

## על ריבוד ואי־שוויון בין עדות בישראל

שלמה יצחקי

### עיקר הממצאים

בעבודה זו ניתחנו את אי־השוויון הכלכלי בין העדות בישראל בעזרת מדד גיני. השימוש במדד זה מאפשר לנו לבדוק, במסגרת אחידה, את אי־השוויון הבינ־עדתי, את אי־השוויון התוך־עדתי וכן את הריבוד העדתי, שהוא תיאור מידתו של השוני בין עדה אחת לאחרות.

נמצא, כי ילידי ישראל אינם קבוצה הומוגנית; הם מתחלקים לפי מוצא הוריהם, ופירושו של דבר, כי הפערים העדתיים ממשיכים להתקיים גם בין הצברים. עוד מתברר, שהפערים בהשכלה עמוקים יותר מן הפערים ברמת החיים.

### 1. מבוא

לבעיית הפער הבינ־עדתי — המטרידה את החברה בישראל מאז גלי העלייה ההמונית של שנות ראשית המדינה — היבטים רבים, הנוגעים לכל תחומי מדעי החברה. עיסוקם של הכלכלנים בבעיית הפער העדתי התמקד בשני נושאים מרכזיים: (א) קיומו של הפער, גודלו והתפתחותו; (ב) גורמיו — ובעיקר אפשרות קיומה של אפליה כגורם לפער.

פער כלכלי בין עדות אובחן כבר בשנות החמישים בעבודתו של גיורא חנוך (1961), והתפתחותו של פער זה נאמדה בעבודות נוספות (אמיר, 1976, 1980; Ginor, 1979; לוי, 1968). השאלה, אם ניתן להסביר את הפער באפליה, נותרה פתוחה. (ראה Ginor).

דרך הניתוח המאפיינת את העבודות הנזכרות לעיל היא שיטת הרגרסיה. בשיטה זו מנסים להסביר את השונות בהכנסות הפרטים בעזרת משתנים אחרים — בעיקר השכלה, ותק בארץ ועדה; אם מתברר, שהעדה היא אחד הגורמים המסבירים שונות זו (לאחר ניכוי השפעותיהם של המשתנים האחרים), מסיקים שאפליה היא מגורמי הפער העדתי. שיטה זו מתבססת על ההבדלים בין הממוצעים, הן של ההכנסות והן של המשתנים האחרים; ברם, מדידת הפער העדתי לפי ההפרש שבין ממוצעי ההכנסות של יוצאי אירופה ואמריקה לאלה של יוצאי אסיה ואפריקה אינה משקפת שני אספקטים, העשויים להצביע על הזיקה שבין שייכות עדתית למעמד כלכלי: מידת ההומוגניות במצבם הכלכלי של בני העדה ומידת הייחודיות של מצבם. הנחתנו היא, שככל שהפרטים בעדה מסוימת דומים יותר ביניהם במצבם הכלכלי, ושונים מאחרים, כן נוטים לזהות את ההשתייכות העדתית עם המצב הכלכלי: ציון עדתו של פרט כמוהו כ"תווית", המעידה על מצבו הכלכלי, ולהפך — המצב הכלכלי של פרט מצביע על עדתו.

\* המחלקה לכלכלה וקלאית ומינהל באוניברסיטה העברית.

תודתי נתונה למועצה הלאומית למחקר ופיתוח על מימון עבודה זו. כמו כן אני מודה ליורם מישר על הערותיו לטיוטה קודמת של העבודה, למשתתפי הסמינר המחלקתי באוניברסיטת תל־אביב, ליורם בן פורת ולקורא אלמוני על הערותיהם, ולמיה דורפן — על עזרתה היעילה במהלך העבודה.

מטרת עבודה זו לנתח את אי־השוויון הכלכלי בין העדות בישראל, באמצעות שני מדדים, שיתארו את הקשר שבין שייכות עדתית למעמד כלכלי: (א) מדד אי־השוויון התוך־עדתי, המבטא את רמת ההומוגניות במצבם הכלכלי של בני העדה, ומשיב על השאלה: באיזו מידה בני עדה אחת שייכים לאותו מעמד כלכלי? (ב) מדד הריבוד העדתי, המבטא את מידת הייחודיות במעמד הכלכלי של העדה, ומשיב על השאלה: באיזו מידה בעלי מעמד כלכלי אחד שייכים לאותה עדה? כך, למשל, נשתרל לברוק באמצעות מדדים אלה, אם מרבית בני עדות המזרח הם אכן עניים, ואם רוב העניים הם בני עדות המזרח. למאפיינים אלה של הויקה בין עדה למעמד כלכלי יש משמעות חברתית חשובה: רמת השוויון בהכנסות בתוך כל עדה משפיעה על מידת האחידות בעמדותיהם של בני העדה לגבי מדיניות ההכנסות של הממשלה: ככל שאי־השוויון הפנימי בעדה רב יותר, כן יגברו ניגודי העמדות בין בני העדה, ויהיה קשה לעצב מדיניות כלכלית שמרבית בני העדה יתמכו בה, ולהפך — ככל שיפחת אי־השוויון בתוך העדה, תרבה ההסכמה בין בניה. זאת ועוד: ככל שהריבוד גבוה יותר, תהיינה עמדותיהם של בני עדה מסוימת בנושאים כלכליים שונות מאלו של בני עדות אחרות, ולפיכך יגבר המניע להתארגנות על בסיס עדתי.

המבנה הערתי ינותח באמצעות שימוש בתכונות הפריקות של מדד ג'יני, וכזאת כמה יתרונות: (א) מדד ג'יני הוא המדד הנפוץ ביותר למדידת אי־שוויון בהכנסות, ועל כן, בהגדרתו את מושג הריבוד אין אנו חורגים מהמסגרת המקובלת למדידת אי־שוויון; (ב) מדד ג'יני מתיישב עם מושג פונקציית הרווחה החברתית: תנאי הכרחי לעדיפותה של התפלגות הכנסות אחת ( $F$ ) על רעותה ( $H$ ), לכל פונקציית רווחה חברתית אדיטיבית עם תועלת שולית של הכנסה חיובית ופוחתת, הוא  $M_F \geq M_H$ , וכן  $M_F(1 - G_F) \geq M_H(1 - G_H)$ , כאשר  $M$  מסמן את ההכנסה הממוצעת, ו- $G$  את מקדם ג'יני. (ראה Yitzhaki, 1983). (ג) שלא כמדדי פיזור אחרים, המתפרקים לשני רכיבים בלבד — הפיזור התוך־קבוצתי והפיזור הבין־קבוצתי — כולל מדד ג'יני רכיב נוסף, התלוי במידת החפיפה של ההתפלגויות. תכונה זו אנו מנצלים לשם בניית מדד לריבוד באוכלוסייה, וכך משלבים את מדד הריבוד ברכיבי אי־השוויון הכללי. יתרונו של השימוש במערכת מושגית יחידה לאומדן אי־השוויון הכולל ולאומדן אי־השוויון התוך־עדתי ומידת הריבוד הוא בשמירת עקיבותו של הניתוח ובמניעת סתירה, היכולה לנבוע משימוש במדדים שונים. לצורך הניתוח אנו משתמשים בסקר הערכני והמפורט ביותר הקיים היום, סקר הוצאות המשפחה 1970/80, המביא מדגם מפורט של ההכנסות וההוצאות של משפחות עירוניות בישראל. (האוכלוסייה הכפרית אינה נכללת במדגם. אנו מניחים, כי האוכלוסייה העירונית מייצגת את האוכלוסייה היהודית, וכי זניחתה של האוכלוסייה הכפרית אינה מטה את הממצאים במידה רבה.)

בפרק הראשון מוצגת שיטת הפירוק של מדד ג'יני, כפי שפותחה בעבודתם של Yitzhaki and Lerman (1986). שיטה זו מאפשרת להציג את אי־השוויון הכולל כמורכב מאי־השוויון התוך־קבוצתי, אי־השוויון הבין־קבוצתי, ומדד שיעיג את מידת החפיפה בין התפלגויות ההכנסה של העדות. מדד החפיפה ישמש אותנו לבניית מדד הריבוד. בפרק השני מנותח אי־השוויון בהכנסות לפי נתוני סקר הוצאות המשפחה, ובפרק השלישי נבדק אי־השוויון בהשכלה, שהוא, לדברי אמיר (1976, 1985) ו-Ginor (1979), הגורם המסביר את אי־השוויון הבין־עדתי במידה הרבה ביותר. הפרק האחרון מסכם את הממצאים.

## 1. שיטת הפירוק של מדד ג'יני

בפרק זה אתאר את שיטת הפירוק של מדד ג'יני, המוצגת אצל Yitzhaki and Lerman (1986): אפרק מדד זה לשני מדדים, ואעמוד על המשמעויות שיש לייחס להם (תוך השמטת הוכחות לשיטתנו וקשרים עם שיטות פירוק חלופות; את אלו ימצא הקורא המעוניין במאמר הנ"ל). מדד ג'יני מוגדר, בדרך כלל, כפעמיים השטח שבין עקומת לורנץ לקו השיפוע היחידתי. עקומת לורנץ מקשרת בין האחוז המצטבר של המשפחות (המדורגות החל במשפחה בעלת ההכנסה הנמוכה ביותר וכלה בכעלת ההכנסה הגבוהה ביותר) לבין האחוז המצטבר הנופל בחלקן של אותן משפחות —

מתוך כלל ההכנסות. אם הכנסותיהן של המשפחות שוות, תתלכד עקומת לורנץ עם קו השיפוע היחידתי, ומדר ג'ני יהיה אפס. אם, לעומת זאת, תיפול כל ההכנסה בחלקה של משפחה אחת, תתרחק עקומת לורנץ במידה מרבית מקו השיפוע היחידתי, ומדר ג'ני יהיה אחד. הצגת מדר ג'ני בעזרת עקומת לורנץ אינה מאפשרת פירוק נוח של המדר בהתאם לתרומותיהם של קבוצות אוכלוסייה שונות. לצורך זה נוח להציג את המדר כשונות המשותפת (covariance) שבין ההכנסה לבין ההתפלגות המצטברת של ההכנסות. פורמלית:

$$(1) \quad G = 2 \operatorname{cov}[Y, F(Y)]/M,$$

כאשר  $M$  היא ההכנסה הממוצעת,  $F(Y)$  היא פונקציית ההתפלגות המצטברת,  $Y$  היא ההכנסה, ו- $G$  — מדר ג'ני. (המשתנה  $F(Y)$  נאמר במדרגם עליידי הדרגה (rank) של ההכנסה  $Y$ : בהמשך העבודה לא נבחין בין הדרגה לבין ההתפלגות המצטברת.) נוסחה זו מאפשרת לנו להשתמש בתכונות השונות המשותפת, ועל-כן, כהינתן לנו כמה קבוצות אוכלוסייה, שנסמן אותן ב- $i$ , נוכל לכתוב בדרך אלגברית פשוטה:

$$(2) \quad G = \sum P_i S_i O_i G_i + B,$$

כאשר  $P_i$  מסמן את שכיחות המשפחות מקבוצה  $i$  באוכלוסייה,  $S_i$  מייצג את אחוז ההכנסה שבידי קבוצה  $i$  מתוך סך ההכנסות,  $G_i$  מסמן את מדר ג'ני בתוך העדה  $i$ , ואילו  $O_i$  הוא המדר לחפיפה בין התפלגות ההכנסות של העדה  $i$  להתפלגות ההכנסות של כלל האוכלוסייה. (לשם קיצור נקרא לו "מדר החפיפה"). הביטוי הימני במשוואה (2) מסמן את אי-השוויון הבידעתי, ונסמנו ב- $B$ . במשוואה (2) שני ביטויים, המייחדים את פירוק מדר ג'ני לקבוצות אוכלוסייה, ועליהם נשען הניתוח שלנו — מדר החפיפה ומדר אי-השוויון הבידעתי.

#### א. מדר החפיפה ומדר הריבוד העדתי

מושג הריבוד, כלומר המידה שבה ההכנסות של קבוצת אוכלוסייה אחת שונות מאלו של קבוצות אחרות, משמש את הסוציולוגים בניתוח לא פחות ממושג אי-השוויון, אך הכלכלנים מתעלמים ממנו. כאשר דנים ברגשות קיפוח של קבוצת אוכלוסייה מסוימת, אין להתחמק מהשאלה, באיזו מידה בני קבוצה זו שונים מבני קבוצות אחרות באוכלוסייה. אי-השוויון הבידעתי עונה על שאלה זו רק חלקית, כי הוא מתייחס להכנסה הממוצעת בקבוצה ולא להכנסות הפרטים בה; אי-השוויון התוך-קבוצתי אינו עונה על שאלה זו כלל, שכן הוא משיב על שאלה אחרת — מהי מידת הרמיון בהכנסות בתוך הקבוצה. ברור ששתי השאלות קשורות ביניהן: סביר להניח, שככל שאי-השוויון התוך-עדתי יהיה רב יותר, ואי-השוויון הבידעתי נמוך יותר — יהיו רבים מהפרטים בעדה דומים בהכנסותיהם לשאר האוכלוסייה (אך קשר זה אינו מחויב המציאות).

ריבוד יכול להיווצר לא רק עליידי הבדלים בהכנסות; גם מעמד בעבודה, דימוי עצמי והבדלים תרבותיים יכולים לתרום להרגשת הזהות העדתית ולניכור הבידעתי. אף על פי כן לא אעסוק בעבודה זו אלא בהבדלי הכנסות והשכלה בלבד.

למרות השימוש הרב במושג הריבוד, לא מצאתי לו מדר כמותי. מדר כמותי אמנם מגביל את המושג לקשרים מתימטיים, אולם הוא עשוי לאפשר בדיקה שיטתית של התפתחות הריבוד העדתי על פני זמן. לשם תיאור הריבוד ניתן להשתמש בכמה מדדים כמותיים, ונבחרתי בשניים מהם: מדר החפיפה ומדר הריבוד המתוקנן.

יתרונן של מדר החפיפה מתבטא במשוואה (2), המקשרת בין אי-השוויון כחברה כולה, אי-השוויון בתוך העדות, ומידת הריבוד החברתי.

מדר החפיפה של עדה  $i$  יוגדר פורמלית באמצעות הנוסחה הבאה:

$$(3) \quad O_i = \operatorname{cov}_i(Y, RR_i) / \operatorname{cov}_i(Y, R_i),$$

כאשר  $cov_i(Y, R_i)$  היא שונות משותפת, המחושבת על פי תצפיות הקבוצה ה- $i$  בלבד,  $R_i$  היא דרגתה של התצפית בתוך הקבוצה ה- $i$ , ואילו  $RR_i$  היא דרגת התצפית בין תצפיות האוכלוסייה כולה. לפני שאציג את תכונות המדר, נתבונן בו כמונחים של קווי רגרסיה, כדי להקל על הבנת תכונותיו. נתווה קו רגרסיה בין ההכנסות בקבוצת הכנסה מסוימת לבין דרגות ההכנסה של בני אותה קבוצה. על הציר האופקי (המשתנה הבלתי תלוי) נסמן את ההכנסות של בני הקבוצה, ועל הציר האנכי נסמן את דרגותיהם — פעם את הדירוג הפנימי, כלומר את הדרגה (rank) של כל הכנסה בין הכנסותיהם של בני הקבוצה בלבד ( $R$  בסימון שלנו), ופעם את הדירוג הכולל ( $RR$ ), כלומר את הדרגה של הכנסת כל אחד מבני הקבוצה בין ההכנסות של כלל האוכלוסייה. עתה נעביר שני קווי ריבועים פחותים: האחד יקשר בין הדירוג הפנימי לבין ההכנסות של בני הקבוצה, והשני — בין מקומו של כל אחד מבני הקבוצה בדירוג הכולל לבין הכנסתו. מאחר שהדרגה בדירוג הכולל אינה יכולה להיות נמוכה מזו שבדירוג הפנימי, יהיה קו הדירוג הכולל תמיד גבוה מקו הדירוג הפנימי. מדר החפיפה הוא היחס בין שיפוע קו הדירוג הכולל לזה של הדירוג הפנימי. עלינו לזכור, ששיפוע קו הרגרסיה בין המשתנה התלוי,  $Y$ , למשתנה הבלתי תלוי,  $X$ , הוא  $cov(X, Y)/var(X)$ , כאשר  $var(X)$  היא השונות של המשתנה הבלתי תלוי. אם נחלק את המונה ואת המכנה של  $O_i$  בשונות ההכנסה בקבוצה ה- $i$ , נקבל ש- $O_i$  הוא אכן יחס שיפועיהם של קווי הריבועים הפחותים.

עתה נציג את תכונות המדר:

- (1) כאשר בתחום ההכנסות של קבוצה  $i$  אין אף תצפית (הכנסה) של פרט מקבוצה אחרת (ולכן  $R_i$ ,  $RR_i$  נברלים בקבוע לכל הפרטים בקבוצה), יהיה מדר החפיפה שווה ל-1; אחרת הוא יהיה גבוה מ-1.
- (2) מדר החפיפה של קבוצה  $i$  יעלה, ככל שיגדל מספר התצפיות של קבוצת אוכלוסייה אחרת, הנמצאות בתחום ההכנסות של קבוצת אוכלוסייה  $i$ .
- (3) לגבי מספר תצפיות נתון של קבוצת אוכלוסייה אחרת, הנמצאות בתחום ההכנסות של קבוצה  $i$ , יעלה המדר, ככל שהכנסותיהם של הפרטים מהקבוצות האחרות יתקרבו אל ממוצע ההכנסות של קבוצה  $i$ .

תכונות המדר מעידות, כי למעשה זהו מדר לחוסר ריבוד: ככל שהמדר גבוה יותר, הריבוד של עדה  $i$  בחברה נמוך יותר. (ניתן לראות ב- $1/O_i$  את מדר הריבוד.) נמחיש את המושג החבו מאתורי המדר בדוגמה שאינה מתחום חלוקת ההכנסות. מדי שנה בשנה מתפרסם דירוג עולמי של הבנקים בהתאם להיקף פדיונם, וממידע זה ניתן להפיק את דירוגם המקומי. את איי-שוויון בגודל הבנקים בעולם ניתן לפרק לאי-שוויון בין הבנקים בתוך המדינה, לאי-שוויון בין מדינות, ולמידת החפיפה בין ההתפלגות המקומית להתפלגות העולמית. מדר החפיפה יענה, במקרה זה, על השאלה הבאה: אם הפדיון של בנק בישראל יעלה, בממוצע, ברולר אחד, מה יהיה היחס בין מידת השיפור (הממוצע) במיקומו של אותו בנק בדירוג העולמי לעליית דרגתו בסולם המקומי? ככל ש"צפיפותם" של הבנקים הישראליים בדירוג העולמי רבה יותר, יהיה יחס זה נמוך יותר.

מדר החפיפה יעזור לנו לענות על השאלה הבאה: בהנחה שידועים לנו ממוצעי ההכנסות של העדות השונות, וכן הכנסתו של פרט מסוים, אולם אין אנו יודעים את עדתו — באיזו מידה של ביטחון נוכל לנחש את עדתו? ככל שמדר החפיפה נמוך יותר — כלומר, ככל שהריבוד העדתי בחברה גבוה יותר — כן היא הניחוש נכון יותר. אם נייחס לרמת ההכנסה משמעות של מעמד בחברה, הרי מדר החפיפה מודד את הקשר בין מעמד חברתי לעדה, קשר המאפשר "הרבקת תוויות" על כל הפרטים בעדה. המשפט "העשירים הם אשכנזים והעניים הם בני עדות המזרח" יהיה קרוב יותר לאמת, ככל שמדר החפיפה יהיה נמוך יותר — וכמובן, במידה שירבו עניים בני עדות אשכנזי ועשירים בני עדות המזרח, יהי מדר החפיפה גבוה יותר.

למדר החפיפה יש גם שימוש מעשי, כתחום מדיניות ההכנסות של הממשלה: אם הממשלה מעוניינת להיטיב עם (או להכביד על) עדה מסוימת, וזאת בלי לציין במפורש כי הבסיס להקלה (או להכבדה) הוא עדתי — היא יכולה לתת הקלות מס החלות על תחום ההכנסות של העדה. ככל שמדר החפיפה של העדה גבוה יותר, תפחת יעילותה של מדיניות כזאת, שכן גם אחרים ייהנו מההקלה (או יסבלו מההכבדה).

ומכאן שחלקה של עדת היעד בהוצאה (או בהכנסה) האמורה של הממשלה יהיה קטן יותר. (שאלה זו מכונה בספרות "targeting").

גודלו של מדרד החפיפה והחסם העליון שלו תלויים בגודלה היחסי של הקבוצה, וזאת מאחר שמספר הפרטים הפוטנציאלי (כלומר מספר בני העדות האחרות) היכולים להיכלל בתחום ההכנסות של הקבוצה ה־ $i$  מותנה בגודלה של קבוצה זו. כרי לעמוד על בעיה זו, עלינו להשוות בין שתי קבוצות, שאתה מהן מהווה 99 אחוזים מהאוכלוסייה, והשנייה — רק אחוז אחד. מספר הפרטים מהקבוצה הקטנה שהכנסותיהם יכולות להימצא בתחום ההכנסות של הקבוצה הגדולה מוגבל לאחוז אחד מהאוכלוסייה, בעוד שבתחום הכנסותיה של הקבוצה הקטנה יכולים להיכלל עד 99 אחוזים מהאוכלוסייה! נשאלת השאלה, אם כדאי לתקנן את המדרד כך שינוע בגבולות שאינם תלויים בגודל הקבוצה. ניתן לטעון, שגודלה של הקבוצה הוא גורם חשוב באפשרות "להרביק תוויות"; ככל שהקבוצה קטנה יותר, התווית משמעותית יותר: המידע כי פרט משתייך לקבוצה המהווה 99 מהאוכלוסייה אין לו חשיבות רבה, שכן קבוצה זו דומה לאוכלוסייה הכוללת; לעומת זאת קבוצה המהווה רק אחוז אחד מהאוכלוסייה מאפשרת להסיק מסקנות על חבריה. אלטרנטיבית ניתן לטעון, שכאשר רוצים להשוות בין מדרי ריבוד בקבוצות השונות בגודלן, עדיף להשתמש במדרד שאינו מותנה בגודל הקבוצה, ולכן כדאי להשתמש גם במדרד ריבוד, המתוקנן בגין גודל זה. מדרד הריבוד המתוקנן יהיה שונה ממדרד החפיפה בשני תכונות: (א) הוא ינוע בגבולות שאינם מותנים בגודל הקבוצה; (ב) הוא ינוע בכיוון הפוך מזה של מדרד החפיפה: ככל שההתפלגויות תהיינה פחות חופפות, יהיה מדרד הריבוד גבוה יותר. את תיקנון המדרד לשם הפיכתו למדרד ריבוד ניתן לבצע בדרך הבאה. החסם העליון של  $O_i$  הוא:

$$(4) \quad O_i < 1 + (1 - P_i)RMD_i/P_iG_i$$

כאשר  $RMD_i$  הוא הסטייה היחסית המוחלטת (מדרד אי־שוויון, שנקרא לעתים "מדרד זנברג", וכן Pietra ratio) בקבוצה ה־ $i$ ; מכאן שניתן להגדיר מדרד ריבוד מתוקנן,  $Q_i$ :

$$(5) \quad Q_i = (1 - P_iO_i)/(1 - P_i),$$

שתכונותיו דומות לאלו של מדרד החפיפה, אך הוא מתחשב גם בגודלה של הקבוצה. (הופעתו של גודל הקבוצה הן במכנה והן במונה מוסברת בעובדה, שהגדלת הקבוצה מקטינה גם את הקבוצות האחרות). תחום ההשתנות של מדרד זה הוא בין  $-1$  ל־ $+1$ . הוא יהיה שווה ל־ $1$ , אם יש ריבוד מוחלט — כלומר אם בתחום ההכנסות של הקבוצה ה־ $i$  אין אף הכנסה של פרט מקבוצה אחרת. אם התפלגות ההכנסות של הקבוצה ה־ $i$  זהה לזו של כלל האוכלוסייה, יהיה המדרד שווה ל־ $0$ ; הוא יהיה שווה ל־ $-1$  אם מתקיימים שני תנאים: (א) הקבוצה ה־ $i$  מחולקת לשתי קבוצות, שהכנסות הפרטים בכל אחת מהן זהות; (ב) הכנסותיהם של כל הפרטים מהקבוצות האחרות חסומות בתחום ההכנסות המוגדר על־ידי ההכנסות של הקבוצה ה־ $i$ . העדה ה־ $i$  מתחלקת, במקרה זה, לשתי קבוצות שונות. מתנאים אלו ניתן להסיק, כי מדרד הריבוד המתוקנן יהיה חיובי, אם בעלי ההכנסות בקבוצה ה־ $i$  מהווים קבוצה נפרדת משאר האוכלוסייה; כי הוא ישווה לאפס, אם הקבוצה מעורבת לחלוטין באוכלוסייה הכללית, ושלילי — אם הקבוצה הנדונה מפורזת יותר מהאוכלוסייה הסובבת אותה. להשלמת תמונת הפירוק של מדרד ג'יני נציג את נוסחה (2) תוך שימוש במדרד הריבוד:

$$(6) \quad G = \sum S_i G_i + \sum S_i G_i (P_i - 1) Q_i + B;$$

פירושו של דבר, כי הג'יני הכולל הוא סכום של הג'ינים בקבוצות, המשוקללים בחלקה של כל קבוצה בהכנסה, ועוד השפעת הריבוד ועוד אי־השוויון הבין־קבוצתי. מנוסחה (6) ניתן לראות, שקבוצות השונות משאר האוכלוסייה תיטינה להקטין את השפעת הפיזור התוך־קבוצתי  $Q_i$  יהיה חיובי, אולם  $1 - P_i$  יהיה שלילי, ואילו קבוצות מבודדות תיטינה להגדיל את הרכיב התוך־קבוצתי באי־השוויון הכולל.

ניתן לשאול איוה פירוק עדיף — הפירוק באמצעות מדרד הריבוד המתוקנן, או זה באמצעות מדרד החפיפה? נראה לי, שאם מאמינים כי "הרבקת תוויות" אפשרית רק לגבי מיעוטים, עדיף להשתמש במדרד החפיפה. לפיכך הערפתי להשתמש בעיקר בפירוק על־פי נוסחה (2). אולם מאחר שכאמור, יש עניין גם

במדד מתוקנן, והתשובות שאנו מקבלים כאשר משתמשים בו עשויות להיות שונות מהתשובות המתקבלות באמצעות מדד חפיפה — הצגנו בכל הלוחות גם את מדד הריכוז המתוקנן. הקורא המעוניין בפירוט על פי נוסחה (6) יכול לקבלו בעזרת הנתונים המוצגים בלוחות. (נוסחה 6 מאפשרת ניסוח מדד כולל לריכוז, וזאת על ידי ראיית הביטוי השני כמדד כולל. מאחר שאיני יודע את תכונותיו, וממילא השימוש בו משמעותי רק בהשוואה בין תקופות ו/או בין אוכלוסיות כוללות, העדפתי שלא להציגו.)  
ראוי לזכור את מגבלותיהם הסטטיסטיות של המדדים. מדד החפיפה (ומדד הריכוז) של קבוצה אחת אינם בלתי-תלויים במדדי החפיפה (והריכוז) של קבוצות אחרות באוכלוסייה. כדי להוכיח זאת, נניח כי קיימות שתי קבוצות, א' רב', וכי קבוצה א' חופפת את קבוצה ב' במידה מלאה. (משמעותה של חפיפה זו היא, שקבוצה א' מכילה משפחות עשירות ועניות, ואילו קבוצה ב' — משפחות בעלות הכנסה בינונית בלבד.) כיוון שכך, לא ייתכן שקבוצה ב' תחפוף את קבוצה א', ומכאן שיש תלות בין מדדי החפיפה של הקבוצות. תכונה זו מקשה על פיתוח מבחנים סטטיסטיים למדדי הריכוז והחפיפה.

### ב. מדד אי-השוויון הבין-עדתי

מדד אי-השוויון הבין-עדתי מוגדר בעבודה זו על-פי הנוסחה הבאה:

$$(7) \quad B = 2 \operatorname{cov}(\bar{Y}_i, \bar{F}_i) / M,$$

כאשר  $M$  היא ההכנסה הממוצעת בכלל האוכלוסייה,  $\bar{F}_i$  היא הדרגה הממוצעת בדירוג הכולל ( $RR$ ) של אנשי הקבוצה  $i$ , מחולקת ב- $N$ , סך הפרטים באוכלוסייה, ואילו  $\bar{Y}_i$  היא ההכנסה הממוצעת בקבוצה  $i$ , והשונות המשותפת מחושבת בין הקבוצות. בביטוי זה מיוצגת כל קבוצה על-ידי ההכנסה הממוצעת בה והדרגה הממוצעת של חבריה בדירוג הכללי. שלא כמו במדד ג'יני הבין-קבוצתי הנפוץ, המבוסס על השונות המשותפת שבין ההכנסה הממוצעת והדרגה של ההכנסה הממוצעת בכל קבוצה. מדד אי-השוויון הבין קבוצתי, המוגדר בנוסחה (7), שווה למדד ג'יני הבין-קבוצתי המקובל במידה שיש ריכוז מלא בין הקבוצות (לדוגמה — כאשר הקבוצות מחולקות לעשירונים). בכל מקרה אחר הוא יהיה קטן יותר. שאר תכונותיו של המדד הן אלו: בדומה למדד ג'יני בין פרטים, ערכו המרבי הוא 1. הוא ישווה לאפס, אם ההכנסות הממוצעות בכל קבוצה שוות. המדד הבין-קבוצתי ישווה לאפס גם אם הדרגה הממוצעת בכל הקבוצות שווה. בניגוד למדד ג'יני בין פרטים, המדד הבין-קבוצתי יכול, במקרים קיצוניים, לקבל ערכים שליליים. מצב כזה יכול להיווצר אם המיתאם בין ההכנסות הממוצעות לבין הדרגות הממוצעות הוא שלילי — למשל, אם יש באוכלוסייה שתי קבוצות, שבאחת מהן כולם עניים, ורק פרט אחד, בעל הכנסה גבוהה מאוד, מעלה את ההכנסה הממוצעת בקבוצה לרמה גבוהה, בעוד שהדרגה הממוצעת נמוכה. נראה לי, שדוגמה זו ממחישה את עדיפותו של המדד הבין-קבוצתי בנוסחה (2) על מדד ג'יני הבין-קבוצתי הנפוץ, הלוכה באירגישות לפרטים קיצוניים.

## 2. הממצאים

נתוני האוכלוסייה המשמשים אותנו בעבודה זו הם נתוני סקר הוצאות המשפחה 1979/80. סקר זה הוא מדגם מייצג של האוכלוסייה העירונית בישראל, ומכאן שהוא מקיף את מרבית האוכלוסייה היהודית במדינה. בסקר כלולים נתונים על הכנסותיהן של המשפחות, על השכלת בני המשפחות ועל מוצאם העדתי. השתמשתי במוצאו העדתי של ראש משק הבית כמייצג את זה של משק הבית. הגדרת ההכנסה שהשתמשתי בה היא ההכנסה הכוללת הנקייה, כלומר ההכנסה הכספית של משק הבית, בתוספת זקיפת הכנסה מדיוור ומרכב ובהפחתת מס ההכנסה ודמי הביטוח הלאומי. הכנסה זו משקפת את יכולתו הכלכלית של משק הבית. כדי שההכנסה תשקף את רמת החיים, תקננתי את רמת ההכנסה בהתאם למספר המבוגרים הסטנדרטיים במשפחה. (על המשקלות לתיקון הכנסות להכנסות למבוגר סטנדרטי ראה סקר הוצאות המשפחה 1979/80.)

לוח 1 חלק א מציג את רכיבי אי־השוויון בין משפחות יהודים בהתאם לרמת ההכנסה הכוללת הנקייה של מבוגר סטנדרטי ולמוצאו הערתי. טור (1) מציג את חלוקת משקי הבית לעדות; משקי הבית שראשיהם ממוצא אירופי או אמריקאי (להלן "ארא"מ") מהווים כ־45 אחוזים ממשקי הבית, משקי הבית שראשיהם מוצאם מאסיה או מאפריקה (להלן "אסא"פ") מהווים כ־32 אחוזים, וילידי ישראל — כ־23 אחוזים ממשקי הבית. בשורה האחרונה נתון סך משקי הבית העירוניים. בטור (2) נתון חלקה של כל עדה בהכנסות: משקי הבית שראשיהם ממוצא ארא"מ מקבלים כ־49 אחוזים מההכנסות. (יחס  $S_i/P_i$  מבטא את היחס שבין ההכנסה הממוצעת בעדה לבין ההכנסה הממוצעת בכלל האוכלוסייה; פירושו של דבר, שההכנסה הממוצעת של משקי בית אלו שיעורה כ־109 אחוזים מההכנסה הממוצעת של כלל האוכלוסייה.) למשקי הבית ממוצא אסא"פ יש הכנסה ממוצעת, בשיעור של 78 אחוזים מההכנסה הממוצעת בכלל האוכלוסייה, ואילו הכנסתם הממוצעת של ילידי ישראל גבוהה כ־13 אחוזים מזו של כלל האוכלוסייה. בטור (3) מוצג מדד החפיפה, בטור (4) מוצג מדד אי־השוויון הפנימי בעדה, ובטור (7) — מדד הריבוד המתוקנן. מדד אי־השוויון הפנימי מראה, שאי־השוויון בין יוצאי ארא"מ הוא הגבוה ביותר — גבוה אף מאי־השוויון באוכלוסייה הכוללת. אי־השוויון הנמוך ביותר הוא בין ילידי ישראל. למרות אי־השוויון הפנימי הגבוה בין יוצאי ארא"מ, מדד החפיפה בקבוצה זו הוא הנמוך ביותר, ומכאן שקבוצה זו אינה חופפת את שאר האוכלוסייה.

לפי מדד הריבוד המתוקנן — כלומר כאשר מביאים בחשבון את גודלה של קבוצה זו — התוצאה היא אפס, ופירושה שאוכלוסייה זו מבודדת באוכלוסייה הכוללת. אנו רואים אפוא, שהממצאים המתקבלים ממדד הריבוד המתוקנן לגבי יוצאי ארא"מ עומדים בסתירה לממצאים המתקבלים לגביהם באמצעות מדד החפיפה. סתירה זו, שנבחר אותה בהמשך (כאשר ננתח את חלק ג של לוח 1), קיימת גם בין ראשי משפחות ילידי ישראל: לפי מדד החפיפה אוכלוסייה זו מבודדת באוכלוסייה, ואילו מדד הריבוד המתוקנן מצביע על ההפך. אשר ליוצאי אסא"פ — שני המרדים מראים, שקבוצה זו שונה משאר האוכלוסייה: הכנסותיהם של הפרטים בה נמוכות יותר, אי־השוויון הפנימי נמוך, ומדד הריבוד מעיד כי הם קבוצה נברלת.

טורים (5) ו־(6) מראים את התחלקות אי־השוויון במשק בין אי־השוויון התוך־קבוצתי לזה הבינ־קבוצתי. מתברר, שאי־השוויון הפנימי בין יוצאי ארא"מ תורם מעל 55 אחוזים מכלל אי־השוויון במשק — ממצא שיש לייחסו גם לגודלה של קבוצה זו. התרומה של יוצאי אסא"פ לאי־השוויון הבינ־קבוצתי גבוהה פי שניים ויותר מתרומתן של העדות האחרות — ממצא המתיישב עם הממצאים האחרים לגבי עדה זו. ראוי לציין, שקשה לערוך מבחנים סטטיסטיים למרדי החפיפה, ומכאן שאין ביכולתנו לבדוק באיזו מידה ממצאים אלו מובהקים סטטיסטית.

חלק ב של לוח 1 דומה במבנהו לחלק א, אולם מצטמצם בהצגת אי־השוויון בין משפחות שראשיהם ילידי ישראל. (הושמטו מהלוח ילידי הארץ שמוצא אבותיהם אינו ידוע, ועליכן יש אי־התאמה קטנה עם חלק א.) מטרת הלוח לבחון, באיזו מידה הרור השני שונה בתכונותיו מהרור הראשון. מתברר, שממצאי חלק א אינם נחלשים, אלא אף מתחזקים. אמנם אי־השוויון הפנימי בעדות נמוך יותר — תוצאה צפויה, מאחר שכלל אי־השוויון בין ילידי ישראל נמוך יותר (כנראה, משום שאוכלוסייה זו צעירה יותר) — אולם גם באוכלוסייה זו אי־השוויון הפנימי בין יוצאי ארא"מ גבוה יותר מאשר באוכלוסייה כולה, בעוד שבשאר העדות אי־השוויון נמוך יחסית.

מדד החפיפה ומדד הריבוד מראים, שיוצאי ארא"מ מהווים קבוצה שונה משאר האוכלוסייה. מדד החפיפה עם שאר האוכלוסייה נמוך, ואילו מדד הריבוד בתת־עדה זו גבוה; מכאן, שיוצאי ארא"מ הם בעלי ההכנסה הגבוהה ביותר: הם שונים משאר האוכלוסייה למרות אי־השוויון הפנימי הגבוה ביניהם. יוצאי אסא"פ מהווים אף הם קבוצה נפרדת: אצלם אי־השוויון הפנימי נמוך, וכן יש ריבוד בינם לבין שאר האוכלוסייה. ילידי ישראל שאצלם גם אביו של ראש המשפחה הוא ילידי ישראל אינם מהווים קבוצה נפרדת, כפי שמראים מדדי הריבוד והחפיפה. יתר על כן, תרומתה של קבוצה זו לאי־השוויון הבינ־קבוצתי קרובה לאפס ושלילית, וניתן אפוא לחלקה לשתי קבוצות: האחת כעלת הכנסה גבוהה מהממוצע, והשנייה כעלת הכנסה נמוכה מהממוצע.

## לוח 1

תרומות העדות לאי־השוויון בהכנסה הכוללת הנקייה למבוגר סטנדרטי, 1979/80

מוצא ראש המשפחה	חלק העדה באוכי לוסיה	חלק העדה בהכנסה	מדד החפיפה	אי־השוויון הפנימי	תרומת העדה לאי־השוויון התוך־קבוצתי	תרומת העדה לאי־השוויון הבין־קבוצתי	מדד הריבוד המתוקנן Q
	P (1)	S (2)	O (3)	G (4)	(5)	(6)	(7)
א. יהודים							
אירופה ואמריקה	0.45	0.49	2.23	0.321	0.159	0.004	0.00
אסיה ואפריקה	0.32	0.25	2.94	0.292	0.069	0.019	0.09
ישראל	0.23	0.26	3.80	0.276	0.061	0.005	0.16
סך הכול <sup>1</sup>	828,000	10,400		0.317	0.289	0.028	
ב. ילידי ישראל בלבד							
אירופה ואמריקה	0.54	0.60	1.75	0.278	0.158	0.007	0.12
אסיה ואפריקה	0.30	0.24	3.26	0.248	0.058	0.013	0.03
ישראל	0.16	0.16	6.18	0.266	0.042	0.000	0.01
סך הכול <sup>1</sup>	183,000	11,867		0.277	0.258	0.019	
ג. העדות המורחבות <sup>2</sup>							
אירופה ואמריקה	0.57	0.65	1.68	0.313	0.196	0.010	0.10
אסיה ואפריקה	0.39	0.31	2.41	0.288	0.084	0.017	0.10
ישראל	0.04	0.04	24.00	0.266	0.009	0.000	0.04
סך הכול <sup>1</sup>	823,000	10,401		0.318	0.289	0.028	

<sup>1</sup> בשורת הסיכום מוצגים המספרים המוחלטים — מספר המשפחות וההכנסה הממוצעת למבוגר סטנדרטי, בשקלים של 1979/80.

<sup>2</sup> ילידי הארץ מחולקים בהתאם לארצות המוצא של אבי המשפחה.

אפשר לטעון, שאין לראות בילידי ישראל קבוצה נפרדת, אלא לשייכם, בהתאם למוצא האב, לשתי הקבוצות הראשיות — יוצאי ארא"מ ויוצאי אסא"פ. חלק ג של לוח 1 דומה במבנהו לחלק א, בהבדל אחד: עם יוצאי ארא"מ נמנו גם משקי הבית שראשיהם הם ילידי ישראל, אך מוצא אבותיהם בארא"מ, ובדומה לכך משקי אסא"פ. ילידי ישראל בלוח זה הוא ראש משק בית שגם אביו הוא יליד ישראל. ממצאי חלק א בולטים ביתר חריפות בחלק ג. הממצא הכולט הראשון הוא, שבחלק ג אי־השוויון הפנימי בכל העדות קטן מאי־השוויון באוכלוסייה כולה, ופירושו של דבר, שדיענת מוצאו של פרט יכולה לשמש בסיס לניחוש מצבו הכלכלי. מסקנה זו ניתן להסיק למרות שהשתמשתי בנתון על ההכנסה הנקייה, כלומר לאחר שהבאתי בחשבון את השפעת קצנות הילדים. סדרי הגורל של אי־השוויון הפנימי בעדות מראים, שהניחוש נכון יותר לגבי יוצאי אסא"פ ויוצאי ישראל, שאצלם אי־השוויון הפנימי נמוך במידה משמעותית מאי־השוויון באוכלוסייה. מדדי הריבוד והחפיפה מראים, כי ילידי ארא"מ וילידי אסא"פ מהווים קבוצות נפרדות משאר האוכלוסייה, ושוב — כי ילידי ישראל אינם קבוצה נפרדת. בניגוד לחלק א של לוח 1, אין בחלק ג שלו סתירה בין ממצאי הניתוח לפי מדד הריבוד המתוקנן לאלו המתקבלים באמצעות מדד החפיפה. נראה לי, כי חלק ג מיטיב לתאר את הבעיה העדתית, משום



שהשאלה הנשאלת באמצעות מרד הריבוד היא: באיזו מידה בני העדה שונים משאר האוכלוסייה. אם מגדירים את ילידי הארץ כקבוצה נפרדת, כששואלים, למשל, באיזו מידה ילידי ארא"מ שונים מילידי אסא"פ ומילידי הארץ (שחלקם בני ארא"מ) — התשובות המתקבלות אינן מתייחסות לפער העדתי בלבד. לא כן כאשר גם ילידי הארץ מחולקים לפי מוצאם, כמו בחלק ג; או השאלה על הבדלים בין קבוצה לשאר האוכלוסייה מתייחסת ישירות לפער העדתי. לפי החלוקה של חלק ג, נגיע למסקנה, כי יש ריבוד בין העדות בישראל, וכי אי־השוויון הפנימי בכל עדה קטן מאי־השוויון באוכלוסייה כולה. התוצאה שהתקבלה בחלק א, כי יוצאי אסא"פ שונים משאר האוכלוסייה, עשויה להצביע על הבדל בין ילידי אסא"פ לבין ילידי ישראל שמוצא אבותיהם באסא"פ. השוואת שני חלקי הלוח מראה, שהבדלים בין העדות הם גם הבדלים בין ממוצעי הכנסות, ולא עוד אלא שילידי הארץ, ובעיקר יוצאי ארא"מ שביניהם, דומים במצבם הכלכלי לבני עדתם המקורית.

### 3. אי־השוויון בהשכלה

בעבודותיהם של אמיר (1976, 1980 ו־1986) ו־Ginori (1979) נמצא, שהפער בהשכלה הוא הגורם החשוב ביותר בהסבר הפער העדתי בהכנסות. על כן חשוב לברוק את מידתם של אי־השוויון והריבוד בהשכלה. מאחר שנתוני סקר הוצאות המשפחה כוללים נתונים על השכלת בני המשפחה, בחרנו לפרק את אי־השוויון בהשכלה של ראש המשפחה כפי שפירקנו את אי־השוויון בהכנסות. בניגוד לשיטת הרגרסיה, לא ניסינו לקשר בין הכנסת המשפחה להשכלת ראש המשפחה; את אי־השוויון בהשכלת ראש המשפחה ראינו כמשתנה שיש לפרקו בהתאם לתרומת העדות. במידה שהתנהגותם של הריבוד ושל אי־השוויון הפנימי בין העדות דומה לזו של ההכנסות, ניתן לטעון, כי יש קשר בין הריבוד בהשכלה לריבוד בהכנסות. הריבוד בהשכלה יכול לגרום לריבוד בהכנסות בגלל תשואתה של ההשכלה, אם כי לחלופין אפשר, שהריבוד בהכנסות גורר הבדלים בהשקעה בהשכלה ובעקבותיהם — ריבוד בהשכלה. חלק א של לוח 2 מציג את אי־השוויון בהשכלת ראש המשפחה בהתאם לתרומת העדות. את אי־השוויון אנו מודדים, כמו במקרה של ההכנסות, באמצעות מדד ג'יני. טור (1) בלוח מציג את ההרכב העדתי של המשפחות, ואילו טור (2) — את חלקה של כל עדה בסך ההשכלה של ראשי משפחות. כמו בלוח 1, גם כאן חלוקה של טור (2) בטור (1) תתן את היחס בין ההשכלה הממוצעת בעדה להשכלה הממוצעת בכלל האוכלוסייה. כך נקבל, שההשכלה של ילידי ישראל היא הגבוהה ביותר: גבוהה ב־22 אחוזים מההשכלה הממוצעת במשק. השכלת יוצאי ארא"מ גבוהה ב־4 אחוזים מהממוצע, ואילו השכלתם הממוצעת של יוצאי אסא"פ נמוכה ב־25 אחוזים מההשכלה הממוצעת במשק. השוואת חלק א של לוח 2 לחלק המקביל בלוח 1 מראה, שאי־השוויון בהשכלה בכלל האוכלוסייה נמוך מאי־השוויון בהכנסה למבוגר סטנדרטי. למרות זאת בין יוצאי אסא"פ אי־השוויון בהשכלה גבוה מאי־השוויון בהכנסות ואף מאי־השוויון בהשכלה בכלל האוכלוסייה, ומכאן, שיוצאי אסא"פ שונים ביניהם בהשכלתם. לעומת זאת מראה השוואת מדדי החפיפה והריבוד, שיוצאי אסא"פ מהווים קבוצה השונה מכלל האוכלוסייה בהשכלתה יותר מאשר בהכנסותיה, מכאן ניתן להסיק, כי אם יש אפליה, היא מתמקדת כיוצאי אסא"פ בעלי השכלה גבוהה. אשר לילידי ישראל — השכלתם הממוצעת גבוהה מזו של שאר האוכלוסייה; מדדי הריבוד והחפיפה מעידים, שהם שונים משאר האוכלוסייה, בעוד שאי־השוויון הפנימי מראה כי הבדלים ביניהם קטנים יחסית. תוצאה זו יש בה כדי להעיד, כי מערכת החינוך בארץ צמצמה את אי־השוויון היחסי בהשכלה. (ראה אמיר, 1986.)

חלק ב של לוח 2 מראה את פירוק מדד ג'יני בין ילידי ישראל בהתאם למוצאו של אבי ראש המשפחה. השוואת חלק זה לחלק ב של לוח 1 מראה, שגם כאן הבדלים בהשכלה גדולים יותר מהבדלים ברמת החיים. יוצאי ארא"מ ויוצאי אסא"פ מהווים קבוצות נפרדות ושונות גם מבחינת אי־

## לוח 2

תרומת העדות לאייהשוויון בשנות הלימוד של ראש משק הבית, 1979/80

מוצא ראש המשפחה	חלק העדה כאוכר לוסיה	חלק העדה בסך שנות הלימוד	מדד החפיפה	אי-השוויון הפנימי	תרומת העדה לאי-השוויון התוך-קבוצתי	תרומת העדה לאי-השוויון הבין-קבוצתי	מדד הריבוד המתוקן $Q$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
א. יהודים							
אירופה ואמריקה	0.45	0.47	2.20	0.249	0.117	0.001	0.02
אסיה ואפריקה	0.32	0.24	2.77	0.344	0.076	0.021	0.17
ישראל	0.23	0.28	3.68	0.187	0.044	0.016	0.20
סך הכול <sup>1</sup>	188,000	10.10		0.274	0.236	0.038	
ב. ילידי ישראל בלבד							
אירופה ואמריקה	0.54	0.61	1.60	0.148	0.078	0.014	0.30
אסיה ואפריקה	0.30	0.24	2.72	0.163	0.032	0.019	0.26
ישראל	0.16	0.15	6.70	0.254	0.042	0.001	0.06
סך הכול <sup>1</sup>	185,000	12.58		0.185	0.151	0.034	
ג. העדות המורחבות <sup>2</sup>							
אירופה ואמריקה	0.57	0.65	1.70	0.234	0.147	0.010	0.07
אסיה ואפריקה	0.39	0.31	2.28	0.315	0.088	0.017	0.18
ישראל	0.04	0.04	27.92	0.254	0.011	0.000	0.01
סך הכול <sup>1</sup>	823,000	10.10		0.274	0.246	0.028	

<sup>1</sup> בשורת הסיכום מוצגים המספרים המוחלטים — מספר המשפחות ושנות הלימוד (בממוצע).  
<sup>2</sup> ראה הערה 2 בלוח 1.

השוויון הפנימי וגם מבחינת הריבוד. פירושו של דבר, שמערכת החינוך בארץ לא הקטינה את הפערים בהשכלה: מוצאו של אדם יכול אפוא לשמש לניבוי השכלתו, ולהפך — השכלתו של אדם היא אינדיקטור לעדתו. אשר לילידי ישראל שמוצא אבותיהם בישראל, מהלוח ניתן לראות, שהם אינם מהווים קבוצה: אייהשוויון הפנימי ביניהם גבוה, ומדד הריבוד הוא שלילי; משמע שהם מבוררים באוכלוסייה הכוללת.

חלק ג של לוח 2 מציג את פירוק אייהשוויון בהשכלה על פי העדות המורחבות. כמו בחלק ג של לוח 1, מוינו ילידי ישראל לפי מוצא אביו של ראש המשפחה. הלוח מראה, שיוצאי ארא"מ מהווים קבוצה נפרדת: אייהשוויון הפנימי בקרבם נמוך, ומדדי הריבוד והחפיפה מצביעים על שוני משאר האוכלוסייה. מדד הריבוד מראה, שגם ילידי אסא"פ מהווים קבוצה נפרדת, וזאת למרות שאייהשוויון בקרבם גבוה מאשר בכלל האוכלוסייה. הדבר מחזק את ממצאי חלק ב של לוח זה, שהצביעו על הבדלים בין המשפחות של יוצאי אסא"פ, על אף השוני בינם לבין שאר האוכלוסייה. אם ההשכלה משפיעה על הנטייה הפוליטית של אדם, ניתן לקבוע, שלתנועות פוליטיות של יוצאי ארא"מ יש בסיס רחב יותר מאשר לתנועות של יוצאי אסא"פ. אשר לילידי הארץ שגם הוריהם נולדו בארץ — שוב אנו מקבלים שהם אינם מהווים קבוצה נפרדת באוכלוסייה.

## 4. סיכום

בעבודה זו ניסינו לחקור את בעיית הפער העדתי על סמך תכונות הפריקות של מדד ג'יני — שיטה המאפשרת להגדיר ולכמת מדד ריבוד, שמשלב בניתוח הכולל של אי־שוויון. התברר, שיוצאי ארא"מ ויוצאי אסא"פ, בהגדרותיהם הרחבות, מהווים קבוצות הומוגניות, שונות זו מזו. מסקנה עגומה נוספת היא, כי ילידי ישראל אינם מהווים קבוצה נפרדת, אלא מתפלגים במאפייניהם בהתאם לקבוצות המוצא של אבותיהם. הפערים בהשכלה בולטים יותר מאשר ברמת החיים, ועל כן המאמצים לצמצום הפער העדתי צריכים להתרכז בתחום ההשכלה. (ממצא זה אינו חדש; הוא מופיע בעבודות קודמות.) מדיניות שתקריש משאבים לצמצום הפער בהשכלה תהיה יעילה יותר ממדיניות שתצמצם את הפערים בהכנסות. חסרים בעבודה מודים לציון מובהקותם של המקדמים שאמרנו, וזאת משום שהתיאוריה הסטטיסטית העומדת מאחורי פירוקי מדד ג'יני אינה מפותחת דיה. אני מקווה, שבעתיד נצליח להתגבר על מגבלה זו.

## ביבליוגרפיה

- אמיר, ש' (1976), "פער בהכנסות דור ראשון בארץ", רבעון לכלכלה כ"ג (90), 210-224.
- \_\_\_\_\_ (1980), "התפתחות פונקציית השכר של גברים יהודים בישראל בין השנים 1968/69 עד 1975/76", סקר בנק ישראל 52 (אפריל), 3-24.
- \_\_\_\_\_ (1986), "התפתחות רמת ההשכלה של יהודים באוכלוסייה ובכוח העבודה בישראל, 1950 עד 1980", סקר בנק ישראל, 61 (יולי), 55-74.
- חנוך, ג' (1961), "הברלי הכנסות בישראל", בתוך: מכון פאלק, דין וחשבון חמישי, 1959-1960, ירושלים (יולי), 31-103.
- לוי, ח' (1968), "שינויים בהפרשי שכר לפי משלח יד בשנים 1957/58 עד 1963/64", סקר בנק ישראל, 30 (מרס), 40-64.
- Ginor, F. (1979), *Socio-Economic Disparities in Israel*, Tel-Aviv University, David Horowitz Institute, Transaction Books.
- Yitzhaki, S. (1983), "On An Extension of Gini Inequality Index", *International Economic Review* 24 (October), 617-628.
- \_\_\_\_\_ and Lerman, R. (1986), *Decomposing Income Inequality by Population Subgroups* (draft).