

## עוני מתמשך בישראל: תוצאות ראשונות מהקובץ המזווג של

### מפקדי האוכלוסין והדיר 1983 ו-1995

משה שעיו ומיכאל וקנין

#### 1. מבוא

נהוג לדמות את התפלגות ההכנסות בחברה לבניין רב קומות, כשמספר הפרטים המתגוררים בקומות השונות מייצג את צפיפות האוכלוסייה ברמות ההכנסה השונות. תמונות של ההתפלגות בכמה נקודות זמן מספקות פרטים כגון אלה: כמה מתגוררים בכל קומה, האם מספרם עלה, מהם מאפייניהם הדמוגרפיים, אך תמונות אלה מלמדות אותנו מעט מאוד על המעברים בין הקומות: מהו היקף המעברים? מה הטווח שלהם? מי עולה, מי יורד ומי נשאר במקומו? במאמר זה ננסה לענות על חלק מהשאלות. נתמקד בדיירי המרתף וננסה לזהות את המאפיינים של האוכלוסייה הנשארת בו לאורך זמן – אוכלוסיית "העניים-המתמידים".

סוגיית הניידות בהכנסות חשובה מכמה סיבות.<sup>1</sup> מצד אחד, ניידות "מחליקה" שינויים חולפים בהכנסה, כך שהאי-שוויון התמידי בהכנסות עשוי להיות נמוך בהרבה מאשר האי-שוויון בתקופה מסוימת. כמו כן, יש הרואים בניידות אינדיקטור לשוויון הזדמנויות. מצד אחר, ניידות גבוהה יכולה לסמן תנועתיות גבוהה בהכנסות, ולפיכך אי-יציבות וחוסר ביטחון כלכלי. אלא שביחס למושג המחקר הנוכחי, דומה שרובינו היינו רואים בעוני תופעה נסבלת יותר אילו ידענו שמרבית העניים בנקודת זמן מסוימת לא יישארו עניים לאורך זמן; וחשוב לא פחות, אילו ידענו שהסיכויים להישאר עני אינם תלויים בגורמים קבועים מראש שאינם נתונים לבחירת הפרט ובייחוד במוצאו האתני ובמשפחתו.<sup>2</sup> במאמר זה נציג תוצאות שאפשר לראותן מעודדות מבחינת השאלה הראשונה – חלק ניכר מהעוני בישראל הוא עוני חולף. אולם קודרות יותר מבחינת השאלה השנייה – הסיכויים להיות עני ולהישאר עני קשורים באופן הדוק למשתני הרקע של הפרט.

עיקר המחקר השוטף על העוני בישראל נעשה במוסד לביטוח הלאומי ומפורסם בסקירותיו השנתיות. מחקר זה מבוסס בעיקרו על סקרי ההכנסות השנתיים הנערכים בידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, אשר בו נדגמים כל שנה אנשים שונים. אמנם, נתונים אלה מאפשרים מעקב אחר השתנות ממדי העוני בכלל האוכלוסייה או בפילוחים שונים שלה (בהתחשב בשינויים באוכלוסייה הנסקרת ובהגדרות העוני) – אולם הם אינם מאפשרים מעקב אחר אותם הפרטים לאורך זמן. במילים אחרות, הם אינם מאפשרים לנו לדעת עד כמה העוני הוא תופעה חולפת או מתמשכת ברמת הפרטים. בישראל אין עדיין נתוני פנל העוקבים אחר אותם משקי בית לאורך שנים, ולפיכך אין בסיס נתונים דומה לזה שעומד בבסיס מרבית המחקרים על עוני מתמשך בעולם המפותח. עם זאת,

<sup>1</sup> לדיון ראה: [1992] Atkinson, Bourguignon and Morrisson; [1998] Jarvis and Jenkins

<sup>2</sup> ליתר דיוק, האי-שוויון בסיכויים לא להיות עני ייראה חמור במיוחד אם הוא נובע מגורמים שאינם

רלוונטיים מבחינה מוסרית. בעניין זה ראו למשל Williams (1973), עמ' 243-247.

מאחר שאת השאלון המורחב (הכולל בין היתר נתוני הכנסות) במפקדי האוכלוסין והדיור ממלאים חמישית מאוכלוסיית המדינה, אפשר לאתר מספר לא מבוטל של פרטים שמילאו את השאלון המורחב בשני מפקדים שונים, וליצור פנל של שתי התקופות. זהו הבסיס למחקר הנוכחי.<sup>3</sup> פנל זה אינו מאפשר מעקב רצוף אחרי משקי בית, אלא רק מעקב אחר פרטים, בין שתי נקודות זמן המרוחקות למדי זו מזו: אפריל 1983 וספטמבר 1995. לפיכך, הוא מאפשר בחינה של עוני על פני זמן, ושל המשתנים המסבירים כניסה לעוני ויציאה ממנו. למותר לציין שהשימוש בקובץ נתונים זה אינו מאפשר חופש בחירה בין ההגדרות הרבות שמצויות בספרות על עוני-מתמיד: כעני-מתמיד יוגדר כאן מי שהיה עני בשתי נקודות הזמן, על אף המרחק הרב יחסית שביניהן (ואתו והאפשרות של יציאות וכניסות חזרה לעוני במהלך התקופה).

### מסגרת לדיון

הגישה המקובלת להגדרת עוני מבוססת על הכנסה משפחתית פנויה לנפש סטנדרטית. הכנסתו של פרט בוגר בגיל עבודה  $i$ , בזמן  $t$  ניתנת לניסוח כך:

$$Y_{it} = \frac{W_{it} + W^s_{it} + B(N_{it}, W_{it} + W^s_{it})}{s(N_{it})}$$

כאשר:  $Y$  מייצג את הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית;  $W$  שכר עבודה חודשי נטו;  $W^s$  שכר עבודה נטו של בן הזוג;  $B$  תשלומי העברה לפרט (קצבאות ילדים והבטחת הכנסה);  $N$  מספר הנפשות במשק הבית; ו- $s$  פונקציה עולה שמגדירה את מספר הנפשות הסטנדרטיות. להכנסות משכר  $W$  אפשר להתייחס כנקבעות על פי מודל הון אנושי סטנדרטי:

$$W_{it} = W(E_{it}, x_{it}, x_{it}^2, \dots)$$

כאשר  $E$  הוא מספר שנות הלימוד, ו- $x$  הניסיון בעבודה; ואנו מניחים מקום להשפעתם של משתנים אחרים, ובפרט משתנים דמוגרפיים ואתניים, מצב משפחתי וגודל המשפחה. השפעת גודל המשפחה ( $N$ ) על ההכנסה למבוגר סטנדרטי היא סוגיה קשה במיוחד, לא רק בגלל שאין אנו יודעים על השפעה חד משמעית של משתנה זה על ההכנסה המשפחתית משכר.<sup>4</sup> כפי שבולט ממשוואה (א), גם אם נתעלם מהשפעת  $N$  על היצע העבודה של ההורים, עדיין יש לו השפעה על  $Y$ :

<sup>3</sup> Adelman et. al. (1994) זיווגו בצורה דומה שני מפקדים של השנים 1970 ו-1980 בברזיל, לצורך חישוב ניידות שכר. הניתוח במאמר זה לא עסק כלל בנושא העוני או בהתמדת העוני. הניתוח שם היה לכלל האוכלוסייה ולא ניתנה בו אבחנה במשתני פרט כגון השכלה, מוצא אתני וכיו"ב.

<sup>4</sup> מחקרים רבים מצביעים על קשר שלילי בין היצע העבודה של נשים לבין מספר הילדים, אך לגבי גברים הממצאים ברורים פחות, אם כי הם עשויים להצביע על קשר חיובי. (ראו בעניין זה: Angrist and Pischke (1999), Angrist and Pischke (1998), Pencavel (1986), Evans (1998). מדווחים כי בניגוד להיצע העבודה של נשים, יש עדות קלושה בלבד על השפעת ילד נוסף במשפחה על ההכנסה המשפחתית. הם מייחסים זאת בעיקר למשקל הקטן יחסית של ההכנסה של נשים בסך ההכנסה המשפחתית – תופעה החוזרת גם במדגם שלנו.

השפעה שלילית במכנה, והשפעה חיובית דרך הגדלת תשלומי ההעברה B במונה. בפרט, יש לציין שבישראל ההשפעה השולית של מספר הנפשות במשפחה על ההכנסה לנפש סטנדרטית אינה קבועה

והיא משתנה בהתאם למספר הילדים ולגודל ההכנסה  $W + W^s$ .

לבסוף עלינו להדגיש שאחד המשתנים החשובים ביותר להסבר עוני והתמדה של עוני הוא המוצא האתני של הפרטים – ובפרט, האם הפרט יהודי או לא-יהודי. אם נסמן לפיכך את מוצאו של פרט i ב-  $O_i$ , הרי שנוכל לצפות כי Y יקבע על ידי פונקציה מהצורה:

$$Y_{it} = Y(E_{it}, x_{it}, x_{it}^2, W_{it}^s, N_{it}, O_{it}, \dots)$$

המאמר בנוי כדלהלן. סעיף 2 יתאר את אופן בניית קובץ הנתונים שבבסיס העבודה, ויצג את מאפייניו בהשוואה לאוכלוסיית המדינה ב-1983. כמו כן תוצגנה בקצרה התוצאות העיקריות המתקבלות משימוש בהגדרות חלופיות לעוני. סעיף 3 יבחן את מאפייני האוכלוסייה הענייה והענייה-מתמידה ואת הכניסות לעוני והיציאות מעוני, לפי מאפייני הפרטים בתקופת המוצא. כמו כן נבחן בסעיף זה את הגורמים המסבירים את התמדת העוני עבור מי שהיו עניים ב-1983, ובפרט מי שהיו ילדים עניים. בסעיף 4 נציג אמידה של משוואת הפרש המודדת את התשואה של משתני הפרט והשינוי בהם להכנסה המשפחתית לנפש סטנדרטית (ולא רק לשכר) של אותו פרט. כמו כן נציג אמידה לפי שיטת פרוביט של ההסתברות להיות עני המותנית במשתני שתי התקופות.

## 2. בסיס הנתונים

בבסיס המחקר נתונים מזווגים על פרטים שמילאו את השאלונים המורחבים במפקדי האוכלוסין והדיוור 1983 ו-1995. בקובץ שבידינו נתונים על: גיל, מין, יבשת מוצא של האב, השכלה, מעמד בעבודה והכנסה משכר בשתי נקודות הזמן. הנתונים גם מאפשרים לזהות פרטים השייכים לאותו משק בית באותו מפקד ומידע על מספר הנפשות במשק הבית. הקובץ כולל גם נתונים על הכנסה משפחתית חודשית פנויה ב-1983, עבור משקי בית שבהם ראש משק הבית הוא שכיר (כולל חברי קואופרטיב וצבא קבע) או לא-עובד. נתונים אלה מבוססים על עיבוד נתוני ההכנסה ברוטו מעבודה והכנסות שלא מעבודה (כולל קצבאות מן הביטוח הלאומי, פנסיה והכנסות אחרות), כפי שדווחו בשאלוני המפקד, וניכוי תחשיבי של תשלומי מס הכנסה ודמי ביטוח לאומי. הנתון הזמין היחיד שהיה בידינו לגבי הכנסות ב-1995, הוא ההכנסה החודשית ברוטו של שכירים (כולל חברי קואופרטיב וצבא קבע). ולפיכך נדרשו עיבודים מסוימים לצורך קבלת אומדן להכנסה המשפחתית הפנויה של פרטים ב-1995 (ראו להלן). יש לציין כי הנתונים ששמשו אותנו אינם כוללים את יתר רכיבי השאלון המורחב של המפקד, ובפרט אין בהם אזור מגורים.

קובץ הנתונים הגולמי כולל מעצם הגדרתו רק נתונים על פרטים שמילאו את השאלון המורחב הן ב-1983 והן ב-1995. עובדה זו יוצרת שתי הטיות בולטות של אוכלוסיית המדגם ביחס לאוכלוסיית 1995: ראשית, המדגם אינו כולל ילדים שנולדו אחרי 1983, ואין בו נתונים על פרטים שנפטרו לפני 1995. ושנית, המדגם אינו כולל עולים חדשים מגל העלייה של שנות התשעים (וכמובן

גם לא את התושבים שהיגרו מן הארץ לאחר 1983). נוסף על כך, במקרים רבים יש נתונים רק על חלק מחברי אותו משק בית, בשל מעברים של פרטים ממשק בית אחד לאחר בין שתי נקודות הזמן.

#### א. עיבוד הנתונים

עיקר העיבודים שנעשו בנתונים נבעו מן הצורך לקבל אומדן להכנסה המשפחתית הפנויה ב-1995. בשלב הראשון, נערך ניכוי תחשיבי של מס הכנסה בהתחשב במצב המשפחתי ובמספר הילדים.<sup>5 6</sup> כמו כן נוכו דמי ביטוח לאומי ונזקפו גמלאות מהביטוח הלאומי (הבטחת הכנסה, קצבאות ילדים, קצבאות זקנה ושארים).<sup>7 8</sup> על בסיס זה חושבה הכנסה משפחתית פנויה. אך גם כך, ההכנסה המשפחתית הפנויה שחישבנו עבור 1995 מוטה כנראה כלפי מטה, משום שאינה כוללת את ההכנסות מהון, הנכללות בחישוב ההכנסה הפנויה ב-1983.

בשלב השני, צומצמה אוכלוסיית המדגם לאוכלוסייה שהיו לנו נתונים אמינים עליה. להלן פירוט הפעולות העיקריות.

1. מאחר שהנתונים מ-1995 כוללים נתוני הכנסות רק לשכירים, השארנו בקובץ רק פרטים השייכים למשפחות שבהן שכיר שהכנסתו ידועה, או משפחות שאיש מהמבוגרים בהן לא עבד בשנה האחרונה. אותו סינון נעשה גם לנתוני מפקד 1983.

2. הושמטו מן הקובץ תצפיות על משקי בית שבהם אין לנו מידע על שום מבוגר, ומשקי בית שבהם יש מידע על מבוגר אחד בלבד, למרות שידוע שאותו מבוגר נשוי.

3. מאחר שאין בידינו נתונים על הכנסות שלא מעבודה, לא יכולנו לקבל אומדן טוב להכנסתם של קשישים, ולפיכך הושמטו מן הקובץ פרטים שהיו בגיל פנסיה בספטמבר 1995. (גברים בני 65 ומעלה, נשים בנות 60 ומעלה).

4. הושמטו תצפיות שהיו בהן טעויות בולטות העולות מהשוואת שתי התקופות.<sup>9</sup>

בסיום התהליך נשארו עם מדגם של 33,850 תצפיות (להלן המדגם). נספח ב' מציג השוואה בין אוכלוסיית המדגם ובין האוכלוסייה של כלל ממלאי השאלון המורחב במפקד 1983. התפלגות הגילאים במדגם מציגה שתי סטיות חשובות ביחס לכלל אוכלוסיית המפקד (שמילאה את השאלון המורחב), הנובעות מאופי הקובץ ומהעיבודים שפורטו לעיל: א. המדגם אינו כולל פרטים שהיו בגיל פנסיה ב-1995. ב. יש ייצוג חסר לקבוצת הגיל 15-24 ב-1983. ייצוג חסר זה אינו קיים בקובץ המזווג הגולמי לפני העיבוד, והוא נובע בעיקרו מכך ש-80% מהפרטים שהיו רווקים ב-1983 ונישאו במהלך

<sup>5</sup> החישוב נערך לפי: "לוח לניכוי מס הכנסה ממשכורת ומשכר עבודה לחודש ספטמבר 1995".

<sup>6</sup> לצורך חישוב מספר הילדים ומספר ההורים במשק הבית הנחנו כי כל המבוגרים שבמשק הבית עלו במדגם. בסיכומו של דבר הנחה זו אינה כה חזקה מכיוון שכפי שיפורט להלן, משקי בית שבהם לא מופיע מבוגר או שמופיע מבוגר אחד בלבד למרות שהוא נשוי הושמטו מבסיס הנתונים.

<sup>7</sup> "חוק הביטוח הלאומי (נוסח משולב) התשנ"ה - 1995, פרק ט"ו, ולוחות י', י"א. לעומת זאת לא נוכה מס בריאות מאחר שמש זה לא היה קיים ב-1983.

<sup>8</sup> שם, פרקים ד', י"א, ולוח ט'; "חוק הבטחת הכנסה, התשמ"א - 1980"; המוסד לביטוח לאומי, "רבעון סטטיסטי", כה 3.

התקופה שבין שני המפקדים, נישאו לבן זוג שלא מילא את השאלון המורחב ב-1983 (את השאלון המורחב ממלאים מדגם של 20% מהאוכלוסייה). לפיכך, בן הזוג אינו מופיע בקובץ המזווג ואי אפשר להעריך את ההכנסה המשפחתית של אותם פרטים ב-1995. השמטת פרטים אלה יוצרת הטיה כלפי מטה של שיעור הרווקים ב-1983. יתר על כן, מכיוון שקבוצת הגיל 15-24 מאופיינת בשיעור הגבוה ביותר של פרטים שנישאו במהלך התקופה (59.9% לעומת 17.1% בכלל האוכלוסייה), הרי שהשמטה זו יוצרת ייצוג חסר לקבוצת גיל זו במדגם הסופי. כדי להתגבר על בעיה זו שוקללו הנתונים לשם תיקון הייצוג של הפרטים שהתחתנו בין המפקדים.

כפי שאפשר לראות בנספח ב', התפלגות הגילים במדגם המשוקלל דומה מאוד לאוכלוסיית מפקד 1983 המנוקה מפרטים בני 49 ומעלה. כמו כן, השוואה של מאפייניה הדמוגרפיים של האוכלוסייה עד גיל 49 בלבד, במדגם המעובד ובמפקד 1983, מצביעה על התפלגות כמעט זהה של המשתנים הסוציאליים העיקריים המשפיעים על רמת ההכנסה - דת ויבשת מוצא, מין, ורמת השכלה. גם התפלגות המצב המשפחתי לאחר השקלול, דומה למדי לאוכלוסיית המפקד. העיבודים שנציג בסעיפים הבאים מבוססים על הנתונים המשוקללים (למרות שהתוצאות אינן משתנות באופן מהותי ללא השקלול).

#### **ב. קביעת הכנסה המייצגת את רמת החיים הטיפוסית בכל תקופה, וזיהוי העניים**

מנתוני מפקד 1983 אפשר לזהות את העניים בהתאם להגדרה המקובלת של הביטוח הלאומי המבוססת על "ראיית ההכנסה החציונית של האוכלוסייה כרמת ההכנסה המייצגת את רמת החיים הטיפוסית לחברה" (סקירה שנתית 95/96, סעי' 4.1) ועל הגדרת קו העוני כ-50% מההכנסה החציונית הפנויה (אחרי מסים ותשלומי העברה) לנפש סטנדרטית.<sup>10</sup> כלומר, ניתן לחשב על בסיס אוכלוסיית המפקד, הכנסה משפחתית פנויה לנפש סטנדרטית בהתאם לסולמות השקילות המקובלים, להגדיר את קו העוני בהתאם להגדרת הביטוח הלאומי, ובהתאם לסף זה לקבוע מי באוכלוסיית המדגם היה עני ב-1983.

בעיה מתעוררת ביחס לנתוני מפקד 1995 שהיו בידינו, שאינם כוללים הכנסות שלא משכר (ובפרט מפנסיה). לפיכך, אם רוצים לשמור על האופי היחסי של הגדרת העוני, כלומר לאפיין את המשפחות העניות לפי השוואה לרמת החיים בחברה **באותה תקופה** קיימות שתי אפשרויות. האחת היא לחשב הכנסה חציונית פנויה לנפש סטנדרטית על בסיס עיבודי ההכנסה הפנויה שפורטו לעיל, והשנייה היא לקבוע באופן שרירותי סף עוני (המבוסס על הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית) כך שאחוז

<sup>9</sup> לדוגמה אי התאמות במין, ושינויים גדולים בגיל.

<sup>10</sup> הגדרה זו שימשה גם במחקר של הביטוח הלאומי על מאפייני האוכלוסייה מעוטת ההכנסה, המבוסס על מפקד 1983 (ר' סקירה שנתית 1984, פרק 6). כפי שמציינים שם החוקרים: "בשנת 1983 היתה רמת הכנסה זו שווה פחות או יותר לרמה של 40% מההכנסה החציונית ברוטו למבוגר סטנדרטי, שהיא קו העוני המשמש בסיס לממצאים בפרק ... הדן בהיקף העוני באוכלוסיית השכירים היהודים העירוניים. הגדרת

מסוים מהאוכלוסייה יוגדר עני. יתרון הגישה הראשונה הוא שהיא מאפשרת לראות את מיקומו היחסי של הפרט ביחס לרמת ההכנסה ה"טיפוסית" לחברה באותה תקופה. הבעיה היא שאומדן החציון במקרה זה יהיה מוטא, ולא יהיה בר-השוואה לחציון המחושב ב-1983 בדרך המקובלת. יתרונה של הגישה השנייה הוא בעיקר בחוסר היומרה שלה לשחזר לכל פרטיה את ההגדרה המקובלת לעוני, ובכל זאת להצביע על שינויים בתחולת העוני בין התקופות. שימוש בגישה זו מתאים לפיכך למטרה העיקרית של מחקר זה, המנסה לחקור את הדינמיקה של העוני ברמת הפרטים ואת מאפייני הקבוצות הנחלצות (או לא נחלצות) ממיקומן בתחתית סולם ההכנסות, ולא את השתנות ממדי העוני באוכלוסייה, נושא שנחקר באופן שוטף בסקירות הביטוח הלאומי. לצורך המחקר נבחנו כמה הגדרות אפשריות לעוני, כולן מבוססות על הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית לפי סולמות השקילות המקובלים, אליה נתייחס מכאן והלאה בכינוי המקוצר "הכנסה":

**א) הגדרה מעורבת:** העניים ב-1983 יוגדרו כמי שהכנסתם נמוכה מ-50% מההכנסה החציונית בכלל אוכלוסיית המפקד (שמילאה את השאלון המורחב). עניים ב-1995 יוגדרו כ-15% התחתונים באוכלוסיית המדגם (מסודרת לפי הכנסה).

**ב) הגדרה אחוזונית:** העניים ב-1983 וב-1995 יוגדרו כ-15% התחתונים באוכלוסיית המדגם, מסודרת לפי הכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית באותן שנים בהתאמה.

**ג) הגדרה אבסולוטית:** העניים הן ב-1983 והן ב-1995 יוגדרו כמי שהכנסתם נמוכה מ-50% מההכנסה החציונית בכלל אוכלוסיית המפקד של 1983 (שמילאה את השאלון המורחב), צמודה למדד המחירים לצרכן. (כלומר, קו העוני מוגדר באופן שאינו תלוי בשינויים ברמת ההכנסה החציונית).

**ד) הגדרה יחסית:** העניים ב-1983 וב-1995 יוגדרו כמי שהכנסתם נמוכה מ-50% מה"הכנסה האופיינית" לאותן שנים בהתאמה, כאשר ההכנסה אופיינית בכל תקופה תוגדר כהכנסה החציונית באוכלוסיית המדגם בקבוצת הגיל 15-50.<sup>11</sup>

ההגדרה המעורבת וההגדרה האחוזונית נותנות תוצאות דומות למדי: לפי שתיהן כ-35% מהעניים בשנת '83 נותרו עניים ב- '95, ואילו 11% מהלא-עניים ב- '83 הפכו עניים ב- '95. לעומתן, שימוש בהגדרה האבסולוטית מוריד בצורה חדה את שיעור העניים ב-1995 בכלל (כ-8% בלבד מכלל האוכלוסייה), ואת שיעור העניים-המתמידים בפרט. לפי הגדרה זו, קרוב ל-80% מענני '83 לא נותרו עניים ב- '95 (!), ורק 6% מהלא-עניים נכנסו למעגל העוני. ההגדרה היחסית, לעומת זאת, מעלה את סף העוני בשתי התקופות, ולפיכך מעלה את שיעור העניים בשתי התקופות (ובייחוד ב- '95 בה

---

העוני המבוססת על הכנסה פנויה משקפת בצורה מהימנה יותר את רמת החיים של המשפחה, ולפיכך השתמשנו בה להגדרת האוכלוסייה מעוטת ההכנסה".

<sup>11</sup> עקב הגבלת הגיל, סף עוני המתקבל כך גבוה מזה המשמש בהגדרה הסטנדרטית. בהינתן המדגם שבידינו יתרונו בכך שהוא מתייחס לאוכלוסיות דומות בשני המפקדים (מבחינת גיל ומבחינת מאפייני משק הבית ביחס למעמד בעבודה) ולפיכך מייצג במידה מסוימת את השינויים בהכנסה הטיפוסית לחברה בין התקופות. נציין שהמדד אינו משתנה שינוי של ממש כשמשנים את טווח הגילים שלפיהם הוא מחושב.

שיעור העוני הכללי עומד על מעל 20% מהאוכלוסייה). הגדרה זו מציירת תמונה קודרת יותר של ההיחלצות מעוני: במהלך תקופה של כ-12.5 שנים, 45.5% מהעניים לא הצליחו לצאת ממעגל העוני. תמונה זו חזקה אף יותר כשמתבוננים רק בפרטים שהיו ילדים בשתי התקופות. שימוש בהגדרה היחסית מעלה כי 52% מהילדים העניים מתחת לגיל 5.5 ב-1983, נשארו עניים ב-1995. ההבדלים בין ההגדרות מתבטאים גם במתאם בין להיות עני ב-1983 לבין להיות עני ב-1995. ההגדרה היחסית נותנת את המתאם החזק ביותר, ואילו ההגדרה האבסולוטית נותנת את המתאם הנמוך ביותר. שתי ההגדרות האחרות מצויות ביניהן: ההגדרה המעורבת וההגדרה האחוזונית נותנות מקדם מתאם של 0.25 ו-0.259 בהתאמה. ההגדרה היחסית נותנת מתאם של 0.298 ואילו ההגדרה האבסולוטית נותנת מתאם של 0.19.

הנתונים בהמשך המאמר יתבססו על ההגדרה האחוזונית (אף כי מבחינת כיווני ההשתנות של היקף העוני, התוצאות אינן שונות אם משתמשים בהגדרות האחרות).

### 3. עוני ועוני-מתמיד בישראל בשנים 1983-1995

בסעיף זה נציג את מאפייני האוכלוסייה הענייה והענייה-המתמידה ואת דפוסי הכניסה לעוני והיציאה ממנו, בשימת לב למאפייני הפרטים **בתקופת המוצא**. כלומר, נבחן כיצד משתנים בתקופת המוצא יכולים להסביר את הדינמיקה של העוני בשנים שלאחר מכן. לצורך הניתוח חילקנו את מחזור החיים של כל פרט במדגם לשלושה שלבים: א. **ילד** - עד גיל 18; ב. **מעבר** - גיל 18-30.5; ג. **מבוגר** - מגיל 30.5 ועד גיל הפנסיה. על-פי חלוקה זו הוגדרו ארבע קבוצות גיל, בהתאם למיקום של כל פרט במחזור החיים בשנים 1983 ו-1995: **ילד-ילד**; **ילד-מעבר**; **מעבר-מבוגר**; **מבוגר-מבוגר**.

לוח 1 מציג את מאפייני האוכלוסייה הענייה והענייה-המתמידה בישראל בשנים 1983-1995. כשבוחנים את הרכב האוכלוסייה הענייה עולים כמה נתונים בולטים. ראשית, בולט ייצוגם הגבוה של בעלי ההשכלה הנמוכה באוכלוסיית העניים – ייצוג המתחזק בקבוצת העניים-המתמידים. בקבוצת הגיל **מבוגר-מבוגר** (דהיינו, אותם פרטים שכנראה השלימו את השכלתם לפני 1983), 50% לא סיימו תיכון, אולם כשמתבוננים רק בעניים המתמידים השייכים לקבוצת גיל זו, 93% היו בעלי השכלה נמוכה. שנית, בולט ייצוגם הגבוה של הלא-יהודים באוכלוסייה הענייה. הלא-יהודים מהווים 72.6% מתוך אוכלוסיית העניים-המתמידים, למרות שהם מהווים רק 21% מכלל אוכלוסיית המדגם! ייצוג הלא-יהודים גבוה במיוחד בקבוצת העניים ב-1983. משקל הלא-יהודים מתוך כלל העניים ב-1983 (מתמידים ולא-מתמידים) עומד על 63.12%<sup>12</sup> ב-1995 פחת אמנם ייצוג

<sup>12</sup> משקל זה גבוה מהנתונים של הביטוח הלאומי לאותה שנה המבוססים על המפקד (סקירה שנתית 1984, פרק 6, לוח 2) ולפיהם 50.1% מהאוכלוסייה מעוטת ההכנסה הם לא-יהודים. הבדל זה נובע מכך שהאוכלוסייה הקשישה נעדרת מהמדגם שלנו ומכך שהאוכלוסייה היהודית קשישה מהלא-יהודית (שיעור היהודים בני 65 ומעלה ב-1983 היה 10.0%, ואילו השיעור בקרב האוכלוסייה המוסלמית היה 2.9% בלבד – ר' שנתון סטטיסטי לישראל 1984, לוח כ"ח/1). לפיכך, החישוב של הביטוח הלאומי כולל שיעור גבוה יותר של יהודים עניים. עם זאת, גם בנתוני הביטוח הלאומי, ייצוג הלא-יהודים בקבוצת העניים גבוה פי 3 מייצוגם

הלא-יהודים, ל-45.7% מתוך העניים שבמדגם, אולם הוא עדיין יותר מכפול משיעור הלא-יהודים במדגם כולו.<sup>13</sup>

**לוח 1. הרכב האוכלוסייה הענייה והענייה-המתמידה (באחוזים)**

לא-עניים באף תקופה	עניים ב-1995 בלבד	עניים ב-1983 בלבד	עניים בשתי התקופות	כלל האוכלוסייה	
<b>מין</b>					
50.4	49.1	50.9	44.9	50.0	גברים
49.7	50.9	49.1	55.1	50.0	נשים
100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	סך הכול
<b>קבוצות גיל</b>					
16.0	12.8	16.8	20.5	16.0	ילד - ילד
29.3	36.2	41.2	35.9	31.5	ילד - מעבר
24.1	23.7	22.2	21.5	23.7	מעבר - מבוגר
30.6	27.4	19.8	22.1	28.7	מבוגר - מבוגר
100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	סך הכול
<b>השכלה ב-1983 (מבוגר-מבוגר)</b>					
41.3	72.5	88.4	92.8	49.8	1. השכלה נמוכה
28.0	16.4	8.1	5.3	24.5	2. השכלה תיכונית
30.8	11.1	3.6	1.9	25.8	3. השכלה גבוהה
100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	סך הכול
<b>יבשת לידה של האב (אחוזים מתוך האוכלוסייה היהודית בלבד בסוגריים)</b>					
17.6	11.2	5.6	4.2	15.0	1. יהודי יוצא ישראל
(19.8)	(15.9)	(13.2)	(15.3)	(19.0)	
19.0	17.8	12.7	7.1	17.6	2. יהודי יוצא אסיה
(21.5)	(25.2)	(.30)	(26.1)	(22.3)	
19.6	23.0	15.5	11.8	19.0	3. יהודי יוצא אפריקה
(22.1)	(32.6)	(36.7)	(43.1)	(24.2)	
32.6	18.6	8.5	4.2	27.2	4. יהודי יוצא אירופה-אמרי
(36.7)	(26.4)	(20.1)	(15.5)	(34.5)	
11.3	29.3	57.7	72.6	21.3	5. לא-יהודי
100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	סך הכול
<b>מס' נפשות למשק-בית (ממוצעים, סטיות תקן בסוגריים)</b>					
4.61	5.47	6.57	6.87	5.02	מספר נפשות ב-1983
(1.71)	(2.57)	(2.8)	(3.03)	(2.17)	
4.33	4.52	5.34	6.15	4.56	מספר נפשות ב-1995
(1.72)	(2.42)	(2.56)	(2.92)	(2.04)	

בכלל האוכלוסייה, ולמעשה ההסתברות המותנית להיות עני בהינתן שהפרט לא-יהודי גבוהה יותר בנתוני הביטוח הלאומי.

<sup>13</sup> נתוני הביטוח הלאומי לאותה שנה, המבוססים על סקרי הכנסות ומשתמשים בהגדרה שונה של קו העוני מציגים תמונה דומה של ייצוגם היחסי של הלא-יהודים באוכלוסיית העניים: 29.2% מהעניים מול 15.7% מכלל האוכלוסייה (סקירה שנתית 1995/96, עמ' 162, לוח 6).



\* עוני לפי ההגדרה האחוזונית. נתונים משוקללים.  
שלישית, כשמתבוננים באוכלוסייה היהודית בלבד, בולט ייצוגם הגבוה של היהודים יוצאי אפריקה באוכלוסיית העניים-המתמידים, מול ייצוגם הנמוך של יוצאי אירופה ואמריקה. ראוי לציין שבניגוד ליהודים ממוצא אפריקה, ייצוגם של היהודים ממוצא אסיה בקרב העניים-המתמידים אינו גבוה בהרבה מייצוגם באוכלוסייה – למרות שמחקרים רבים נוטים לכרוך יחד שתי קבוצות אלה. לבסוף, אפשר לראות כי המשפחות העניות מאופיינות במספר נפשות גבוה יותר למשק בית.<sup>14</sup>

לוח 2 מציג את ההסתברות של פרט במדגם להיות עני בהינתן מוצאו ומידת השכלתו. העובדה הבולטת היא שההסתברות שפרט לא-יהודי יהיה עני (הן ב-1983 והן ב-1995) או עני-מתמיד גבוהה בהרבה מזו של פרט יהודי. מגמה זו נכונה גם לכלל האוכלוסייה וגם בהינתן קבוצת השכלה.<sup>15</sup> מהלוח עולה בבירור גם השפעתה של ההשכלה על ההסתברות להיות עני ועני-מתמיד.<sup>16</sup> הסיכוי של פרט יהודי מבוגר בעל השכלה תיכונית להיות עני-מתמיד הוא פחות מ-1%, והוא אפסי אם יש לו השכלה גבוהה. גם עבור פרטים מבוגרים לא-יהודים, השכלה תיכונית מפחיתה באופן חד את ההסתברות להיות עני-מתמיד (מ-24% לפחות מ-9%), והשכלה גבוהה מורידה אותה לכדי פחות מ-2%.

#### לוח 2. הסתברויות להיות עני - מותנות בהשכלה ובמוצא אתני (אחוזים)

שיעור העניים-המתמידים	שיעור העניים ב-1995	שיעור העניים ב-1983	
5.64	14.97	16.06	<b>א. כלל האוכלוסייה</b>
19.26	32.13	47.54	לא-יהודים
1.96	10.33	7.55	יהודים
4.34	13.24	11.52	<b>ב. קבוצת-גיל: מבוגר –מבוגר</b>
8.25	21.23	21.24	1. השכלה נמוכה ב-1983
23.97	36.33	55.18	לא-יהודים
3.69	16.85	11.39	יהודים
0.95	6.9	3.36	2. השכלה תיכונית ב-1983
8.82	23.53	17.65	לא-יהודים
0.64	6.23	2.78	יהודים

<sup>14</sup> ההבדלים בין האוכלוסיות, ובפרט בין אוכלוסיית העניים-המתמידים והעניים ב-1983 בלבד, מובהקים.

<sup>15</sup> מבחן לאי-תלות בין היות עני ב-1983 לבין היות עני ב-1995 בהינתן דתם של הפרטים, דחה את ההשערה עבור שתי האוכלוסיות (ברמת מובהקות של פחות מ-0.0001). מקדם המתאם גבוה יותר עבור הלא-יהודים מאשר אצל היהודים (0.171 ו-0.147 בהתאמה). אילו הייתה אי-תלות, ההסתברות המותנית לעוני-מתמיד הייתה 15.3% בהינתן שהפרט לא-יהודי, ו-0.8% בהינתן שהפרט יהודי (לעומת 19.26% ו-1.96% בפועל).

<sup>16</sup> בלוח מוצגות ההסתברויות כשמתנים בהשכלה בתקופת המוצא, אולם תוצאות דומות מאוד מתקבלות גם כשמתנים בהשכלה בתקופה השנייה.

0.33	4.17	1.34	3. השכלה גבוהה ב-1983
1.95	15.57	6.81	לא-יהודים
0.26	3.73	1.13	יהודים

\* עוני לפי ההגדרה האחוזונית. נתונים משוקללים.

מכאן אנו מגיעים לשאלת התמדת העוני, דהיינו, איזה שיעור מן הפרטים העניים במפקד 1983 נשארו עניים כעבור 12.5 שנים. הנתונים העיקריים מוצגים בלוחות 3 ו-4. לוח 3 מציג "השפעות כוללות" כלומר הסתברויות של עניים ב-1983 להישאר עניים ב-1995 לפי משתני השכלה, מוצא וגודל משק בית, ואילו לוח 4 מציג תוצאות של אמיד ה לפי שיטת פרוביט המאפשרת לבחון את ההשפעה "הנקייה" של כל משתנה.

**לוח 3. התמדת העוני: שיעור העניים ב-1983 שנשארו עניים ב-1995 לפי קבוצות גיל, ומאפיינים בתקופה הראשונה (באחוזים)**

סך הכול	מבוגר – מבוגר	מעבר – מבוגר	ילד - מעבר	ילד - ילד	
35.12	37.69	34.4	32.06	39.74	<b>א. סך הכול</b>
40.37	38.83	42.39	NA	NA	<b>ב. לפי השכלה</b>
20.83	27.23	19.05	NA	NA	השכלה נמוכה השכלה תיכונית ומעלה*
38.37	NA	NA	36.00	42.36	<b>השכלת הורים</b>
21.43	NA	NA	22.15	20.22	השכלה נמוכה השכלה תיכונית ומעלה*
28.81	33.33	30.58	39.47	15.83	<b>ג. לפי יבשת לידה של האב</b>
23.40	29.97	17.8	22.12	24.00	יהודי יוצא ישראל
29.14	36.02	22.75	28.77	34.88	יהודי יוצא אסיה
21.31	24.71	20.34	18.6	20.00	יהודי יוצא אפריקה
40.52	43.49	46.00	34.32	45.91	יהודי יוצא אירופה-אמריקה לא-יהודי
32.02	40.07	31.51	26.47	**23.53	<b>ד. מס' נפשות במשק הבית</b>
34.78	32.5	36.83	31.67	38.46	3-1
34.59	37.51	35.41	28.92	42.19	5-4
36.79	41.23	33.85	34.45	42.02	7-6 8 ומעלה

עוני לפי ההגדרה האחוזונית. נתונים משוקללים.

\* מספר התצפיות של עניים שלהם השכלה או להוריהם השכלה גבוהה זעום בשתי התקופות (33 בסך הכול).  
\*\* מספר תצפיות זעום (פחות מ-20).

הממצא הבולט ביותר מלוחות אלה הוא ההשפעה החזקה של מוצא לא-יהודי. סיכויי של פרט עני יהודי להישאר עני נמוכים בהרבה מסיכויי של פרט עני לא-יהודי. עם זאת, מעניין לשים לב לכך שהשפעה זו חלשה יותר בקבוצת הגיל **ילד-מבוגר**.<sup>17</sup> בין קבוצות המוצא השונות בקרב יהודים,

<sup>17</sup> בלוח 4 אפשר לראות כי המקדם למוצא לא- יהודי נמוך יותר עבור הילדים מאשר עבור המבוגרים. אמידה נפרדת של המודל על כל אחת מקבוצות הגיל הנמוכות הצביעה על מקדם נמוך בהרבה למוצא

נמצא הבדל משמעותי בהסתברות להישאר עני רק ביחס ליהודים ממוצא אפריקה. בין היהודים ממוצא ישראל, אסיה או אירופה ואמריקה לא נמצאו הבדלים של ממש. עם זאת, יש לציין שאמידות מפורטות יותר מאלה המוצגות בלוח 4 הצביעו שגם השפעת מוצא אפריקה היא חשובה רק בקרב קבוצות הגיל ילד - ילד ומבוגר - מבוגר, ובקבוצות הביניים אין היא שונה באופן מובהק מ-0.

#### לוח 4. התמדת העוני: אומדני פרוביט להסתברות של עניים ב-1983 להישאר עניים ב-1995

(כל המשתנים המסבירים שייכים לנתונים בתקופת המוצא)

מבוגרים ב-1983 (שתי קבוצות הגיל הגבוהות)		ילדים ב-1983 (שתי קבוצות הגיל הנמוכות)	
(0.000)	<b>-0.47743</b>	(0.000)	<b>-0.37676</b>
	השכלה תיכונית ומעלה		השכלת הורים תיכונית ומעלה
(0.004)	<b>-0.12843</b>	(0.002)	<b>-0.17627</b>
	מס' נפשות במשק הבית		מס' נפשות במשק הבית
(0.026)	<b>0.00665</b>	(0.003)	<b>0.01038</b>
	נפשות במ"ב, בריבוע		נפשות במ"ב, בריבוע
(0.209)	0.12759	(0.013)	<b>0.30434</b>
	יהודי יוצא אפריקה		יהודי יוצא אפריקה
(0.000)	<b>0.59032</b>	(0.000)	<b>0.53368</b>
	לא-יהודי		לא-יהודי
		(0.002)	<b>0.07311</b>
			גיל
		(0.002)	<b>-0.00433</b>
			גיל בריבוע
		(0.829)	0.02113
			מין זכר
		(0.000)	<b>-0.04903</b>
			אינטראקציה מין זכר * גיל
(0.317)	-0.15096	(0.627)	-0.10123
	קבוע		קבוע
	2195		N
	-1361.8		-1499.7
			Log-Likelihood

p values בסוגריים (סטיות תקן robust). ההדגשות מסמנות מובהקות של 5%.

תוצאות ברוח דומה אפשר להסיק גם מעיון בהשפעות הכוללות של יבשת המוצא שבלוח 3. כלומר, ההשפעה השלילית של מוצא אפריקה על סיכויי ההיחלצות מעוני נוגעת בעיקר לפרטים שכבר היו מבוגרים (מעל גיל 30) ב-1983 ולילדיהם שלא התבגרו עד 1995. ביחס לפרטים עניים שהיו צעירים יותר ב-1983 אולם יצאו מחזקת הוריהם ב-1995, ההשפעה האתנית החשובה היחידה לגבי סיכויי ההיחלצות מעוני הייתה אם הם יהודים אם לאו.

בדומה להשפעת המוצא, בולטת מאוד גם השפעתם של משתני החינוך. פרטים מבוגרים בעלי השכלה תיכונית או גבוהה הם בעלי סיכויים גבוהים בהרבה להיחלץ מן העוני. נקודה חשובה במיוחד נוגעת לגורלם של הילדים העניים. סיכוייהם של ילדים שלהוריהם השכלה נמוכה להיחלץ מן העוני, נמוכים בהרבה מאשר סיכוייהם להיחלץ אם לפחות לאחד מהוריהם השכלה תיכונית ומעלה. הדבר נכון לא רק לגבי ילדים שנשארו בחזקת הוריהם במהלך התקופה, אלא, אם כי

לא-יהודי עבור קבוצת הגיל ילד-מעבר, בהשוואה לקבוצת הגיל ילד-ילד. עוניים של בני הקבוצה ילד-מעבר כבר אינו נקבע באופן ישיר מ עוניים של ההורים, ולפיכך התוצאות עשויות להצביע על התמתנות של השפעת

במידה פחותה במעט, גם לגבי ילדים שבתקופה השנייה הם בוגרים. ממצא בולט נוסף הוא הירידה בסיכוי להישאר עני של ילד היוצא מחזקת הוריו, לעומת ילד שנשאר ילד גם ב-1995. למעשה, כפי שאפשר להסיק מאמידת הפרוביט של אוכלוסיית הילדים העניים ב-1983 (לוח 4), השפעת הגיל על הסיכוי להישאר עני היא שלילית החל מגיל 8.5 (כלומר גיל 21 בתקופה השנייה) והשפעה זו הולכת ומתחזקת ככל שהילד מבוגר יותר. ליתר קבוצות הגיל, השפעת הגיל על הסיכוי להישאר עני אינה חזקה. ראוי גם לשים לב להשפעה של מין הילד על סיכויי היחלצותו מעוני: לילד ממין זכר סיכויי היחלצות גבוהים מעט יותר מאשר לילדה, והשפעה זו גוברת עם הגיל.

שלושת המשתנים החשובים להסברת עוני ועוני-מתמיד הם אם כן קבוצת הגיל, המוצא האתני (יהודי או לא-יהודי) וקבוצת ההשכלה של הפרט או של הוריו. את התמונה המלאה של מעברים לעוני וממנו, על פי שלושת המשתנים האלה הבאנו בנספח ג'. הנתונים העולים ממטריצות המעבר הללו הם שוב ברורים: ההסתברות של יהודים לצאת מעוני גבוהה יותר, וההסתברות שלהם להיכנס לעוני נמוכה יותר ביחס לאוכלוסייה הלא-יהודית, עבור אותם נתוני גיל והשכלה (או השכלת הורים). ההסתברות של ילדים לצאת מעוני הולכת וגדלה, והסתברותם להיכנס לעוני הולכת ויורדת, עם העלייה בהשכלת הוריהם, וכך גם למבוגרים כשהמשתנה המסביר הוא השכלתם שלהם. בסעיף הבא ניגש לבחינה מפורטת יותר של השפעות אלה על אוכלוסיית המבוגרים, ונתחשב בשינויים שחלו בין התקופות הן במאפייני הפרטים והן בתשואות למאפיינים אלה.

#### 4. ניתוח אקונומטרי

כפי שהסברנו בסעיף 2 לעיל, הגדרת העוני נסמכת על ההכנסה המשפחתית הפנויה לנפש סטנדרטית, אלא שקביעת קו העוני היא שרירותית במידה רבה. בחלק הראשון של סעיף זה ננסה לפיכך לאמוד משוואת הכנסה לנפש סטנדרטית, בשימוש בטכניקה של משוואת הפרש ראשון. בניגוד לסעיף הקודם, הניתוח כאן יתחשב במאפייני הפרט בשתי התקופות, עם אפשרות לשינויים הן במאפיינים עצמם והן בתשואות שלהם. החלק השני יאמוד שוב את ההסתברות של פרט להיות עני כפונקציה של מאפייניו ומאפייני משק ביתו, אלא שנתמקד בו בהשפעת השיפור בהשכלה בין התקופות על הסתברות זו.<sup>18</sup> המשתנים שישמשו אותנו בסעיף זה הם:

$F_{it}$  - קבוצת כל הפרטים השייכים למשפחתו של פרט  $i$  בזמן  $t$ , עבור  $t = 83, 95$ ,  $i = 1, \dots, n$ , כאשר  $\{1, \dots, n\}$  היא תת-קבוצה של המדגם שהוגדר בסעיף 2 לעיל, הכוללת רק פרטים שהיו בני 30 ומעלה ב-1983.

$N_{it}$  - מספר הנפשות במשפחתו של פרט  $i$  בזמן  $t$ .

$W_{it}$  - התרומה נטו של פרט  $i$  בזמן  $t$  להכנסת משפחתו.

---

המוצא בדור הילדים ביחס לדור ההורים.  
<sup>18</sup> נתוני משרד החינוך מצביעים על קיומה של השכלה למבוגרים בהיקף נרחב, ראו "מערכת החינוך בראי המספרים", (2000).

- $W_{-it}$  - התרומה נטו של כל שאר הפרטים, מלבד  $i$ , בזמן  $t$  להכנסת משפחתו של פרט  $i$ .
- $I_{it} = W_{it} + W_{-i,t}$  - סך ההכנסה המשפחתית הפנויה של משפחתו של פרט  $i$  בזמן  $t$ , כלומר:
- $s(N_{it})$  - מספר הנפשות הסטנדרטיות במשפחתו של פרט  $i$  בזמן  $t$ .
- $Y_{it} = I_{it} / s(N_{it})$  - הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית של פרט  $i$  בזמן  $t$ , כלומר:
- $\log(Y_{it}) - y_{it}$ .
- $Q_{it}$  - אינדיקטור לעוני: משתנה דמי המקבל את הערך 1 אם  $Y_{it}$  נמוך מקו העוני בזמן  $t$ ; ו-0 אחרת.
- $O_i$  - מוצאו של פרט  $i$ .
- $M_{it}$  - מצבו המשפחתי של פרט  $i$  בזמן  $t$ .
- $e_{it}$  - השכלתו של פרט  $i$  בזמן  $t$ .
- $x_{it}$  - ניסיונו בעבודה של פרט  $i$  בזמן  $t$ .

#### א. אמידה ליניארית

בסעיף זה ננסה לנתח את המשתנים המסבירים את ההכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית. קבוצת המשתנים המסבירים את תרומתו של פרט  $i$  בזמן  $t$  להכנסה המשפחתית לנפש סטנדרטית  $Y_{it}$ , נתונה בווקטור:  $X_{it} = (x_{it}, x_{it}^2, e_{it}, M_{it}, O_i, N_{it})$ . אלה המשתנים המופיעים במשוואת שכר מקובלת, אלא שכאן מספר הנפשות במשק הבית משפיע באופן ישיר מעצם ההגדרה של  $Y_{it}$ .<sup>19</sup> לפיכך  $y_{it}$  נקבע במשוואה:

$$y_{it} = (X_{it}, X_{-i,t})\lambda_t + u_{it} \quad (1)$$

משוואה זו משקפת את העובדה שכל בני המשפחה משפיעים יחד על הכנסת המשפחה לנפש סטנדרטית. יש לשים לב כי אנו מאפשרים למקדמים  $\lambda_t$  להשתנות בין התקופות, שכן בתקופה של 12.5 שנה ייתכנו בהחלט שינויים בתשואות להשכלה, לניסיון וכיוב'. חשוב להדגיש כי לפי ניסוח זה, המימד של וקטור המקדמים  $\lambda_t$  תלוי למעשה בגודל משק הבית, שכן מספר המשתנים המסבירים,  $k$ , תלוי במספר הנפשות. יוצא אפוא שאם נדבוק במשוואה זו, הרי שמספר המשתנים המסבירים ינוע בטווח רחב למדי, ולפיכך יקשה לאמוד את המשוואה. פתרון אפשרי אחד הוא לחשב את  $k$  עבור כל משפחה ולחלק את הקובץ לתת-קבוצים, כמספר הערכים ש- $k$  מקבל. כל תת-קובץ יכיל משפחות

<sup>19</sup> הווקטור  $X$  אמור להסביר גם את תרומתם של בני המשפחה לקצבאות שהמשפחה מקבלת, אולם להציג תרומה זו באופן מפורש היה מסבך את האמידה. כמו שנראה להלן, שיטת האמידה שבחרנו מאפשרת להתגבר על קושי זה.

עם מספר דומה של משתנים מסבירים וכך תתאפשר אמידה של משוואה זו עבור כל תת-קובץ בנפרד. אלא שפתרון זה אינו יעיל שכן היחס בין  $k$  ל- $n$  יגדל משמעותית, ובנוסף התוצאות שנקבל יהיו כלליות הרבה פחות (נוכל למשל לומר מה התשואה להשכלה של פרטים במשקי בית בני 5 נפשות).

הפתרון הוא להתנות את האמידה בסכום התרומות של שאר בני המשפחה להכנסה המשפחתית:  $W_{-i,t}$ . משתנה זה ניתן לחישוב עבור כל פרט, ואפשר להכניסו כמשתנה מסביר יחיד כך:

$$y_{it} = \delta_t W_{-i,t} + X_{it} \beta_t + u_{it} \quad (2)$$

במשוואה זו, וקטור המקדמים  $\beta_t$  משקף את תרומת פרט  $i$  ללוג ההכנסה לנפש סטנדרטית, בהינתן התרומה של שאר בני המשפחה. את המשוואה האחרונה אפשר לאמוד בנפרד עבור כל אחת משתי התקופות.<sup>20</sup> התוצאות שהתקבלו מאמידה זו מוצגות בלוח 5 בטור הראשון והשלישי.

לשם המחשת חשיבותה של ההתניה ב- $W_{-i,t}$ , מוצגות בלוח 5 גם תוצאות של אמידה שאינה מותנית ב- $W_{-i,t}$ , בכל אחת מהתקופות. כפי שאפשר לראות, האומדים המותנים על פי רוב קטנים יותר בערכם המוחלט מהאומדים הלא-מותנים, שכן הם מצביעים על תרומת הפרט בלבד, בעוד שהאומדים הלא-מותנים מביאים בחשבון גם את ההשפעה של משתנה הפרט על גודל ההכנסה לנפש, דרך המתאם שבינו לבין ההכנסה של יתר בני המשפחה. לדוגמה, התשואה להשכלה גבוהה יותר באמידה הלא מותנית, שכן יש מתאם חיובי בין השכלתו של פרט לבין הכנסת יתר בני משפחתו (למשל משום שבן זוגו של פרט

משכיל יהיה במקרים רבים משכיל אף הוא והכנסתו גבוהה יותר). כך גם אפשר להבחין שהתשואה השלילית למוצא צפון-אפריקאי, ובמיוחד למוצא לא-יהודי, גדולה הרבה יותר (בערך מוחלט) באמידה הלא-מותנית, כנראה בשל הנטייה לנישואין בתוך קבוצת המוצא.

התוצאות הבולטות מאמידה זו הן התשואה החיובית הגבוהה להשכלה: גם להשכלה תיכונית ובייחוד להשכלה גבוהה. כמו כן בולטת המקדם השלילי הגבוה למוצא לא-יהודי, ובמידה פחותה למוצא צפון-אפריקאי (בהשוואה לקבוצת הבסיס שהיא יהודים ממוצא ישראל או אירופה-אמריקה). בהקשר זה מעניין להצביע על קיומו של הבדל ברור ומובהק בין המקדם של מוצא אסיה לבין המקדם של מוצא אפריקה, וזאת בניגוד לנטייה רווחת של המחקר לכרוך יחד שתי קבוצות אלה (ראה גם לוח 1 לעיל). בולטת גם ההשפעה השלילית של מספר הנפשות במשק הבית על גובה ההכנסה לנפש סטנדרטית, כשמתבוננים על כלל האוכלוסייה (ולא רק על בעלי ההכנסות הנמוכות, כפי שעשינו בסעיף הקודם, לוח 4). יש לשים לב גם להבדלים שבמקדמים בין שתי התקופות. מבחן לשינוי מבני הצביע על הבדל מובהק בין שתי התקופות, אף שמדובר בדיוק באותו

מדגם של פרטים (ר' משוואה (5) להלן). בפרט, ראוי לציין את העלייה בתשואה להשכלה העל-תיכונית מול ירידה בתשואה להשכלה תיכונית במעבר מ-1983 ל-1995.

---

<sup>20</sup> אמידה זו סובלת מבעיה של אנדוגניות, אשר תיפתר באמצעות אמידת משוואת הפרש ראשון.

לוח 5. משוואות הכנסה לנפש סטנדרטית מותנות ולא-מותנות בתרומת שאר בני המשפחה,

ומשוואת הפרש ראשון מותנית

משוואת הפרש ראשון מותנית	1985		1983				
	מקדמי 1983	מקדמי 1995	לא-מותנה	מותנה		לא-מותנה	מותנה
	<b>0.3562</b>	<b>0.3332</b>		<b>0.2848</b>		<b>0.3022</b>	תרומת שאר בני המשפחה
	(0.000)	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
		0.0106	<b>0.0268</b>	<b>0.0200</b>	<b>0.0166</b>	0.0037	ניסיון
		(0.143)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.224)	
	<b>0.0009</b>	<b>-0.0014</b>	<b>-0.0005</b>	<b>-0.0004</b>	<b>-0.0003</b>	-0.0001	ניסיון בריבוע
	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.359)	
	<b>0.1246</b>	<b>0.1324</b>	<b>0.2717</b>	<b>0.2342</b>	<b>0.3563</b>	<b>0.2688</b>	השכלה תיכונית
	(0.010)	(0.006)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	<b>0.2891</b>	<b>0.2687</b>	<b>0.5687</b>	<b>0.4882</b>	<b>0.6000</b>	<b>0.4352</b>	השכלה על תיכונית
	(0.001)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	0.1515	0.0867	<b>-0.4204</b>	<b>-0.1697</b>	<b>-0.4562</b>	<b>-0.1516</b>	גרושה
	(0.001)	(0.193)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	
	<b>0.0905</b>	<b>-0.2107</b>	<b>-0.2292</b>	<b>-0.1188</b>	<b>-0.4252</b>	<b>-0.3561</b>	אלמ/ה
	(0.016)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	-0.0484	0.1506	<b>-0.2305</b>	<b>-0.2532</b>	-0.0566	<b>-0.1052</b>	רווק/ה
	(0.644)	(0.144)	(0.000)	(0.000)	(0.106)	(0.001)	
	0.0052		<b>-0.1251</b>	<b>-0.0789</b>	<b>-0.1434</b>	<b>-0.0840</b>	מוצא אסיה
	(0.748)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	-0.0271		<b>-0.1904</b>	<b>-0.1444</b>	<b>-0.1803</b>	<b>-0.1191</b>	מוצא צפון אפריקה
	(0.097)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	<b>0.0681</b>		<b>-0.5178</b>	<b>-0.3728</b>	<b>-0.6416</b>	<b>-0.3897</b>	מוצא לא יהודי
	(0.006)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	<b>-0.0958</b>	<b>-0.1024</b>	<b>-0.0678</b>	<b>-0.1029</b>	<b>-0.0673</b>	<b>-0.1127</b>	מספר נפשות במשפחה
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	<b>-1.5195</b>		<b>7.3855</b>	<b>5.3920</b>	<b>9.3104</b>	<b>6.7566</b>	חותך
	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	9379		16816	15884	10169	9890	N
	20		11	12	11	12	K
	157.07		822.72	1464	606.26	1014.74	F(k,n)
	0.381		0.3633	0.5383	0.409	0.5986	Rsq

1. ארבע העמודות הראשונות מתייחסות לאמידה robust רגילה והמשתנה המוסבר בכל אחת מהשנים הוא לוג ההכנסה לנפש סטנדרטית.
2. האוכלוסייה הנאמדת בכל העמודות היא מקבוצת הגיל 30 ואילך, וזאת כדי למצוא את הפרטים ב-1983 לאחר סיום לימודיהם.
3. שתי העמודות האחרונות מייצגות אמידה **יחידה** של משוואת הפרש, ובהן מופיעים האומדים של משוואה זו. המשתנה המוסבר במשוואת הפרש הוא הפרש לוג ההכנסה בין השנים.
4. אוכלוסיית האמידה אינה כוללת פרטים ומשפחותיהם שדיווחו על השכלה בישיבה ופרטים שהכנסתם משכר אינה חיובית.
5. במשוואת הפרש, המקדמים עבור המשתנים שאינם משתנים על פני זמן מייצגים את השינוי בתשואה של אותו פרמטר.
6. משוואת הפרש הורצה על משתנה הניסיון ב-1983 בלבד כדי להימנע מבעיית מולטי-קולינאריות.



### משוואת הפרש ראשון

אמידת משוואה (2) בנפרד לכל תקופה אינה מנצלת את המידע הכלול בעובדה שאותם פרטים נצפים בשתי תקופות שונות. מידע זה עשוי כמובן לסייע לפתור את בעיית האנדוגניות הקיימת במרבית הניסיונות לאמוד תשואה להשכלה, וכן גם במשוואה זו: המשוואה מתעלמת מכך ש- $u_{it}$  כולל גם את יכולתו הבלתי נצפית של הפרט, שסביר להניח כי היא מתואמת עם חלק מהמשתנים האחרים, ובפרט בהשכלתו. אם נפרק את  $u_{it}$  שבמשוואה (2) לטעות מקרית וליכולת הבלתי נצפית של הפרט נקבל:

$$y_{it} = \delta_t W_{-i,t} + X_{it} \beta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

משוואה זו תקפה גם בתקופה  $t$  וגם בתקופה  $t+1$ . אם נפחית משוואות אלה זו מזו נקבל:

$$y_{it+1} - y_{it} \equiv \Delta y_{it} = \delta_{t+1} W_{-i,t+1} - \delta_t W_{-i,t} + X_{it+1} \beta_{t+1} - X_{it} \beta_t + v_{it} \quad (4)$$

את המשוואה האחרונה אפשר לכתוב גם באופן הבא:

$$\Delta y_{it} = \Delta \delta_t W_{-i,t} + \delta_{t+1} \Delta W_{-i,t} + X_{it} \Delta \beta_t + \Delta X_{it} \beta_{t+1} + v_{it} \quad (5)$$

כלומר, את המשתנים המסבירים את השינוי בהכנסות בין שתי התקופות אפשר לחלק לשני מרכיבים. המרכיב הראשון הוא השינוי בערכי המשתנים של הפרט ושל משק ביתו,  $\Delta X_{it}$  ו- $\Delta W_{-i,t}$ , והמרכיב השני נובע משינוי בתשואות השונות,  $\Delta \delta_t$  ו- $\Delta \beta_t$ . תוצאות האמידה של משוואה (5) מוצגות בשתי העמודות האחרונות בלוח 21.5 יש לשים לב לכך שבחישוב  $\Delta X_{it}$  מתאפסים כל המאפיינים הקבועים של הפרט, ובפרט מוצאו, כלומר  $\Delta O_{it} = 0$  לכל פרט  $i$ , ולפיכך הושמט משתנה זה מהרגרסיה (ונותר רק  $O_i$ ). לגבי משתנה המוצא מדווחים לפיכך רק השינויים בתשואות  $\Delta \beta_t$ .

האומדים המדווחים של משוואה (5) משקפים את תשואות המשתנים בניכוי היכולת הבלתי נצפית של הפרט, ולפיכך נצפה שהאומד לתשואה להשכלה יהיה מתון יותר במשוואת ההפרש ביחס לאמידה הנפרדת בכל אחת מהשנים. ואכן, התשואה להשכלה תיכונית באמידות הנפרדות הן 0.27 ב-1983 ו-0.23 ב-1995, לעומת 0.13 ו-0.12 המתקבלים ממשוואת ההפרש. אולם גם האומדים המתקבלים ממשוואת ההפרש מצביעים על ירידה בתשואה להשכלה תיכונית ועל עלייה בתשואה להשכלה גבוהה. כדאי לשים לב גם לשיפור בתשואה למוצא אצל פרטים לא-יהודים (+0.068).

<sup>21</sup> הניתוח הוא robust משום ש- $\text{cov}(v_{it}, v_{ij}) \neq 0$  עבור  $i, j$  השייכים לאותו משק-בית.

## ב. מודל לא-ליניארי

משוואות (4) ו-(5) אפיינו את הקשר בין השינוי בלוג ההכנסה המשפחתית לנפש סטנדרטית לבין משתני הפרט. משתנים אלה מאפשרים לנו להסביר גם את משתנה העוני  $Q_{i,95}$ , התלוי בהכנסה לנפש סטנדרטית. הניתוח יערך במסגרת מודל של בחירה בדידה, כשהמשתנה המוסבר הוא ההסתברות של הפרט להיות עני ב-1995:

$$\Pr(Q_{i,95} = 1 \mid X_i, Q_{i,83}) = F(X_i\beta) \quad (6)$$

כאשר  $X_i \equiv (X_{it}, X_{it+1}, W_{-i,t}, W_{-i,t+1})$  : המקרה הליניארי של ההסתברות להיות עני ב-1995 מותנית גם בשאלת היותו של הפרט עני ב-1983. אנו נניח ש-F מייצג התפלגות נורמלית (מודל פרוביט).

כפי שראינו בסעיף 3, ההסתברויות להיכנס לעוני, להישאר בעוני או לצאת ממנו תלויות מאוד בהשכלת הפרט ובמוצאו. אמידה של משוואה (6) מאפשרת לנו לבחון גם את השפעת השינוי במאפייני הפרט על ההסתברות שיישאר בעוני ייכנס לעוני או יצא ממנו. בלוחות 6 ו-7 מסוכמות כמה תחזיות המבוססות על תוצאות האמידה של משוואה (6), ומציגות את השפעת השיפור ברמת ההשכלה של הפרט על ההסתברות להיות עני ב-1995.

## לוח 6. הסתברות לעוני ב-1995 בקרב אוכלוסיית העניים והלא-עניים ב-1983

לא-עניים ב-1983		עניים ב-1983		
לא-יהודים	יהודים	לא-יהודים	יהודים	
<b>בעלי השכלה נמוכה ב-1983</b>				
27%	13.4%	46.6%	30.4%	נשארו ברמת השכלה נמוכה גם ב-1995
22.7%	10.7%	41.3%	25.9%	שיפרו להשכלה תיכונית עד ב-1995
18%	7.9%	34.9%	20.7%	שיפרו להשכלה על-תיכונית עד ל-1995
<b>בעלי השכלה תיכונית ב-1983</b>				
12.2%	4.8%	26.2%	14.3%	נשארו ברמת השכלה תיכונית גם ב-1995
9.1%	3.3%	21%	10.9%	שיפרו להשכלה על-תיכונית עד ב-1995

בדומה למה שראינו בסעיף הקודם, אפשר גם כאן לראות שמוצא לא-יהודי והשכלה נמוכה בתקופה המוצא מעלים באופן חד את ההסתברות להיות עני ב-1995. אלא שלוח 6 מצביע על ששיפור ההשכלה, גם אם הוא נעשה בגיל מתקדם יחסית, מוריד בהרבה את ההסתברות להיות

עני. <sup>22</sup> כך למשל, יהודי שהיה עני ב-1983 ונשאר ברמת השכלה נמוכה, סיכוייו להיות עני גם ב-1995 (בהינתן שיתר המשתנים הם ברמה הממוצעת של אותה אוכלוסייה) עומדים על 30.4%, אולם אם ישפר את השכלתו להשכלה תיכונית תרד הסתברות זו ל-25.9%, והיא תרד ל-20.7% אם ישפרה להשכלה גבוהה. מגמה זו עקיבה גם ביתר קבוצות האוכלוסייה וגם אם רמת ההשכלה ההתחלתית היא תיכונית.

לוח 6 מצביע בבירור גם על כך שבאוכלוסיית הלא-יהודים ההסתברויות לעוני גבוהות בהרבה מאשר לאוכלוסייה היהודית, ופער זה בולט במיוחד בהסתברות לכניסה לעוני. כך, ההסתברות של יהודי לא-עני שהיה ונשאר בעל השכלה נמוכה, להפוך לעני בתקופה השנייה היא 13.4% לעומת ההסתברות להיכנס לעוני אצל עמיתו הלא-יהודי שעומדת על 27%. פערים אלה נשארים גם עם השיפור ברמת ההשכלה. כלומר, הפרטים הלא-יהודים נמצאים ברמת סיכון גבוהה יותר להפוך לעניים בכל קבוצה של השכלה, שיפור בהשכלה ורמת הכנסה. הקבוצה הנמצאת בסיכון הגבוה ביותר לעוני ב-1995 היא קבוצת הלא-יהודים שהיו עניים ב-1983 ונשארו בעלי השכלה נמוכה. ההסתברות של חברי קבוצה זו לעוני ב-1995 נאמדת ב-46.6%.

בקרב כל קבוצות האוכלוסייה אנו עדים להשפעה מתמשכת של ההשכלה בתקופת המוצא. ההשפעה השלילית של ההשכלה הנמוכה בתקופה הראשונה ממתנת את הירידה בהסתברות להיות עני עקב שיפור השכלה. נתבונן למשל בשני פרטים לא-יהודים שהיו עניים ב-1983. האחד שיפר את השכלתו מנמוכה לעל-תיכונית וסיכוייו לעוני ב-1995 עומדים על 34.9%. השני התחיל מרמת השכלה תיכונית ושיפר להשכלה על-תיכונית, אולם הסתברותו לעוני נמוכה יותר ועומדת על 21%. למעשה, גם אם לא ישפר את השכלתו מהשכלה תיכונית, סיכוייו לעוני יעמדו על 26.2% בלבד.

#### לוח 7. הסתברות לעוני ב-1995 בקבוצת היהודים שהיו עניים ב-1983 (לפי מוצא)

אפריקה	אסיה	אירופה-ישראל	בעלי השכלה נמוכה ב-1983
41.2%	34.9%	33.4%	נשארו ברמת השכלה נמוכה גם ב-1995
36.7%	30.6%	29.7%	

לוח 7 מתאר הסתברויות לעוני בקרב האוכלוסייה היהודית הענייה בשנת הבסיס. התופעה הבולטת ביותר היא הפער בין האוכלוסייה ממוצא אפריקה ובין שאר האוכלוסייה היהודית. הסתברותם לעוני של יוצאי אפריקה גבוהה יותר בכל רמה של השכלה ועולה בקנה אחד עם התוצאות שקיבלנו בסעיף 3 לעיל, והתשואה השלילית שנצפתה בלוח 5. הסתברותו של פרט עני ממוצא צפון אפריקה להישאר עני, אם הוא היה ונשאר בעל השכלה נמוכה, עומדת על כ-41.2% לעומת 34% לערך בשאר האוכלוסייה היהודית. הפער נותר גם כשרמת ההשכלה ההתחלתית גבוהה יותר וגם כשיש שיפור בהשכלה. פער זה קיים גם בהשוואה בין יוצאי אפריקה ליוצאי אסיה בלבד, ומצביע שוב על השוני בין קבוצות אלה לעומת הקרבה שבין יוצאי אסיה לאוכלוסייה ממוצא אירופה ישראל ואמריקה. ההבדל בהון האנושי - עד כמה שהוא משתקף ברמת השכלה - בין יהודים ממוצא אסיה ליהודים ממוצא אפריקה אינו יכול להסביר את כל הפער שבין שתי קבוצות אלה, שכן הפער קיים גם כשמתנים ברמת ההשכלה. ככל הנראה, יש גורמים נוספים המשפרים את מצבם של היהודים יוצאי אסיה בהשוואה ליהודים יוצאי אפריקה (אזור מגורים, למשל, הוא מועמד בולט).

### 5. הדינמיקה הבין-דורית של ההשכלה והעוני

כפי שראינו, הכניסה לעוני וההיחלצות ממנו תלויים במידה קבה בהשכלה. ייחודה של השכלה, בניגוד למשתנה הדומיננטי השני: מוצא, הוא שהיא נתונה בדרך כלל להחלטת הפרט. בחלק זה של העבודה ננסה להתחקות אחר משתנה זה במונחים בין-דוריים, כלומר במונחי הקשר שבין השכלת ההורים והשכלת צאצאיהם. ברוב המקרים, ההורים במשפחה אינם יכולים להגדיל את רמת השכלתם גם כשתנאי המשק מצביעים בבירור על תשואה גבוהה (ואף הולכת וגדלה) להשכלה. עם זאת, ההכרה בחשיבותה של ההשכלה עשויה להיות מועברת ברמה זו או אחרת אל הדור הבא. ואכן, השינויים הטכנולוגיים במשק בשנים האחרונות, כמו גם השפעתו המתמשכת של "חוק חינוך חובה חינוך" וגורמים נוספים, הביאו לפער גדול בין רמת ההשכלה של דור ההורים לרמת ההשכלה של דור הילדים. אפשר אם כן לבחון את תפקידה של ההשכלה בקביעת כניסה לעוני ויציאה ממנו במונחים בין-דוריים: האם בני הדור השני שרכשו השכלה גבוהה יותר מהוריהם, שיפרו את מצבם הכלכלי ביחס להוריהם? עם זאת, יש לזכור כי כשאנו דנים בעוני במונחים יחסיים (להבדיל מההגדרה האבסולוטית שהוצגה בפרק 2), השיפור במצב תלוי בין היתר גם באופן שבו שיפרו את השכלתם **שאר בני הדור השני ביחס להוריהם הם.**

כפי שננסה להראות כאן, השיפור הבין-דורי בהשכלה (כלומר מידת השיפור בהשכלת הצאצא ביחס להשכלת הוריו) בקרב אותן משפחות שההורים היו עניים ב-1983, ואילו בני הדור השני הצליחו להימלט מקו העוני ב-1995, היה שיפור של ממש. לעומת זאת, במשפחות שההורים היו עניים ב-1983, ואילו בני הדור השני שלהן **לא הצליחו** להיחלץ מהעוני ב-1995, השיפור הבין-דורי בהשכלה היה נמוך יחסית. במקרה זה העוני מקבל משמעות תורשתית: להורים עניים יש צאצאים עניים. ממצא חשוב נוסף הוא שבקרב האוכלוסייה הלא-יהודית, ובמידה פחותה בקרב היהודים

יוצאי אפריקה, רמת השיפור הבין-דורית היא נמוכה בהשוואה ליתר האוכלוסייה. מאחר שקבוצות אלה אופיינו ברמת השכלה נמוכה יחסית עוד בדור ההורים, אפשר שהפער בהשכלה הלך והעמיק. הממצאים שיוצגו בחלק זה מבוססים על מדגם קטן בהרבה מזה שבחלקים הקודמים של העבודה ומידת מהימנותם לכן פחותה. הנתונים כאן הם של 584 תצפיות על פרטים שהיו בני 16-18 (כולל) ב-1983 ושיש בידינו נתונים לגבי השכלת הוריהם בשנה זו. ייחודם של פרטים אלה הוא בכך שניתן לזהות את הוריהם ב-1983, וב-1995 הם כבר בני 28-30 ולכן ניתן להניח שרמת השכלתם קרובה להיות מושלמת ושאוּלי גם הכנסתם מתחילה לשקף את יכולתם. בשל החלוקה שלנו לשלוש קבוצות השכלה בלבד (נמוכה, תיכונית גבוהה), ייתכן שחלו בפועל שינויים בין-דוריים בהשכלה שלא יזוהו על ידינו ככאלה (וכך, למשל, במקרה של אב אנאלפבית שבנו שסיים 10 שנות לימוד, יופיעו שניהם בקבוצת השכלה הנמוכה והשינוי הבין-דורי ברמת ההשכלה יחושב כאפס).

לצורך הניתוח נחלק את האוכלוסייה לארבע קבוצות:

- א. **עוני - עוני**: ילדים שהיו ב-1983 במשפחה ענייה ובבגרותם משתייכים ב-1995 למשפחה ענייה.
- ב. **עוני - לא-עוני**: ילדים שהיו ב-1983 במשפחה ענייה אך בבגרותם היו ב-1995 מחוץ לקו העוני.
- ג. **לא-עוני - עוני**: ילדים שהיו ב-1983 במשפחה לא ענייה אך בבגרותם היו ב-1995 מתחת לקו העוני.
- ד. **לא-עוני - לא-עוני**: ילדים שהיו ב-1995 מעל לקו העוני ונותרו שם גם בבגרות ב-1995.

**לוח 8. מטריצות מעברים (באחוזים מהדור הראשון)**

סך הכול	דור שני לא-עני	דור שני עני	
			<b>כלל האוכלוסייה<sup>1</sup></b>
100%	65%	35%	דור ראשון עני
100%	85%	15%	דור ראשון לא-עני
			<b>אוכלוסייה יהודית<sup>2</sup></b>
100%	74%	26%	דור ראשון עני
100%	89%	11%	דור ראשון לא-עני
			<b>אוכלוסייה לא-יהודית<sup>3</sup></b>
100%	60%	40%	דור ראשון עני
100%	71%	29%	דור ראשון לא-עני

1. אחוז בני הדור השני העניים בילדות 23%, ובבגרות 19%.

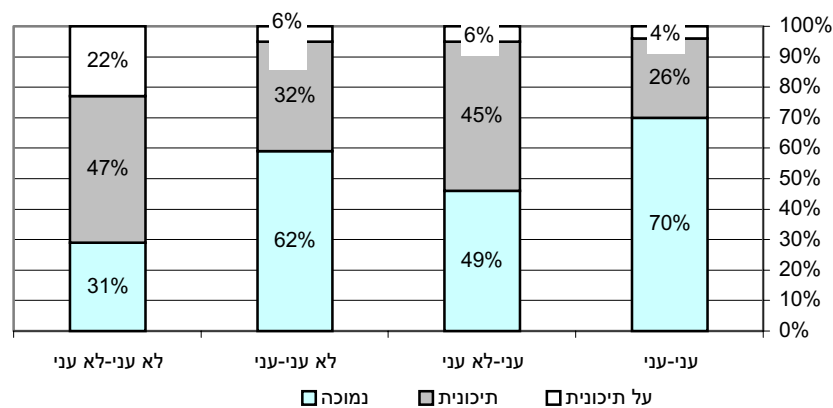
2. אחוז בני הדור השני היהודים העניים בילדות 12%, ובבגרות 12%.

3. אחוז בני הדור השני הלא-יהודים העניים בילדות 48%, ובבגרות 34%.

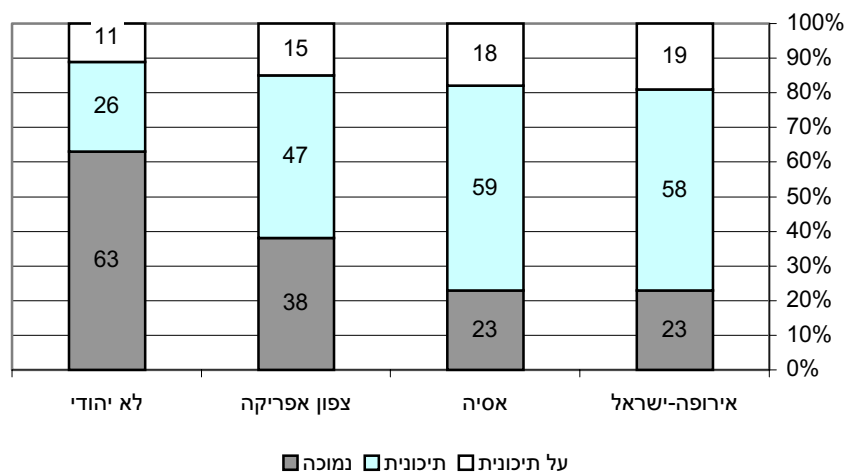
לוח 8 מציג את מטריצות המעבר בין הדור הראשון והשני. מבין אלה שגדלו במשפחה ענייה, 35% נותרו עניים בבגרותם 12 שנים אחר כך. שיעור זה דומה להסתרות המעבר ברמת הפרט, כפי שהצגנו בלוח 3. זאת בניגוד לצפייתנו שבמקרה של מעבר מדור לדור, ההתמדה תהיה נמוכה יותר. בקרב האוכלוסייה הלא-יהודית, כ-40% מבני העניים נשארים עניים, לעומת כ-26% בקרב האוכלוסייה הלא יהודית. הפער בין שתי האוכלוסיות גדול גם כשמתבוננים בכניסות החדשות לעוני. בקרב הלא-יהודים, כ-29% מבני הלא-עניים נקלעים אל מתחת לקו העוני לעומת כ-11% בלבד בקרב

היהודים. עם זאת, בדומה לממצא עבור כלל המדגם, גם בתת המדגם של צעירים כאן ניכר שיפור בממדי העוני בקרב הלא-יהודים המשתקף בירידת שיעורי העוני מ-48% ב-1983 ל-34% ב-1995. כדי לנסות ולהבין מדוע שושלות מסוימות נחלצות מהעוני בדור השני ואילו אחרות נשארות מתחת לקו העוני, נתמקד בקבוצת המקרים שבהם לדור הראשון הייתה השכלה נמוכה. ציורים 1 ו-2 מציגים עבור אותה קבוצה את התפלגות השכלת הדור השני בשני חתכים שונים: בהתאם לניידות העוני הבין-דורית, ובהתאם למוצא המשפחה.

**ציור 1. התפלגות ההשכלה של בני הדור השני להורים בעלי השכלה נמוכה (באחוזים)**



**ציור 2. ההשכלה של בני הדור השני להורים עם השכלה נמוכה לפי מוצא**



משתי העמודות הימניות בציור 1 ניתן ללמוד כי בקרב קבוצת העניים הבין-דורית רק 30% שיפרו את השכלתם ביחס להוריהם (לתיכונית או גבוהה), ואילו בקרב הילדים העניים שנחלצו מהעוני בבגרותם, כ-51% שיפרו את השכלתם ביחס להוריהם, עובדה שעשויה להסביר את הצלחתם של אלה להימלט מהעוני. בחישוב שערכנו מצאנו כי ממוצע ההכנסה המשפחתית לנפש סטנדרטית

ב-1983 היה דומה מאוד בין שתי הקבוצות הללו (0.31 מהחציון לקבוצת עוני - עוני, מול 0.32 מהחציון לקבוצת עוני - לא-עוני).

אך מה עשוי להסביר את ההבדל מדוע חלק מהדור השני שיפר את השכלתו וחלק אחר לא שיפר? תשובה אפשרית אחת קשורה למוצא. בקרב הקבוצה עוני - עוני, כ-76% הם ממוצא לא-יהודי ואילו בקבוצה עוני - לא-עוני רק 61% הם ממוצא לא-יהודי.<sup>23</sup> עובדה זו מרמזת על האפשרות שהמוצא מסביר הן את היעדרו של שיפור בהשכלה הבין-דורית, והן את הסיכוי הנמוך להיחלצות מעוני. לעומת זאת, ייתכן כי המוצא אינו הסיבה הישירה. אפשר למשל לטעון כי מאחר שהתשואה להשכלה נמוכה יותר אצל לא-יהודים, אצלם התמריץ לרכוש השכלה נמוך יותר, ואפשר שיש השפעה לאזור המגורים, המתואם למוצא, אולם טענה זו לא היה באפשרותנו לבדוק בשל היעדר נתונים על אזור מגורים.

המצב ברור יותר כשמשווים בין הלא-עניים שנשארו לא-עניים, לבין הלא-עניים שנפלו אל מתחת לקו העוני. גם כאן אפשר להבחין בציוור 1 בהבדל ברור בדפוסי שיפור ההשכלה הבין-דוריים בין שתי הקבוצות: כ-59% מהקבוצה לא-עוני - עוני לא שיפרו את ההשכלה במונחים בין-דוריים, לעומת 29% בלבד בקבוצת הלא-עניים תמידית. גם כאן, קיים שוני רב בהרכב האתני של שתי האוכלוסיות: כ-43% מהקבוצה לא-עוני - עוני הם לא-יהודים, לעומת 18% בלבד מהקבוצה לא-עוני - לא-עוני. כמו כן, יש ייצוג יחסית גבוה של היהודים ממוצא אפריקה בקבוצת לא-עוני - עוני.<sup>24</sup> אלא שכאן יש פער התחלתי בולט בהכנסה לנפש סטנדרטית של דור ההורים (0.86 מהחציון בקבוצה לא-עוני - עוני, לעומת 1.19 מהחציון בקבוצה לא-עוני - לא-עוני). מתברר אם כן, שהאוכלוסייה שנכנעה לעוני ב-1995 מורכבת בעיקרה מצאצאי האוכלוסייה החלשה יותר מבין משקי הבית הלא-עניים ב-1983. פרטים אלה היו בתחתית קבוצת הלא-עניים של 1983 (במונחי הכנסה לנפש סטנדרטית), והם השתייכו בחלקם הגדול לקבוצת מוצא שהתאפיינה בשיפור נמוך בהשכלה.

ציוור 2 מצביע על ההבדלים ברמת השיפור הבין-דורי של ההשכלה בין קבוצות המוצא השונות להורים בעלי השכלה נמוכה. שיעור גדול מאוד מקרב האוכלוסייה הלא-יהודית נשארו ברמת השכלה נמוכה (63%) ושיעור גדול יחסית מקרב יהודי אפריקה (38%) נשארו אף הם בעלי השכלה נמוכה. התמונה המשלימה מצויה בשיעורי המְשפרים להשכלה תיכונית וגבוהה, הגבוהים בהרבה בקרב היהודים מאירופה, מאמריקה, מישראל ומאסיה ביחס לשתי הקבוצות האחרות. ככלל, הנתונים מצביעים על שיעורי שיפור השכלה נמוכים בקרב הקבוצות שהיו עניות בדור השני, וגם על

<sup>23</sup> אפשר להצביע גם על ייצוג גבוה ליהודים ממוצא אפריקה בקבוצות העניים השונות, אולם ההבדלים כאן בולטים פחות מאשר ביחס ללא-יהודים.

<sup>24</sup> היהודים ממוצא אפריקה הם 22% מקבוצת לא-עוני - עוני לעומת 19% בלבד מקבוצת לא-עוני - לא-עוני. זאת לעומת הייצוג של יתר היהודים שהוא גבוה בהרבה בקבוצה לא-עוני - לא-עוני בהשוואה לייצוגם לא-עוני - עוני. כך למשל, יהודים יוצאי אירופה, יוצאי אמריקה ויוצאי ישראל הם 41% מקבוצת

שיעורי שיפור השכלה נמוכים באוכלוסייה הלא-יהודית (ובמידה נחותה מזה בקרב יהודים יוצאי אפריקה).

כדי לבחון באופן מדויק מעט יותר את הסיבות לכניסה לעוני וליציאה מעוני במונחים בין-דוריים אמדנו בשיטת פרוביט גם את המשוואה הבאה:

$$\Pr(Q_{i,2} = 1 | X_i) = F(X_i\beta) \quad (7)$$

כאשר  $Q_{ij}$  הוא משתנה בינארי לעוני של פרט  $i$  מדור  $j$ ;  $X_i = (Q_{i,1}, O_{i,1}, E_{i,1}, E_{i,2})$ ;  $E_{i,j}$  היא רמת ההשכלה בדור  $j$ ; ו- $O_{i,1}$  הוא משתנה למוצאם של דור ההורים המקבל ערך 1 אם מוצאם יהודי. כל המשתנים נמצאו מובהקים ברמה של 1%. על סמך אמידה זו בוצעו התחזיות לעוני המפורטות בלוח 9. תחזיות אלה מצביעות על עלייה של ממש בסיכוי לעוני של ילדים אם היו עניים בילדותם; אם לא שיפרו את השכלתם ביחס להשכלת הוריהם; אם השכלת הוריהם הייתה נמוכה; או אם מוצאם היה לא-יהודי.

**לוח 9. תחזיות פרוביט לעוני בקרב בני הדור השני – ארבעה משתנים מסבירים**

לא-עניים בילדות		עניים בילדות			
שיפור השכלה בין-דורי	אין שיפור השכלה בין-דורי	שיפור השכלה בין-דורי	אין שיפור השכלה בין-דורי		
11%	26%	18%	35%	<b>מוצא יהודי</b>	
2%	7%	4%	12%	השכלת הורים נמוכה	
				השכלת הורים תיכונית	
				<b>מוצא לא-יהודי</b>	
20%	38%	28%	49%	השכלת הורים נמוכה	
5%	13%	8%	20%	השכלת הורים תיכונית	

כפי שאפשר לראות, כל אחד מארבע המשתנים המסבירים משפיע גם בהינתן שיתר המשתנים זהים. חשובה במיוחד היא השפעת השכלת ההורים. כך למשל ההסתברות של פרט יהודי שהיה עני בילדותו להיות עני בבגרותו היא 35% אם להוריו הייתה השכלה נמוכה ואף הוא נשאר באותה רמת השכלה נמוכה. הסתברות זו יורדת ל-12% אם השכלת הוריו היא תיכונית, ול-18% אם הפרט שיפר את רמת השכלתו (לתיכונית או גבוהה). שתי ההסתברויות האחרונות משקפות את ההשפעה החזקה של השכלת ההורים. כלומר, כשהשכלת ההורים היא נמוכה, הרי שגם כשהשכלת הצאצא היא תיכונית או על-תיכונית, ההסתברות שלו לעוני היא גבוהה יותר (18%) מאשר אילו הוריו היו בעלי השכלה תיכונית והוא היה נשאר בעל השכלה תיכונית בלבד. אפשר לשער שפער זה בהסתברות להיות עני נובע מההשפעה של השכלת ההורים על המשתנים הבלתי נצפים של ילדיהם - אותם

**לא-עוני - לא-עוני**, אך רק 21% מקבוצת **לא-עוני - עוני**. התמונה דומה למדי גם ביחס ליהודים ממוצא אסיה (22%-ו-14% בהתאמה).



משתנים שאפשר לכנות בשם הכללי - יכולת. פער דומה קיים גם בקרב הפרטים שלא היו עניים בילדותם וגם בקרב הפרטים הלא-יהודים.

התוצאות העולות מחלק זה של העבודה מעלות ספק בעניין שוויון ההזדמנויות לכל ילד בישראל. הרקע שצמח בו הילד, השכלת הוריו, מוצאו והכנסת משפחתו, משפיעים השפעה של ממש על עתידו ועתיד משפחתו בחייו הבוגרים. מאחר שאין כמעט תהליך רגרסיבי בהשכלה הבין-דורית, ובשל ההשפעה החזקה של השכלת ההורים על ילדיהם, רכישת השכלה תיכונית ועל-תיכונית בקרב הילדים העניים חשובה לא רק מבחינת ההשפעה על סיכויי אותם ילדים לצאת ממעגל העוני אלא גם על סיכויי הדורות הבאים של אותה המשפחה.

## 6. סיכום

מחקר זה ניסה לבחון לראשונה את תופעת העוני בישראל בהיבט הדינמי. בהתבסס על נתונים מזווגים ממפקדי האוכלוסין והדיוור 1983 ו-1995 ניסינו לבחון את היקף היציאה מעוני והכניסה לעוני, לזהות את אוכלוסיית העניים המתמידים בעוניים, לעמוד על המשתנים המסבירים כניסה ויציאה מעוני, ולהתחקות אחר התמסורת הבין-דורית של העוני. המחקר מצביע על מידה רבה של תנועה אל מעגל העוני וממנו, ולפיכך על שהעוני התמידי נמוך כנראה בהרבה מן העוני המדווח על בסיס סקרי ההכנסות השנתיים. אולם יש לזכור שהמחקר דן בתקופת זמן ארוכה מאוד (12.5 שנים). במהלך תקופה זו, כ-65% ממי שהיו עניים ב-1983 יצאו ממעגל העוני. נתון זה כשלעצמו עשוי להטעות, שכן יש הבדלים עצומים בשיעורי הכניסה לעוני והיציאה ממנו בין קבוצות אוכלוסייה שונות, ובייחוד בין תושבי המדינה היהודים והלא-יהודים. לא זו בלבד ששיעור העוני בקרב האוכלוסייה הלא-יהודית גבוה בהרבה מאשר באוכלוסייה היהודית, אלא גם ששיעור העניים שהתמידו בעניים שונה מהותית. מתוך העניים היהודים ב-1983, רק רבע נשארו עניים ב-1995 ואילו מתוך העניים הלא-יהודים מעל 40% נשארו עניים כעבור יותר מעשור. ואכן, אוכלוסיית העניים-המתמידים היא למעשה ברובה הגדול (מעל 70%) לא-יהודית.

המשתנה החשוב השני באפיון הכניסות לעוני והיציאות ממנו הוא ההשכלה. למשתנה זה השפעה מכרעת הן על סיכוייו של פרט להיכנס לעוני והן על סיכוייו לצאת ממנו. למעשה, אוכלוסיית העניים-המתמידים המבוגרים מורכבת כמעט כולה (93%) מפרטים שהיו בעלי השכלה נמוכה בתקופת המוצא. החינוך הוא משתנה קריטי גם ביחס לעתידם של הילדים העניים. להשכלת ההורים יש השפעה חזקה על סיכויי ילדיהם לצאת מעוני, הן בשל המתאם בינה ובין השכלת הילדים, והן בשל השפעת השכלת ההורים על משתנים בלתי נצפים אחרים המשפיעים על עתיד ילדיהם.

ביחס להשפעת גודל המשפחה על סיכויי ההיחלצות מעוני, התוצאות אינן חד משמעיות (ולא הוצגו לכן בגוף העבודה); יתכן שהדבר נובע בין היתר ממבנה קצבאות הילדים העולות עם גודל המשפחה ואשר עשויות להיות חשובות מאוד למשפחות ברמות הכנסה נמוכה. ממצא מעניין נוסף

העולה מהמחקר הוא היעלמותם למעשה של ההבדלים בין יהודים ממוצא אסיה לבין יהודים ממוצא ישראל, אירופה ואמריקה. הקבוצה היחידה בקרב האוכלוסייה היהודית שעדיין נבדלת מכלל היהודים, הן במצבה הכלכלי והן בדפוסי השכלתה, היא אוכלוסיית היהודים ממוצא אפריקה. אוכלוסייה זו מאופיינת בהכנסה לנפש סטנדרטית נמוכה, גם בהינתן מאפיינים אחרים כגון השכלה וגודל משק בית, וברמת השכלה נמוכה, בהשוואה ליתר האוכלוסייה היהודית.

הדרך העיקרית לצאת ממעגל העוני, היא לרכוש השכלה המאפשרת השתכרות גבוהה יותר. עם זאת, עבור האוכלוסייה הלא-יהודית, שיפור בהשכלה הוא תשובה חלקית בלבד לבעיית העוני, שכן למוצאם יש השפעה שלילית חזקה על הכנסתם משכר, גם בהינתן השכלה. בהקשר זה חשוב יהיה לבדוק האם מגמת ההתמתנות בהשפעה השלילית של מוצא לא-יהודי על הכנסה שזיהינו בעבודה זו, נמשכה גם אחרי 1995.

## נספח א': הגדרות

**1. קבוצות השכלה:** בנתוני ההשכלה שבקובץ ניכר חוסר עקביות בין המפקדים הן בניסוח השאלות וקטגוריות התשובה, והן בתשובות שנתנו אותם פרטים לשאלות דומות בשני שאלוני המפקדים. כדי לגשר על השוני בקני המידה ובערכים השונים של נתוני ההשכלה בשנים 1983-1995, יצרנו שני שדות חדשים (אחד לכל תקופה) המקבלים שלושה ערכים בלבד: 1. השכלה נמוכה - פרט שלא סיים תיכון; 2. השכלה תיכונית - פרט שסיים תיכון עם תעודת בגרות או תעודה תיכונית ידועה אחרת; 3. השכלה גבוהה - פרט שלמד מעל 12 שנים והוא בעל תואר אקדמי או תואר על-תיכוני ידוע אחר. חישוב ערכי השדות נעשה בהצלבת הנתונים על מספר שנות הלימוד ותעודת סיום וכן סוג בית הספר האחרון ותעודה ב-1983, ועל פי הנתונים על סך כל שנות הלימוד והתעודה הגבוהה ביותר ב-1995. כמו כן הוצלבו הנתונים על אותו פרט משני המפקדים כדי לזהות נתונים שגויים בעליל. בשל הסיווג לשלוש קבוצות השכלה בלבד, ברוב מהמקרים אפשר היה לסווג את הפרט לאחת מהקבוצות. אחרת ניתן ערך חסר.

**2. השכלת הורים:** השכלת הורים הוגדרה כהשכלה המקסימלית במשק הבית של הילד, בהנחה שלבעל השכלה זו תהיה ההשפעה הדומיננטית על הילד. אם לדוגמה במשק הבית יש הורה אחד בעל השכלה אקדמית והורה שני בעל השכלה נמוכה, סביר יותר להתייחס לילד כבא מבית עם השכלה גבוהה.

**3. מוצא אתני:** מוצא הפרט הוגדר כיבשת הלידה של אבי הנפקד. משתנה זה עשוי לקבל חמישה ערכים: יהודי יוצא ישראל; יהודי יוצא אמריקה ואירופה; יהודי יוצא אסיה; יהודי יוצא אפריקה; ולא-יהודי. עם זאת, לעתים לא היה טעם בשמירה על החלוקה המפורטת, וחלק מהקבוצות אוחדו זו עם זו.

**4. מצב משפחתי:** שדה זה קיים בשני המפקדים וערכיו הם: 1 - נשוי/אה; 2 - גרושה; 3 - אלמן/ה; 4 - רווק/ה.

**5. ניסיון בעבודה:** משתנה זה לא היה קיים בקובץ וחושב בנפרד עבור כל אחת משתי התקופות כך: (א) 1983: עבור פרט לא-יהודי חושב הניסיון בעבודה כך: (שנות לימוד) - 6 - (גיל ב-1983) = (ניסיון בעבודה); עבור פרט יהודי החסרנו גם את מספר שנות שרות החובה בצבא, דהיינו שנתיים לאישה ושלוש שנים לגבר.

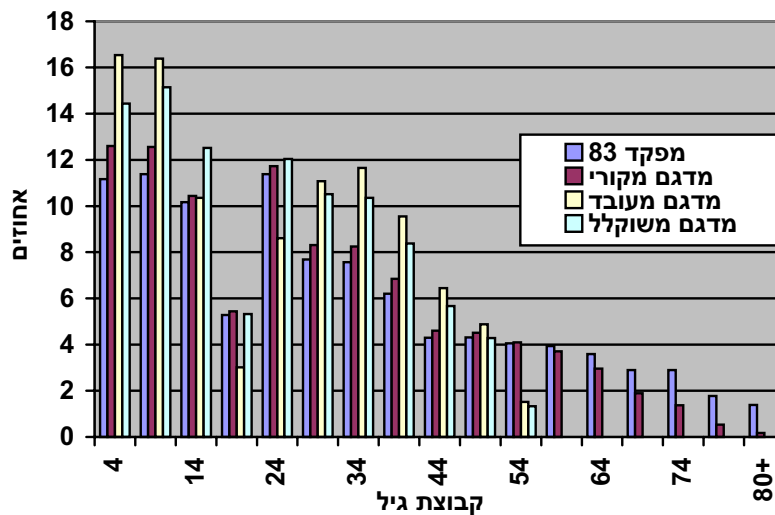
**(ב) 1995:** עבור הניסיון בעבודה ב-1995 נעשתה הערכה נוספת כך:

(ניסיון ב-1983) + (12 פחות מספר שנות ההשכלה שהתווספו) = (ניסיון ב-1995)

## נספח ב': השוואת אוכלוסיית המדגם שבבסיס המחקר לאוכלוסיית מפקד 1983

### א. קבוצות גיל

העמודות בלוחות שלהלן מייצגות (לפי הסדר) את נתוני מפקד 1983; הקובץ המזווג הגולמי (לפני עיבודים); והקובץ שבבסיס המאמר לפני השקלול ואחריו. קבוצות הגיל שבגרפים הם בהתאם להגדרת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. המרווחים בגילים הם של 5 שנים, חוץ מקבוצות הגיל שבין 15 ל-24 המחולקת לקבוצות של 3 שנים ו-7 שנים (15-17 ו-18-24).



### ב. משתנים דמוגרפים אחרים (באחוזים)

מדגם מעובד לאחר שקלול	מדגם מעובד לפני שקלול	מפקד 1983	
			<b>דת ומוצא (עד גיל 49)</b>
15.13	15.97	16.14	1. יהודי יוצא ישראל
17.49	17.47	18.47	2. יהודי יוצא אסיה
19.02	18.64	19.54	3. יהודי יוצא אפריקה
26.94	27.77	26.38	4. יהודי יוצא אירופה-אמר'
21.42	20.15	19.48	5. לא-יהודי
100	100	100	סך הכול
			<b>מין (עד גיל 49)</b>
49.31	49.37	50.45	זכר
50.69	50.63	49.55	נקבה
100	100	100	סך הכול
			<b>השכלה (גילים 30-49)</b>
43.91	44.11	45	לא סיים תיכון
27.79	27.71	28.73	סיים תיכון
28.3	28.18	26.27	על-תיכוני
100	100	100	סך הכול
			<b>מצב משפחתי (גילים 18-49)</b>
74.93	84.25	68.24	1. נשוי
1.81	2.03	2.27	2. גרוש
0.73	0.82	0.76	3. אלמן
22.53	12.9	28.72	4. רווק
100	100	100	סך הכול

\* אחוזים מתוך כלל האוכלוסייה בקבוצת הגיל המצוינת. הגיל המצוין הוא ל-1983.

**נספח ג': מטריצות מעבר לפי קבוצות גיל, השכלה, ומאפיינים בתקופה הראשונה  
(לפי ההגדרה האחוזונית; נתונים משוקללים)**

האיבר j-k בכל טבלה הוא ההסתברות (באחוזים) שפרט מקבוצה j ב-1983 יעבור לקבוצה k ב-1995.

**קבוצת-גיל: ילד-ילד**

**1.1 השכלת הורים נמוכה**

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	73.21	26.79	לא עני ב- 83	85.45	14.55
עני ב- 83	53.55	46.45	עני ב- 83	73.77	26.23
סה"כ	61.63	38.37	סה"כ	83.71	16.29

**1.2 השכלת הורים תיכונית**

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	84.76	15.24	לא עני ב- 83	94.38	5.62
עני ב- 83	73.33	26.67	עני ב- 83	86.05	13.95
סה"כ	81.7	18.3	סה"כ	93.95	6.05

**1.3 השכלת הורים גבוהה**

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	90.76	9.24	לא עני ב- 83	98.39	1.61
עני ב- 83*	60	40	עני ב- 83*	88.24	11.76
סה"כ	88.44	11.56	סה"כ	98.28	1.72

\* 15 תצפיות

\* 17 תצפיות

**2. קבוצת-גיל: ילד-מעבר**

**2.1 השכלת הורים נמוכה**

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	69.27	30.73	לא עני ב- 83	86.44	13.56
עני ב- 83	61.43	38.57	עני ב- 83	70.92	29.08
סה"כ	64.58	35.42	סה"כ	84.21	15.79

**2.2 השכלת הורים תיכונית**

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	89	11	לא עני ב- 83	92.72	7.28
עני ב- 83	75	25	עני ב- 83	82.28	17.72
סה"כ	83.31	16.69	סה"כ	92.18	7.82

**2.3 השכלת הורים גבוהה**

לא יהודים*			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	70.96	29.04	לא עני ב- 83	95.51	4.49
עני ב- 83	77.63	22.37	עני ב- 83*	66.67	33.33
סה"כ	72.08	27.92	סה"כ	95.19	4.81

18\* תצפיות

86\* תצפיות בלבד בסה"כ

## 3. קבוצת-גיל : מעבר-מבוגר

## 3.1 השכלה נמוכה

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	68.44	31.56	לא עני ב- 83	84.95	15.05
עני ב- 83	48.63	51.37	עני ב- 83	73.78	26.22
סה"כ	60.65	39.35	סה"כ	83.25	16.75

## 3.2 השכלה תיכונית

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	79.93	20.07	לא עני ב- 83	94.23	5.77
עני ב- 83	70.99	29.01	עני ב- 83	85.08	14.92
סה"כ	77.56	22.44	סה"כ	93.58	6.42

## 3.3 השכלה גבוהה

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	96.09	3.91	לא עני ב- 83	98.13	1.87
עני ב- 83*	90.75	9.25	עני ב- 83*	82.14	17.86
סה"כ	95.31	4.69	סה"כ	97.59	2.41

13\* תצפיות

27\* תצפיות

## 4. קבוצת-גיל : מבוגר-מבוגר

## 4.1 השכלה נמוכה

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	72.42	27.58	לא עני ב- 83	85.15	14.85
עני ב- 83	56.56	43.44	עני ב- 83	67.64	32.36
סה"כ	63.67	36.33	סה"כ	83.15	16.85

## 4.2 השכלה תיכונית

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	82.14	17.86	לא עני ב- 83	94.25	5.75
עני ב- 83*	50	50	עני ב- 83	77.14	22.86
סה"כ	76.47	23.53	סה"כ	93.77	6.23

18\* תצפיות

## 4.3 השכלה גבוהה

לא יהודים			יהודים		
	לא עני ב- 95	עני ב- 95		לא עני ב- 95	עני ב- 95
לא עני ב- 83	85.38	14.62	לא עני ב- 83	96.49	3.51
עני ב- 83*	71.43	28.57	עני ב- 83*	76.57	23.43
סה"כ	84.43	15.57	סה"כ	96.27	3.73

7\* תצפיות

27\* תצפיות

### ביבליוגרפיה

- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, פרסומי מפקד האוכלוסין והדיור 1983, כרכים 19, 21. \_\_\_\_\_ שנתון סטטיסטי לישראל 1984, 1995.
- המוסד לביטוח לאומי, רבעונים סטטיסטי, י"ג/1, כ"ה/3. \_\_\_\_\_ סקירה שנתית 1983/84, 1995/96, 1996/97
- חוק ביטוח בריאות ממלכתי, התשנ"ד – 1994
- חוק הבטחת הכנסה, התשמ"א - 1980.
- חוק הביטוח הלאומי (נוסח משולב) התשנ"ה - 1995.
- מדינת ישראל, משרד האוצר, אגף מס הכנסה ומס רכוש, לוח לניכוי מס הכנסה ממשכורת ומשכר עבודה לחודש ספטמבר 1995.
- מדינת ישראל, משרד החינוך, המנהל לכלכלה ותקציבים, מערכת החינוך בראי המספרים, ירושלים, התש"ס – 2000.
- Adelman I., Morley S., Schenzler C. and Warning M., "Estimating Income Mobility From Census Data," *Journal of Policy Modeling*, 16(2) 1994, pp.187-213.
- Angrist, J.D. and Evans W.N., "Children and their Parents Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size," *American Economic Review*, 88 (3), 1998, pp. 450-477.
- Atkinson, A.B., Bourguignon, F. and Morrisson, C., *Empirical Studies of Earnings Mobility*, Harwood Academic Publishers, 1992.
- Blue F. D., and Kahn, L.M., "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980's," *Journal of Labor Economics*, 15(1) 1997, pp. 1-42.
- Brown, C., Duncan G.J. and Stafford, F. P., "Data Watch: The Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Economic Perspectives*, 10, 1996, pp. 155-168.
- Duncan, G.J. and Rodgers, W., "Has Children's Poverty Become More Persistent?" *American Sociological Review*, 56, 1991, pp. 538-550.
- Fields, G.S., and Ok, E.A., "The Meaning of Measurement of Mobility," *Journal Economic Theory*, 71, 1996, pp. 349-377
- Jarvis, S. and Jenkins, S. P., "How Much Income Mobility Is There in Britain?" *The Economic Journal*, 108 (March) 1998, pp. 428-443.

- Pencavel, J., "Labor Supply of Men: A Survey", in Ashenfelter and Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, North Holland, 1986, pp. 3-101.
- Quah D., "Empirical cross-section dynamics in economics growth," *European Economic Review*, 37, 1993, pp. 426-434
- Rodgers, J. R., "An Empirical Study of Intergenerational Transmission of Poverty in the United States", *Social Science Quarterly*, 76, 1995, pp. 178-193.
- Rodgers J. R. and Rodgers J. R., "Chronic Poverty in the United States," *The Journal of Human Resources*, 28 (1), pp. 26-54.
- Veum, J. R., "Wage Mobility and Wage Inequality Among Young Workers," *Contemporary Policy Issues*, 1993 (2), pp. 31-41.
- Williams, B., "The Idea of Equality", in *Problems of the Self*, Cambridge University Press, 1973, pp. 230-249.
- Willis, R. J., "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions," in Ashenfelter and Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, North Holland, 1986, pp. 525-602.