעיקר אצל גברים) בקרב האוכלוסייה הערבית.³³ בשנת 2016 הפער בתוחלת החיים בלידה נאמד ב-4.1 שנים בין גברים יהודים לגברים ערבים וב-3.0 שנים בין נשים יהודיות לנשים ערביות. יש לציין כי בעשור האחרון נצפתה ירידה של כחצי שנה בפער זה בקרב נשים, אך לא בקרב גברים, מגמה שעשויה לסמן חזרה לרמות אי השוויון הנמוכות יותר של שנות ה-80. עם זאת, מוקדם לקבוע כי הפער בין האוכלוסיות ייסגר בעתיד הנראה לעין.

תרשים 2.3. תוחלת החיים בלידה לפי מגדר וקבוצת אוכלוסייה, ישראל 1961–2016



מקור: עיבוד החוקר לנתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (פירוט בפרק 4).

ניסיון של מדינות המערב מלמד כי העלייה בתוחלת החיים נבעה בראשיתה מירידה בתמותת ילדים ותינוקות ואילו המשכה, החל במחצית השנייה של המאה ה-20, נבע בעיקר מירידה בתמותת מבוגרים. מגמה זו מבטאת מעבר אפידמיולוגי מחברה המאופיינת בתמותה ממחלות זיהומיות, אשר שכיחותן גבוהה בגילאים צעירים, לחברה המאופיינת במחלות ניווניות אשר שכיחותן עולה עם הגיל.³⁴ השלב האחרון במעבר אפידמיולוגי, לאחר שתמותה בגילאים הצעירים יורדת לרמה מינימלית, מאופיין בדחייה של המחלות הניווניות לגילאים מאוחרים יותר ויותר.⁷ כלומר, במדינות בעלות תוחלת חיים גבוהה וישראל בכללן, עלייה משמעותית נוספת בתוחלת החיים אפשרית רק כתוצאה מירידה בתמותה בגילאי זיקנה.

קוצר סדרת הנתונים ההיסטוריים בישראל לא מאפשר לצפות במעבר האפידמיולוגי במלואו. סדרת שיעורי התמותה של הלמ"ס מתחילה רק משנות ה-60 של המאה הקודמת עבור האוכלוסייה היהודית ומסוף שנות ה-70 עבור האוכלוסייה הערבית, לאחר שתוחלת החיים חצתה את רף 70 השנים אשר מאפיין את שלב המחלות הניווניות. אף על פי כן, לאורך תקופת התצפית חלה ירידה עקבית בשיעורי התמותה בכל קבוצות הגיל, הן בקרב האוכלוסייה היהודית והן באוכלוסייה הערבית, אשר תרמה לעלייה בתוחלת החיים בלידה.

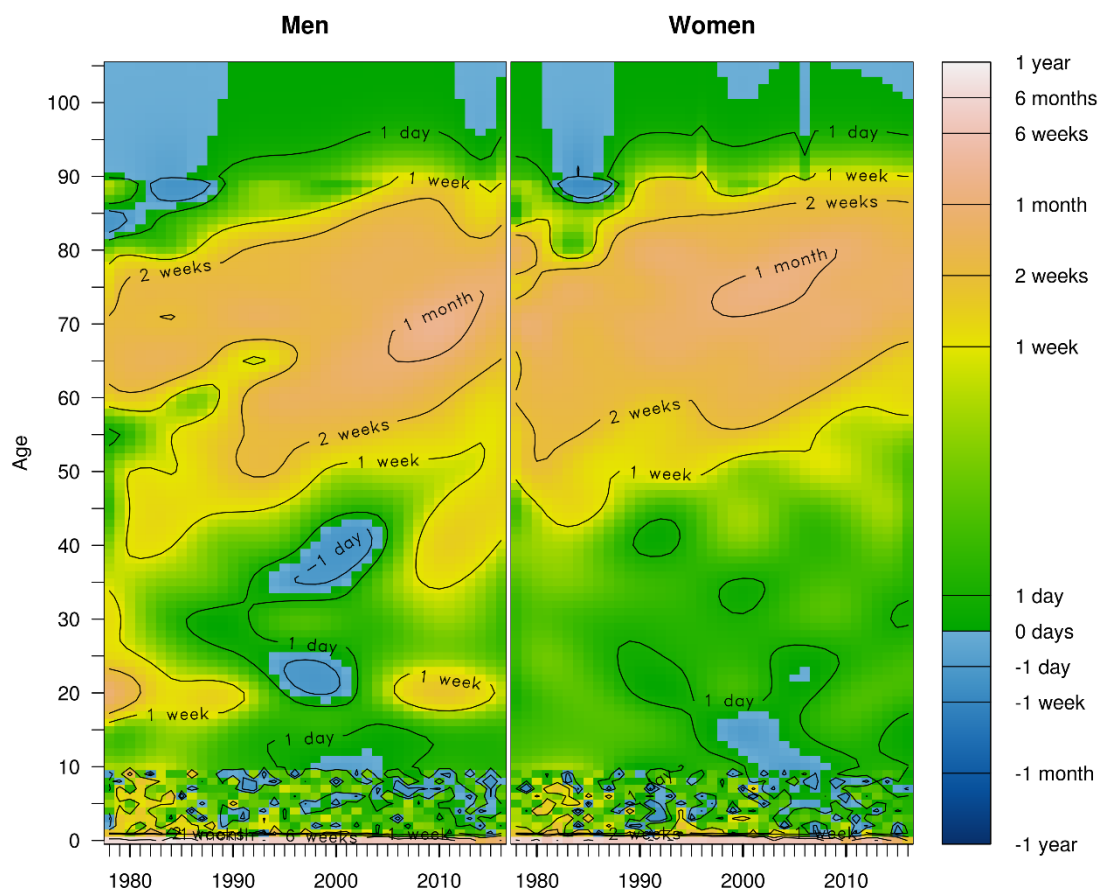
על מנת לחשוף כיצד תרמה הירידה בתמותה בכל גיל לעלייה בתוחלת החיים בלידה, ניתן לבצע פירוק (decomposition) של השינוי בתוחלת החיים לאורך זמן.³⁵ תוצאות ניתוח נתוני הלמ"ס (פירוט נוסף בפרק 4) מוצגות מטה עבור האוכלוסייה היהודית (תרשים 2.4) והאוכלוסייה הערבית (תרשים 2.5). תרשימי המתאר מציגים את תרומת השינוי בשיעורי התמותה בכל גיל לתוחלת החיים בלידה ביחס לעשור שקדם לה (קרי, 1978 ביחס ל-1968, 1979 ביחס ל-1969 וכך הלאה).³⁶ כך, למשל, תרומה של שבוע עד חודש לעלייה בתוחלת החיים מסומנת בגווי כתום, תרומה קטנה משבוע מסומנת בירוק ואילו תרומה שלילית (קרי, ירידה בתוחלת החיים) בכחול.

בקרב יהודים, אצל נשים וגברים כאחד, עולה כי עיקר העלייה בתוחלת החיים בתקופת התצפית מיוחסת לירידה בתמותה בגילאים 50 עד 90. כמו כן, נראה כי קבוצת הגילאים אשר תרמה את התרומה המירבית לעלייה בתוחלת החיים נטתה לעלות לאורך הזמן בתנועת אלכסון.ⁱ אף כי נצפתה ירידה בתמותה גם בגילאים צעירים יותר (וכן מעל גיל 90), ניכר כי מתחילת שנות ה-2000

ⁱ אף כי דו"ח זה עוסק בניתוח מגמות בתוחלת החיים השוטפת (period life expectancy) בלבד, מגמה זו עשויה להצביע על אפקט דורי (cohort effect) של ירידה בתמותה.

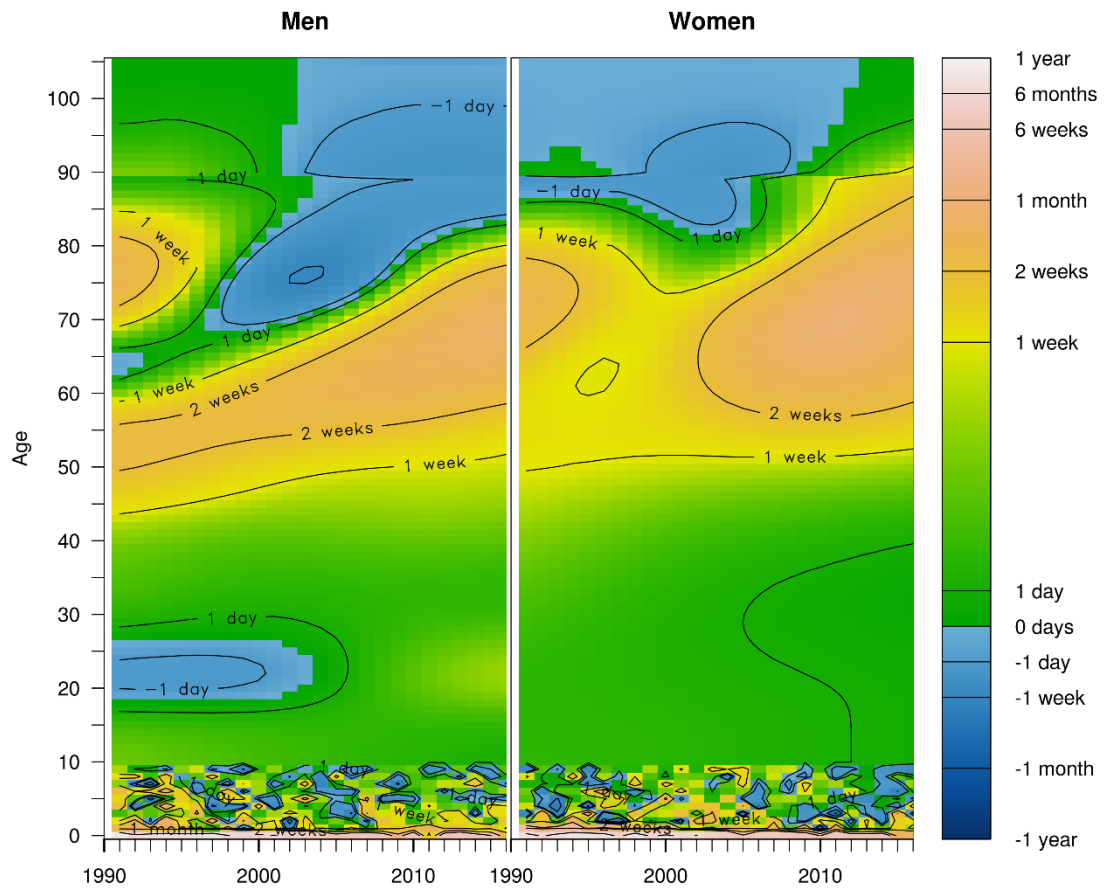
ואילך תרומתם לעלייה בתוחלת החיים נותרה קטנה עד זניחה. ממצאים אלו מאששים את ההשערה כי עיקר פוטנציאל העלייה בתוחלת החיים טמון בגילאי הזיקנה.

תרשים 2.4. התרומה לעלייה בתוחלת החיים בלידה לפי גיל בקרב יהודים, 1968–2016



תרשים 2.5 מתאר תהליך דומה בקרב האוכלוסייה הערבית. בקרב גברים ערבים, עיקר העלייה בתוחלת החיים בתקופת התצפית, מסוף שנות ה-70 של המאה הקודמת, יוחסה לירידה בתמותה בגילאים 45–80. מגמה דומה נצפתה בקרב נשים ערביות בגילאי 50–90. גם כאן ניתן לראות כי קבוצת הגיל אשר תרמה את התרומה המשמעותית ביותר לתוחלת החיים, אצל גברים ונשים כאחד, נטתה להתבגר לאורך זמן בתנועה אלכסונית. כלומר, גם בקרב האוכלוסייה הערבית נדמה כי עיקר העלייה בתוחלת החיים טמונה בגילאי זיקנה.

תרשים 2.5. התרומה לעלייה בתוחלת החיים בלידה לפי גיל בקרב ערבים, 1981–2016



3. חיזוי תמותה לישראל לטווח ארוך

3.1. אסכולות מרכזיות לחיזוי תמותה

ניתן לחלק את שיטות חיזוי התמותה הקיימות לשלוש אסכולות מרכזיות: חיזוי מבוסס דעת-מומחים (expectation), חיזוי מבוסס הסבר סיבתי (explanation) וחיזוי מבוסס אקסטרפולציה של מגמות עבר (extrapolation).³⁷ האסכולה הראשונה אהודה במיוחד בחוגי אקטוארים ומבוססת פעמים רבות על גיל מטרחה של תוחלת החיים העתידית או על קצב הירידה בשיעורי התמותה ממחלות שונות, אשר נגזרים מאגרציה של דעות מומחים (אקטוארים, דמוגרפים ואפידמיולוגים). מומחים אלו מייצרים מספר תרחישים (נמוך, בינוני, גבוה) אשר מבטאים הערכה סובייקטיבית של הצפוי להתרחש ומידת הסבירות של כל תרחיש. עם זאת, ניסיון העבר מלמד כי גישה זו נטתה פעם אחר פעם להערכת חסר של העלייה בתוחלת החיים בשל נטייתם של המומחים לשמרנות (כך למשל בארה"ב, בריטניה ואוסטרליה).³⁷

האסכולה השנייה לחיזוי תמותה מבוססת על הסבר סיבתי-מדעי, כגון ההשפעה של גורמי סיכון אפידמיולוגיים או מאפיינים חברתיים-כלכליים על שיעורי התמותה. גישה זו עושה שימוש במספר רב של משתני קלט ומקורות מידע שיש להם השלכה לבריאות האוכלוסייה וכתוצאה מכך לתמותה ולתוחלת החיים. דוגמאות מהשנים האחרונות כוללות תחזיות המבוססות על השינוי בשיעור המעשנים באוכלוסייה, אשר ירד בעשורים האחרונים במדינות המערב ותרם לעלייה בתוחלת החיים, או כאלו המבוססות על שיעור השמנת היתר אשר עלה בעשורים האחרונים ותרם לריסון העלייה בתוחלת החיים.³⁸⁻⁴⁰ עם זאת, תחזיות מסוג זה כוללות רכיב נוסף של אי וודאות מכיוון שיש לחזות בצורה מדויקת את המשתנה הבלתי תלוי אף הוא (קרי, שיעור המעשנים העתידי או התפלגות מדד מסת הגוף באוכלוסייה בדוגמאות לעיל). חשוב מכך, יש לחזות שינויים עתידיים בקשר שבין גורמי הסיכון הללו לבין שיעור התמותה, אשר מושפע בתורו מהתפתחות הרפואה הקלינית, שינויים טכנולוגיים, שכיחות תחלואה נלווית (comorbidity) ועוד. כל אלו תורמים להגדלת אי הוודאות שבחיזוי עד שלעיתים יוצא שכרנו בהפסדנו.

האסכולה השלישית לחיזוי תמותה מבוססת על אקסטרפולציה מתמטית של מגמות תמותה היסטוריות, לרב על סמך שיעורי התמותה לפי גיל ולעיתים של תוחלת החיים עצמה. אף על פי שגישה זו פחות מתוחכמת מבחינה תיאורטית, ועל כן זכתה לביקורת בחוגי אקטוארים, מתברר כי היא נוטה לייצר תחזיות מדויקות יותר מקודמותיה.^{41,42} למעשה, הוועדה המייעצת למוסד לביטוח לאומי האמריקאי (Social Security Advisory Board) המליצה בעקביות על

שימוש בשיטות מבוססות אקסטרפולציה כבר משנות ה-90 של המאה הקודמת.⁴³ מבקרי אסכולה זו טוענים מנגד כי אקסטרפולציה מתמטית מתעלמת מעקרונות ביולוגיים-גנטיים המעצבים את תהליך ההזדקנות ומניחה במרומז את היעדרו של גבול ביולוגי לתוחלת החיים (אשר קיומו עדיין שנוי במחלוקת, כפי שהוזכר בפרק הקודם).⁴⁴ קושי נוסף נעוץ בבחירת תקופת האמידה האופטימלית, אשר עשויה להיות לה השפעה מכרעת על תוצאות התחזית.⁴⁵ כך או כך, אסכולה זו הוכיחה עצמה כאלטרנטיבה מובילה לחיזוי תמותה ואומצה בידי גופים רבים ברחבי העולם—בהם חטיבת האוכלוסייה של האו"ם (UN Population Division) והלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, אשר תחזיותיהן לטווח ארוך לאוכלוסיית ישראל נדונות מטה. אסכולה זו גם אומצה במחקר הנוכחי והיא עומדת בבסיס המודלים השונים שנבחנו ופורטו בפרק הבא.

הבחנה חשובה נוספת היא בין תחזיות דטרמיניסטיות לסטוכסטיות (הסתברותיות). מודלים דטרמיניסטיים מניבים תרחישים הנקבעים באופן מוחלט על ידי תנאי הפתיחה והנחות המודל. מכיוון שתנאי הפתיחה—שיעורי התמותה ההיסטוריים—קבועים בעת החיזוי, שינוי הנחות המודל בלבד יכול לייצר תרחישים שונים. מודלים סטוכסטיים, לעומת זאת, מניבים מגוון תרחישים אפשריים תוך הערכת מידת הסבירות להתרחשותם. כלומר, מודלים מסוג זה משאירים פתח לאי ודאות עתידית גם כאשר הנחות המודל ותנאי הפתיחה קבועים. ככלל, אי הוודאות גדלה ככל שתקופת החיזוי ארוכה יותר. הלמ"ס משתמשת כיום בשתי הגישות לסירוגין. עבור תחזית האוכלוסייה בטווח הבינוני (כשלושים שנה קדימה), הלמ"ס מאמצת הנחות תמותה דטרמיניסטיות עבור האוכלוסייה היהודית והערבית. בחיזוי לטווח ארוך, הלמ"ס הצטרפה לאחרונה למגמה העולמית של אימוץ מודלים סטוכסטיים.³ המחקר הנוכחי מאמץ אף הוא גישה זו ובוחן חלופות סטוכסטיות לחיזוי תמותה לטווח ארוך.

3.2. תחזיות תמותה קיימות לישראל

מספר גופים מפיקים כיום תחזיות תמותה לישראל לטווח ארוך ובראשם הלמ"ס וחטיבת הדמוגרפיה של האו"ם. תחזית הלמ"ס משמשת את המוסד לביטוח לאומי ואת בנק ישראל בעוד שמשדד האוצר מסתמך על ועדת אקטוארים-מומחים בקביעת הנחות דמוגרפיות לגבי שינוי התמותה העתידי (הנחות אלו לא ייסקרו במסגרת המחקר הנוכחי). כפי שאראה בפרק זה, הן תחזית הלמ"ס מ-2012 והן תחזית האו"ם לישראל מ-2015 סובלות מהטיות: תחזית הלמ"ס נטתה עד כה להערכת יתר של תוחלת החיים העתידית של נשים (אך עודכנה כלפי מטה בשנה האחרונה) ואילו תחזית האו"ם נטתה בעקביות להערכת חסר.

3.2.1. תחזית הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה

בשנת 2012 פרסמה הלמ"ס תחזית תמותה לישראל לטווח ארוך, עד לשנת 2059, אשר מבוססת לראשונה על מודל סטוכסטי.³ זהו ללא ספק צעד מבורך המצביע על יישור קו עם גופים מקצועיים ברחבי העולם ומהווה שיפור משמעותי על פני השיטה הקודמת, אשר התבססה על הערכות מומחים ונטתה להערכת חסר עקבית. המודל שאומץ על ידי הלמ"ס הוא וריאנט של מודל Lee-Carter (להלן LC), שהוא הפופולרי ביותר כיום ואומץ על ידי גופים תכנוניים רבים בעולם.⁴⁶ מודל LC מתבסס על אקסטרפולציה של מגמות השינוי בשיעורי תמותה לפי גיל והוכח כבעל תוקף חיזוני גבוה. כמו כן, מודל זה נמצא עדיף על פני שיטות חיזוי אחרות במדינות אשר יש להן סדרה עתית ארוכה דיה של שיעורי תמותה.⁴⁷

עם זאת, מגבלה חשובה של מודל LC היא העיוות בשיעורי התמותה לפי גיל המתרחש בחיזוי לטווח ארוך. כפי שהוסבר בפרק הקודם, ראשית העלייה בתוחלת החיים נובעת בעיקר מירידה בתמותת תינוקות, ילדים וצעירים ואילו אחריתה נובעת בעיקר מירידה בתמותה בגילאי זיקנה. תופעה זו של שינוי בפרופיל השיפור בתמותה לפי גיל מכונה רוטציה ואינה מקבלת ביטוי במודל LC המקורי.⁴⁸ על כן, בחיזוי לטווח ארוך באמצעות מודלים מבוססי LC עשוי להתקבל דפוס לא סדיר של שיעורי תמותה לפי גיל.^{42,49} לדוגמה, שיעורי התמותה בגיל המבוגר עשויים להיות נמוכים מאלו של גילאים צעירים יותר—תופעה שאינה עומדת בקנה אחד הן עם תהליך ההזדקנות והן עם ניסיון העבר ועל כן אינה סבירה בעליל.

גרסה חלופית של מודל LC, אשר פותחה על ידי Booth, Maindonald ו-Smith (להלן, מודל BMS), שימשה את הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בתחזית משנת 2012, אשר עמדה בבסיסו של מודל הביטוח הלאומי לחיזוי מאזנו האקטוארי.^{3,50} מודל BMS מבצע אופטימיזציה לאורך תקופת האמידה על סמך קריטריון סטטיסטי, כך שהתקופה המתקבלת עשויה להיות קצרה יותר מסדרת הנתונים המלאה. נמצא כי תקופת האמידה האופטימלית לישראל כוללת את סדרת הנתונים כולה (משנת 1961 עד 2008) עבור גברים יהודים ואילו סדרה קצרה יותר (משנת 1984 עד 2008) עבור נשים יהודיות.³ באמצעות מודל זה ניבאה הלמ"ס את תוחלת החיים בלידה עבור האוכלוסייה היהודית: 94.9 שנים לנשים ו-88.7 שנים לגברים בשנים 2055–2059 (טבלה 3.1). מכיוון שהאוכלוסייה הערבית בישראל קטנה יותר וסדרת הנתונים שלה קצרה יותר, הלמ"ס קבעה כי לא ניתן לייצר עבורה תחזית עצמאית מהימנה.³ תחת זאת, התחזית עבור האוכלוסייה הערבית נגזרה מזו של האוכלוסייה היהודית בהנחה שהפער בתוחלת החיים בין שתי האוכלוסיות יקטן לכדי 2.5% עד סוף תקופת החיזוי: 92.5 שנים לנשים ערביות ו-86.5 שנים לגברים ערבים.

טבלה 3.1. השוואה בין תחזיות תוחלת החיים בלידה לפי מגדר, ישראל 2015–2059

| שנים | גברים | | | נשים | | |
|-----------|-------|------|------|------|------|------|
| | הפרש | או"ם | למ"ס | הפרש | או"ם | למ"ס |
| 2015-2019 | 0.5 | 81.3 | 81.8 | 1.3 | 84.6 | 85.9 |
| 2020-2024 | 0.2 | 82.5 | 82.7 | 1.8 | 85.3 | 87.1 |
| 2025-2029 | 0.2 | 83.4 | 83.6 | 2.2 | 86.0 | 88.2 |
| 2030-2034 | 0.4 | 84.1 | 84.5 | 2.6 | 86.7 | 89.3 |
| 2035-2039 | 0.6 | 84.8 | 85.4 | 3.0 | 87.4 | 90.4 |
| 2040-2044 | 0.7 | 85.6 | 86.2 | 3.4 | 88.1 | 91.5 |
| 2045-2049 | 0.9 | 86.2 | 87.1 | 3.9 | 88.7 | 92.6 |
| 2050-2054 | 1.0 | 86.9 | 87.9 | 4.5 | 89.4 | 93.8 |
| 2055-2059 | 1.2 | 87.5 | 88.7 | 4.9 | 90.0 | 94.9 |

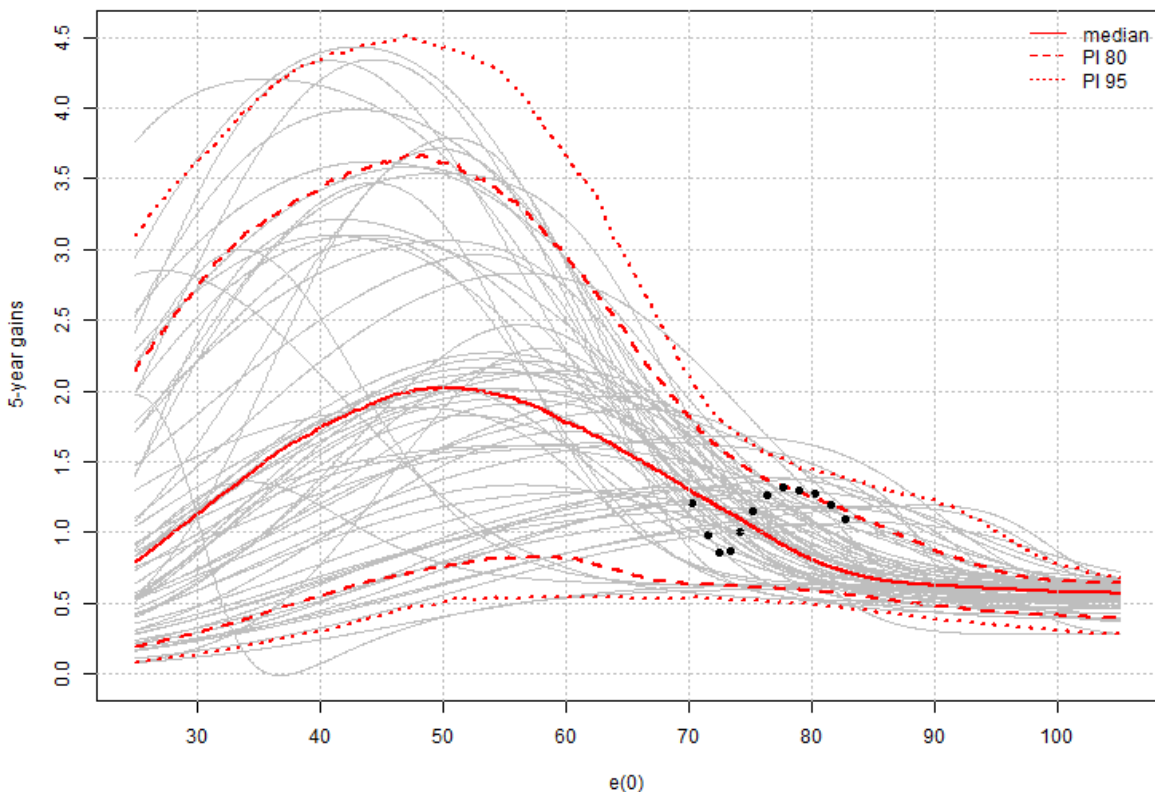
מקור: תחזית הלמ"ס לטווח ארוך מ-2012 ותחזית האו"ם מ-2015.^{3,4} יש לציין כי מודל האו"ם מתייחס לכלל אוכלוסיית ישראל ואילו מודל הלמ"ס לאוכלוסייה היהודית בלבד, אך אין בעובדה זו כדי להסביר את ההפרש המשמעותי בין התחזיות ובפרט בקרב נשים.

על אף תקפותו של מודל BMS במדינות אחרות, נראה כי מיעוט נתוני העבר בישראל הוביל לתחזית בלתי סבירה משתי סיבות. ראשית, התחזית מצביעה על עלייה עקבית של 2.3 שנים לעשור בתוחלת החיים של נשים יהודיות בחמשת העשורים הבאים—קצב שיפור הדומה לקומץ מדינות אשר החזיקו בשיא העולמי לנשים (לסירוגין) לאורך המאה ה-20. אף שבהשוואה בינלאומית תוצאה זו נראית בלתי סבירה—כזכור, כבר כיום ישראל מדורגת גבוה ביחס למדינות העולם—זהו למעשה התרחיש הבינוני עליו התבסס המוסד לביטוח לאומי בשנים האחרונות.ⁱⁱ החלופה הגבוהה בתחזית הלמ"ס אף ציינה קצב שיפור של כ-3.2 שנים בכל עשור, שהוא חסר תקדים עבור מדינות אשר תוחלת החיים שלהן בלידה חצתה זה מכבר את גיל 80. שנית, ניתן לראות כי הפער בתוחלת החיים בין נשים לגברים ילך ויגדל על פי התחזית הבינונית ויעמוד על 6.2 שנים בסופה, כמעט כפול מהפער המגדרי כיום. תרחיש זה אינו סביר הן ביחס לדפוסי העבר בישראל, אשר כוללים פער מגדרי קטן ויציב יחסית, והן ביחס למגמה הכוללת במדינות המערב, לפיה היתרון הנשי ירד בעקביות משנות ה-80 של המאה הקודמת (כלומר, קצב השיפור בתוחלת החיים גבוה יותר בקרב גברים). לאור ממצאים אלו עולה כי תחזית הלמ"ס מ-2012 גבוהה במיוחד ובפרט עבור נשים.

ⁱⁱ יש לציין כי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה עדכנה לאחרונה את תחזיתה כלפי מטה, לאחר שכותב הדו"ח הפנה את תשומת ליבו של צוות החיזוי לחסרונות התחזית הקודמת.

חטיבת האוכלוסייה של האו"ם מייצרת תחזית תמותה עצמאית לכל מדינות העולם, ובהן ישראל, מדי כשנתיים. החל משנת 2012 אימץ האו"ם מודל חיזוי תמותה סטוכסטי השייך אף הוא לאסכולת החיזוי השלישית (כלומר, מבוסס על אקסטרפולציה של מגמות עבר).⁴ בניגוד למודל LC, המבוסס על שינויים בשיעורי התמותה לפי גיל, מודל האו"ם חוזה את תוחלת החיים ישירות ולאחר מכן גוזר מתוכה את שיעורי התמותה לפי גיל. מאפיין ייחודי נוסף למודל האו"ם, הנוקט בגישה בייסיאנית, הוא שילוב נתונים מכלל מדינות העולם במודל יחיד.⁵ לכאורה, יתרונה של שיטה זו מותאם במיוחד למקרה הישראלי. מדינה בעלת סדרה עתידית קצרה של נתוני תמותה היסטוריים יכולה "לשאול" מידע נוסף ממדינות דומות לה בעבר ובהווה ליצירת התחזית. אף על פי כן, מתברר כי במקרה הישראלי גם מודל זה אינו מניב תוצאות מספקות.

תרשים 3.1. תחזית האו"ם לקצב השינוי בתוחלת החיים לנשים בישראל



מקור: UN World Population Prospects 2015. המודל מנבא את קצב השינוי בתוחלת החיים כפונקציה של תוחלת החיים הנוכחית. התחזית החזונית ורווח החיזוי ברמות ביטחון של 80%- ו-95% מצוינים באדום ותצפיות העבר בשחור.

תחזית האו"ם לישראל משנת 2015 ניבאה תוחלת חיים בלידה של 90.0 שנים לנשים ו-87.5 שנים לגברים עד התקופה של 2055–2059 (טבלה 3.1).ⁱⁱⁱ תחזית זו נמוכה מזו של הלמ"ס ב-4.9 שנים עבור נשים וב-1.2 שנים עבור גברים.^{iv} עם זאת, ניכר כי תחזית האו"ם נוטה להערכת חסר במקרה הישראלי. תרשים 3.1 מתאר את תחזית האו"ם לקצב השינוי בתוחלת החיים (באדום) אל מול התצפיות האמפיריות (בשחור). ניתן לראות כי בשנים האחרונות קצב העלייה בתוחלת החיים בישראל היה גבוה מתחזית האו"ם החצינית באופן עקבי, ואף מצוי מחוץ לרווח החיזוי ברמת ביטחון של 80%. כלומר, מודל האו"ם כושל בחיזוי נתוני העבר של ישראל יותר מאשר במדינות אחרות ועל כן תחזיתו העתידית לישראל מוטלת אף היא בספק.

3.3. קשיים בחיזוי תמותה לטווח ארוך בישראל

מסקירת התחזיות הקיימות עולה כי מלבד הקושי הרגיל בחיזוי תמותה לטווח ארוך, ישנם שלושה קשיים נוספים המייחדים את המקרה הישראלי: (1) היעדר האפשרות ללמוד ממדינות אחרות על הצפוי לישראל בעתיד; (2) קוצר סדרת הנתונים ההיסטוריים; (3) הטרוגניות החברה הישראלית. כל אלו ביחד ולחוד מוסיפים על אי הוודאות הכרוכה בחיזוי.

ראשית, ישראל שייכת לקבוצת שיאניות תוחלת החיים בלידה ומדורגת בעקביות ברשימת המדינות המובילות בעולם, הן עבור גברים והן עבור נשים.¹ כמדינה המצויה בחזית ישראל פוסעת לעתיד לא נודע עבור המין האנושי כולו, ועל כן כמעט שאינה יכולה ללמוד מנסיוןן של אוכלוסיות אחרות (למעט יפן, שווייץ וקומץ מדינות נוספות אשר מקדימות את ישראל בשנים ספורות בלבד).

שנית, בניגוד למדינות אחרות, בישראל ישנו מיעוט של נתוני תמותה היסטוריים. שיעורי תמותה סגוליים מבוססים על רישום שנתי של פטירות ואומדני אוכלוסייה לפי גיל, לרב תוך פילוח נוסף לקבוצות אוכלוסייה כגון מין ולאום. בישראל ישנם נתונים תמותה מהימנים עבור האוכלוסייה היהודית החל משנות ה-60 של המאה ה-20 ואילו לאוכלוסייה הערבית רק מתחילת שנות ה-80. מחברי תחזית התמותה לישראל לטווח הארוך בלמ"ס ציינו כי כלל אצבע בחיזוי מכתוב שתקופת החיזוי תהיה קצרה מתקופת האמידה.^{3,52} במקרה של ישראל לעומת זאת, כלל זה מופר כיוון שאורך הסדרה המירבי עומד על כחמישים שנה, בדומה לטווח החיזוי הרצוי. עבור

ⁱⁱⁱ תחזית האו"ם נמשכת עד סוף המאה ה-21, אך לשם השוואה עם תחזית הלמ"ס דו"ח זה מתייחס לחמישים השנים הראשונות בלבד.

^{iv} יש לציין כי מודל האו"ם מתייחס לכלל אוכלוסיית ישראל ואילו מודל הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לאוכלוסייה היהודית בלבד, כאשר תחזית נפרדת לאוכלוסייה הערבית נגזרת ממנה, אך אין בעובדה זו כדי להסביר את ההפרש המשמעותי בין התחזיות.

האוכלוסייה הערבית סדרת הנתונים אף קצרה יותר, כך שתקופת החיזוי אף עולה על תקופת האמידה. קוצר הסדרה ומיעוט הנתונים עבור אוכלוסייה זו מעלים את החשש כי תקופת האמידה חריגה בצורה זו או אחרת (קרי, מאופיינת בסטגנציה או לחילופין בעלייה חדה) ועל כן אקסטרפולציה שלה תוביל להערכת חסר או יתר משמעותית בטווח הארוך.

שלישית, אוכלוסיית ישראל הטרוגנית מאוד ביחס למדינות אחרות. בשל היותה מדינת הגירה, הרכב האוכלוסייה היהודית היה נתון לשינויים משמעותיים במרוצת השנים (למשל, העלייה ממדינות בריה"מ בראשית שנות ה-90 של המאה הקודמת). מחקר מהשנים האחרונות אף הצביע על הבדלים אפשריים בתוחלת החיים בקרב יהודים על פי רמת הדתיות, אשר נעדרת מנתוני הפטריות.⁵³ חשוב מכך, ישראל כוללת מיעוט משמעותי של ערבים, הנבדל אף הוא על פי דת ומידת הדתיות, אשר תוחלת החיים שלו נמוכה במספר שנים מזו של האוכלוסייה היהודית (כמתואר בפרק 2.2).^{32,33} על אף ההטרוגניות הרבה של האוכלוסייה הישראלית, נתוני התמותה אינם מאפשרים הבחנה בין מרבית קבוצות האוכלוסייה שנמנו לעיל, למעט יהודים וערבים.

שלושת הגורמים הללו ובעיקר שילובם מהווה מקרה ייחודי בין מדינות העולם. מרבית המדינות ה"הצעירות" אשר חסרות נתונים היסטוריים יכולות ללמוד מניסיוןן של מדינות אחרות אשר קדמו להן בקצב הפיתוח הכלכלי והבריאותי ויכולות לשמש מודל לעתיד לבוא. לא כך במקרה הישראלי. מדינות מהגרים אחרות כגון ארה"ב, קנדה ואוסטרליה אף הן נהנות מסדרות נתונים ארוכות יותר מישראל. על כן, שילובם של המאפיינים הייחודיים לישראל מהווה קושי משמעותי בחיזוי תמותה לטווח ארוך ומגדיל את אי הוודאות.

4. מתודולוגיה

4.1. נתונים

מחקר זה התבסס על נתונים אשר סופקו לחוקר על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. סדרת הנתונים כללה אומדני אוכלוסייה ופטירות שנתיים לפי גיל בודד (0 עד +95), מגדר (נשים וגברים) וקבוצת אוכלוסייה (יהודים וערבים). עבור האוכלוסייה היהודית, הסדרה כללה נתונים שנתיים החל משנת 1968 ועד שנת 2016. נתוני האוכלוסייה הערבית כללו סדרה קצרה יותר בשנים 1981–2016 בלבד. שיעורי התמותה לפי גיל, m_x , חושבו כיחס בין מספר הפטירות בגיל x עד $x+1$ בשנה כלשהי (מ- t_1 עד t_2) לבין שנות החיים באותה קבוצת גיל ובאותה שנה (בפועל, שנות החיים נאמדו על פי גודל האוכלוסייה באמצע השנה):

$$m_x[t_1, t_2] = \frac{\text{Number of deaths in ages } x \text{ to } x+1 \text{ between } t_1 \text{ and } t_2}{\text{Person-years lived in ages } x \text{ to } x+1 \text{ between } t_1 \text{ and } t_2} \quad (4.1)$$

כך עבור כל שנה בסדרה עבור נשים וגברים בנפרד, הן באוכלוסייה היהודית והן באוכלוסייה הערבית. מכיוון שסדרת הנתונים נטתה לתנודתיות, בעיקר בשנים המוקדמות, שיעורי התמותה מגיל 10 ואילך הוחלקו לאורך שני מימדים (גיל וזמן) בשיטה א-פרמטרית.⁵⁴ לבסוף, נעשתה אקסטרפולציה של שיעורי התמותה עד לגיל +105, בשיטת Kannisto, על בסיס שיעורי התמותה בגילאים 69 עד 89 (שיעורי התמותה לאחר עיבוד מוצגים בנספח א').⁵⁵ תוחלת החיים בלידה (וכן בגילאים מאוחרים יותר) חושבה באמצעות לוח תמותה סטנדרטי.

המחקר בחן מספר מודלים לחיזוי תמותה לישראל עד לשנת 2065. הקבוצה הראשונה של שיטות החיזוי שנבחנו מבוססת על מודל Lee-Carter, אשר מנבא את שיעורי התמותה לפי גיל ומתוכם ניתן לגזור את תוחלת החיים בלידה או בגילאים מאוחרים יותר. מלבד גרסתו המקורית, נבחנו שתי וריאציות למודל LC אשר פותחו כדי לפתור חלק מכשליו. הקבוצה השנייה של שיטות החיזוי כללה שני מודלים לחיזוי תמותה מבוגרים, מגיל 25 ואילך, כאשר המודל הראשון (מודל העתקת התמותה של Bongaarts) מנבא את שיעורי התמותה לפי גיל ואילו המודל השני (Mayhew-Smith) מנבא את קצב השינוי בתוחלת החיים. בפרק זה יוצגו המודלים השונים וכן הקריטריונים על פיהם ייבחן טיב החיזוי, ואילו בפרק הבא יוצגו תוצאות המודלים והשוואת ביצועיהם על סמך הקריטריונים השונים.

4.2. שיטות מבוססות מודל Lee-Carter

4.2.1. מודל Adjusted Lee-Carter

מודל Lee-Carter (להלן LC) קושר בין לוגריתם שיעורי התמותה לפי גיל לבין הזמן כפונקציה לינארית:⁴⁶

$$\log(m_x(t)) = a_x + b_x k(t) + \varepsilon_{x,t} \quad (4.2)$$

כאשר $m_x(t)$ הוא שיעור התמותה בגיל x בזמן t , a_x הוא שיעור התמותה הממוצע לקבוצת גיל x על פני זמן, b_x הוא קצב השינוי היחסי בשיעור התמותה לקבוצת גיל זו על פני זמן, $k(t)$ הוא קצב השינוי הכללי בזמן t ו- $\varepsilon_{x,t}$ היא השגיאה האקראית לקבוצת גיל x בזמן t . הפרמטרים ניתנים לאמידה על ידי הוספת שני אילוצים: $\sum_x \beta_x^2 = 1$ ו- $\sum_t k(t) = 0$, כאשר המודל מניח כי קצב השינוי היחסי בשיעור התמותה הסגוליים לגיל, b_x , נותר קבוע על פני זמן ואילו ניתן לייצר תחזית סטוכסטית לערכי $k(t)$ בלבד. המודל המועדף עבור הרכיב הסטוכסטי הוא הילוך מקרי עם סחף (random walk with a drift):

$$\hat{k}_t = \hat{k}_{t-1} + \delta + \xi_t \quad (4.3)$$

כאשר k_{t-1} הוא הערך הקודם בסדרה, δ הוא מקדם הסחף ו- ξ_t היא שגיאה אקראית המתפלגת נורמלית.

מחקרים מאוחרים יותר מצאו כי במודל LC המקורי ישנה הטיה במעבר משנת התצפית האחרונה לשנת החיזוי הראשונה (jump-off year bias), ועל כן הוצע תיקון כדי לשמור על רציפות הסדרה.^{47,56} על פי המודל המתוקן, המכונה adjusted LC, הפרמטר a_x נקבע לערכי שנת התצפית האחרונה במקום לערך הממוצע בסדרה. במחקר זה אומצה הגרסה המתוקנת של המודל.

4.2.2. מודל Booth-Maindonald-Smith

מודל Booth-Maindonald-Smith (להלן BMS) מהווה שכלול נוסף של מודל LC המקורי ומטרתו אמידה אופטימלית של הפרמטר $k(t)$, אשר מסמן את קצב השינוי הלינארי של רמת התמותה הכוללת עם הזמן.⁵⁰ מכיוון שהנחת הלינאריות מופרת לעיתים תכופות, ובפרט ככל שסדרת הנתונים מתארכת, מודל BMS מגביל את תקופת האמידה לכזו אשר תתאים ככל הניתן למגמה לינארית.

בפועל, המודל בוחר את תחילת תקופת האמידה על פי קריטריון טיב ההתאמה ואילו סופה נקבע על פי התצפית האחרונה בסדרה.^v

4.2.3 מודל Smoothed Lee-Carter

חיסרון נוסף של מודל LC המקורי הוא נעוץ בעיוות פרופיל התמותה לפי גיל בחיזוי ארוך טווח. כך, למשל, שיעור התמותה החזוי לגיל 60 עשוי להשתוות או לרדת משיעור התמותה החזוי לגיל 50. אי סדירות זו אינה תואמת את תהליך ההזדקנות הביולוגי ואינה רצויה מבחינה אקטוארית. על מנת לפתור בעיה זו הוצע מודל משופר המבצע החלקה של הפרמטר b_x בשלב האמידה של משוואה 4.2.⁴⁹ מודל זה, המכונה Smoothed LC, מוסיף לפונקציית המטרה אילוץ אשר גורם להחלקת פרופיל השינוי בתמותה לפי גיל. מציאת הערך האופטימלי של פרמטר ההחלקה, π_β , נעשית על סמך קריטריון סטטיסטי (ערך BIC הנמוך ביותר מבין המודלים האפשריים). במחקר זה נמצא כי $\pi_\beta = 10^8$ הוא הערך האופטימלי עבור תקופת האמידה 1968–2016.

4.3 שיטות לחיזוי תמותת מבוגרים

4.3.1 מודל העתקת התמותה של Bongaarts

מודל זה מתמקד בחיזוי תמותה בגילאים המבוגרים (25 ואילך) ומתבסס על העלייה הלוג-לינארית של שיעורי התמותה עם הגיל, בדומה ל"חוק התמותה" של Gompertz. עם זאת, מודל Gompertz נוטה להערכת חסר של תמותה בגילאים צעירים (תחת 40) והערכת יתר בטווח הגילאים המבוגרים מאוד (80 ומעלה). מודל Gompertz-Makeham מהווה שיפור בגילאים הצעירים על ידי הוספת פרמטר, אך אינו פותר את בעיית הערכת היתר בגילאים המאוחרים. על מנת לרסן את העלייה בשיעורי התמותה בגילאים המבוגרים, הציע Bongaarts את מודל העתקת התמותה (shifting mortality) המבוסס על הפונקציה הלוגיסטית:²²

$$\mu(x, t) = \frac{\alpha(t)e^{\beta x}}{1 + \alpha(t)e^{\beta x}} + \gamma(t) \quad (4.4)$$

^v במהלך המחקר בוצע שחזור של תחזית הלמ"ס מ-2012 ונמצא כי ישנה חשיבות מכרעת לאלגוריתם המשמש לאופטימיזציה של תקופת האמידה. בחירת הלמ"ס באלגוריתם Bai-Perron הובילה לתקופת אמידה קצרה יותר ולתחזית גבוהה במיוחד של תוחלת חיים בלידה לנשים לעומת אלגוריתם BMS המקורי. על כן, במחקר זה נעשה שימוש באלגוריתם מהסוג השני.

כאשר $\mu(x,t)$ מציין את שיעור התמותה בגיל x בזמן t ו- γ , β , α הם פרמטרים, אותם יש לאמוד, המציינים את רמת התמותה (α), את קצב העלייה בשיעור התמותה עם הגיל (β) ואת תמותת הרקע (γ) המשותפת לכל הגילאים.

במודל זה קצב העלייה בתמותה עם הגיל, β , קבוע בזמן, אך מוסט לגילאים מאוחרים יותר במרוצת הזמן. בנוסף, תמותת הרקע מציינת שינויים תקופתיים שאינם תלויים בגיל. על כן, שיטת החיזוי מתמקדת בשני הפרמטרים המשתנים עם הזמן α ו- γ , תוך החזקת β קבוע. שיטת החיזוי מתבצעת בארבעה שלבים:²²

- א. אמידת שלושת הפרמטרים במשוואה 4.4 עבור כל שנה בסדרה העתית.
- ב. אמידה חוזרת של α ו- γ תוך החזקת β קבוע לערכו הממוצע על פני כלל הסדרה.
- ג. אקסטרפולציה של α ו- γ לתקופת החיזוי.
- ד. ניבוי שיעורי התמותה ותוחלת החיים העתידית על סמך הפרמטרים החזויים.

במחקר הנוכחי, אמידת הפרמטרים בשני השלבים הראשונים נעשתה בשיטת הריבועים הפחותים (nonlinear least squares) ובשלב השלישי נעשתה אקסטרפולציה של $\ln(\alpha)$ ו- $\ln(\gamma)$ באמצעות מודל הילוך מקרי עם סחף (בדומה למשוואה 4.3 של מודל Lee-Carter).

4.3.1 מודל Mayhew-Smith

בשונה מקודמיו, מודל זה חוזה את השינוי בתוחלת החיים ישירות ולא את שיעורי התמותה לפי גיל.⁵⁷ לשם כך, הוא עושה שימוש בתוחלת החיים הזמנית המוגדרת כמשך החיים הממוצע בטווח גילאים מוגבל.³⁵ לדוגמא, מספר שנות החיים הממוצע המירבי שניתן לחיות בקבוצת הגיל 25–34 הוא עשור, כאשר התמותה בטווח גילאים זה יורדת לאפס. בפועל, תוחלת החיים הזמנית בטווח גילאים זה נמוכה מעשר שנים מפני שלא כולם שורדים את עשור זה של חייהם. חיבור תוחלות החיים הזמניות בכל קבוצת גיל של עשר שנים (25–34, 35–44, 45–54, 55–64...) שווה לתוחלת החיים הכוללת בגיל 25. ניתן אם כן לחזות את תוחלת החיים הכוללת על ידי חיזוי תוחלות החיים הזמניות בקבוצות גיל בדידות.

שיטה זו שמה חסם עליון לעלייה בתוחלת החיים הזמנית בכל קבוצת גיל. יתרונה לפיכך נעוץ בהתמקדות בטווח הגילאים בו טמון פוטנציאל התרומה הגדול ביותר לתוחלת החיים, כמו גם

אי הודאות הגדולה ביותר לחיזוי לטווח ארוך.^{vi} ניתוח העלייה בתוחלת החיים במדינות המפותחות הראה כי פוטנציאל זה הגיע כמעט למיצוי עד גיל 70.⁵⁷ כלומר, כל עלייה משמעותית בתוחלת החיים העתידית תנבע בהכרח מירידה בתמותה מעל גיל 70 ובפרט בגילאי 80 ומעלה, שם תוחלת החיים הזמנית טרם מוצתה. מכאן נובע שעל מודל החיזוי להתמקד בגילאים המאוחרים ולא בגילאים הצעירים, בהם פוטנציאל השיפור נמוך יותר ואילו ודאות החיזוי גדולה יותר.

מודל Mayhew-Smith מבוסס על סדרת משוואות לוגיסטיות המתארות את השינוי

בתוחלת החיים הזמנית בקבוצות גיל של עשר שנים:⁵⁷

$$e_{x(x:x+n)} = n \frac{e^{f(t)}}{1+e^{f(t)}} \quad (4.5)$$

כאשר $e_{x(x:x+n)}$ היא תוחלת החיים הזמנית ו- n היא התוחלת המקסימלית בטווח הגילאים x עד $x+n$. למשל, עבור קבוצת הגילאים 25–34 תוחלת החיים הזמנית המקסימלית, $e_{25(25:35)}$, היא עשר שנים ו- $f(t)$ היא פונקציה פולינומית של הזמן. Mayhew ו-Smith מצאו כי במדינות המערב פונקציה לינארית התאימה יותר לנשים ואילו פונקציה ריבועית התאימה יותר לגברים (התאמת המודל לאוכלוסייה היהודית מוצגת בנספח ב').

למודל זה שלושה חסרונות עיקריים. ראשית, בחיזוי לטווח ארוך תוחלת החיים של גברים עשויה לעלות על זו של נשים—כפי שניתן לראות בתוצאותיהם של Mayhew ו-Smith עבור בריטניה, צרפת, שוודיה וארה"ב (אך לא יפן)—וזאת בגלל השימוש בפולינומים מדרגות שונות לגברים ונשים.⁵⁷ על כן, במחקר הנוכחי $f(t)$ הוגדרה כפונקציה לינארית עבור גברים ונשים כאחד. שנית, בדומה למודל האו"ם, שיטה זו חוזה את קצב השינוי בתוחלת החיים ולא את שיעורי התמותה לפי גיל. על מנת לחזות את שיעורי התמותה העתידיים מתוחלת החיים ניתן להיעזר באחת משלוש השיטות המשמשות את האו"ם.⁴ שלישית, המודל מניח כי אורך החיים המקסימלי הוא 110 שנים—גבול שרירותי אשר כבר נחצה בעבר במספר מדינות.¹⁵ Mayhew ו-Smith מצאו גם כי המודל נוטה להערכת יתר בטווח הארוך (מעל 30 שנה) מפני שקצב השיפור בתוחלת החיים בקבוצת הגיל המבוגרת ביותר נוטה לעלות בצורה חדה מדי. על מנת לפתור את שתי הסוגיות יחדיו, במחקר זה נעשה שינוי קל במודל. עבור קבוצת הגיל המבוגרת ביותר (+95) נבחרה פונקציה לינארית במקום לוגיסטית, אשר מחד אינה קובעת חסם עליון לתוחלת החיים העתידית ומאידך חוזה עלייה מתונה

^{vi} מודל זה הינו דטרמיניסטי, על אף שיוכו לאסכולת האקסטרפולציה, אך ניתן יהיה לפתחו למודל סטוכסטי בעתיד.

יותר מהמודל הלוגיסטי בטווח התחזית. המודל המתוקן אף תואם את הממצא האמפירי כי חלה האטה משמעותית בקצב הירידה בשיעורי התמותה לקראת גיל 100.¹⁵

4.4. שיטת החיזוי לאוכלוסייה הערבית

שיטות החיזוי שתוארו לעיל—הן לתוחלת החיים בלידה והן בגיל 25—נוסו בנפרד עבור האוכלוסייה הערבית, אך נמצאו כלא מהימנות (בדומה למסקנות הלמ"ס). בשל היותה קבוצת מיעוט, מספר הפטריות באוכלוסייה הערבית קטן יותר וכן סדרת הנתונים שלה קצרה יותר מזו של האוכלוסייה היהודית. שני גורמים אלו יחדיו מקשים על יצירת תחזית עצמאית לאוכלוסייה זו. הלמ"ס בחרה להתמודד עם קושי זה על ידי הצמדת התחזית לאוכלוסייה הערבית לזו של היהודית תחת ההנחה כי הפער בתוחלת החיים בין הקבוצות ילך ויפחת עם השנים. אף כי מגמה זו רצויה, היא אינה נתמכת על ידי הנתונים. פרק 2.2 הראה כי פערי תוחלת החיים בין יהודים לערבים התרחבו בעקביות מסוף שנות ה-90 של המאה ה-20. רק בשנים האחרונות נצפתה מגמת צמצום קלה בפער בין נשים יהודיות וערביות, אך לא בקרב גברים, ומוקדם מכדי לקבוע האם מגמה זו תימשך. לפיכך, מחקר זה בחר בדרך חלופית להפקת תחזית עבור האוכלוסייה הערבית.

פיתוח של מודל LC מהשנים האחרונות מאפשר יצירת תחזית קוהרנטית עבור קבוצות אוכלוסייה נבדלות.^{48,58} על פי שיטה זו, מודל LC נאמד על כלל האוכלוסייה (יהודים וערבים יחדיו) ומתוכו נלקחים אומדני הפרמטרים b_x ו- $k(t)$, המייצגים את פרופיל שיפור התמותה לפי גיל ואת קצב השיפור הכולל עם הזמן בהתאמה. לאחר מכן נאמד מודל נפרד עבור האוכלוסייה הערבית בלבד ומתוכו נלקח אומדן הפרמטר a_x , המייצג את רמת התמותה הממוצעת לפי גיל בקבוצה זו. לבסוף, החיזוי נעשה על בסיס הפרמטרים המשותפים. כלומר, שיטה זו מניחה כי מגמת השיפור באוכלוסייה הערבית תדמה למגמה באוכלוסייה הישראלית כולה אך תוך התייחסות לרמת התמותה הייחודית לה. אף כי שיטה זו אינה נטולת חסרונות, מחקר זה מצא כי היא עדיפה על פני השיטות האחרות ביחס לאוכלוסייה הערבית.

4.5. קריטריונים לבחינת טיב החיזוי

לאור הפערים המשמעותיים בין תחזיות התמותה הקיימות לישראל, וכן הקשיים הייחודיים לה שנמנו לעיל, עולה שאלה חשובה: כיצד ניתן לבחון את טיב החיזוי? פרקטיקה נפוצה בחיזוי היא לאמוד את המודלים השונים על חלק מהסדרה העתית בלבד (תקופת האמידה) ולהתייחס לחלק

הנותר כעתיד "לא נודע" (תקופת התיקוף). כלומר, יש לשמור מספר תצפיות מחוץ למודל ולהשוות את התחזית אל מול תצפיות האמת. במחקר זה נבחרה תקופת אמידה של 30 שנה (1968–1997) ותקופת תיקוף של 19 שנים (1998–2016), וזאת על מנת שאורך תקופת התיקוף יהיה כמחצית מתקופת האמידה, כנהוג בתחום החיזוי.

שני קריטריונים סטטיסטיים נבחרו להשוואת טיב המודלים. הראשון הוא מדד ה-MAPE (mean absolute percentage error), המקובל להערכת מודלים לחיזוי, ומבטא את הסטייה הממוצעת באחוזים של התחזית מתוחלת החיים האמיתית בתקופת התיקוף:⁵⁹

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - F_t}{Y_t} \right| \quad (4.6)$$

כאשר Y_t היא תצפית האמת בזמן t (תוחלת החיים שנצפתה בפועל) ו- F_t הוא ערך החיזוי על פי המודל (תוחלת החיים החזויה). השגיאה מחושבת בערך מוחלט על מנת שהערכות חסר לא יקזזו הערכות יתר בשנים אחרות. המודל המיטבי על פי קריטריון זה הינו בעל השגיאה הממוצעת (באחוזים) הקטנה ביותר לאורך תקופת התיקוף.

הקריטריון השני הוא מדד ה-RMSE (root mean square error), המקובל אף הוא בתחום החיזוי, ומעניק משקל רב יותר לשגיאות גדולות:⁵⁹

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - F_t)^2} \quad (4.7)$$

גם כאן, המודל המועדף הינו בעל ערך ה-RMSE הקטן ביותר על פני תקופת התיקוף.

יש לציין כי הקריטריונים הסטטיסטיים הללו אינם נותנים ביטוי למספר תכונות רצויות לתחזית לטווח ארוך, מפני שאינן ניתנות להערכה על סמך תקופת תיקוף קצרה. אקסטרפולציה מתמטית של המגמות הקיימות עשויה להפוך בלתי סבירה ככל שתקופת התחזית מתארכת. לכן, בנוסף לקריטריונים הסטטיסטיים לעיל, התחזיות לטווח ארוך יושו על בסיס שלושה קריטריונים איכותניים הנגזרים מניסיון העבר של מדינות אחרות ומתיאוריות ביולוגיות-דמוגרפיות של הזיקנה:

(1) קצב העלייה הממוצע בתוחלת החיים בלידה במדינות מובילות אחרות (קצב של 2.0–2.4

שנים לעשור על פי השיא ההיסטורי לגברים ונשים משנת 1960 או, לחילופין, 1.5–1.9 שנים

בעשור של 2005–2014 לנשים ביפן, שווייץ, איטליה, אוסטרליה ושוודיה).³⁰

- (2) גודל הפער המגדרי בתוחלת החיים, אשר נמצא במגמת ירידה במדינות המערב ונותר קטן יחסית בישראל (בין 2.7 ל-4.4 שנים) מזה מספר עשורים.
- (3) הקוהרנטיות האקטוארית של התחזית. כלומר, סדירות פרופיל התמותה לפי גיל בהתאם לתהליך ההזדקנות (למעט בגילאי הילדות עד הנעורים, שיעורי התמותה נוטים לעלות עם הגיל ולא לרדת).

5. תוצאות

5.1. השוואת תחזיות תוחלת החיים בלידה ובגיל 25 לשנת 2065

חמשת המודלים לעיל שימשו לחיזוי תוחלת החיים באוכלוסייה היהודית עד לשנת 2065 (תחזית עבור האוכלוסייה הערבית, אשר לוותה בקשיים נוספים, נדונה מטה). תחזית תוחלת החיים בלידה הופקה באמצעות שלושת המודלים מבוססי Lee-Carter ואילו תוחלת החיים בגיל 25 באמצעות שני המודלים הנותרים—מודל העתקת התמותה של Bongaarts ומודל Mayhew-Smith המתוקן. בכל המקרים הללו התחזית הופקה עבור נשים וגברים בנפרד.

טבלה 5.1 מסכמת את תחזיות תוחלת החיים בלידה ובגיל 25 לשנת 2065 על פני חמשת המודלים (התחזיות המלאות בתרשימים 5.1 ו-5.2, בהתאמה, ובנספח ג'). תוחלת החיים בלידה החזויה לנשים דומה מאוד בין שלושת המודלים ונעה בין 91.2 ל-91.3 שנים. כך גם בקרב גברים, כאשר תחזיות שלושת המודלים נעות בין 88.7 ל-88.8 שנים. כמו כן, על פי שלושת המודלים הפער המגדרי בתוחלת החיים בלידה צפוי לקטון לכדי כ-2.5 שנים בסוף תקופת החיזוי.

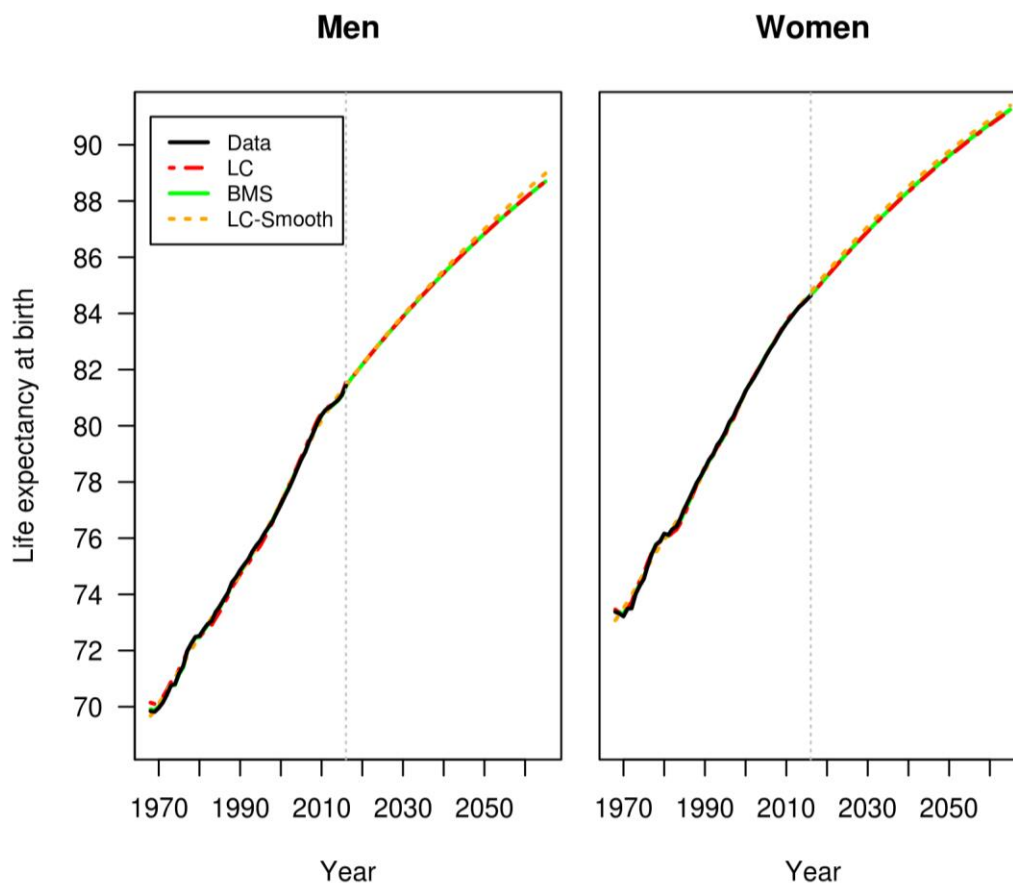
טבלה 5.1. תחזיות תוחלת החיים בלידה ובגיל 25 לשנת 2065 עבור האוכלוסייה היהודית

| מודל | תוחלת חיים בלידה (שנים) | | | תוחלת חיים בגיל 25 (שנים) | | |
|--------------------|-------------------------|-------|-----------|---------------------------|-------|-----------|
| | נשים | גברים | פער מגדרי | נשים | גברים | פער מגדרי |
| Adjusted LC | 91.2 | 88.7 | 2.5 | 66.3 | 63.8 | 2.5 |
| BMS | 91.3 | 88.7 | 2.6 | 66.3 | 63.8 | 2.5 |
| Smoothed LC | 91.2 | 88.8 | 2.4 | 66.3 | 63.9 | 2.4 |
| Shifting mortality | - | - | - | 68.7 | 65.0 | 3.7 |
| Mayhew-Smith | - | - | - | 67.7 | 65.0 | 2.7 |

בתחזיות תוחלת החיים בגיל 25 ניכרים הבדלים משמעותיים יותר בין המודלים. בין שלושת המודלים מבוססי LC עולה הלימה גבוהה הן בקרב נשים (66.3 שנים) והן בקרב גברים (63.8–63.9 שנים). שני המודלים האחרים, לעומת זאת, חוזים תוחלת חיים גבוהה יותר במספר שנים. מודל העתקת התמותה חוזה תוחלת חיים של 68.7 שנים לנשים ו-65.0 שנים לגברים ואילו מודל Mayhew-Smith המתוקן חוזה תוחלת חיים של 67.7 שנים לנשים ו-65.0 שנים לגברים. מודל

העתקת התמותה אף חריג מבין המודלים בפער המגדרי בשנת 2065, אשר צפוי לעמוד על 3.7 שנים (בדומה לפער כיום). יתר המודלים לעומתו חוזים ירידה בפער המגדרי לכדי כשנתיים וחצי בלבד.

תרשים 5.1. תחזיות תוחלת החיים בלידה עבור האוכלוסייה היהודית, 2017–2065

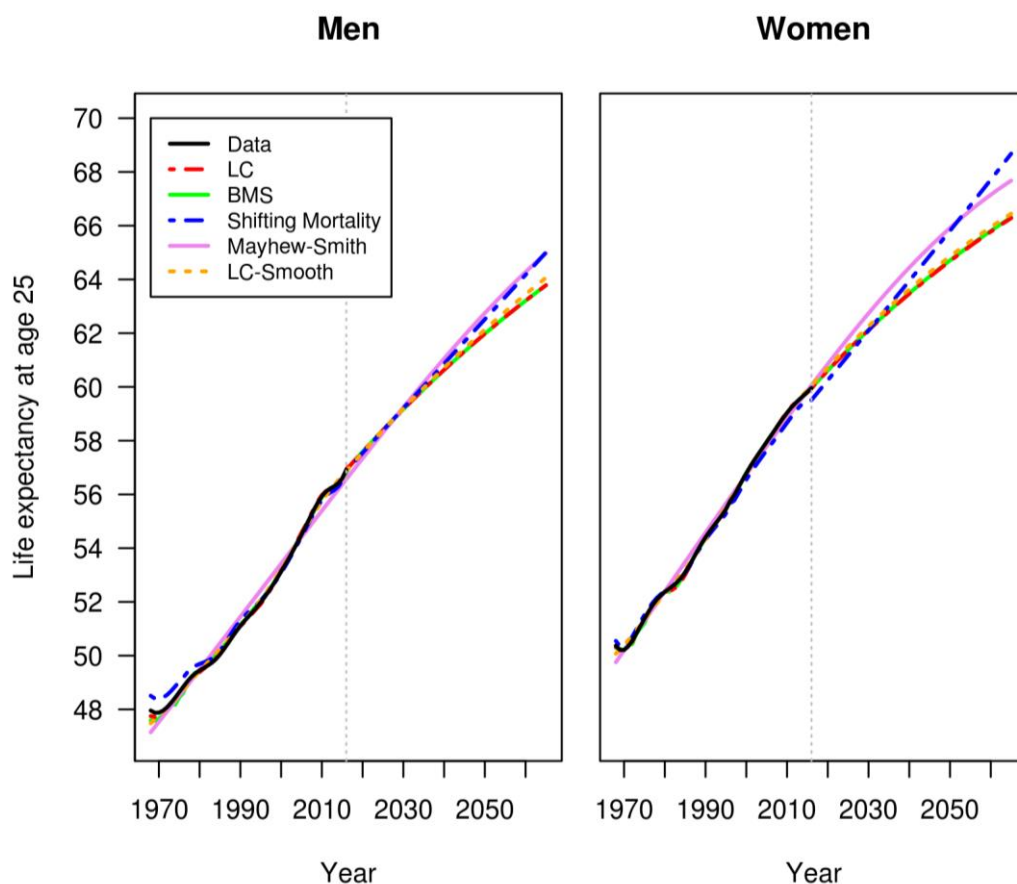


5.2. הערכת טיב החיזוי

מכיוון שהעתיד אינו ידוע—הרי לשם כך בדיוק נחוצה תחזית—קיים קושי אינהרנטי בבחירת מודל חיזוי מועדף מבין מספר מודלים חלופיים. פרקטיקה נפוצה בחיזוי היא לאמוד את כלל המודלים על חלק מסדרת הנתונים ולבחון את טיב החיזוי על יתר הסדרה (כלומר, על נתונים אשר לא "נצפו" על ידי המודל). במחקר זה נבחרה תקופת אמידה בת 30 שנה (1968–1997) ותקופת תיקוף בת 19 שנים (1998–2016). לאחר מכן, חושבו שני קריטריונים סטטיסטיים (MAPE, RMSE) לצורך השוואת טיב החיזוי של כל מודל על פני תקופת התיקוף. עם זאת, השוואת המודלים בטווח קצר על סמך קריטריון סטטיסטי מהווה פתרון חלקי בלבד, מפני ששיטות המבוססות על אקסטרפולציה יכולות ליצור תרחישים בלתי סבירים בחיזוי ארוך-טווח. על מנת להגדיל את התוקף החיצוני של

התחזית הנבחרת, המודלים הושוו בנוסף על בסיס שלושה קריטריונים איכותניים: קצב העלייה הממוצע בתוחלת החיים, הפער המגדרי לאורך תקופת החיזוי וקוהרנטיות אקטוארית (כלומר, סדירות פרופיל התמותה לפי גיל).

תרשים 5.2. תחזיות תוחלת החיים בגיל 25 עבור האוכלוסייה היהודית, 2017–2065



5.2.1. השוואה על סמך קריטריונים סטטיסטיים

טבלה 5.2 מסכמת את ערכי MAPE ו-RMSE עבור המודלים השונים בתקופת התיקוף. כזכור, ממד ה-MAPE מייצג את השגיאה הממוצעת באחוזים ביחס לתוחלת החיים האמיתית שנצפתה בכל שנה ואילו מדד ה-RMSE, המחושב לפי סכום ריבוע השגיאות, מעניק משקל רב יותר לשגיאות גדולות יותר. בשני המדדים ערך קטן יותר מעיד על טיב חיזוי גבוה יותר.

טבלה 5.2. טיב החיזוי בתקופת התיקוף (1998–2016) על סמך MAPE, RMSE

| תחזית תוחלת חיים בגיל 25 | | | | תחזית תוחלת חיים בלידה | | | | מודל |
|--------------------------|------|----------|------|------------------------|------|----------|------|--------------------|
| RMSE | | MAPE (%) | | RMSE | | MAPE (%) | | |
| גברים | נשים | גברים | נשים | גברים | נשים | גברים | נשים | |
| 1.26 | 0.70 | 1.99 | 1.11 | 1.26 | 0.68 | 1.38 | 0.76 | Adjusted LC |
| 1.31 | 0.71 | 2.09 | 1.12 | 1.33 | 0.69 | 1.45 | 0.76 | BMS |
| 1.57 | 0.97 | 2.62 | 1.59 | 1.56 | 0.95 | 1.76 | 1.08 | Smoothed LC |
| 1.40 | 0.72 | 2.22 | 1.18 | - | - | - | - | Shifting mortality |
| 1.28 | 0.60 | 2.12 | 1.00 | - | - | - | - | Mayhew-Smith |

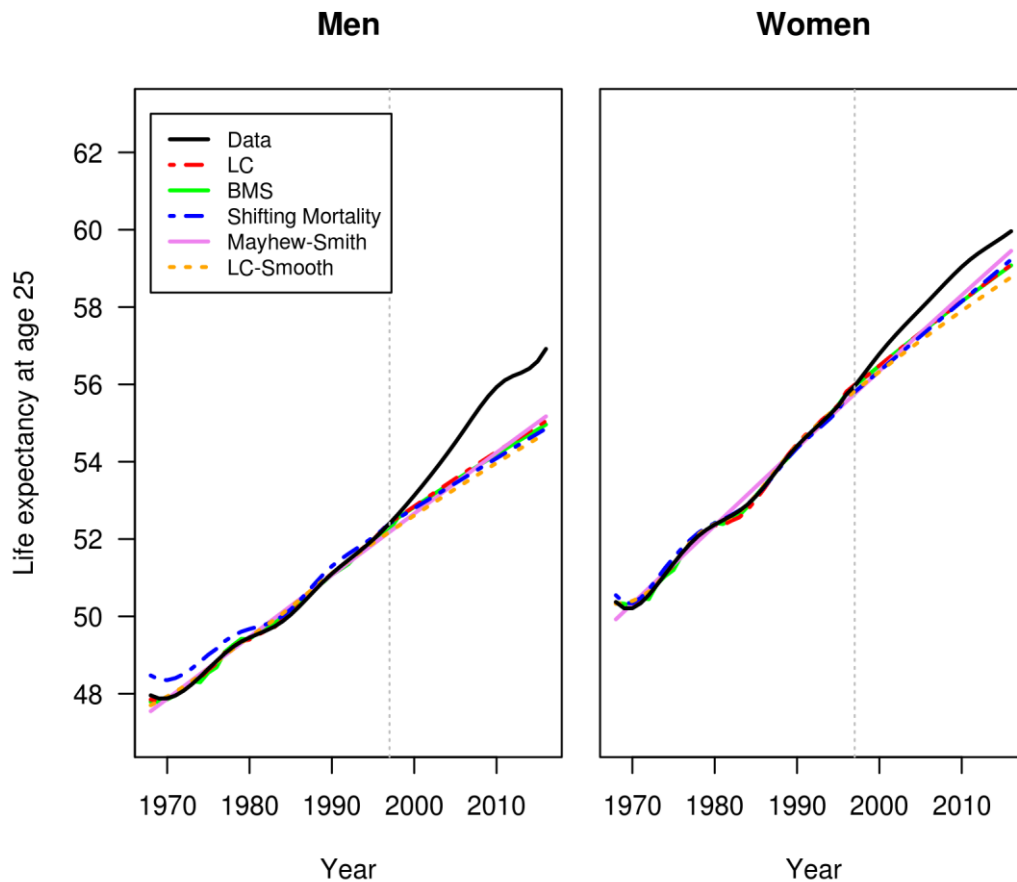
* המודל בעל טיב החיזוי הגבוה ביותר (השגיאה הממוצעת הקטנה ביותר) בכל קבוצה מודגש באפור.

ניתן לראות כי מודל Adjusted LC הינו בעל השגיאה הנמוכה ביותר בחיזוי תוחלת החיים בלידה, הן עבור נשים והן עבור גברים. השגיאה הממוצעת נוטה להיות גבוהה יותר עבור גברים (1.38%) לעומת נשים (0.76%) ותמונה דומה מתקבלת ממדד ה-RMSE (1.26 לגברים ו-0.68 לנשים). מודל BMS מראה ביצועים כמעט זהים וזאת מכיוון שתקופת האמידה האופטימלית במקרה זה דומה לתקופת האמידה של מודל LC. לבסוף, טיב החיזוי של מודל Smoothed LC נמוך במעט מהמודלים הקודמים וזאת על סמך שני הקריטריונים הסטטיסטיים.

במקרה של תוחלת החיים בגיל 25 עולה תמונה מורכבת יותר. ככלל, שגיאת החיזוי הממוצעת נטתה להיות נמוכה יותר בקרב נשים בכל המודלים. המודל המועדף עבור גברים נותר Adjusted LC, אך עבור נשים המודל העדיף הוא Mayhew-Smith המתוקן.^{vii} המודל בעל הביצועים הפחותים ביותר גם כאן הוא מודל Smoothed LC, ואילו מודל העתקת התמותה של Bongaarts ממוקם באמצע. תרשים 5.3 מעיד כי תקופת התיקוף היתה מאופיינת בעלייה חדה יותר בתוחלת החיים בגיל 25 מאשר תקופת האמידה שקדמה לה, בפרט עבור גברים, ולכן כל חמשת המודלים נטו להערכת חסר. עם זאת, מוקדם לומר האם מגמה זו היא חריגה בהיסטוריה הקצרה של ישראל או שמא מסמנת את העתיד לבוא. כך או כך, נחוצים קריטריונים נוספים בבחינת התוקף החיצוני של כלל המודלים בחיזוי לטווח ארוך.

^{vii} ראוי לציין כי התאמה טובה יותר של מודל Mayhew-Smith הושגה גם עבור גברים כאשר נעשה שימוש בפונקציה ריבועית של הזמן, אך מכיוון שבחיזוי לטווח ארוך היא מובילה לעלייה חדה מדי בתוחלת החיים הוחלט להשתמש בפונקציה לינארית.

תרשים 5.3. בחינת טיב החיזוי של תוחלת החיים בגיל 25, אוכלוסייה יהודית 1998–2016



5.2.2. השוואה על סמך קריטריונים איכותניים

במקרה הישראלי טמון קושי אינהרנטי בהשוואה בין תחזיות לטווח ארוך על סמך קריטריונים סטטיסטיים. סדרת הנתונים ההיסטוריים מלכתחילה קצרה יחסית מאלו של מדינות אחרות וחלוקת הנתונים לתקופת אמידה ותקופת תיקוף קיצרה אותה עוד יותר. כמו כן, השימוש בקריטריונים סטטיסטיים לחיזוי לטווח קצר אינו מבטיח תוקף חיצוני גבוה בטווח הארוך. לשם כך יש להעריך את טיבן של התחזיות השונות לטווח ארוך על סמך מספר קריטריונים איכותניים: קצב העלייה הממוצע בתוחלת החיים, הפער המגדרי לאורך תקופת החיזוי וסדירות פרופיל התמותה לפי גיל.

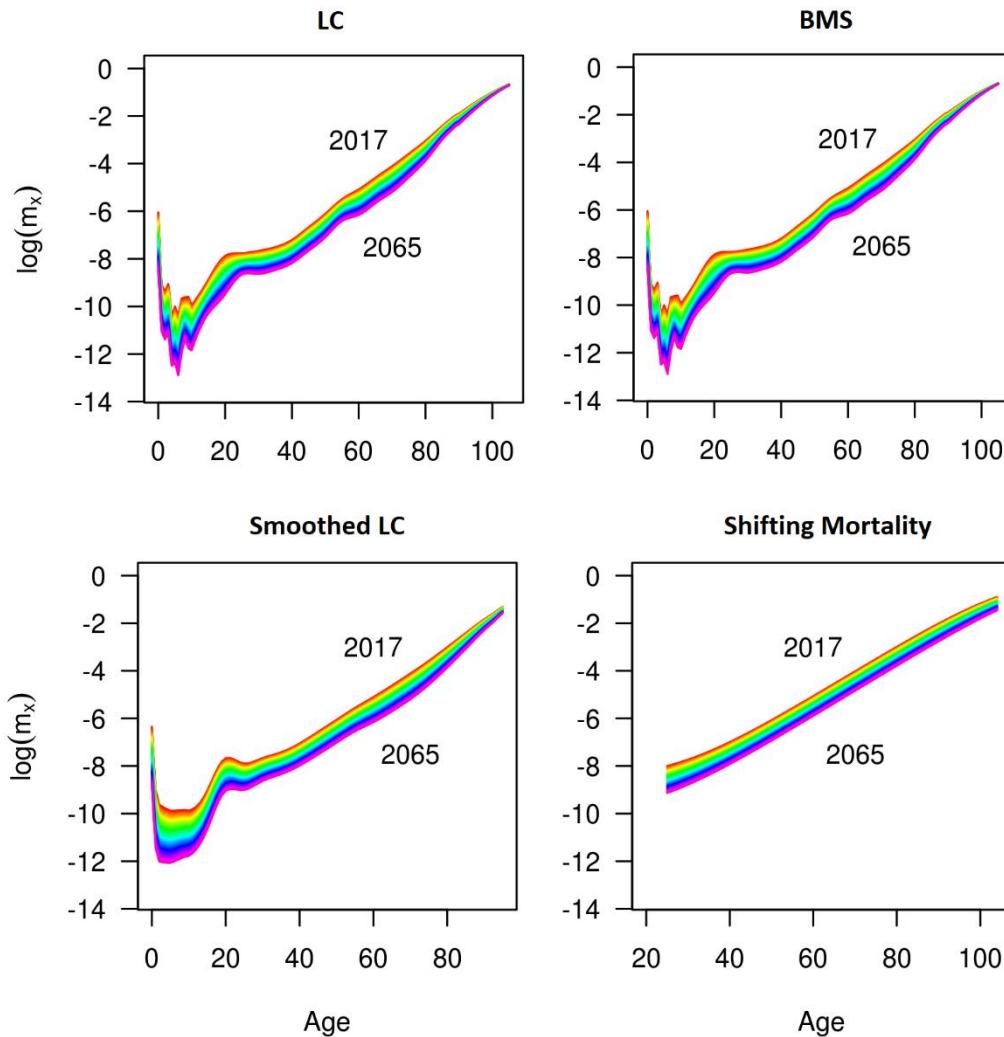
מניתוח התוצאות עולה כי קצב העלייה הממוצע בתוחלת החיים עד 2065 נע בין 1.40 ל-1.65 שנים לעשור עבור גברים ובין 1.29 ל-1.78 שנים לעשור עבור נשים על פני התחזיות השונות. עם זאת, למעט במודל העתקת התמותה של Bongaarts, יתר המודלים חזו האטה בקצב העלייה בתוחלת החיים עם הזמן. כפי שעולה מטבלה 5.1, תחזיות המודלים מבוססי Lee-Carter היו

שמרניות יותר (קרי, חזו קצב עלייה נמוך יותר) ואילו המודלים לחיזוי תמותת מבוגרים נטו להערכה גבוהה יותר (ובפרט מודל העתקה התמותה). אף על פי כן, כלל התחזיות מצביעות על קצב עלייה הדומה בגודלו לזה שנצפה במדינות מובילות כדוגמת יפן, שווייץ ואיטליה בעשור האחרון. זאת בניגוד לתחזית הלמ"ס מ-2012, אשר חזתה קצב עלייה ממוצע של 2.3 שנים לעשור עבור נשים בחלופה הבינונית.

תכונה רצויה נוספת של תחזית לטווח ארוך היא קוהרנטיות ביחס לפער המגדרי בתוחלת החיים. ככלל, ישנו חשש בתחזיות מבוססות אקסטרפולציה כי תחזיות נפרדות לנשים ולגברים יובילו להתבדרות (divergence) או להיפוך (crossover) בטווח הארוך. בתחזית הלמ"ס מ-2012 אכן עולה כי הפער המגדרי עד 2059 כמעט יוכפל ויעמוד על יתרון של 6.2 שנים לטובת נשים. תוצאה זו אינה סבירה הן ביחס למגמה העולמית, אשר נוטה לצמצום הפער המגדרי, והן ביחס לישראל אשר הפער המגדרי בה נמוך ויציב מזה מספר עשורים. טבלה 5.1 מראה כי התחזיות שהושוו במחקר זה אינן סובלות מבעיה זו בתקופת חיזוי של כחמישים שנה. הפער המגדרי החזוי בתוחלת החיים נע בין 2.4 ל-2.6 שנים בלידה ובין 2.4 ל-2.7 שנים בגיל 25, למעט מודל העתקה התמותה אשר חוזה פער של 3.7 שנים (בדומה לפער כיום). כלומר, המודלים חוזים יציבות או צמצום קל בפער המגדרי עד 2065.

לבסוף, תכונה רצויה שלישית בתחזית לטווח ארוך היא סדירות פרופיל התמותה לפי גיל (קרי, קוהרנטיות אקטוארית). קריטריון זה מכתוב כי שיעורי התמותה לפי גיל צריכים להלום את תהליך ההזדקנות הביולוגי. כך למשל, למעט בתקופת הילדות והנעורים, מצופה משיעורי התמותה לעלות עם הגיל. תחזית עשויה להיות מדויקת יחסית בחיזוי תוחלת החיים אך בו זמנית לעוות את פרופיל התמותה לפי גיל. על כן, למעט מודל Mayhew-Smith אשר חוזה את השינוי בתוחלת החיים ישירות, המודלים הנותרים הושוו על בסיס פרופיל התמותה החזוי לאורך תקופת התחזית (תרשים 5.4). מבין ארבעת המודלים ניכר כי שניים בלבד נהנים מקוהרנטיות אקטוארית: מודל Smoothed LC ומודל העתקה התמותה. לעומתם, מודלים LC ו-BMS נוטים לעוות את פרופיל התמותה עם הגיל ככל שתקופת החיזוי מתארכת.

תרשים 5.4. פרופיל התמותה לפי גיל לאורך תקופת התחזית, גברים יהודים 2017–2065

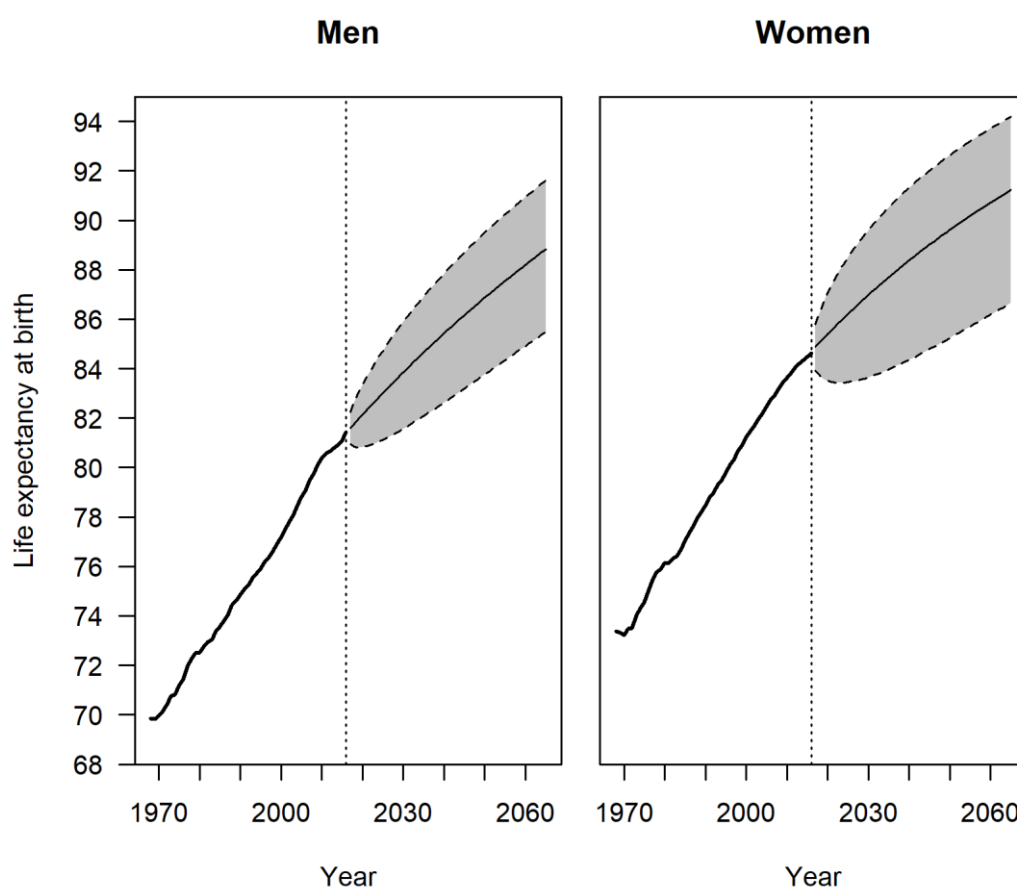


5.3. תחזית נבחרת לאוכלוסייה היהודית

משקלול כלל הפרמטרים מהסעיפים הקודמים עולה כי המודל המועדף לחיזוי תוחלת החיים בלידה הינו Smoothed LC. אמנם מודל זה נוטה לשגיאה ממוצעת גדולה במעט מהמודלים האחרים בתקופת התיקוף, אך בחיזוי לטווח ארוך הניב תוצאות דומות והוא עדיף עליהם מבחינה אקטוארית. כלומר, מבין המודלים שנבחנו לתוחלת החיים בלידה, מודל Smoothed LC בלבד מניב פרופיל תמותה אשר תואם את תהליך ההזדקנות ואינו נוטה להתעוות בטווח הארוך. יש לציין כי מודל העתקת התמותה אף הוא נהנה מקוהרנטיות אקטוארית, אך נוטה להערכת גבוהה יותר של תוחלת החיים בגיל 25—בפרט עבור נשים—ביחס לכלל המודלים האחרים שנבחנו במחקר.

תרשים 5.5 מציג את התחזית המועדפת לאוכלוסייה היהודית על פי מודל Smoothed LC. החלופות הבינוניות מבוססת על ערך הניבוי הממוצע של המודל ואילו החלופות הנמוכות והגבוהות מבוססות על רווחי החיזוי ברמת בטחון של 95%. על פי החלופה הבינונית תוחלת החיים בלידה צפויה לעלות ל-88.8 שנים בקרב גברים יהודים ול-91.2 שנים בקרב נשים יהודיות עד שנת 2065. התחזית לגברים ולנשים, כולל חלופות נמוכות וגבוהות, מופיעה במלואה בנספח ד'.

תרשים 5.5. תחזית תוחלת החיים בלידה לאוכלוסייה היהודית, 2065–2017

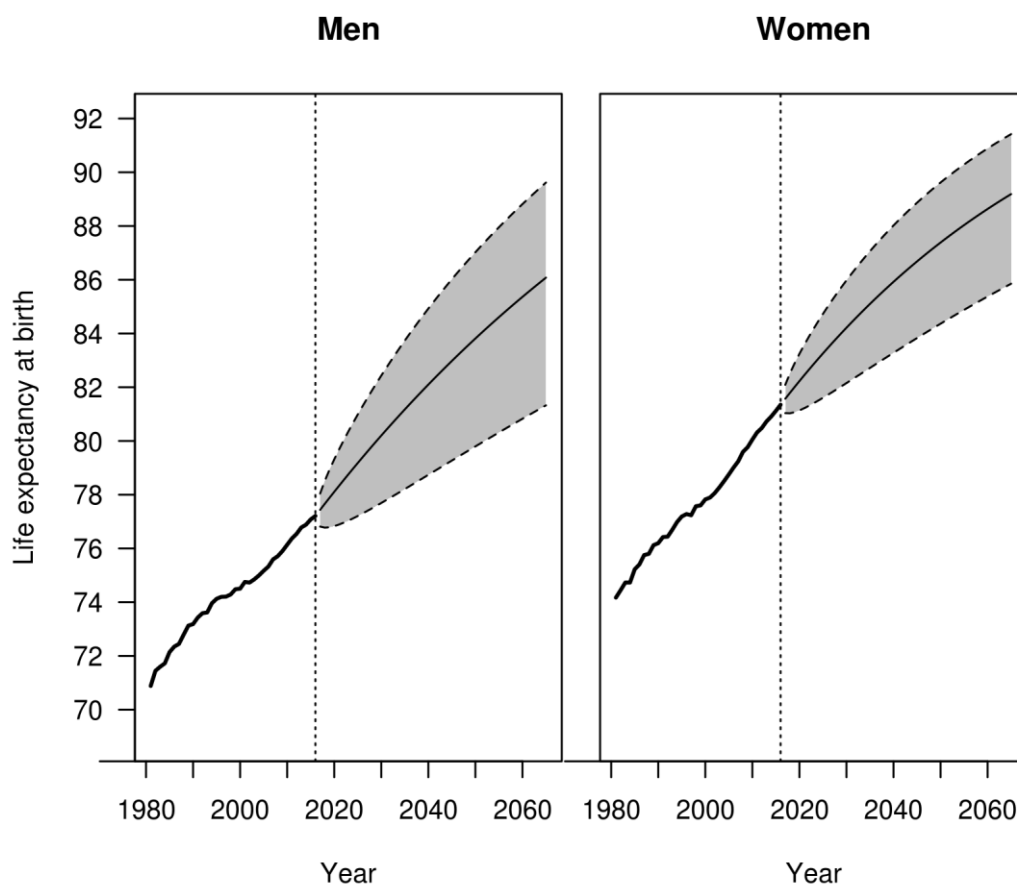


5.4. תחזית נבחרת לאוכלוסייה הערבית

תחזית תוחלת החיים בלידה עבור האוכלוסייה הערבית הופקה על בסיס המודל שתואר בפרק 4. מודל LC נאמד ראשית עבור כלל האוכלוסייה הישראלית בשנים 1981–2016 ולאחר מכן נאמד שוב עבור האוכלוסייה הערבית לבדה, באותן שנים, תוך שאילת פרמטרים מסוימים. גישה זו הניבה תחזית מהימנה יותר המתוארת בתרשים 5.6. על פי החלופה הבינונית, תוחלת החיים בלידה של

גברים ערבים תגיע ל-86.1 שנים עד שנת 2065 ואילו תוחלת החיים של נשים ערביות ל-89.2 שנים. כלומר, הפער בתוחלת החיים בין יהודים לערבים יצטמצם עד סוף תקופת התחזית לכדי 2.0 שנים בקרב נשים ו-2.8 שנים בקרב גברים. התחזית המלאה מפורטת בנספח ד'.

תרשים 5.6. תחזית תוחלת החיים בלידה לאוכלוסייה הערבית, 2017–2065



6. דיון ומסקנות

תוחלת החיים בישראל היא מהגבוהות בעולם ואף צפויה להמשיך לעלות בעשורים הקרובים. מגמה חיובית זו, אשר מעידה על שיפור מתמיד בבריאות האוכלוסייה, מלווה באתגר לא מבוטל עבור רשויות הרווחה ובהן המוסד לביטוח לאומי. האקטואר של המוסד צופה כי בתוך פחות מעשור תשלומי הביטוח יעלו על התקבולים ובשנת 2045 ידלה המוסד את קרן הרזרבה שברשותו.² ניכר כי קצבאות הזיקנה והסיעוד מהוות את הרכיבים הגרעוניים ביותר מבין התחייבויות המוסד, אשר מושפעות (בין היתר) מהתארכות תוחלת החיים. בשל כך, לחיזוי מדויק של תוחלת החיים בישראל חשיבות רבה עבור המוסד לביטוח לאומי ולרווחת הציבור הישראלי.

מחקר זה בחן את התחזיות הקיימות לתוחלת החיים בישראל וכן מספר שיטות חיזוי חלופיות. נמצא כי תחזית הלמ"ס משנת 2012, אשר שימשה את המוסד לביטוח לאומי בהכנת הדו"ח האקטוארי, נטתה להערכת יתר של תוחלת החיים בלידה עבור נשים (אך לא גברים) במספר שנים. תחזית זו בלטה בחריגותה ביחס לדפוסי העבר הן בישראל והן במדינות מובילות אחרות ב-OECD. מנגד, תחזית האו"ם לישראל משנת 2015 נטתה להערכת חסר ביחס לנתוני האמת שנצפו בישראל בעשורים האחרונים. לפיכך, המחקר פנה לשיטות חיזוי חלופיות ובחן שלושה מודלים לחיזוי תוחלת החיים בלידה ושני מודלים לחיזוי תמותת מבוגרים.

לישראל שלושה מאפיינים ייחודיים המקשים במיוחד על חיזוי התמותה: מיעוט נתוני עבר, הטרוגניות האוכלוסייה הישראלית וקירבתה לשיא תוחלת החיים העולמית. שלושת אלו יחדיו תורמים להגדלת אי הוודאות הכרוכה בחיזוי בין כה וכה. בשל כך, הסתמכות יתר על קריטריונים סטטיסטיים לבחינת טיב החיזוי—קרי, בחינת טיב החיזוי על פני תקופת תיקוף קצרה—אינה מבטיחה תחזית מהימנה לטווח ארוך, כפי שעלה מבחינת תחזית הלמ"ס מ-2012. לפיכך, מחקר זה אימץ שלושה קריטריונים נוספים לבחינת תחזיות חלופיות: קצב העלייה הממוצע של תוחלת החיים ביחס למדינות מובילות בעולם, גודל הפער המגדרי בתוחלת החיים, אשר מצוי במגמת ירידה במדינות ה-OECD ונמוך בפרט בישראל, וכן הקוהרנטיות האקטוארית של פרופיל התמותה לפי גיל. מודלים רבים, ובהם המודל אשר משמש את הלמ"ס, נוטים לעוות את דפוס התמותה לפי גיל ככל שתקופת החיזוי מתארכת. בתחזית לטווח קצר עיוות זה אינו משמעותי, אך לטווח ארוך עשוי להוביל לתרחישים אשר אינם תואמים את ההזדקנות הביולוגית ואינם רצויים מבחינה אקטוארית (למשל, מצב בו שיעור התמותה פוחת עם הגיל בקרב מבוגרים).

התחזית המועדפת מבין חמשת המודלים שהושוו מראה כי, בחלופה הבינונית, עד שנת 2065 תוחלת החיים בלידה של גברים יהודים צפויה לעלות ל-88.8 שנים ואילו של נשים יהודיות ל-91.2 שנים. תחזית זו נמוכה מתחזית הלמ"ס בכמעט ארבע שנים עבור נשים (אך זהה כמעט עבור גברים) וגבוהה מעט מתחזית האו"ם לנשים אשר נטתה בעבר להערכת חסר. מחקר זה חזה בנוסף את תוחלת החיים באוכלוסייה הערבית. על פי החלופה הבינונית, תוחלת החיים בלידה של גברים ערבים צפויה לעלות ל-86.1 שנים עד שנת 2065 ואילו תוחלת החיים של נשים ערביות ל-89.2 שנים. גם במקרה זה, תוחלת החיים הצפויה נמוכה מתחזית הלמ"ס מ-2012 במספר שנים עבור נשים אך דומה למדי עבור גברים. יש לציין כי על אף הדימוין בתוחלת החיים החזויה עבור חלק מקבוצות האוכלוסייה, התחזית המוצעת במחקר זה עדיפה מבחינה אקטוארית שכן אינה נוטה ליצור עיוות בפרופיל התמותה עם הגיל בשנות התחזית המאוחרות.^{viii}

לתוצאות מחקר זה מספר השלכות למוסד לביטוח לאומי. ראשית, יש לעדכן את תחזית תוחלת החיים עליה התבסס המוסד ולהנמיכה במספר שנים עבור נשים יהודיות וערביות. למשל, החלופה הגבוהה של תחזית הלמ"ס מ-2012 עבור נשים יהודיות (תוחלת חיים בלידה של 99.2 שנים) גבוהה בצורה חריגה מזו שהתקבלה במחקר הנוכחי (94.2 שנים). למעשה, החלופה הגבוהה במחקר זה דמתה לחלופה הבינונית של הלמ"ס (94.9 שנים). מדובר בפער לא מבוטל של מספר שנים בין התחזיות והוא צפוי להשפיע על המודל האקטוארי של המוסד לביטוח לאומי (בין היתר, על הגרעון הצפוי מקצבאות הזיקנה והסיעוד). לאור עדכון רכיב התמותה במודל האקטוארי של הביטוח הלאומי יש לבחון מחדש את המדיניות המוצעת לדחיית גיל הפרישה לגברים ולנשים, העלאת דמי הביטוח הלאומי באוכלוסייה העובדת והפחתת קצבאות הזיקנה. אף כי סביר שצעדים אלו יידרשו בכל מקרה, יש לעדכן את יעדי השינוי בהתאם לתחזית התמותה הנוכחית.

שנית, ככל שהמוסד לביטוח לאומי מעוניין בחיזוי שיעורי תמותה לפי גיל, ולא בתוחלת החיים בלבד, התחזית במחקר זה קוהרנטית יותר מבחינה אקטוארית. הבדל זה ניכר בגילאי העבודה, בפרט לקראת גיל הפרישה, ועשויות להיות לו השלכות לחישוב תקבולי הביטוח הלאומי. למשל, במודל הלמ"ס שיעורי התמותה החזויים לגברים בגיל 55 כמעט משתווים לשיעורי התמותה בגיל 60 עד סוף תקופת התחזית—תופעה אשר אינה סבירה מבחינה ביולוגית ואקטוארית. לעומת זאת, התחזית שהתקבלה במחקר זה נהנית מקוהרנטיות אקטוארית המתבטאת בעלייה רציפה בשיעור תמותת מבוגרים.

^{viii} ראוי לציין כי הלמ"ס פרסמה לאחרונה תחזית תמותה מעודכנת הקרובה יותר לתוצאות המוצגות בדו"ח זה מאשר תחזיתה מ-2012. אף על פי כן, המודל שנבחר במחקר זה נהנה מקוהרנטיות אקטוארית רבה יותר.

מחקר עתידי עשוי להציע שיפורים נוספים לתחזית התמותה של ישראל. ראשית, בדומה למחקרים קודמים, ממצאי מחקר זה מראים כי מודלים ייעודיים לחיזוי תמותת מבוגרים עשויים להיות מדויקים יותר בטווח הקצר של כ שלושים שנה.⁵⁷ פיתוח נוסף של מודלים מסוג זה והתאמתם למקרה הישראלי עשויה להתאים במיוחד לקבוצות גיל רלוונטיות למוסד לביטוח לאומי—האוכלוסייה העובדת (גילאי 20–65) והאוכלוסייה המבוגרת (גיל 65 ואילך).

שנית, מחקר זה הציע פתרון ראשוני לחיזוי תמותה באוכלוסייה הערבית בישראל. מפאת מיעוט הנתונים של אוכלוסייה זו, אשר נבדלת בדפוסי התמותה מהאוכלוסייה היהודית, קיים קושי ביצירת תחזית מהימנה עבורה. הלמ"ס פתרה סוגיה זו על ידי הצמדת תחזית האוכלוסייה הערבית לזו של היהודית תחת ההנחה כי הפער בתוחלת החיים בין יהודים לערבים יצטמצם בעתיד. יש לציין כי הנחה זו אינה מעוגנת בממצאים אמפיריים מהשנים האחרונות. המחקר הנוכחי, לעומת זאת, אימץ מודל משולב אשר מאפשר חיזוי קוהרנטי לשתי האוכלוסיות יחדיו.⁵⁸ גישה זו נותנת משקל רב יותר לדפוסי התמותה באוכלוסייה הערבית כיום, מניבה תחזית אשר תואמת את מגמת השיפור הכללית בתמותה בחברה הישראלית ומאפשרת ניבוי של שיעורי תמותה לפי גיל של קבוצת המיעוט. מחקר עתידי עשוי לשכלל עוד יותר מודלים משולבים מסוג זה.

שלישית, מחקר זה התמקד בשיטות לחיזוי תוחלת החיים השוטפת, בניגוד לתוחלת החיים הדורית (קוהורטית). ניסיון העבר מלמד כי השיפור בתוחלת החיים מונע במידה רבה על ידי דפוסים קוהורטיים—למשל, דור שלם אשר נהנה משיעורי תמותה נמוכים יותר לאורך החיים ביחס לדורות שקדמו לו או נולדו אחריו—אשר יש להם קשר מורכב לתוחלת החיים השוטפת.^{60,61} לפיכך, מודלים עתידיים עשויים לשפר את טיב החיזוי על ידי שילוב אפקטים קוהורטיים.

לסיכום, מחקר זה הציע מספר שיפורים אפשריים לחיזוי התמותה בישראל לעומת תחזיות קודמות. בנוסף, הוצעה תחזית חלופית לזו המשמשת כיום את המוסד לביטוח לאומי, הן עבור האוכלוסייה היהודית והן עבור האוכלוסייה הערבית. תחזית זו נמוכה משמעותית מזו ששימשה את המוסד לביטוח לאומי בדו"ח האקטוארי האחרון—בפרט עבור נשים—והיא אף עדיפה מבחינה אקטוארית מפני שאינה מעוותת את פרופיל התמותה לפי גיל בטווח הארוך. לפיכך, המלצת הדו"ח היא עדכון המודל האקטוארי של הביטוח הלאומי על בסיס תחזית התמותה המוצעת כאן, תוך בחינת השינוי בהוצאות הצפויות ועדכון יעדי המדיניות בהתאם.

7. המלצות

בסיכום ממצאי המחקר ניתן לגזור מספר המלצות למוסד לביטוח לאומי, הן ברמת המדיניות הנוגעת לאיתנותו הפיננסית והן לצורך חיזוי התמותה לישראל לטווח ארוך.

המלצות למדיניות הביטוח הלאומי:

- ❖ מומלץ לעדכן את המודל האקטוארי של הביטוח הלאומי על סמך תחזית התמותה העדכנית המוצעת בדו"ח זה. בפרט, מומלץ להנמיך את תוחלת החיים החזויה לנשים בישראל במספר שנים.
- ❖ מומלץ לבחון מחדש את יעדי המדיניות המוצעת—כגון דחיית גיל הפרישה, העלאת דמי הביטוח הלאומי והפחתת קצבאות הזיקנה—ולעדכןם בהתאם למודל אקטוארי המבוסס על תחזית התמותה העדכנית.
- ❖ מומלץ לאמץ מודלים סטוכסטיים לחיזוי תמותה, המניבים מספר חלופות הסתברותיות, ולהיערך לחלופות נוספות מלבד תרחיש הביניים.

המלצות לשיפור חיזוי התמותה לטווח ארוך בישראל:

- ❖ מומלץ לבחון את טיב החיזוי לטווח ארוך על סמך קריטריונים איכותניים-תיאורטיים (בנוסף לקריטריונים סטטיסטיים) כגון קצב העלייה הממוצע בתוחלת החיים במדינות מובילות נוספות והשינוי בפער המגדרי בתוחלת החיים לאורך תקופת החיזוי. המלצה זו רלוונטית במיוחד למודלים מבוססי אקסטרפולציה, אשר עשויים להניב תרחישים בלתי סבירים בטווח הארוך.
- ❖ מומלץ לאמץ מודלים המאופיינים בקוהרנטיות אקטוארית של פרופיל התמותה לפי גיל. בפרט, על המודל לשקף את הנטייה של שיעורי תמותה מבוגרים לעלות בקצב לוג-לינארי עם הגיל (למעט לאחר גיל 100, שם מתרחשת האטה).
- ❖ בחיזוי תמותה באוכלוסייה הערבית, כמו גם בקרב אוכלוסיות מיעוט אחרות, מומלץ לעשות שימוש במודלים משולבים עם האוכלוסייה הכללית של ישראל.
- ❖ מומלץ להמשיך לבחון מודלים ייעודיים לחיזוי תמותה באוכלוסייה העובדת ובאוכלוסייה המבוגרת—שתי קבוצות גיל בעלות חשיבות גבוהה לביטוח הלאומי—מפני שמודלים אלו עשויים להיות מדויקים יותר בטווח הבינוני של עד כשלושים שנה.

8. רשימת מקורות

1. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. תוחלת חיים ותמותת תינוקות - השוואות בין-לאומיות 2018 ; .2016.
https://www.cbs.gov.il/he/publications/DocLib/2018/3.%20ShnatonVitalStatistics/st03_33.pdf.
2. המוסד לביטוח לאומי. דין וחשבון אקטוארי מלא ליום 31.12.2013. ירושלים: המוסד לביטוח לאומי; 2017.
https://www.btl.gov.il/Publications/aktuararia/Documents/2013_Triennial_Report.pdf.
3. פלטיאל א, ספולקר מ, קורנילנקו א, מלדונדו מ. תחזיות אוכלוסייה לישראל לטווח ארוך: 2009-2059. ירושלים: הוצאת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה; 2012.
<https://www.cbs.gov.il/he/publications/DocLib/2019/forecast65/2009-2059/tec27.pdf>.
4. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. *World Population Prospects: The 2015 Revision, Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections*. New York: United Nations; 2015.
https://population.un.org/wpp/Publications/Files/WPP2015_Methodology.pdf.
5. Bongaarts J. How Long Will We Live? *Population and Development Review*. 2006; 32(4): 605-628. doi: 10.1111/j.1728-4457.2006.00144.x
6. Bongaarts J. Trends in senescent life expectancy. *Population Studies*. 2009; 63(3): 203-213. doi: 10.1080/00324720903165456
7. Olshansky SJ, Ault AB. The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases. *Milbank Q*. 1986; 64(3): 355-391.
8. Carnes BA, Olshansky SJ. A Realist View of Aging, Mortality, and Future Longevity. *Population and Development Review*. 2007; 33(2): 367-381. doi: 10.1111/j.1728-4457.2007.00172.x
9. Olshansky SJ, Carnes BA, Mandell MS. Future trends in human longevity: Implications for investments, pensions and the global economy. *Pensions: An International Journal*. 2009; 14(3): 149-163. doi: 10.1057/pm.2009.12
10. Stein EM, Gennuso KP, Ugboaja DC, Remington PL. The Epidemic of Despair Among White Americans: Trends in the Leading Causes of Premature Death, 1999–2015. *American Journal of Public Health*. 2017; 107(10): 1541-1547. doi: 10.2105/AJPH.2017.303941
11. Xu J, Murphy SL, Kochanek KD, Arias E. *Mortality in the United States, 2015*. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics; 2016.
12. Hagopian A, Flaxman AD, Takaro TK, et al. Mortality in Iraq Associated with the 2003–2011 War and Occupation: Findings from a National Cluster Sample Survey by the University Collaborative Iraq Mortality Study. Mills EJ, ed. *PLoS Medicine*. 2013; 10(10): e1001533. doi: 10.1371/journal.pmed.1001533
13. Piot P, Bartos M, Ghys PD, Walker N, Schwartländer B. The global impact of HIV/AIDS. *Nature*. 2001; 410(6831): 968-973. doi: 10.1038/35073639
14. Shkolnikov V, McKee M, Leon DA. Changes in life expectancy in Russia in the mid-1990s. *The Lancet*. 2001; 357(9260): 917-921. doi: 10.1016/S0140-6736(00)04212-4
15. Dong X, Milholland B, Vijg J. Evidence for a limit to human lifespan. *Nature*. 2016; 538(7624): 257-259. doi: 10.1038/nature19793
16. Weon BM, Je JH. Theoretical estimation of maximum human lifespan. *Biogerontology*. 2009; 10(1): 65-71. doi: 10.1007/s10522-008-9156-4

17. Robine J. The Oldest Human. *Science*. 1998; 279(5358): 1831h - 1831. doi: 10.1126/science.279.5358.1831h
18. Oeppen J, Vaupel JW. Broken Limits to Life Expectancy. *Science*. 2002; 296(5570): 1029-1031. doi: 10.1126/science.1069675
19. Vallin J, Meslé F. The Segmented Trend Line of Highest Life Expectancies. *Population and Development Review*. 2009; 35(1): 159-187. doi: 10.1111/j.1728-4457.2009.00264.x
20. Vladimir Canudas-Romo. Three Measures of Longevity: Time Trends and Record Values. *Demography*. 2010; 47(2): 299-312. doi: 10.1353/dem.0.0098
21. Fries JF. Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity. *New England Journal of Medicine*. 1980; 303(3): 130-135. doi: 10.1056/NEJM198007173030304
22. Bongaarts J. Long-Range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods. *Demography*. 2005; 42(1): 23-49. doi: 10.1353/dem.2005.0003
23. Kannisto V. Measuring the compression of mortality. *Demographic Research*. 2000; 3. doi: 10.4054/DemRes.2000.3.6
24. Canudas-Romo V. The modal age at death and the shifting mortality hypothesis. *Demographic Research*. 2008; 19: 1179-1204. doi: 10.4054/DemRes.2008.19.30
25. Sasson I. Trends in Life Expectancy and Lifespan Variation by Educational Attainment: United States, 1990–2010. *Demography*. 2016; 53(2): 269-293. doi: 10.1007/s13524-015-0453-7
26. Jasilionis D, Shkolnikov VM. Longevity and Education: A Demographic Perspective. *Gerontology*. 2016; 62(3): 253-262. doi: 10.1159/000438901
27. Soneji S, King G. Statistical Security for Social Security. *Demography*. 2012; 49(3): 1037-1060. doi: 10.1007/s13524-012-0106-z
28. Gjonça A, Tomassini C, Toson B, Smallwood S. Sex differences in mortality, a comparison of the United Kingdom and other developed countries. *Health Statistics Quarterly*. 2005; 26(2): 6-16.
29. Preston SH, Wang H. Sex mortality differences in the United States: the role of cohort smoking patterns. *Demography*. 2006; 43(4): 631-646.
30. *Human Mortality Database*. University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany); 2016. www.mortality.org.
31. 2018 ; .2016 בישראל חיים תוחלת טיקה. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. https://www.cbs.gov.il/he/mediarelease/DocLib/2017/362/05_17_362b.pdf.
32. Na'amnih W, Muhsen K, Tarabeia J, Saabneh A, Green MS. Trends in the gap in life expectancy between Arabs and Jews in Israel between 1975 and 2004. *International Journal of Epidemiology*. 2010; 39(5): 1324-1332. doi: 10.1093/ije/dyq073
33. Saabneh AM. Arab–Jewish gap in life expectancy in Israel. *The European Journal of Public Health*. 2016; 26(3): 433-438. doi: 10.1093/eurpub/ckv211
34. Omran AR. The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change. *Milbank Mem Fund Q*. 1971; 49(4): 509-538.
35. Arriaga EE. Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*. 1984; 21(1): 83-96.

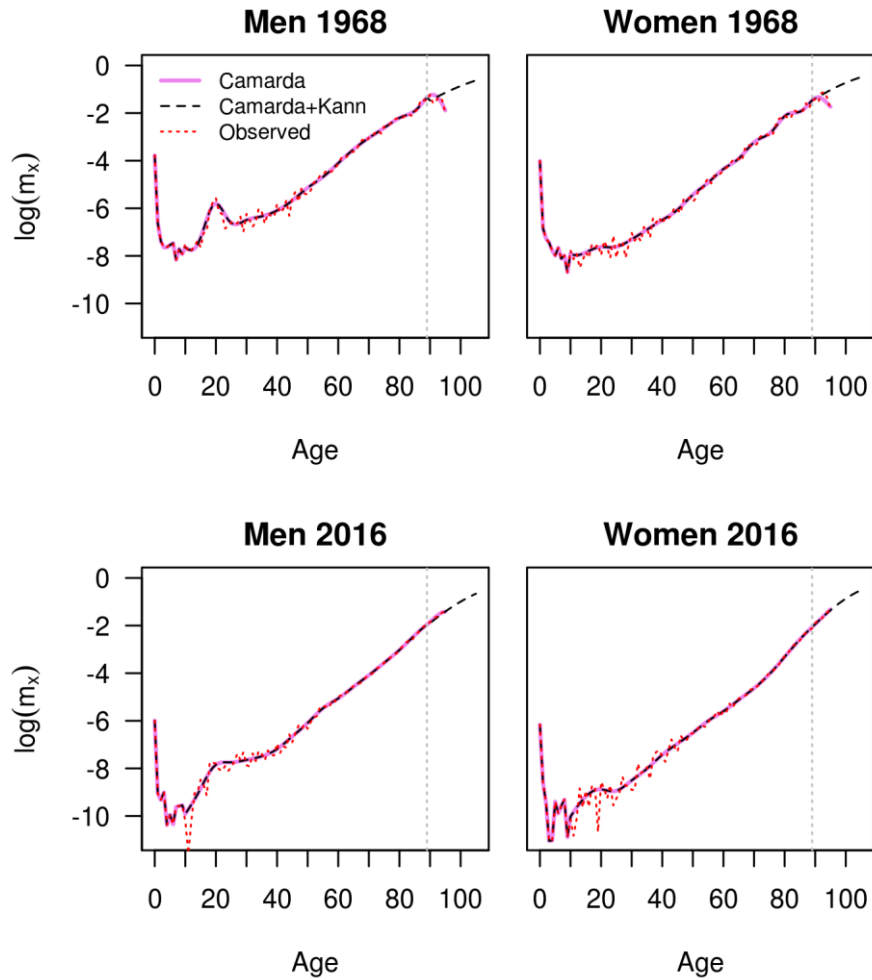
36. Rau R, Bohk-Ewald C, Muszyńska MM, Vaupel JW. *Visualizing Mortality Dynamics in the Lexis Diagram*. Vol 44. Cham: Springer International Publishing; 2018. doi: 10.1007/978-3-319-64820-0
37. Booth H, Tickle L. Mortality Modelling and Forecasting: a Review of Methods. *Annals of Actuarial Science*. 2008; 3(1-2): 3-43. doi: 10.1017/S1748499500000440
38. Wang H, Preston SH. Forecasting United States mortality using cohort smoking histories. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 2009; 106(2): 393-398. doi: 10.1073/pnas.0811809106
39. Stewart ST, Cutler DM, Rosen AB. Forecasting the Effects of Obesity and Smoking on U.S. Life Expectancy. *New England Journal of Medicine*. 2009; 361(23): 2252-2260. doi: 10.1056/NEJMsa0900459
40. Preston SH, Stokes A, Mehta NK, Cao B. Projecting the Effect of Changes in Smoking and Obesity on Future Life Expectancy in the United States. *Demography*. 2014; 51(1): 27-49. doi: 10.1007/s13524-013-0246-9
41. Gutterman S, Vanderhoof IT. Forecasting Changes in Mortality: A Search for a Law of Causes and Effects. *North American Actuarial Journal*. 1998; 2(4): 135-138. doi: 10.1080/10920277.1998.10595759
42. Girosi F, King G. *Demographic Forecasting*. Princeton: Princeton University Press; 2008.
43. *2015 Technical Panel on Assumptions and Methods*. Report to the Social Security Advisory Board; 2015. https://www.ssab.gov/Portals/0/Technical%20Panel/2015_TPAM_Final_Report.pdf.
44. Olshansky SJ, Carnes BA, Désesquelles A. Prospects for Human Longevity. *Science*. 2001; 291(5508): 1491-1492. doi: 10.1126/science.291.5508.1491
45. Waldron H. Literature Review of Long-Term Mortality Projections. *Social Security Bulletin*. 2005; 66(1): 16-30.
46. Lee RD, Carter LR. Modeling and Forecasting U.S. Mortality. *Journal of the American Statistical Association*. 1992; 87(419): 659-671. doi: 10.1080/01621459.1992.10475265
47. Lee RD, Miller T. Evaluating the Performance of the Lee-Carter Method for Forecasting Mortality. *Demography*. 2001; 38(4): 537-549. doi: 10.1353/dem.2001.0036
48. Li N, Lee R, Gerland P. Extending the Lee-Carter Method to Model the Rotation of Age Patterns of Mortality Decline for Long-Term Projections. *Demography*. 2013; 50(6): 2037-2051. doi: 10.1007/s13524-013-0232-2
49. Delwarde A, Denuit M, Eilers P. Smoothing the Lee-Carter and Poisson log-bilinear models for mortality forecasting: A penalized log-likelihood approach. *Statistical Modelling: An International Journal*. 2007; 7(1): 29-48. doi: 10.1177/1471082X0600700103
50. Booth H, Maindonald J, Smith L. Applying Lee-Carter under conditions of variable mortality decline. *Population Studies*. 2002; 56(3): 325-336. doi: 10.1080/00324720215935
51. Raftery AE, Chunn JL, Gerland P, Ševčíková H. Bayesian Probabilistic Projections of Life Expectancy for All Countries. *Demography*. 2013; 50(3): 777-801. doi: 10.1007/s13524-012-0193-x
52. Sepulcre M, Paltiel A. *Forecasting Israeli Mortality Rates: A Modified Lee-Carter Model*. Central Bureau of Statistics; n.d.

53. בתוך *דוח מצב צ'רניחובסקי ד, שרוני ח. הקשר בין הון חברתי לבריאות בקרב חרדים המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2015*. ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל; 2015: 383-409.
54. Camarda CG. MortalitySmooth: An R Package for Smoothing Poisson Counts with P-Splines. *Journal of Statistical Software*. 2012; 50(1). doi: 10.18637/jss.v050.i01
55. Thatcher AR, Kannisto V, Vaupel JW. *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense, Denmark: Odense University Press; 1998.
56. Bell WR. Comparing and assessing time series methods for forecasting age-specific fertility and mortality rates. *Journal of Official Statistics*. 1997; 13(3): 279-303.
57. Mayhew L, Smith D. On the decomposition of life expectancy and limits to life. *Population Studies*. 2015; 69(1): 73-89. doi: 10.1080/00324728.2014.972433
58. Li N, Lee RD. Coherent Mortality Forecasts for a Group of Populations: An Extension of the Lee-Carter Method. *Demography*. 2005; 42(3): 575-594. doi: 10.1353/dem.2005.0021
59. Makridakis SG, Wheelwright SC, Hyndman RJ. *Forecasting: Methods and Applications*. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons; 1998.
60. Goldstein JR, Wachter KW. Relationships between period and cohort life expectancy: Gaps and lags. *Population Studies*. 2006; 60(3): 257-269. doi: 10.1080/00324720600895876
61. Shkolnikov VM, Jdanov DA, Andreev EM, Vaupel JW. Steep Increase in Best-Practice Cohort Life Expectancy. *Population and Development Review*. 2011; 37(3): 419-434. doi: 10.1111/j.1728-4457.2011.00428.x

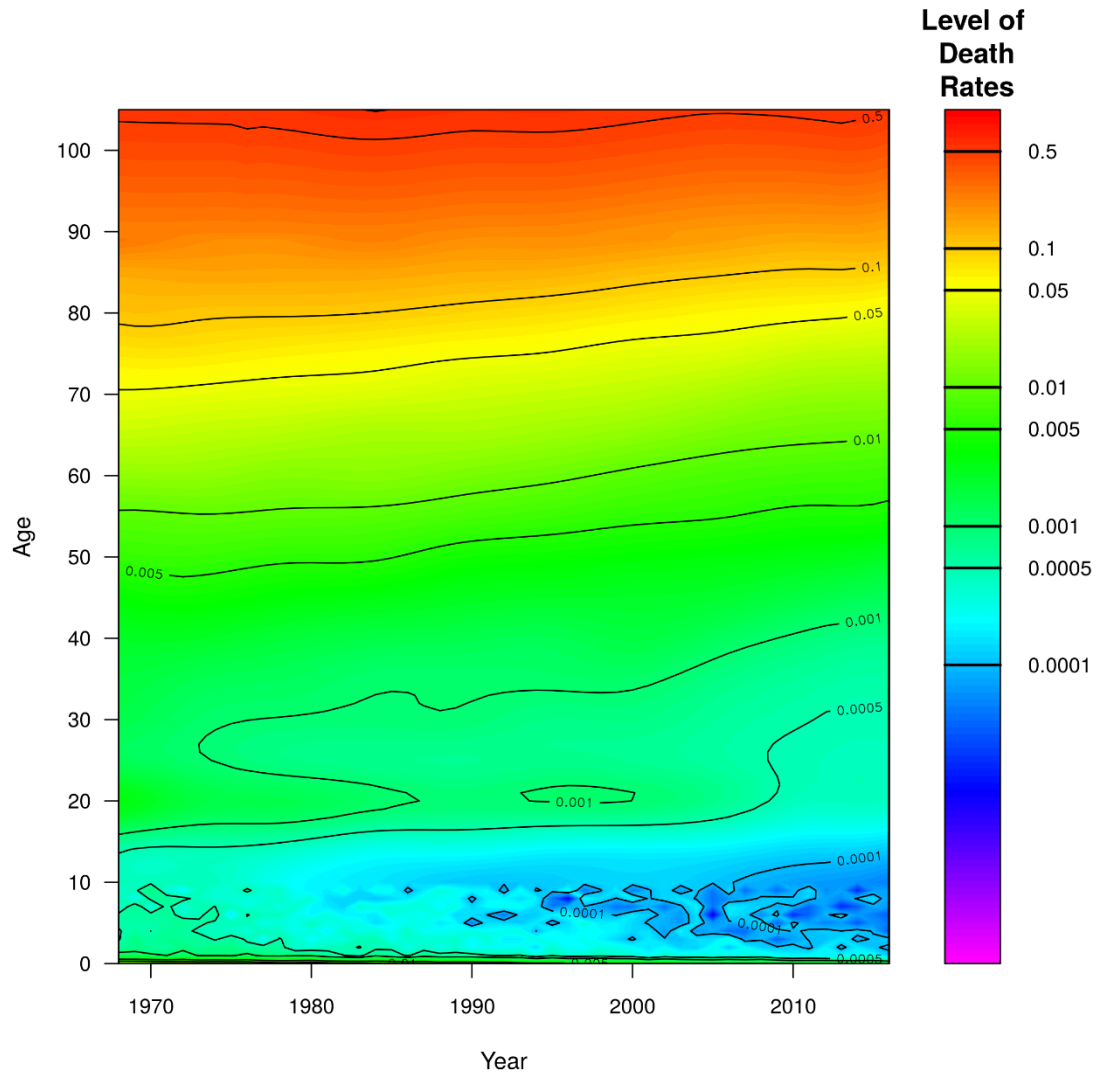
9. נספחים

נספח א. החלקת שיעורי התמותה במודל Camarda ואקסטרפולציה לגיל 105 במודל Kannisto

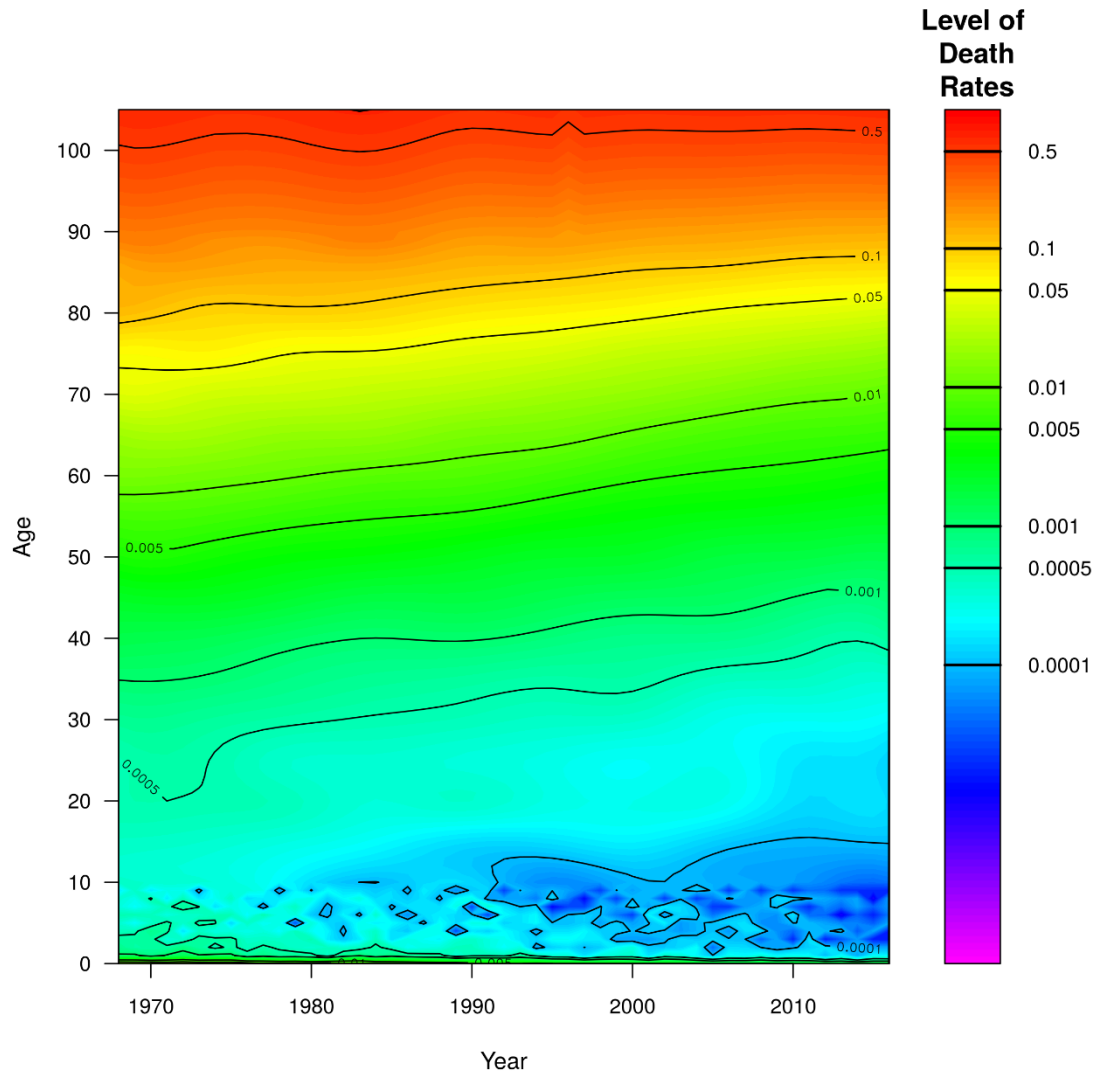
תרשים א1. שיעורי תמותה לפי גיל באוכלוסייה היהודית, שנים נבחרות



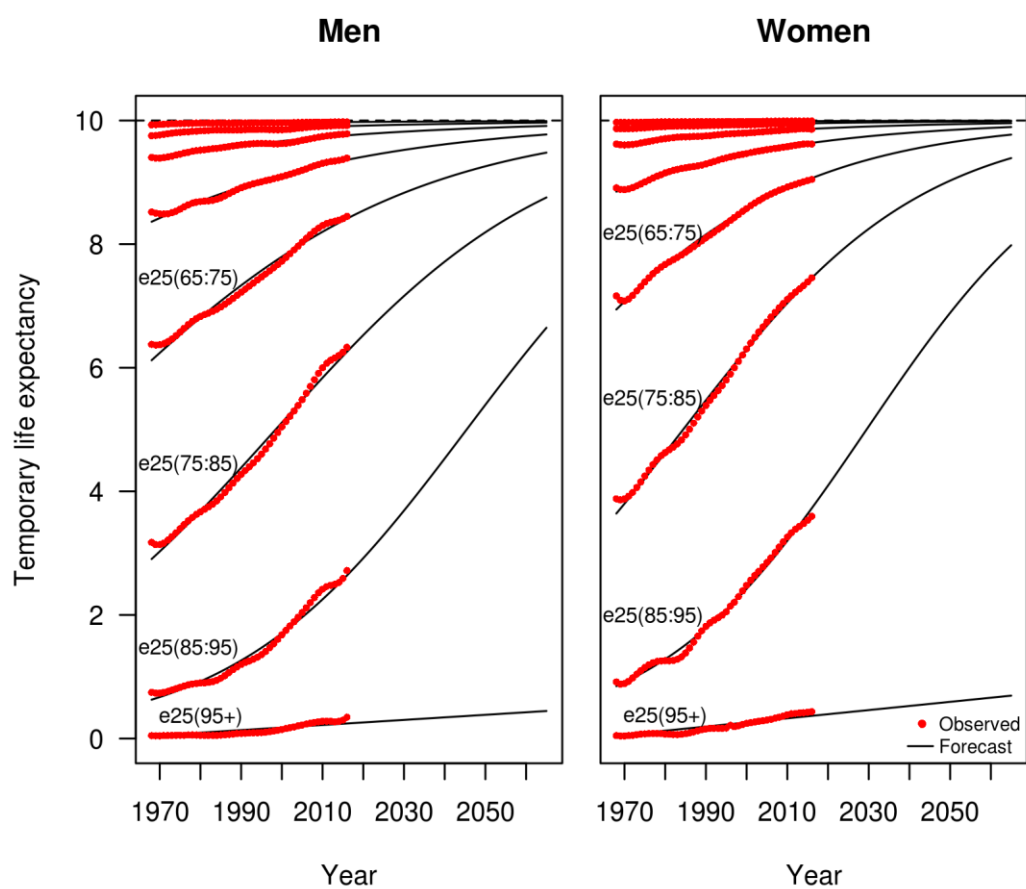
תרשים א2. שיעורי תמותה לפי גיל לאחר החלקה, גברים יהודים 1968–2016



תרשים א3. שיעורי תמותה לפי גיל לאחר החלקה, נשים יהודיות 1968–2016



תרשים ב1. מודל Mayhew-Smith לעלייה בתוחלת החיים באוכלוסייה היהודית, 2065–2017



נספח ג. השוואה בין תחזיות לתוחלת החיים בלידה ובגיל 25 בקרב האוכלוסייה היהודית

טבלה ג.1. השוואה בין תחזיות לתוחלת החיים בלידה (חלופה בינונית), גברים יהודים

| Year | LC | BMS | Smoothed LC |
|------|------|------|-------------|
| 2017 | 81.6 | 81.6 | 81.6 |
| 2018 | 81.8 | 81.8 | 81.8 |
| 2019 | 82.0 | 82.0 | 82.0 |
| 2020 | 82.2 | 82.2 | 82.1 |
| 2021 | 82.4 | 82.4 | 82.3 |
| 2022 | 82.5 | 82.5 | 82.5 |
| 2023 | 82.7 | 82.7 | 82.7 |
| 2024 | 82.9 | 82.9 | 82.8 |
| 2025 | 83.1 | 83.0 | 83.0 |
| 2026 | 83.2 | 83.2 | 83.2 |
| 2027 | 83.4 | 83.4 | 83.4 |
| 2028 | 83.6 | 83.6 | 83.5 |
| 2029 | 83.7 | 83.7 | 83.7 |
| 2030 | 83.9 | 83.9 | 83.9 |
| 2031 | 84.0 | 84.0 | 84.0 |
| 2032 | 84.2 | 84.2 | 84.2 |
| 2033 | 84.4 | 84.4 | 84.3 |
| 2034 | 84.5 | 84.5 | 84.5 |
| 2035 | 84.7 | 84.7 | 84.7 |
| 2036 | 84.8 | 84.8 | 84.8 |
| 2037 | 85.0 | 85.0 | 85.0 |
| 2038 | 85.1 | 85.1 | 85.1 |
| 2039 | 85.3 | 85.3 | 85.3 |
| 2040 | 85.4 | 85.4 | 85.4 |
| 2041 | 85.6 | 85.6 | 85.6 |
| 2042 | 85.7 | 85.7 | 85.7 |
| 2043 | 85.9 | 85.9 | 85.9 |
| 2044 | 86.0 | 86.0 | 86.0 |
| 2045 | 86.2 | 86.2 | 86.2 |
| 2046 | 86.3 | 86.3 | 86.3 |
| 2047 | 86.4 | 86.4 | 86.5 |
| 2048 | 86.6 | 86.6 | 86.6 |
| 2049 | 86.7 | 86.7 | 86.7 |
| 2050 | 86.8 | 86.8 | 86.9 |
| 2051 | 87.0 | 87.0 | 87.0 |
| 2052 | 87.1 | 87.1 | 87.1 |
| 2053 | 87.2 | 87.2 | 87.3 |
| 2054 | 87.4 | 87.4 | 87.4 |
| 2055 | 87.5 | 87.5 | 87.6 |
| 2056 | 87.6 | 87.6 | 87.7 |
| 2057 | 87.7 | 87.7 | 87.8 |
| 2058 | 87.9 | 87.9 | 87.9 |
| 2059 | 88.0 | 88.0 | 88.1 |
| 2060 | 88.1 | 88.1 | 88.2 |
| 2061 | 88.2 | 88.2 | 88.3 |
| 2062 | 88.3 | 88.3 | 88.5 |
| 2063 | 88.5 | 88.5 | 88.6 |
| 2064 | 88.6 | 88.6 | 88.7 |
| 2065 | 88.7 | 88.7 | 88.8 |

טבלה ג2. השוואה בין תחזיות לתוחלת החיים בלידה (חלופה בינונית), נשים יהודיות

| Year | LC | BMS | Smoothed LC |
|------|------|------|-------------|
| 2017 | 84.8 | 84.8 | 84.9 |
| 2018 | 85.0 | 85.0 | 85.1 |
| 2019 | 85.1 | 85.2 | 85.2 |
| 2020 | 85.3 | 85.3 | 85.4 |
| 2021 | 85.5 | 85.5 | 85.6 |
| 2022 | 85.7 | 85.7 | 85.7 |
| 2023 | 85.8 | 85.8 | 85.9 |
| 2024 | 86.0 | 86.0 | 86.1 |
| 2025 | 86.1 | 86.1 | 86.2 |
| 2026 | 86.3 | 86.3 | 86.4 |
| 2027 | 86.5 | 86.5 | 86.5 |
| 2028 | 86.6 | 86.6 | 86.7 |
| 2029 | 86.8 | 86.8 | 86.8 |
| 2030 | 86.9 | 86.9 | 87.0 |
| 2031 | 87.1 | 87.1 | 87.1 |
| 2032 | 87.2 | 87.2 | 87.3 |
| 2033 | 87.4 | 87.4 | 87.4 |
| 2034 | 87.5 | 87.5 | 87.6 |
| 2035 | 87.6 | 87.7 | 87.7 |
| 2036 | 87.8 | 87.8 | 87.8 |
| 2037 | 87.9 | 87.9 | 88.0 |
| 2038 | 88.1 | 88.1 | 88.1 |
| 2039 | 88.2 | 88.2 | 88.3 |
| 2040 | 88.3 | 88.3 | 88.4 |
| 2041 | 88.5 | 88.5 | 88.5 |
| 2042 | 88.6 | 88.6 | 88.6 |
| 2043 | 88.7 | 88.7 | 88.8 |
| 2044 | 88.8 | 88.9 | 88.9 |
| 2045 | 89.0 | 89.0 | 89.0 |
| 2046 | 89.1 | 89.1 | 89.1 |
| 2047 | 89.2 | 89.2 | 89.3 |
| 2048 | 89.3 | 89.4 | 89.4 |
| 2049 | 89.5 | 89.5 | 89.5 |
| 2050 | 89.6 | 89.6 | 89.6 |
| 2051 | 89.7 | 89.7 | 89.7 |
| 2052 | 89.8 | 89.8 | 89.9 |
| 2053 | 89.9 | 90.0 | 90.0 |
| 2054 | 90.1 | 90.1 | 90.1 |
| 2055 | 90.2 | 90.2 | 90.2 |
| 2056 | 90.3 | 90.3 | 90.3 |
| 2057 | 90.4 | 90.4 | 90.4 |
| 2058 | 90.5 | 90.5 | 90.5 |
| 2059 | 90.6 | 90.6 | 90.6 |
| 2060 | 90.7 | 90.7 | 90.7 |
| 2061 | 90.8 | 90.8 | 90.8 |
| 2062 | 90.9 | 90.9 | 90.9 |
| 2063 | 91.0 | 91.1 | 91.0 |
| 2064 | 91.1 | 91.2 | 91.1 |
| 2065 | 91.2 | 91.3 | 91.2 |

טבלה ג3. השוואה בין תחזיות לתוחלת החיים בגיל 25 (חלופה בינונית), גברים יהודים

| Year | LC | BMS | Smoothed LC | Shifting Mortality | Mayhew-Smith |
|------|------|------|-------------|--------------------|--------------|
| 2017 | 57.1 | 57.1 | 57.0 | 57.0 | 56.8 |
| 2018 | 57.3 | 57.3 | 57.2 | 57.2 | 57.0 |
| 2019 | 57.4 | 57.4 | 57.3 | 57.4 | 57.1 |
| 2020 | 57.6 | 57.6 | 57.5 | 57.5 | 57.3 |
| 2021 | 57.7 | 57.7 | 57.7 | 57.7 | 57.5 |
| 2022 | 57.9 | 57.9 | 57.8 | 57.9 | 57.7 |
| 2023 | 58.1 | 58.1 | 58.0 | 58.0 | 57.9 |
| 2024 | 58.2 | 58.2 | 58.2 | 58.2 | 58.1 |
| 2025 | 58.4 | 58.4 | 58.3 | 58.4 | 58.3 |
| 2026 | 58.6 | 58.6 | 58.5 | 58.5 | 58.5 |
| 2027 | 58.7 | 58.7 | 58.6 | 58.7 | 58.7 |
| 2028 | 58.9 | 58.9 | 58.8 | 58.9 | 58.9 |
| 2029 | 59.0 | 59.0 | 59.0 | 59.0 | 59.1 |
| 2030 | 59.2 | 59.2 | 59.1 | 59.2 | 59.2 |
| 2031 | 59.3 | 59.3 | 59.3 | 59.4 | 59.4 |
| 2032 | 59.5 | 59.5 | 59.4 | 59.5 | 59.6 |
| 2033 | 59.6 | 59.6 | 59.6 | 59.7 | 59.8 |
| 2034 | 59.8 | 59.8 | 59.7 | 59.9 | 60.0 |
| 2035 | 59.9 | 59.9 | 59.9 | 60.0 | 60.2 |
| 2036 | 60.1 | 60.1 | 60.0 | 60.2 | 60.3 |
| 2037 | 60.2 | 60.2 | 60.2 | 60.4 | 60.5 |
| 2038 | 60.4 | 60.3 | 60.3 | 60.5 | 60.7 |
| 2039 | 60.5 | 60.5 | 60.5 | 60.7 | 60.9 |
| 2040 | 60.6 | 60.6 | 60.6 | 60.9 | 61.1 |
| 2041 | 60.8 | 60.8 | 60.8 | 61.0 | 61.2 |
| 2042 | 60.9 | 60.9 | 60.9 | 61.2 | 61.4 |
| 2043 | 61.0 | 61.0 | 61.0 | 61.4 | 61.6 |
| 2044 | 61.2 | 61.2 | 61.2 | 61.5 | 61.7 |
| 2045 | 61.3 | 61.3 | 61.3 | 61.7 | 61.9 |
| 2046 | 61.5 | 61.5 | 61.5 | 61.9 | 62.1 |
| 2047 | 61.6 | 61.6 | 61.6 | 62.0 | 62.3 |
| 2048 | 61.7 | 61.7 | 61.7 | 62.2 | 62.4 |
| 2049 | 61.8 | 61.8 | 61.9 | 62.3 | 62.6 |
| 2050 | 62.0 | 62.0 | 62.0 | 62.5 | 62.7 |
| 2051 | 62.1 | 62.1 | 62.1 | 62.7 | 62.9 |
| 2052 | 62.2 | 62.2 | 62.3 | 62.8 | 63.1 |
| 2053 | 62.4 | 62.4 | 62.4 | 63.0 | 63.2 |
| 2054 | 62.5 | 62.5 | 62.5 | 63.2 | 63.4 |
| 2055 | 62.6 | 62.6 | 62.7 | 63.3 | 63.5 |
| 2056 | 62.7 | 62.7 | 62.8 | 63.5 | 63.7 |
| 2057 | 62.9 | 62.8 | 62.9 | 63.7 | 63.8 |
| 2058 | 63.0 | 63.0 | 63.1 | 63.8 | 64.0 |
| 2059 | 63.1 | 63.1 | 63.2 | 64.0 | 64.1 |
| 2060 | 63.2 | 63.2 | 63.3 | 64.2 | 64.3 |
| 2061 | 63.3 | 63.3 | 63.4 | 64.3 | 64.4 |
| 2062 | 63.4 | 63.4 | 63.6 | 64.5 | 64.6 |
| 2063 | 63.6 | 63.6 | 63.7 | 64.7 | 64.7 |
| 2064 | 63.7 | 63.7 | 63.8 | 64.8 | 64.8 |
| 2065 | 63.8 | 63.8 | 63.9 | 65.0 | 65.0 |

טבלה ג4. השוואה בין תחזיות לתוחלת החיים בגיל 25 (חלופה בינונית), נשים יהודיות

| Year | LC | BMS | Smoothed LC | Shifting Mortality | Mayhew-Smith |
|------|------|------|-------------|--------------------|--------------|
| 2017 | 60.1 | 60.1 | 60.2 | 59.7 | 60.3 |
| 2018 | 60.3 | 60.3 | 60.3 | 59.9 | 60.5 |
| 2019 | 60.4 | 60.5 | 60.5 | 60.1 | 60.7 |
| 2020 | 60.6 | 60.6 | 60.7 | 60.2 | 60.9 |
| 2021 | 60.8 | 60.8 | 60.8 | 60.4 | 61.1 |
| 2022 | 60.9 | 60.9 | 61.0 | 60.6 | 61.2 |
| 2023 | 61.1 | 61.1 | 61.1 | 60.8 | 61.4 |
| 2024 | 61.2 | 61.2 | 61.3 | 61.0 | 61.6 |
| 2025 | 61.4 | 61.4 | 61.4 | 61.2 | 61.8 |
| 2026 | 61.5 | 61.5 | 61.6 | 61.4 | 62.0 |
| 2027 | 61.7 | 61.7 | 61.7 | 61.5 | 62.2 |
| 2028 | 61.8 | 61.8 | 61.9 | 61.7 | 62.4 |
| 2029 | 62.0 | 62.0 | 62.0 | 61.9 | 62.6 |
| 2030 | 62.1 | 62.1 | 62.2 | 62.1 | 62.7 |
| 2031 | 62.3 | 62.3 | 62.3 | 62.3 | 62.9 |
| 2032 | 62.4 | 62.4 | 62.4 | 62.5 | 63.1 |
| 2033 | 62.5 | 62.5 | 62.6 | 62.7 | 63.3 |
| 2034 | 62.7 | 62.7 | 62.7 | 62.8 | 63.4 |
| 2035 | 62.8 | 62.8 | 62.8 | 63.0 | 63.6 |
| 2036 | 62.9 | 63.0 | 63.0 | 63.2 | 63.8 |
| 2037 | 63.1 | 63.1 | 63.1 | 63.4 | 64.0 |
| 2038 | 63.2 | 63.2 | 63.2 | 63.6 | 64.1 |
| 2039 | 63.3 | 63.4 | 63.4 | 63.8 | 64.3 |
| 2040 | 63.5 | 63.5 | 63.5 | 63.9 | 64.4 |
| 2041 | 63.6 | 63.6 | 63.6 | 64.1 | 64.6 |
| 2042 | 63.7 | 63.7 | 63.8 | 64.3 | 64.8 |
| 2043 | 63.8 | 63.9 | 63.9 | 64.5 | 64.9 |
| 2044 | 64.0 | 64.0 | 64.0 | 64.7 | 65.1 |
| 2045 | 64.1 | 64.1 | 64.1 | 64.9 | 65.2 |
| 2046 | 64.2 | 64.2 | 64.2 | 65.1 | 65.4 |
| 2047 | 64.3 | 64.4 | 64.4 | 65.3 | 65.5 |
| 2048 | 64.4 | 64.5 | 64.5 | 65.4 | 65.6 |
| 2049 | 64.6 | 64.6 | 64.6 | 65.6 | 65.8 |
| 2050 | 64.7 | 64.7 | 64.7 | 65.8 | 65.9 |
| 2051 | 64.8 | 64.8 | 64.8 | 66.0 | 66.1 |
| 2052 | 64.9 | 64.9 | 64.9 | 66.2 | 66.2 |
| 2053 | 65.0 | 65.0 | 65.0 | 66.4 | 66.3 |
| 2054 | 65.1 | 65.2 | 65.2 | 66.6 | 66.4 |
| 2055 | 65.2 | 65.3 | 65.3 | 66.8 | 66.6 |
| 2056 | 65.4 | 65.4 | 65.4 | 66.9 | 66.7 |
| 2057 | 65.5 | 65.5 | 65.5 | 67.1 | 66.8 |
| 2058 | 65.6 | 65.6 | 65.6 | 67.3 | 66.9 |
| 2059 | 65.7 | 65.7 | 65.7 | 67.5 | 67.0 |
| 2060 | 65.8 | 65.8 | 65.8 | 67.7 | 67.2 |
| 2061 | 65.9 | 65.9 | 65.9 | 67.9 | 67.3 |
| 2062 | 66.0 | 66.0 | 66.0 | 68.1 | 67.4 |
| 2063 | 66.1 | 66.1 | 66.1 | 68.3 | 67.5 |
| 2064 | 66.2 | 66.2 | 66.2 | 68.5 | 67.6 |
| 2065 | 66.3 | 66.3 | 66.3 | 68.7 | 67.7 |

נספח ד. תחזית נבחרת לתוחלת החיים בלידה (כולל חלופות גבוהות ונמוכות)

טבלה 1ד. תחזית נבחרת לתוחלת החיים בלידה, אוכלוסייה יהודית 2017–2065

| Year | Men | | | Women | | |
|------|------|------|------|-------|------|------|
| | Low | Med | High | Low | Med | High |
| 2017 | 80.9 | 81.6 | 82.2 | 83.9 | 84.9 | 85.8 |
| 2018 | 80.8 | 81.8 | 82.7 | 83.7 | 85.1 | 86.3 |
| 2019 | 80.8 | 82.0 | 83.0 | 83.6 | 85.2 | 86.7 |
| 2020 | 80.8 | 82.1 | 83.4 | 83.5 | 85.4 | 87.1 |
| 2021 | 80.9 | 82.3 | 83.7 | 83.5 | 85.6 | 87.4 |
| 2022 | 80.9 | 82.5 | 84.0 | 83.4 | 85.7 | 87.7 |
| 2023 | 81.0 | 82.7 | 84.2 | 83.4 | 85.9 | 88.0 |
| 2024 | 81.0 | 82.8 | 84.5 | 83.4 | 86.1 | 88.2 |
| 2025 | 81.1 | 83.0 | 84.7 | 83.4 | 86.2 | 88.5 |
| 2026 | 81.2 | 83.2 | 85.0 | 83.5 | 86.4 | 88.7 |
| 2027 | 81.3 | 83.4 | 85.2 | 83.5 | 86.5 | 89.0 |
| 2028 | 81.4 | 83.5 | 85.5 | 83.6 | 86.7 | 89.2 |
| 2029 | 81.5 | 83.7 | 85.7 | 83.6 | 86.8 | 89.4 |
| 2030 | 81.6 | 83.9 | 85.9 | 83.7 | 87.0 | 89.6 |
| 2031 | 81.7 | 84.0 | 86.1 | 83.7 | 87.1 | 89.8 |
| 2032 | 81.8 | 84.2 | 86.3 | 83.8 | 87.3 | 90.0 |
| 2033 | 81.9 | 84.3 | 86.5 | 83.8 | 87.4 | 90.2 |
| 2034 | 82.0 | 84.5 | 86.7 | 83.9 | 87.6 | 90.4 |
| 2035 | 82.1 | 84.7 | 86.9 | 84.0 | 87.7 | 90.5 |
| 2036 | 82.2 | 84.8 | 87.1 | 84.0 | 87.8 | 90.7 |
| 2037 | 82.3 | 85.0 | 87.3 | 84.1 | 88.0 | 90.9 |
| 2038 | 82.4 | 85.1 | 87.5 | 84.2 | 88.1 | 91.0 |
| 2039 | 82.5 | 85.3 | 87.7 | 84.3 | 88.3 | 91.2 |
| 2040 | 82.6 | 85.4 | 87.8 | 84.4 | 88.4 | 91.3 |
| 2041 | 82.7 | 85.6 | 88.0 | 84.4 | 88.5 | 91.5 |
| 2042 | 82.9 | 85.7 | 88.2 | 84.5 | 88.6 | 91.6 |
| 2043 | 83.0 | 85.9 | 88.4 | 84.6 | 88.8 | 91.8 |
| 2044 | 83.1 | 86.0 | 88.5 | 84.7 | 88.9 | 91.9 |
| 2045 | 83.2 | 86.2 | 88.7 | 84.8 | 89.0 | 92.0 |
| 2046 | 83.3 | 86.3 | 88.9 | 84.9 | 89.1 | 92.2 |
| 2047 | 83.4 | 86.5 | 89.0 | 85.0 | 89.3 | 92.3 |
| 2048 | 83.5 | 86.6 | 89.2 | 85.1 | 89.4 | 92.4 |
| 2049 | 83.7 | 86.7 | 89.3 | 85.2 | 89.5 | 92.5 |
| 2050 | 83.8 | 86.9 | 89.5 | 85.2 | 89.6 | 92.6 |
| 2051 | 83.9 | 87.0 | 89.7 | 85.3 | 89.7 | 92.8 |
| 2052 | 84.0 | 87.1 | 89.8 | 85.4 | 89.9 | 92.9 |
| 2053 | 84.1 | 87.3 | 90.0 | 85.5 | 90.0 | 93.0 |
| 2054 | 84.2 | 87.4 | 90.1 | 85.6 | 90.1 | 93.1 |
| 2055 | 84.3 | 87.6 | 90.2 | 85.7 | 90.2 | 93.2 |
| 2056 | 84.5 | 87.7 | 90.4 | 85.8 | 90.3 | 93.3 |
| 2057 | 84.6 | 87.8 | 90.5 | 85.9 | 90.4 | 93.4 |
| 2058 | 84.7 | 87.9 | 90.7 | 86.0 | 90.5 | 93.5 |
| 2059 | 84.8 | 88.1 | 90.8 | 86.1 | 90.6 | 93.6 |
| 2060 | 84.9 | 88.2 | 90.9 | 86.2 | 90.7 | 93.7 |
| 2061 | 85.0 | 88.3 | 91.1 | 86.3 | 90.8 | 93.8 |
| 2062 | 85.1 | 88.5 | 91.2 | 86.4 | 90.9 | 93.9 |
| 2063 | 85.3 | 88.6 | 91.4 | 86.5 | 91.0 | 94.0 |
| 2064 | 85.4 | 88.7 | 91.5 | 86.6 | 91.1 | 94.1 |
| 2065 | 85.5 | 88.8 | 91.6 | 86.7 | 91.2 | 94.2 |

טבלה 2ד. תחזית נבחרת לתוחלת החיים בלידה, אוכלוסייה ערבית 2017–2065

| Year | Men | | | Women | | |
|------|------|------|------|-------|------|------|
| | Low | Med | High | Low | Med | High |
| 2017 | 76.8 | 77.4 | 78.0 | 81.0 | 81.6 | 82.1 |
| 2018 | 76.8 | 77.7 | 78.5 | 81.0 | 81.8 | 82.5 |
| 2019 | 76.8 | 77.9 | 78.9 | 81.1 | 82.0 | 82.9 |
| 2020 | 76.8 | 78.1 | 79.3 | 81.1 | 82.2 | 83.2 |
| 2021 | 76.9 | 78.3 | 79.7 | 81.2 | 82.4 | 83.6 |
| 2022 | 77.0 | 78.5 | 80.0 | 81.3 | 82.6 | 83.9 |
| 2023 | 77.0 | 78.8 | 80.4 | 81.4 | 82.9 | 84.2 |
| 2024 | 77.1 | 79.0 | 80.7 | 81.5 | 83.1 | 84.5 |
| 2025 | 77.2 | 79.2 | 81.0 | 81.6 | 83.3 | 84.7 |
| 2026 | 77.3 | 79.4 | 81.3 | 81.7 | 83.5 | 85.0 |
| 2027 | 77.4 | 79.6 | 81.6 | 81.8 | 83.6 | 85.3 |
| 2028 | 77.5 | 79.8 | 81.9 | 81.9 | 83.8 | 85.5 |
| 2029 | 77.6 | 80.0 | 82.2 | 82.0 | 84.0 | 85.7 |
| 2030 | 77.7 | 80.2 | 82.4 | 82.2 | 84.2 | 86.0 |
| 2031 | 77.8 | 80.4 | 82.7 | 82.3 | 84.4 | 86.2 |
| 2032 | 77.9 | 80.6 | 83.0 | 82.4 | 84.6 | 86.4 |
| 2033 | 78.0 | 80.8 | 83.2 | 82.5 | 84.8 | 86.6 |
| 2034 | 78.1 | 81.0 | 83.5 | 82.6 | 84.9 | 86.9 |
| 2035 | 78.2 | 81.2 | 83.7 | 82.7 | 85.1 | 87.1 |
| 2036 | 78.3 | 81.4 | 84.0 | 82.8 | 85.3 | 87.3 |
| 2037 | 78.4 | 81.5 | 84.2 | 82.9 | 85.4 | 87.5 |
| 2038 | 78.5 | 81.7 | 84.5 | 83.1 | 85.6 | 87.7 |
| 2039 | 78.6 | 81.9 | 84.7 | 83.2 | 85.8 | 87.8 |
| 2040 | 78.7 | 82.1 | 84.9 | 83.3 | 85.9 | 88.0 |
| 2041 | 78.8 | 82.3 | 85.2 | 83.4 | 86.1 | 88.2 |
| 2042 | 79.0 | 82.5 | 85.4 | 83.5 | 86.2 | 88.4 |
| 2043 | 79.1 | 82.6 | 85.6 | 83.6 | 86.4 | 88.5 |
| 2044 | 79.2 | 82.8 | 85.8 | 83.7 | 86.5 | 88.7 |
| 2045 | 79.3 | 83.0 | 86.0 | 83.8 | 86.7 | 88.9 |
| 2046 | 79.4 | 83.1 | 86.2 | 83.9 | 86.8 | 89.0 |
| 2047 | 79.5 | 83.3 | 86.4 | 84.0 | 87.0 | 89.2 |
| 2048 | 79.6 | 83.5 | 86.6 | 84.2 | 87.1 | 89.3 |
| 2049 | 79.7 | 83.6 | 86.8 | 84.3 | 87.2 | 89.5 |
| 2050 | 79.8 | 83.8 | 87.0 | 84.4 | 87.4 | 89.6 |
| 2051 | 79.9 | 84.0 | 87.2 | 84.5 | 87.5 | 89.8 |
| 2052 | 80.0 | 84.1 | 87.4 | 84.6 | 87.7 | 89.9 |
| 2053 | 80.1 | 84.3 | 87.6 | 84.7 | 87.8 | 90.0 |
| 2054 | 80.2 | 84.5 | 87.8 | 84.8 | 87.9 | 90.2 |
| 2055 | 80.3 | 84.6 | 88.0 | 84.9 | 88.0 | 90.3 |
| 2056 | 80.4 | 84.8 | 88.1 | 85.0 | 88.2 | 90.4 |
| 2057 | 80.5 | 84.9 | 88.3 | 85.1 | 88.3 | 90.5 |
| 2058 | 80.6 | 85.1 | 88.5 | 85.2 | 88.4 | 90.7 |
| 2059 | 80.7 | 85.2 | 88.6 | 85.3 | 88.5 | 90.8 |
| 2060 | 80.8 | 85.4 | 88.8 | 85.4 | 88.6 | 90.9 |
| 2061 | 80.9 | 85.5 | 89.0 | 85.5 | 88.7 | 91.0 |
| 2062 | 81.0 | 85.7 | 89.1 | 85.6 | 88.9 | 91.1 |
| 2063 | 81.1 | 85.8 | 89.3 | 85.7 | 89.0 | 91.2 |
| 2064 | 81.2 | 85.9 | 89.5 | 85.8 | 89.1 | 91.3 |
| 2065 | 81.3 | 86.1 | 89.6 | 85.9 | 89.2 | 91.4 |