

## סדרת ניירות מחקר

**אי שוויון בהכנסות בין ובתוך קבוצות אוכלוסייה בישראל:  
1997 – 2010**

איל קמחי ומיכל שפיר-תדהר

נייר מחקר מס' 12-02

\* \* \*

איל קמחי הוא פרופסור לכלכלה חקלאית באוניברסיטה העברית, סמנכ"ל מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, ומנהל המרכז למחקר בכלכלה חקלאית. מיכל שפיר-תדהר היא מוסמכת בכלכלה חקלאית, רחובות, ישראל. כל הטעויות הן של המחברים. הדעות המובאות להלן הן של המחברים ואינן בהכרח משקפות את דעות מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל.

מותר לצטט קטעי טקסט קצרים – שאינם עולים על שתי פסקאות – ללא הסכמה מפורשת, ובלבד שיינתן אזכור מלא למקור הציטוט.

## RESEARCH PAPER SERIES

### INCOME INEQUALITY BETWEEN AND WITHIN POPULATION GROUPS IN ISRAEL: 1997-2010

Ayal Kimhi and Michal Shafir-Tidhar

Research Paper No. 12-02

#### Abstract

Decomposition of income inequality in Israel by population sub-groups shows that neither the level of inequality nor its increase over the years can be explained by gaps in average income between population sub-groups. At most, these gaps can explain a fifth of total inequality, while the remaining 80 percent are within population sub-groups. Among the notable gaps are those between households with various level of education of the head of household, although their contribution to inequality decreased somewhat over the years. Of secondary importance are gaps among population groups defined by nationality, gender and number of children. The importance of these gaps increased somewhat over the years. These results support the claim that an improved education system that will allow more people to compete for better-paying jobs is essential for reducing income gaps in Israel. Other policies that might contribute include job creation in the Arab sector, reducing commuting time between center and periphery through improved transportation infrastructure, making it easier for mothers to engage in gainful employment, and engaging the ultra-Orthodox males in the labor market. Still, further research is needed to better understand income disparities within population sub-groups and their determinants.

\* \* \*

*Ayal Kimhi is the Deputy Director of the Taub Center for Social Policy Studies in Israel and a Professor in the Department of Agricultural Economics and Management, Hebrew University of Jerusalem. Michal Shafir-Tidhar holds a Master's degree in Agricultural Economics, from the Hebrew University, Rehovot, Israel. All errors are the authors' own. The views expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the Taub Center for Social Policy Studies in Israel.*

*Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit is given to the source.*

# אי שוויון בהכנסות בין ובתוך קבוצות אוכלוסייה בישראל: 1997-2010

איל קמחי\* ומיכל שפיר-תדהר\*\*

ספטמבר 2012

## תקציר

פירוק של אי השוויון בהכנסות בישראל לפי קבוצות אוכלוסייה מעלה כי לא ניתן להסביר את מידת אי השוויון, כמו גם את הגידול באי השוויון במשך השנים, בעזרת פערי הכנסות בין קבוצות אוכלוסייה. לכל היותר ניתן להסביר כ-20% מאי השוויון באופן זה. כ-80% מאי השוויון הם בתוך קבוצות האוכלוסייה. החלוקה המשמעותית ביותר של אי השוויון היא לפי השכלת ראש משק הבית, אם כי חשיבותה פחתה במקצת בין 1997 ל-2010. חשיבות פחותה יש ללאום, לנפה ולמספר ילדים, אולם חשיבות זו עלתה במשך השנים, כך שפערי ההכנסות בין קבוצות אוכלוסייה המוגדרות לפי מאפיינים אלה הולכים ומתרחבים. תוצאות אלה מחזקות את הטענות שלמען הקטנת פערים בישראל יש צורך בשיפור מערכת ההשכלה שתאפשר ליותר אנשים להתמודד על משרות המציעות שכר גבוה, ביצירת מקומות עבודה במגזר הערבי, בקיצור המרחק בין המרכז לפריפריה באמצעות תשתיות תחבורתיות משופרות, ביצירת תנאים המקלים על אמהות לצאת לעבודה, ובשילוב החרדים בשוק העבודה. עם זאת, מתבקש מאמץ מחקרי נוסף להבין את פערי ההכנסות בתוך קבוצות האוכלוסייה והגורמים המשפיעים עליהם.

---

\* פרופסור לכלכלה חקלאית באוניברסיטה העברית, סמנכ"ל מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, ומנהל המרכז למחקר בכלכלה חקלאית.

\*\* מוסמכת בכלכלה חקלאית, רחובות, ישראל.

## מבוא

ההנהגות של מרבית מדינות המערב, כמו גם דעת הקהל במדינות אלה, מודאגות יותר ויותר מן העלייה באי השוויון בהכנסות. אי השוויון במדינות אחדות הגיע לרמות כאלה שהוא מסכן את תהליך הצמיחה (Alesina and Rodrik; 1994, Persson and Tabellini), (Saint-Paul and Verdier; 1992, Perotti; 1995, Fernandez and Rogerson; 1994, Uslaner and Brown; 1992, Durkheim), פוגע בלכידות החברתית ובדמוקרטיה (1993), (Putnam; 2002, Foster and Sen; 2001), ולאחרונה גם מוציא המונים למחות ברחובות ובכירות. ישראל אינה יוצאת דופן מבחינה זאת, ואולי אף יוצאת דופן לרעה. אי השוויון בישראל גדל בקצב מהיר בעשורים האחרונים, ובעיקר בעשור האחרון (בן-דוד, 2010), למרות גידול מהיר אף יותר בתשלומי ההעברה. נכון לאמצע העשור הקודם, אי השוויון בישראל היה בין הגבוהים בקרב מדינות ה-OECD (קמחי, 2011).

השיח הציבורי, כמו גם חלק מהחוקרים, נוטים לייחס את אי השוויון לפערי הכנסות בין קבוצות אוכלוסייה מוגדרות, כמו למשל על פי לאום (יהודים מול ערבים), מידת הדתיות (חילונים לעומת חרדים), מיקום (מרכז לעומת פריפריה), המגדר של ראש משק הבית, ועוד. במקביל, מושמעות טענות כי מאחר שאי השוויון נמדד לפי הכנסות משק הבית לנפש, שיעורי ילודה גבוהים בקרב קבוצות אוכלוסייה בעלות הכנסות נמוכות (חרדים, ערבים) תורמים משמעותית לגידול באי השוויון. מנגד, נטען כי הגידול באי השוויון נובע במידה רבה מהתרחבות הפערים בשוק העבודה בין עובדים בעלי רמות השכלה שונות. גם טענות אלה ניתן להגדיר כייחוס אי השוויון לפערים בין קבוצות אוכלוסייה (המוגדרות על פי מספר הילדים במשפחה או רמת ההשכלה של ראש משק הבית).

מחקר זה עושה שימוש בשיטה ידועה לפירוק אי השוויון בהכנסות לשני רכיבים: אי שוויון בין קבוצות אוכלוסייה ואי שוויון בתוך אותן קבוצות אוכלוסייה (Bourguignon, 1979). נגדיר קבוצות אוכלוסייה לפי חתכים שונים וננסה למצוא את אותם חתכים שבהם אי השוויון בין הקבוצות הוא משמעותי. בנוסף, נשווה את אי השוויון בין הקבוצות ובתוכן בשנת 2010 לתוצאות מקבילות משנת 1997, על מנת לעמוד על הגורמים האפשריים לגידול שחל באי השוויון בין שנים אלה. לבסוף, נפרק את אי השוויון באמצעות רגרסיה על מנת למצוא את ההשפעה הכוללת על אי השוויון של כל החתכים האפשריים של האוכלוסייה.

ניתוח מסוג זה יאפשר להעריך את התכלית של דיון באי השוויון תוך התמקדות בקבוצות אוכלוסייה. בנוסף, הוא יאפשר לזהות קבוצות אוכלוסייה שטיפול ממוקד בהן, באמצעי מדיניות שונים, עשוי לקדם באופן משמעותי את השוויוניות בחברה הישראלית (אם אמנם קיימות קבוצות כאלה). לדוגמה, ניתן לבחון את הערך של הטבות המס שמקבלים תושבי הדרום. השאלה הרלוונטית היא האם בקרב אוכלוסיית הדרום בכללותה ההכנסה אכן נמוכה יותר מאשר בשאר חלקי הארץ, או שמא קיימים פערים גדולים בתוך אוכלוסיית הדרום בין יישובים "חזקים" ויישובים "חלשים". במקרה השני, סביר שאת הטבת המס עדיף

לתת ליישובים ספציפיים ולא לכל תושבי הדרום. באופן דומה ניתן להעריך הטבות מס הניתנות לנשים נשואות, למשפחות עם ילדים, לאמהות חד-הוריות, לעולים חדשים, לנוער, לצעירים אחרי שירות צבאי, לפנסיונרים, וכדומה.

בפירוק אי שוויון לפי קבוצות אוכלוסייה נעשה שימוש נרחב בספרות הכלכלית. Shorrocks (1980) נחשב לפורץ הדרך בתחום זה, והלכו בעקבותיו Blackorby, Donaldson and Auersperg (1981) שפירקו את אי השוויון לפי קבוצות אוכלוסייה המוגדרות על ידי גיל, מגדר, גזע, מקצוע, השכלה ועוד, וכן Foster, Greer and Thorbecke (1984) שפירקו את אי השוויון לפי גזע, אזור גיאוגרפי, מגדר ועוד. מרבית המחקרים מסוג זה שנערכו במדינות מפותחות הגיעו למסקנה שחלק הארי של אי השוויון נובע מאי השוויון בתוך קבוצות האוכלוסייה (לדוגמה Miccall, 2000 בארה"ב ו-Tsakloglou and Cholezas, 2007 באירופה). מטרת מאמר זה היא לבחון האם מסקנה זו תקפה גם במשק הישראלי, הנחשב למקוטב יחסית. בפרק הבא נציג את מדדי אי השוויון שבהם נעשה שימוש בשיטות הפירוק השונות ונסקור את הספרות הקיימת בנושא זה. הפרק שלאחריו יציג את המתודולוגיה של פירוק אי השוויון לפי קבוצות אוכלוסייה. נמשיך בהצגת המתודולוגיה של פירוק אי שוויון באמצעות גרסיה. לאחר מכן נתאר את הנתונים שבהם נעשה שימוש למדידת אי השוויון ולפירוקו, ואת תוצאות הפירוק. הפרק האחרון יכלול סיכום ומסקנות.

## סקירת ספרות

מדדי אי שוויון המבוססים על תיאורית האנטרופיה ניתנים לפירוק לרכיב של בין קבוצות אוכלוסייה ורכיבים של בתוך קבוצות אוכלוסייה, ולכן הם פופולאריים בקרב חוקרים המעוניינים בפירוק מסוג זה (Deutsch and Silber, 1999). האנלוגיה שבין תיאורית האינפורמציה (information theory) וניתוח חלוקת ההכנסות באוכלוסייה מסויימת מנוצלת לפיתוח משפחה עשירה של שיטות המדידה האנטרופיות המוכללות (generalized entropy) (Cowell, 1980).

בהסתמך על החוק השני של התרמודינמיקה, חוק האנטרופיה, Theil (1967) הציג מדד חדש לאי-השוויון בהכנסות, שנקרא מאוחר יותר על שמו. ייחודו של מדד Theil הוא במתן האפשרות לפרק את אי-השוויון הכללי בחברה לאי-שוויון שמקורו בתוך קבוצות מסויימות בחברה ובאי-שוויון בין אותן קבוצות, כאשר אי-השוויון שבין הקבוצות מחושב על פי ממוצעי ההכנסה בכל אחת מן הקבוצות. כתוצאה מכך, המדד שימושי במיוחד כאשר מנסים לברר מהם המקורות העיקריים של אי-השוויון בנוסף לחישוב מידת אי-השוויון (Foster, 1985). Dagum (1997) טען כי השימוש בממוצעי הקבוצות למדידת אי-שוויון בהכנסות בין הקבוצות הינו פשטני מדי, כיוון שיש שונות שונה ואסימטריה שונה של חלוקת ההכנסות בתוך כל קבוצה, ודבר זה אינו נלקח בחשבון כאשר מחושב אי-השוויון בהכנסות שבין הקבוצות באופן זה.

Atkinson (1970) הציע הרחבה של מדד האנטרופיה של Theil (1967), שמאפשרת מתן משקלות שונים לאי שוויון באזורים שונים של התפלגות ההכנסות. בעוד שהירידה במדד Theil כתוצאה מהעברת הכנסה מסוימת מפרט כלשהו לפרט אחר בעל הכנסה נמוכה יותר אינה תלויה במיקומם של שני פרטים אלה בהתפלגות ההכנסות הכללית, משפחת המדדים שהציע Atkinson (1970) מאפשרת ירידה גדולה יותר באי השוויון אם הפרטים נמצאים בחלק התחתון של התפלגות ההכנסות או בחלק העליון של התפלגות ההכנסות, ובכך נותנת אפשרות למדד אי השוויון לבטא תפיסות ערכיות שונות ביחס לאי השוויון באוכלוסייה.

רוב המחקרים שנעשו בארה"ב בתחום אי-השוויון בהכנסות התמקדו בגידול על פני זמן של אי-השוויון בין הגזעים השונים, בין קבוצות ההשכלה השונות, ובין קבוצות הגיל השונות, אך נמצא כי חלק הארי של העליה הכללית באי-השוויון נובע מהעליה הגדולה באי-השוויון בהכנסות בתוך כל אחת מהקבוצות האלה ולא בין הקבוצות (Miccall, 2000). גם באירופה נמצא כי חלה עליה גדולה באי-השוויון שבתוך הקבוצות, ואילו אי-השוויון שבין הקבוצות נמצא זניח (Tsakloglou and Cholezas, 2007). Gray, Mills and Zandvakili (2003) מצאו כי למרות שרוב העליה במדידת אי-השוויון בקנדה מיוחסת לאי שוויון בתוך קבוצות האוכלוסייה, גם התרומות של אי השוויון בין רמות ההשכלה השונות, קבוצות גיל וקבוצות מצב משפחתי היו בלתי זניחות. Mora and Ruiz-Castillo (2003) מצאו כי גם בספרד רוב אי-השוויון הינו בתוך הקבוצות ולא בין הקבוצות, אם כי ההבדלים בין הקבוצות אינם זניחים. מסקנה דומה הוסקה גם עבור בעיית אי-השוויון שבין גברים ונשים בחלק גדול מהמדינות המתפתחות (Collier and Hoeffler, 1998). במלזיה נמצא כי רובו של אי-השוויון בהכנסה שבין המאלזים, הסינים וההודים, נובע מהבדלי הכנסה גדולים בין רמות ההשכלה השונות, ולכן נקבע כי מדיניות רווחה התלויה בגזע תהיה אפקטיבית הרבה פחות ממדיניות שתתמוך במתן השכלה לכלל האוכלוסייה, וכי מדיניות זו לבדה עשויה לצמצם רבות את אי-השוויון בחברה המאלזית (Au and Henderson, 2006). Xing et al. (2009) חקרו את המקורות לאי-השוויון במערב סין בשנת 2005, ומצאו כי המקורות העיקריים קשורים להשכלה ולשרותי הבריאות. ניתוחים דומים של פירוק אי-השוויון בתוך ובין קבוצות שונות באוכלוסייה בוצעו גם במאלזיה על-ידי Anand (1977, 1984), באיראן על-ידי Van Ginneken (1980), בברזיל על-ידי Fishlow (1972), בהודו על ידי Deshpande (2000) ו-Mutatkar (2005), ועוד. ברוב המחקרים נמצא כי מבחינה אמפירית התרומה של רכיב בין-הקבוצות הוא לעיתים נדירות מעל ל-15%. כלומר, גם כשבאים לפרק את אי-השוויון לרכיב של "בתוך קבוצות" ו"בין קבוצות", נמצא כי רובו המכריע של אי-השוויון הוא בתוך הקבוצות ולא בין הקבוצות (Anand 1984).

## מדדי האנטרופיה ופירוקם לרכיבים

בפרק זה של העבודה יוצגו תכונות מדדי האנטרופיה בכלל, ומדד Theil בפרט, וכן תוצג נוסחת הפירוק של מדד Theil לרכיב "בין הקבוצות" ו"בתוך הקבוצות".

### תכונות מדד האנטרופיה

1. ערך המדד  $(T)$  רציף וסימטרי בהכנסות  $(Y)$ . כלומר, הערך של  $T$  לא ישתנה אם נשנה את סדר ההכנסות בתוך הוקטור  $Y$ .
2.  $T \geq 0$ . כלומר, הערך המינימלי של המדד הינו 0, והוא מקבל ערך זה רק במקרה של שיוויון מוחלט בהכנסות.
3. קיום נגזרת ראשונה. תכונה זו דרושה על-מנת שניתן יהיה לפרק את אי-השיוויון.
4. אם מעבירים הכנסה בגובה  $\Delta > 0$  מפרט עשיר בעל הכנסה  $y_i$  לפרט עני בעל הכנסה  $y_j$ , כך שמתקיים  $y_i - \Delta > y_j + \Delta$ , הרי שערך המדד קטן ואי-השיוויון מצטמצם.
5. אם קיימות  $K$  קבוצות המכילות  $N$  פרטים כל אחת, כאשר התפלגות ההכנסות בכל הקבוצות זהה, הרי שאם נחבר את כל הקבוצות לקבוצה אחת של  $KN$  פרטים ערך המדד לא ישתנה ואי-השיוויון ישמר. במילים אחרות, מספר הקבוצות באוכלוסיה אינו משנה את ערך אי-השיוויון.
6. הגדלה או הקטנה של גודל האוכלוסיה, תוך שמירה על אותה התפלגות הכנסות, לא תשנה את ערך המדד.
7. המדד הינו הומוגני מדרגה 0 בהכנסות, כלומר, אם נכפיל את ההכנסה של כל האוכלוסיה בקבוע, ערך המדד לא ישתנה.

### נוסחאות המדדים

למדדי האנטרופיה (GE) נוסחאות שונות המבטאות רגישויות שונות להעברת הכנסות בין פרטים. רגישויות אלו מכונות "משקלות", כאשר המשקלות מבטאים את החשיבות המיוחסת לאי-השיוויון בהכנסות עבור חלקים שונים בהתפלגות הכנסות. לדוגמה, אם אי-השיוויון בהכנסות בחלק התחתון של התפלגות הכנסות (השכבה החלשה) נראה לנו משמעותי יותר מאשר אי-השיוויון בהכנסות בחלקה העליון של התפלגות הכנסות (השכבה החזקה), הרי שנייחס משקל גדול יותר, או במילים אחרות, השפעה גדולה יותר, לאי-השיוויון בחלק התחתון של התפלגות הכנסות. כלומר, שינוי בהכנסות בחלק זה של ההתפלגות יתבטא בשינוי של סך אי-השיוויון יותר מאשר אילו אותו שינוי בהכנסות היה מופיע בחלק העליון של התפלגות הכנסות.

הנוסחה הכללית של מדד האנטרופיה היא:

$$(1) \text{ GE}(c) = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{c(c-1)} \cdot \sum \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^c \cdot \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right) ; c \neq 0,1$$

כאשר  $c$  הוא המשקל,  $y_i$  היא ההכנסה של משק בית  $i$ ,  $\mu$  הוא ממוצע ההכנסות ו- $n$  הוא גודל האוכלוסייה. אחד החסרונות של המדד נובע מהשימוש בפונקציה הלוגריתמית: לא ניתן להשתמש בו כאשר המדגם כולל תצפיות בעלות הכנסה אפס או שלילית (לדוגמה במקרה של עצמאים שדיווחו על הפסדים). כאשר  $c$  מקבל את הערך 0 או 1 לא ניתן להשתמש ב- (1), אלא בנוסחאות חלופיות המוצגות בהמשך.

במחקר זה השתמשנו בשלוש רמות של רגישויות/משקלות להעברת הכנסות: 1.  $\text{GE}(0)$  – מדד זה בוחן את אי-השוויון באוכלוסייה, כאשר לאי-השוויון ברמות ההכנסה הנמוכות יותר ישנה השפעה גדולה יותר על סך אי-השוויון. לדוגמה, השפעת העברת 10 ש"ח מפרט שהכנסתו 10,000 ש"ח לפרט שהכנסתו 2,000 ש"ח על אי-השוויון זהה להעברת 100 ש"ח מפרט שהכנסתו 100,000 ש"ח אל פרט שהכנסתו 20,000 ש"ח. נוסחת המדד היא:

$$(2) \text{ GE}(0) = \left| \frac{1}{n} \cdot \sum \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right) \right|$$

2.  $\text{GE}(1)$  (מדד Theil) – מדד זה אדיש לרמות ההכנסה השונות באוכלוסייה, ובכך הוא מהווה מדד המתמקד במעמד הביניים. לדוגמה, השינוי באי-השוויון כאשר מועברים 10 ש"ח מפרט שהכנסתו 10,000 ש"ח לפרט שהכנסתו 2,000 ש"ח, זהה לשינוי באי-השוויון כאשר מועברים אותם 10 ש"ח מפרט שהכנסתו 100,000 ש"ח לפרט שהכנסתו 20,000 ש"ח. נוסחת המדד היא:

$$(3) \text{ GE}(1) = \frac{1}{n} \cdot \sum \frac{y_i}{\mu} \cdot \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right)$$

3.  $\text{GE}(2)$  – מדד זה בוחן את אי-השוויון באוכלוסייה, כאשר לאי-השוויון ברמות ההכנסה הגבוהות מיוחסת משמעות רבה יותר. לדוגמה, ישנה השפעה זהה על אי-השוויון להעברת 10 ש"ח מפרט שהכנסתו 10,000 ש"ח אל פרט שהכנסתו 2,000 ש"ח ולהעברת 1 ש"ח מפרט שהכנסתו 100,000 ש"ח אל פרט שהכנסתו 20,000 ש"ח. נוסחת המדד היא:

$$(4) \text{ GE}(2) = \frac{1}{2n} \cdot \sum \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^2 \cdot \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right)$$



ניתן לנסח מדדי אנטרופיה בעלי רמות נוספות של רגישויות. ככל שהפרמטר  $c$  גבוה יותר, כך הרגישות של הממד גדלה עבור שכבות האוכלוסיה החזקות יותר, כלומר, ניתן משקל גבוה יותר לאי-שוויון בקרב האוכלוסיה העשירה, וההפך: ככל שהפרמטר  $c$  נמוך יותר, כך הרגישות של הממד גדלה עבור האוכלוסיות החלשות, כלומר, ניתן משקל גבוה יותר לאי-השוויון בקרב האוכלוסיה העניה.

פרוק נוסחת הממד לרכיבים של "בתוך קבוצות" ו"בין קבוצות"

נניח שהאוכלוסייה נחלקת ל- $k$  קבוצות שונות כאשר בכל אחת מהן  $n_i$  פרטים, ונרשום את ההכנסה של פרט  $j$  בקבוצה  $i$  כ- $y_{ij}$ . את מדד Theil (3) ניתן לרשום באופן הבא:

$$(5) \quad T = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{\mu} \log \left( \frac{y_{ij}}{\mu} \right)$$

על ידי הכנסת הקבוע לתוך סימן הסכום, ניתן לכתוב את (5) בצורה הבאה:

$$(6) \quad T = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log \left( \frac{y_{ij}}{\mu} \right)$$

כעת נגדיר את ממוצע ההכנסות של קבוצה  $i$  כ- $y_i$ . את (6) נפרק לשני רכיבים, וכמו כן נוסיף ונחסיר אותו ביטוי על מנת לקבל:

$$(7) \quad T = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log(y_{ij}) - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log(\mu) + \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log(y_i) - \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log(y_i)$$

מאחר שמתקיים:

$$(8) \quad \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log(\mu) = \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log(\mu)$$

וכמו כן:

$$(9) \quad \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log(y_i) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log(y_i)$$

ניתן לכתוב את (7) כך:

$$(10) \quad T = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log(y_{ij}) - \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log(\mu) + \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log(y_i) - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log(y_i)$$

על מנת לפרק את המדד לרכיב "בין הקבוצות" ולרכיב "בתוך הקבוצות", נשתמש שוב בחוקי ה-log ונחבר את הביטוי הראשון והרביעי בנוסחה, ואת הביטוי השני והשלישי שבנוסחה, ונקבל:

$$(11) \quad T = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{ij}}{n\mu} \log\left(\frac{y_{ij}}{y_i}\right) + \sum_{i=1}^k \frac{n_i y_i}{n\mu} \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) = Tw + Tb$$

כאשר  $Tw$  הוא רכיב "בתוך הקבוצות" ו- $Tb$  הוא רכיב "בין הקבוצות".

### פירוק אי שוויון באמצעות רגרסיה

שיטת פירוק זאת נשענת למעשה על פירוק אי השוויון לפי מקורות הכנסה, באופן שנראה בהמשך. לכן נפתח בתיאור שיטת הפירוק לפי מקורות הכנסה, ונסתמך על הגישה של Shorrocks (1982), המתאימה למדדי אי שוויון שהם ליניאריים בהכנסות, ובכלל זה גם למדד Theil. הנוסחה הכללית של משפחת מדדים זאת היא:

$$(12) \quad I(\mathbf{y}) = \sum_i a_i(\mathbf{y}) y_i,$$

כאשר  $a_i$  הם המשקלות של ההכנסות,  $y_i$  היא ההכנסה של משק בית  $i$ , ו- $\mathbf{y}$  הוא וקטור ההכנסות של כל משקי הבית. לכל מדד אי שוויון מתאימים משקלות ספציפיים. לדוגמה, המשקלות של מדד Theil ומדד השונות הם  $a_i(\mathbf{y}) = \ln(y_i/\mu)/n$  ו- $a_i(\mathbf{y}) = (y_i - \mu)/(n\mu^2)$  בהתאמה.

נניח שהכנסת משק הבית היא סכום של הכנסות מ-  $K$  מקורות שונים:

$$(13) \quad y_i = \sum_k y_i^k.$$

במקרה זה, ניתן לכתוב את סך אי השוויון (12) כסכום של מרכיבים  $S^k$  שכל אחד מהם מתייחס למקור הכנסה ספציפי:

$$(14) \quad I(\mathbf{y}) = \sum_i a_i(\mathbf{y}) \sum_k y_i^k = \sum_k [\sum_i a_i(\mathbf{y}) y_i^k] \equiv \sum_k S^k.$$

על ידי חלוקה של (14) ב-(12) ניתן לקבל את התרומה היחסית של כל מקור הכנסה לסך אי השוויון, כאשר סכום התרומות היחסיות שווה ל-1:

$$(15) \quad s^k = \sum_i a_i(\mathbf{y}) y_i^k / \sum_i a_i(\mathbf{y}) y_i,$$

שיטת פירוק זאת הורחבה על ידי Morduch and Sicular (2002) ועל ידי Fields (2003) לפירוק אי שוויון באמצעות רגרסיה. בעוד שפירוק אי שוויון לפי קבוצות אוכלוסייה מוגבל במספר הקבוצות שניתן לפרק לפיהן, הרגרסיה מאפשרת לקחת בחשבון מספר רב של מאפיינים בעת ובעונה אחת, כולל מאפיינים רציפים, ולבחון את התרומה היחסית של כל מאפיין לאי השוויון. תחילה אומדים רגרסיה ליניארית או לוגריתמית של ההכנסה  $y_i$  כפונקציה של  $M$  משתנים מסבירים  $x_i^m$ , ורושמים את המשוואה הנאמדת באופן הבא:

$$(16) \quad y_i = \sum_m b_m x_i^m + e_i$$

כאשר  $b_m$  הם האומדים של מקדמי הרגרסיה ו- $e_i$  היא השארית. מאחר ש-(16) היא משוואה ליניארית בדומה ל-(13), ניתן לקבל נוסחת פירוק אנלוגית ל-(15):

$$(17) \quad s^m = b_m \sum_i a_i(\mathbf{y}) x_i^m / \sum_i a_i(\mathbf{y}) y_i.$$

כאשר  $s^m$  הוא החלק היחסי של משתנה מסביר  $m$  בסך אי השוויון בהכנסות. יש לציין כי גם התרומה היחסית של השארית מחושבת באופן דומה.

Shorrocks (1982) הוכיח כי המשקלות  $a_i(\mathbf{y})$  המבוססים על מדד השונות מניבים

תוצאות שהן בעלות התכונות הטובות ביותר מבין כל המשקלות האפשריים, ולכן ביישום האמפירי של שיטה זו נשתמש בשונות כמדד לאי שוויון.

## ניתוח אמפירי

הניתוח האמפירי בעבודה זו עושה שימוש בנתונים מסקרי ההכנסות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בשנים 1997 ו-2010. שנת 1997 היא המוקדמת ביותר לעריכת

ההשוואה של התפתחות אי-השוויון בתוך ובין החתכים השונים בחברה הישראלית, מול שנת 2010, וזאת עקב שינויים שחלו במהלך השנים באוכלוסייה הנסקרת ובמבנה השאלון. הניתוח נערך ברמת משק הבית, כאשר המשתנים הרלוונטיים הם בחלקם מאפייני משק הבית ובחלקם מאפייני ראש משק הבית. ראש משק הבית מוגדר כפרט שתרומתו להכנסה הכוללת של משק הבית היא הרבה ביותר. בסך הכל נכללו בקבצי הנתונים 12,946 משקי בית בשנת 1997, ו-15,171 משקי בית בשנת 2010.

אי השוויון חושב על פי ההכנסה נטו לנפש סטנדרטית בכל משק בית.<sup>1</sup> נתוני 2010 כללו 69 תצפיות שדווחו על הכנסה שאינה חיובית, ואלה הושמטו מן הניתוח מפאת המגבלה שיוצרות נוסחאות מדדי אי השוויון עקב השימוש בפונקציה הלוגריתמית. קבוצות האוכלוסייה הוגדרו על פי מספר מימדים חלופיים: נפה,<sup>2</sup> צורת ישוב, מגדר, לאום, קבוצת גיל, מצב משפחתי, השכלה, ומספר הילדים. פרט לנפה, צורת ישוב ומספר הילדים, המשתנים משקפים את מאפייני ראש משק הבית. תיאור הנתונים מופיע בנספח 2.

לוח 1 מציג את אי השוויון בין הקבוצות כפי שחושב על פי (11), תוך השוואה של שלושת מדדי אי השוויון (2)-(4) בין השנים 1997 ו-2010.<sup>3</sup> ניתן לראות שעל פי כל אחד מן המדדים, חל גידול באי שוויון לאורך התקופה הנדונה. תוצאה זו מתאימה לתוצאות של מחקרים קודמים.<sup>4</sup> החלוקה לקבוצות שמביאה לשיעור הגדול ביותר של אי שוויון בין הקבוצות היא החלוקה לפי שנות לימוד, אולם שיעור אי השוויון בין הקבוצות אינו עולה על 16% במקרה זה.<sup>5</sup> בהשוואה של שיעור אי השוויון בין קבוצות שנות הלימוד בין השנים ניתן לראות צמצום מסוים, אם כי לא דרמטי, בין 1997 ל-2010. בחלוקה לקבוצות לפי משתנים אחרים שיעורי אי השוויון בין הקבוצות נמוכים הרבה יותר. המסקנה היא שלא ניתן לאפיין בצורה מספקת את אי השוויון בהכנסות בישראל בעזרת ניתוח של מימד אחד בלבד. בהשוואה בין המדדים השונים ניתן לראות כי ככל שמדד אי השוויון שם דגש על החלק העליון של התפלגות ההכנסות, כמעט בכל המקרים החלק של אי השוויון בין הקבוצות הולך וקטן. מכך ניתן להסיק שהפערים בהכנסות לפי המאפיינים שבחנו משמעותיים יותר ברמות הכנסה נמוכות יחסית.

<sup>1</sup> ההכנסה נטו לנפש סטנדרטית משקפת את רמת החיים שניתן להגיע אליה בעזרת ההכנסה הפנויה, בכך שהיא לוקחת בחשבון שהוצאות המחיה של משק הבית אינן גדולות ביחס ישר עם מספר בני המשפחה. שיטת החישוב מפורטת בנספח 1.

<sup>2</sup> הקובץ של 1997 לא כלל משתנה נפה, לכן שייכנו את התצפיות לנפות לפי ישוב המגורים. מאחר שישוּב המגורים מזוהה רק בישובים המונים 20,000 תושבים לפחות, הגבלנו את הניתוח לפי נפות למשקי בית בישובים אלה, גם ב-2010. בסך הכל נעשה שימוש במקרה זה ב-11,596 תצפיות ב-1997 וב-14,013 תצפיות ב-2010. יש לציין כי ב-2010 לא היה הבדל משמעותי בין תוצאות אלה לבין תוצאות הפירוק כאשר השתמשנו בקובץ המלא.

<sup>3</sup> פירוט של אי השוויון בתוך כל קבוצה ניתן למצוא בנספח 3.  
<sup>4</sup> לדוגמה, קמחי (2011) מצא כי בין 1998 ל-2009 עלה מדד ג'יני להכנסה פנויה לנפש מ-0.35 ל-0.39. יש לזכור שאין ערך להשוואה של המדדים השונים זה לזה, אלא רק להשוואה של ערכי אותו מדד בין השנים.  
<sup>5</sup> בשנת 2010 קיים משתנה השכלה נוסף של תעודה אחרונה (ראה נספח 2). שיעור אי השוויון בין הקבוצות לפי משתנה זה גבוה במעט מאשר במקרה של שנות הלימוד, אך ההבדל אינו משמעותי.

השיעור השני בגדלו של אי שוויון בין קבוצות הוא אי שוויון בין קבוצות הלאום, ובמקרה זה נרשם גידול בשיעור אי השוויון בין הקבוצות בין 1997 ל-2010. יש לסייג מסקנה זו מאחר שהגדרת קבוצות הלאום שונה במקצת ב-2010 מאשר ב-1997 (ראה נספח 2). שני המאפיינים שרשמו את הגידול הרב ביותר באי השוויון בין הקבוצות בין 1997 ל-2010 הם הנפה ומספר הילדים. נראה כי הפערים בין מרכז לפריפריה התרחבו במשך תקופה זו, וכן הפערים בין משפחות בעלות מספר שונה של ילדים. ייתכן שהקיצוץ בקצבאות הילדים תרם לתוצאה זו. עם זאת, בכל אחד ממקרים אלה שיעור אי השוויון בין הקבוצות אינו עולה על 9%.

החלוקה לקבוצות גיל מסבירה לא יותר מ-5% מאי השוויון בהכנסות, ושיעור זה אינו משתנה משמעותית לאורך התקופה. חלוקות נוספות, לקבוצות של צורת ישוב, מגדר ומצב משפחתי, אינן מצליחות להסביר יותר מאחוזים ספורים מסך אי השוויון בהכנסות.<sup>6</sup>

#### לוח 1: אי-שוויון בין הקבוצות

GE(2)		GE(1)		GE(0)		
2010	1997	2010	1997	2010	1997	שנה
0.428	0.314	0.257	0.228	0.263	0.224	סך אי-השוויון
						אחוז אי השוויון בין הקבוצות
5.3%	3.1%	8.8%	4.3%	8.6%	4.5%	נפה
2.2%	1.3%	3.6%	1.8%	3.5%	1.9%	צורת ישוב (לפי הגדרת 1997)
0.4%	0.8%	0.6%	1.2%	0.6%	1.2%	מגדר
4.9%	3.9%	9.8%	6.2%	11.8%	7.5%	לאום
2.9%	3.3%	4.8%	4.5%	4.6%	4.6%	גיל
0.2%	0.8%	0.3%	1.2%	0.3%	1.2%	מצב משפחתי
8.8%	11.1%	14.8%	15.4%	15.0%	16.3%	שנות לימוד
4.2%	3.3%	7.8%	5.0%	8.8%	5.8%	מספר ילדים

תמצית התוצאות של פירוק אי השוויון באמצעות רגרסיה מוצגת בלוח 2.<sup>7</sup> התרומה של כל משתנה לאי השוויון נמוכה מאשר בלוח 1, היות שכאן אנו מפקחים על כל המשתנים האחרים. סך התרומות של המשתנים היא כ-20%, והמשמעות היא ש-80% מאי השוויון

<sup>6</sup> בשנת 2010 קיימת חלוקה למספר רב יותר של צורות ישוב, וחלוקה זו מניבה שיעורים גבוהים בהרבה של אי שוויון בין הקבוצות: 12% לפי GE(0), 11% לפי GE(1), ו-6% לפי GE(2).  
<sup>7</sup> התוצאות המלאות נמצאות בנספח 4.

אינו ניתן להסבר על ידי משתנים אלה. תוצאה זו מחזקת את המסקנה הקודמת שעיקר אי השוויון הוא בתוך קבוצות האוכלוסייה ולא ביניהן. שנות הלימוד עדיין אחראיות לנתח הגדול ביותר של אי השוויון, אולם נתח זה קטן במקצת בין 1997 ל-2010.<sup>8</sup> המשתנה השני בחשיבותו הוא מספר הילדים, ואחריו באים הלאום (ב-1997) והנפה (ב-2010), והנתחים של משתנים אלה גדלו במקצת בין 1997 ל-2010. בסך הכול, תוצאות אלה אינן שונות איכותית מהתוצאות שהוצגו בלוח 1.

**לוח 2: התרומה של כל משתנה לאי השוויון**

שנה	1997	2010
נפה	1.6%	3.0%
צורת ישוב (לפי הגדרת 1997)	0.4%	0.1%
מגדר	0.9%	0.5%
לאום	2.0%	2.5%
גיל	1.8%	1.4%
מצב משפחתי	0.3%	0.1%
שנות לימוד	9.7%	7.7%
מספר ילדים	4.0%	4.3%
סך אי השוויון המוסבר	20.5%	19.8%

### סיכום ומסקנות

בין השנים 1997 ו-2010 גדל אי-השוויון בהכנסות בישראל. מחקר זה בדק באיזו מידה התפלגות האוכלוסייה לפי מאפיין מסוים אחראית לאי השוויון. משקי הבית חולקו לקבוצות לפי נפה, צורת ישוב, ומספר ילדים, וכן לפי מגדר, לאום, מצב משפחתי, גיל והשכלה של ראש משק הבית, ונמצא כי אף לאחת מבין החלוקות אי אפשר לייחס יותר מכ-15% מסך אי השוויון בהכנסה לנפש, וגם כאשר מבצעים חלוקה לפי כל המשתנים יחדיו לא ניתן להסביר יותר מ-20% מאי השוויון. ככל שמדד אי השוויון נותן משקל גבוה יותר לאי השוויון בחלק העליון של התפלגות ההכנסות, החלק המוסבר על ידי המשתנים שבחרנו הולך וקטן. המסקנה היא שגם ההבדלים הקטנים יחסית שנמצאו בין הקבוצות מתרכזים בעיקר בקרב השכבות החלשות.

<sup>8</sup> כאשר משתמשים במשתנה של תעודה אחרונה במקום שנות לימוד בשנת 2010, משתנה זה אחראי לכ-9% מאי השוויון.

השכלת ראש משק הבית היא הגורם האחראי לנתח הגדול ביותר של אי השוויון, אולם נתח זה קטן בין 1997 ל-2010, מה שמעיד על ירידה בחשיבותה של השכלת ראש משק הבית בקביעת רמת החיים של משק הבית. ממצא זה נמצא בניגוד לממצאים קודמים על אי שוויון בהכנסות של שכירים (קמחי, 2011), מה שמעיד על כך שהחלטות של משקי בית הנוגעות למקורות הכנסה שונים של כל אחד מבני משק הבית מצליחות לשכך במידת מה את אי השוויון בשכר העבודה של הפרטים, ושיש להבין טוב יותר את החלטות משקי הבית ואת תגובותיהם לשינויים בשוק העבודה על מנת להסביר שינויים של אי השוויון לאורך זמן.

שלושה מאפיינים אחרים שנמצאו כאחראים לנתח גדול יחסית של אי השוויון הם לאום, נפה ומספר ילדים. בניגוד למקרה של ההשכלה, הנתח של כל אחד ממאפיינים אלה בסך אי השוויון דווקא גדל בין 1997 ל-2010. הדבר מעיד על כך שפערים בהכנסות בין יהודים לערבים, בין מרכז ופריפריה ובין קבוצות אוכלוסייה בעלות מספר שונה של ילדים אינן מצטמצמים לאורך השנים, ואולי אפילו מתרחבים. לגבי הקשר בין מספר הילדים לאי השוויון, ראוי לציין כי מחקר זה לא הפריד את משקי הבית היהודים לפי מידת דתיות, ובפרט לא הפריד בין חרדים לבין אחרים, עקב המגבלות של הנתונים בסקרי ההכנסות, וייתכן שממצא זה מעיד על כך שפערי ההכנסות בין קבוצות המוגדרות לפי מידת דתיות התרחבו. המסקנה העיקרית של המחקר היא כי כל ניסיון לייחס את אי השוויון בהכנסות בקרב משקי הבית בישראל לפערי הכנסות בין קבוצות אוכלוסייה שונות מחטיא את העיקר, והעיקר הוא שיש הטרוגניות רבה בהכנסות של משקי הבית בישראל שאפילו מגוון רחב של מאפיינים דמוגרפיים וגיאוגרפיים אינו מסוגל להסביר. למרות זאת, עד שלא תהיה דרך טובה יותר להסביר את אי השוויון בהכנסות, מתבקשת תשומת לב לפערי הכנסות בין פרטים בעלי רמות השכלה שונות, בין יהודים לערבים, בין מרכז לפריפריה ובין קבוצות אוכלוסייה בעלות מספר שונה של ילדים. בכך אין חדש, אולם תוצאות מחקר זה מחזקות את הטענות שלמען הקטנת פערים בישראל יש צורך בשיפור מערכת ההשכלה שתאפשר ליותר אנשים להתמודד על משרות המציעות שכר גבוה, ביצירת מקומות עבודה במגזר הערבי, בקיצור המרחק בין המרכז לפריפריה באמצעות תשתיות תחבורתיות משופרות, ביצירת תנאים המקלים על אמהות לצאת לעבודה, ובשילוב החרדים בשוק העבודה.

- בן דוד, ד. (2010). "מבט מאקרו על המשק והחברה בישראל". בתוך בן-דוד, דן (עורך). *דו"ח מצב המדינה: חברה, כלכלה ומדיניות 2009*, ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, עמ' 17-44.
- קמחי, א. (2011). "פערי הכנסה בישראל". בתוך בן-דוד, דן (עורך). *דו"ח מצב המדינה: חברה, כלכלה ומדיניות 2010*. ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, עמ' 101-133.
- נתנזון, ר. (2005). *תהליך זכרון יעקב פתרון כלכלי וחברתי לישראל, הדרכים לצמצום העוני*. נייר עמדה לדיון, המכון הישראלי למחקר כלכלי וחברתי, עמ' 1-5.

- Aigner D. J. and Heins A. J. (1967). "A Social Welfare View of the Measurement of Income Equality". *Review of Income and Wealth*, Vol. 13, No. 3, pp. 12-25.
- Alesina A. and Rodrik D. (1994). "Distributive Politics and Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 465-490.
- Amiel Y. (1998). "The Subjective Approach to the Measurement of Income Inequality". In Silber, J. (ed), *Income Inequality Measurement: From Theory to Practice*, Kluwer, Denter.
- Amiel Y. And Cowell F. A. (1999). *Thinking about Inequality*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Anand S. (1977). "Aspects of Poverty in Malaysia". *Review of Income and Wealth*, Vol. 23, pp. 1-16.
- Anand S. (1983). *Inequality and Poverty in Malaysia: Measurement and Decomposition*. New York: Oxford University Press.
- Atkinson A. B. (1970). "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, pp. 244-263.
- Au C. C. and Henderson J. V. (2006). "How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China". *Journal of Development Economics*. Vol. 80, No. 2, pp. 350-388.
- Benjamin D. and Brandt L. (1999). "Market and Inequality in Rural Contemporary China: Parallels with the Past". *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 89, pp. 292-295.



- Blackorby C., Donaldson D. and Auersperg M. (1981). "A New Procedure for the Measurement of Inequality within and among Population Subgroups". *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 14, pp. 665-685.
- Bourguignon F. (1979). "Decomposable Income Inequality Measures". *Econometrica*, Vol. 47, No. 4. pp. 901-920.
- Brown M. and Uslaner E.M. (2002). *Inequality, Trust and Political Engagement*. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, Boston.
- Cai H., Chen Y. and Zhou L.A. (2010). "Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992–2003". *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 58, pp. 385-413.
- Champernowne D.G. (1974). "A Comparison of Measures of Income Distribution". *The Economic Journal*, Vol. 84, pp. 787-816.
- Choleza I. and Tsakloglou P. (2007). *Earnings Inequality in Europe: Structure and Patterns of Inter-Temporal Changes*. IZA Discussion Paper No. 2636, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Civardi M. B. and Lenti R. T. (2007). *Multiplier Decomposition, Inequality and Poverty in a SAM Framework*. Paper Presented at the 'Seminar on SAM', ISCONA, Rome.
- Collier P. and Hoeffler A. (1998). "On the Economic Causes of Civil Wars". *Oxford Economic Papers*. Vol. 50, pp. 563-573.
- Cowell F. A. (2000). "Measurement of Inequality". In Atkinson A. B. and Bourguignon F. (Eds.), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1 Chapter 2, pp. 87-166.
- Cowell F. A. (1980). "Generalized Entropy and the Measurement of Distributional Change". *European Economic Review*, Vol. 13, pp. 147-159.
- Cowell F. A. and Kuga K. (1981). "Additivity and the Entropy Concept: An Axiomatic Approach to Inequality Measurement". *Journal of Economic Theory*, Vol. 25, No. 1, pp. 131-143.
- Dagum C. (1997). "A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio". *Empirical Economics*, Vol. 22, pp. 515-531.
- Deshpande A. (2000). "Does Caste Still Define Disparity? A Look at Inequality in Kerala, India". *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 2, pp. 322-325.

- Deutsch J. and Silber J. (1999). "The Decomposition of Inequality by Population Subgroups and the Analysis of Interdistributional Inequality". In J.Silber (Ed), *Income Inequality Measurement: From Theory to Practice*. Kluwer, Dordrecht, pp. 363-404.
- Ebert U. (1988). "A Family of Aggregative Compromise Inequality Measures". *International Economic Review*, Vol. 29, No. 5, pp. 363-376.
- Fernandez R. and Rogerson R. (1995). "On the Political Economy of Education Subsidies". *Review of Economic Studies*, vol. 62, pp. 249-262.
- Fields G. S. (1989). "Changes in Poverty and Inequality in Developing Countries". *World Bank Research Observer*, Vol. 4, pp. 167-185.
- Fields, G. (2003). "Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the United States." *Research in Labor Economics*, Vol. 22, pp. 1-38.
- Fishlow A. (1972). "Brazilian Size Distribution of Income". *American Economic Review*, Vol. 62, pp. 391-402.
- Foster J. E. (1985). "Inequality Measurement". In Young H. P. (Ed.), *Fair Allocation*, AMS Proceedings of Symposia in Applied Mathematics, Vol. 33, pp. 38-61. Providence.
- Foster J. E., Greer J. and Thorbecke E. (1984). "A Class of Decomposable Poverty Measures". *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-766.
- Foster J. E. and Sen A. K. (1997). "Welfare Economics, Utilitarianism and Equity". *On Economic Inequality*. Expanded Edition, Chapter 1, pp. 1-23. Oxford: Oxford University Press.
- Foster J. E. and Shneyerov A. A. (1999). "A General Class of Additively Decomposable Inequality Measures". *Economic Theory*, Vol. 14, pp. 89-111.
- Gray D., Mills J. A. and Zandvakili S. (2003). "Statistical Analysis of Inequality with Decompositions the Canadian Experience". *Empirical Economics*, vol. 28, pp. 291-301.
- Kahn A. R. and Riskin C. (1998). "Income and Inequality in China: Composition, Distribution and Growth of Household Income, 1988 to 1995". *China Quarterly*, Vol. 154, pp. 221-253.

- Kanbur R. (2006). "The Policy Significance of Inequality Decomposition".  
Journal of Economic Inequality, Vol. 4, pp. 367-374.
- Kanbur R. and Zhang X. (1999). "Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-Urban and Inland-Costal Inequality from 1983 to 1995". Journal of Comparative Economics, Vol. 27, pp. 529-567.
- Kimhi A. (2009). "Male Income, Female Income, and Household Income Inequality in Israel: a Decomposition Analysis." Journal of Income Distribution, Vol. 18, pp. 34-48.
- Kimhi A. (2010). "Jewish Households, Arab Households, and Income Inequality in Rural Israel: Ramifications for the Israeli-Arab Conflict".  
Defence and Peace Economics, Vol. 21, pp. 381-394.
- Miccall L. (2000). "Explaining the Level of Within Group Wage Inequality in U.S. Labor Markets". Demography, Vol. 37, No. 4, pp. 415-430.
- Mora R. and Ruiz-Castillo J. (2003). "Additively Decomposable Segregation Indexes the Case of Gender Segregation by Occupations and Human Capital Levels in Spain". Journal of Economic Inequality, Vol. 1, pp. 147-179.
- Morduch J. and Sicular T. (2002). "Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China". Economic Journal, Vol. 112, pp. 93-106.
- Mutatkar R. (2005). Social Group Disparities and Poverty in India. Working Paper No. WP-20005-004, Indira Gandhi Institute of Development Research.
- Perotti R. (1992). "Income Distribution, Politics, and Growth". The American Economic Review, Vol. 82, pp. 311-316.
- Persson T. and Tabellini G. (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?" The American Economic Review, Vol. 84, pp. 600-621.
- Putnam R. D. (2001). Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community. New York: Simon and Schuster.
- Putnam R. D. (1993). Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Pyatt G. (1976). "On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients". The Economic Journal, Vol. 86, pp. 243-255.
- Ravallion M. and Chen S. (2007). "China's (Uneven) Progress against Poverty". Journal of Development Economics, Vol. 82, pp. 1-42.

- Rodríguez-Pose A. and Tselios V. (2009). "Education and Income Inequality in the Regions of the European Union". *Journal of Regional Science*, Vol. 49, pp. 411-437.
- Saint-Paul G. and Verdier T. (1993). "Education, Democracy and Growth". *Journal of Development Economics*, Vol. 42, pp. 399-407.
- Shorrocks A. F. (1980). "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures". *Econometrica*, Vol. 48, No. 3, pp. 613-625.
- Shorrocks, A. F. (1982). "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica*, Vol. 50, pp. 193-211.
- Tsui K.Y. (1998). "Trends and Inequalities of Rural Welfare in China: Evidence from Rural Households in Guangdong and Sichuan". *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26 pp. 783-804.
- Van Ginneken W. (1980). "Some Methods of Poverty Analysis: An Application to Iranian Data 1975-76". *World Development*, Vol. 8, pp. 639-646.
- Xing L., Fan S., Luo X. and Zhang X. (2009). "Community Poverty and Inequality in Western China: A Tale of Three Villages in Guizhou Province" *China Economic Review*, Vol. 20, pp.338-349

## נספח 1: חישוב מספר נפשות סטנדרטיות במשק בית

הצורך בתקנון של מספר הנפשות במשק בית לצורך השוואות רווחה נובע מן העובדה שמספר הנפשות במשק הבית אינו משפיע באופן אחיד ושווה על רמת החיים האפשרית הנובעת מהכנסה נתונה. עובדה זו מבוססת על יתרונות לגודל בצריכה של משקי הבית: ככל שמספר הנפשות גדל, ההוצאה הנוספת הנדרשת כדי לשמור על רמת חיים נתונה גדלה בקצב הולך ופוחת. לכן, מקובל לערוך שקלול של מספר הנפשות, לפי סולם כלשהו. הסולם שבחרנו מקובל בפרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. הסולם קובע כיחידת בסיס משק בית בן שתי נפשות; ככל שעולה מספר הנפשות, ניתן משקל שולי פוחת לכל נפש המתווספת למשק הבית.

### לוח 1.1: משקלות לחישוב הכנסה לנפש תקינית

מספר הנפשות	משקל שולי	משקל מצטבר
1	1.25	1.25
2	0.75	2
3	0.65	2.65
4	0.55	3.2
5	0.55	3.75
6	0.5	4.25
7	0.5	4.75
8	0.45	5.2
9	0.4	5.6
10+	0	5.6

## נספח 2: תיאור הנתונים

לוח 2.1: תיאור הנתונים בחלוקה לנפות (בישובים המונים לפחות 20,000 תושבים)

2010		1997		נפה
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
3,697	10.6%	2,554	11.7%	ירושלים
3,429	1.9%	2,023	1.9%	צפון / צפת
3,099	4.4%	2,043	3.2%	צפון / יזרעאל
3,405	5.6%	2,119	4.0%	צפון / עכו
4,913	9.6%	2,677	11.8%	חיפה
4,257	4.3%	2,158	2.6%	חיפה / חדרה
4,501	4.7%	2,303	3.9%	מרכז / שרון
5,956	8.7%	2,927	8.3%	מרכז / פתח-תקווה
4,985	3.3%	2,116	2.4%	מרכז / רמלה
5,648	7.3%	2,816	6.8%	מרכז / רחובות
6,518	11.0%	3,158	14.2%	תל-אביב
5,107	6.8%	2,873	8.8%	תל-אביב / רמת-גן
4,628	5.7%	2,449	7.4%	תל-אביב / חולון
3,933	6.2%	2,050	5.7%	דרום / אשקלון
4,013	7.2%	2,247	7.1%	דרום/ באר שבע
4,604	2.6%	2,125	0.2%	יהודה ושומרון

לוח 2.2: תיאור הנתונים בחלוקה לצורות ישוב, כפי שהוגדרו בשנת 1997

2010		1997		צורת הישוב
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
3,650	9.2%	2,550	8.9%	ירושלים
6,233	8.6%	3,052	9.1%	תל-אביב
5,328	5.2%	2,800	6.2%	חיפה
4,690	29.4%	2,489	26.0%	100,000-199,999 תושבים
5,201	10.1%	2,745	11.1%	50,000-99,999 תושבים
4,308	23.5%	2,408	18.3%	20,000-49,999 תושבים
4,048	7.9%	2,032	7.0%	10,000-19,999 תושבים
4,608	6.0%	2,586	13.3%	2,000-9,999 תושבים

**לוח 2.3: תיאור הנתונים בחלוקה לצורות ישוב, כפי שהוגדרו בשנת 2010**

צורת הישוב	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש
אשדוד	2.8%	4,046
ראשון-לציון	3.3%	5,576
ירושלים	8.8%	3,650
תל-אביב	8.2%	6,233
חיפה	4.9%	5,328
100,000-199,999 תושבים, יהודים	21.8%	4,642
50,000-99,999 תושבים, יהודים	8.8%	5,438
20,000-49,999 תושבים, יהודים	18.4%	4,720
10,000-19,999 תושבים, יהודים	4.4%	5,245
2,000-9,999 תושבים, יהודים	3.2%	6,450
50,000-99,999 תושבים, לא-יהודים	0.8%	2,627
10,000-19,999 תושבים, לא-יהודים	3.1%	2,347
20,000-49,999 תושבים, לא-יהודים	3.9%	2,369
2,000-9,999 תושבים, לא-יהודים	2.5%	2,261
פחות מ-2,000 תושבים	3.3%	5,464
פחות מ-2,000 תושבים, יהודים	1.5%	5,144
פחות מ-2,000 תושבים, לא יהודים	0.2%	2,447

**לוח 2.4: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לפי מגדר**

2010		1997		מגדר
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
4,901	60.6%	2,686	68.0%	זכר
4,373	39.4%	2,292	32.0%	נקבה

**לוח 2.5: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לאום, כפי שהוגדרו בשנת 1997**

לאום	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש
יהודים	88.1%	2,707
לא-יהודים	11.9%	1,471

**לוח 2.6: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לאום, כפי שהוגדרו בשנת 2010**

לאום	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש
לא-ערבים	86.0%	5,081
ערבים	14.0%	2,307

**לוח 2.7: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות גיל**

2010		1997		קבוצת גיל
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
3,033	4.7%	1,992	7.0%	15-24
4,310	21.1%	2,447	22.4%	25-34
4,272	23.5%	2,449	23.7%	35-44
4,998	18.1%	3,036	17.7%	45-54
6,161	15.2%	3,107	10.9%	55-64
4,572	17.5%	2,268	18.2%	65+

**לוח 2.8: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לפי מצב משפחתי**

2010		1997		מצב משפחתי
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
4,796	62.5%	2,658	65.4%	נשוי/אה
4,699	17.0%	2,418	7.3%	גרוש/ה
4,469	9.7%	2,076	10.7%	אלמן/ה
4,257	8.9%	2,553	15.4%	רווק/ה
4,458	2.0%	2,482	1.2%	פרוד/ה

**לוח 2.9: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לפי שנות לימוד**

2010		1997		מספר שנות לימוד
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
2,272	2.2%	1,208	3.1%	לא למד
2,402	1.4%	1,636	2.3%	1-4
2,897	7.5%	1,715	12.1%	5-8
3,202	7.8%	1,962	11.1%	9-10
4,031	30.2%	2,465	31.1%	11-12
4,841	23.5%	2,743	19.8%	13-15
6,520	27.4%	3,656	20.5%	16 ומעלה



**לוח 2.10: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לפי סוג תעודה (2010 בלבד)**

סוג התעודה	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש
ללא בגרות	37.6%	3,445
בגרות	17.4%	4,195
לא אקדמי	15.1%	4,728
תואר ראשון	17.5%	6,128
תואר שני	10.6%	7,217
דוקטור	1.5%	9,369
אחר	0.3%	4,457

**לוח 2.11: תיאור הנתונים בחלוקה לקבוצות לפי מספר הילדים עד גיל 15**

2010		1997		מספר ילדים
הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	הכנסה ממוצעת לנפש	% תצפיות	
5,327	58.7%	2,800	54.6%	0
4,324	13.5%	2,594	16.3%	1
4,142	13.7%	2,401	14.6%	2
3,513	7.8%	2,015	8.1%	3
2,223	6.2%	1,468	6.4%	4 ומעלה

### נספח 3: רכיבי אי השוויון בתוך הקבוצות

לוח 3.1: אי-השוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לנפות (בישובים עם 20,000 תושבים ויותר)

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכל'	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכל'	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
3,697	10.6%	0.350	0.297	0.347	2,554	11.7%	0.341	0.277	0.312	ירושלים
3,429	1.9%	0.198	0.180	0.201	2,023	1.9%	0.283	0.194	0.196	צפון / צפת
3,099	4.4%	0.198	0.176	0.189	2,043	3.2%	0.412	0.228	0.187	צפון / יזרעאל
3,405	5.6%	0.350	0.257	0.262	2,119	4.0%	0.228	0.195	0.197	צפון / עכו
4,913	9.6%	0.347	0.224	0.221	2,677	11.8%	0.210	0.189	0.205	חיפה
4,257	4.3%	0.976	0.358	0.306	2,158	2.6%	0.186	0.170	0.182	חיפה / חדרה
4,501	4.7%	0.222	0.192	0.202	2,303	3.9%	0.283	0.226	0.234	מרכז / שרון
5,956	8.7%	0.306	0.214	0.213	2,927	8.3%	0.222	0.184	0.195	מרכז / פתח-תקה
4,985	3.3%	0.203	0.183	0.204	2,116	2.4%	0.157	0.148	0.160	מרכז / רמלה
5,648	7.3%	0.378	0.199	0.197	2,816	6.8%	0.362	0.209	0.201	מרכז / רחובות
6,518	11.0%	0.639	0.296	0.278	3,158	14.2%	0.330	0.244	0.244	תל-אביב
5,107	6.8%	0.227	0.200	0.222	2,873	8.8%	0.280	0.219	0.228	תל-אביב / רמת-גן
4,628	5.7%	0.161	0.147	0.158	2,449	7.4%	0.153	0.144	0.156	תל-אביב / חולון
3,933	6.2%	0.244	0.189	0.191	2,050	5.7%	0.226	0.176	0.178	דרום / אשקלון
4,013	7.2%	0.261	0.213	0.221	2,247	7.1%	0.258	0.202	0.214	דרום / באר שבע
4,604	2.6%	0.600	0.342	0.351	2,125	0.2%	0.078	0.079	0.086	יהודה ושומרון

### לוח 3.2: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי צורות ישוב

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
3,650	9.2%	0.358	0.302	0.353	2,550	8.9%	0.340	0.278	0.316	ירושלים
6,233	8.6%	0.429	0.262	0.264	3,052	9.1%	0.344	0.250	0.251	תל-אביב
5,328	5.2%	0.413	0.248	0.245	2,800	6.2%	0.229	0.206	0.227	חיפה
4,690	29.4%	0.277	0.191	0.197	2,489	26.0%	0.242	0.191	0.198	100,000- 199,999 תושבים
5,201	10.1%	0.440	0.261	0.263	2,745	11.1%	0.345	0.229	0.225	50,000- 99,999 תושבים
4,308	23.5%	0.482	0.258	0.255	2,408	18.3%	0.248	0.200	0.204	20,000- 49,999 תושבים
4,048	7.9%	0.303	0.247	0.267	2,032	7.0%	0.284	0.214	0.208	10,000- 19,999 תושבים
4,608	6.0%	0.993	0.423	0.385	2,586	13.3%	0.453	0.271	0.269	2,000- 9,999 תושבים

### לוח 3.3: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי מגדר

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
4,901	60.6%	0.479	0.268	0.272	2,686	68.0%	0.317	0.226	0.230	זכר
4,373	39.4%	0.323	0.233	0.245	2,292	32.0%	0.289	0.226	0.234	נקבה

### לוח 3.4: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי לאום

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
5,081	86.0%	0.395	0.233	0.233	2,707	88.1%	0.294	0.216	0.221	יהודים
2,307	14.0%	0.261	0.206	0.225	1,471	11.9%	0.316	0.194	0.188	ערבים

**לוח 3.5: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי גיל**

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
3,033	4.7%	0.239	0.217	0.249	1,992	7.0%	0.241	0.221	0.272	15-24
4,310	21.1%	0.257	0.217	0.254	2,447	22.4%	0.234	0.200	0.223	25-34
4,272	23.5%	0.263	0.205	0.227	2,449	23.7%	0.262	0.196	0.197	35-44
4,998	18.1%	0.344	0.239	0.262	3,036	17.7%	0.211	0.181	0.195	45-54
6,161	15.2%	0.499	0.275	0.260	3,107	10.9%	0.448	0.284	0.272	55-64
4,572	17.5%	0.682	0.300	0.261	2,268	18.2%	0.456	0.276	0.247	65+

**לוח 3.6: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי מצב משפחתי**

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
4,796	62.5%	0.449	0.263	0.273	2,658	65.4%	0.293	0.217	0.225	נשוי/אה
4,469	9.7%	0.279	0.229	0.238	2,418	7.3%	0.318	0.243	0.237	גר/ש/ה
4,257	8.9%	0.782	0.300	0.256	2,076	10.7%	0.535	0.283	0.237	אלמן/ה
4,699	17.0%	0.268	0.218	0.238	2,553	15.4%	0.258	0.212	0.238	רווק/ה
4,458	2.0%	0.416	0.295	0.303	2,482	1.2%	0.623	0.384	0.338	פרוד/ה

**לוח 3.7: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי שנות לימוד**

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' לנפש	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
2,272	2.2%	0.242	0.180	0.166	1,208	3.1%	0.148	0.125	0.121	לא למד
2,402	1.4%	0.188	0.170	0.184	1,636	2.3%	0.323	0.204	0.182	1-4
2,897	7.5%	0.253	0.211	0.236	1,715	12.1%	0.194	0.163	0.166	5-8
3,202	7.8%	0.232	0.201	0.226	1,962	11.1%	0.231	0.187	0.186	9-10
4,031	30.2%	0.279	0.201	0.217	2,465	31.1%	0.232	0.176	0.184	11-12
4,841	23.5%	0.228	0.193	0.214	2,743	19.8%	0.254	0.195	0.212	13-15
6,520	27.4%	0.479	0.251	0.243	3,656	20.5%	0.299	0.223	0.241	16+

**לוח 3.8: אי-השיוויון בתוך הקבוצות, בחלוקה לפי מספר הילדים עד גיל 15**

2010					1997					
הכנסה לנפש	אחוז באוכ' אחוז	GE(2)	GE(1)	GE(0)	הכנסה לנפש	אחוז באוכ' אחוז	GE(2)	GE(1)	GE(0)	
5,327	58.7%	0.448	0.252	0.242	2,800	54.6%	0.336	0.239	0.243	0
4,324	13.5%	0.220	0.188	0.223	2,594	16.3%	0.204	0.182	0.211	1
4,142	13.7%	0.213	0.189	0.230	2,401	14.6%	0.233	0.181	0.186	2
3,513	7.8%	0.338	0.235	0.260	2,015	8.1%	0.267	0.200	0.202	3
2,223	6.2%	0.661	0.296	0.255	1,468	6.4%	0.293	0.175	0.155	4+

## נספח 4: תוצאות של פירוק אי השוויון באמצעות רגרסיה

לוח 4.1: תוצאות הרגרסיה (משתנה תלוי: הכנסה לנפש סטנדרטית) ואחוז אי השוויון

אחוז באי השוויון		תוצאות הרגרסיה				
2010	1997	2010		1997		
		ערך t	מקדם	ערך t	מקדם	
<b>נפה</b>						
-0.0928	-0.0718	1.49	260.5	1.92	203.5	עכו / צפון
0.0158	0.0267	0.77	153.6	0.92	96.9	חיפה
-0.0775	0.0032	4.33	835.3	-0.12	-15.4	חיפה / חדרה
-0.0389	-0.0382	4.37	885.7	1.60	191.5	מרכז / שרון
0.9604	0.2526	10.99	1781.3	4.56	418.1	מרכז / פתח-תקווה
0.0298	0.0483	2.80	622.9	-1.61	-225.8	מרכז / רמלה
0.5486	0.1148	8.65	1607.4	3.40	334.1	מרכז / רחובות
1.7272	0.8200	13.75	1751.6	7.31	485.7	תל-אביב
0.1656	0.3148	6.47	1203.2	6.03	573.1	תל-אביב / רמת-גן
-0.0198	-0.0426	5.25	1086.9	2.43	259.9	תל-אביב / חולון
-0.1072	0.1403	2.36	462.7	-2.37	-241.5	דרום / אשקלון
-0.1262	-0.0142	3.07	527.4	0.34	32.1	דרום / באר שבע
-0.0036	-0.0007	1.36	324.8	0.10	40.4	יהודה ושומרון
0.0653	0.0081	1.56	396.3	0.17	22.4	חיפה
<b>צורת ישוב (לפי הגדרת 1997)</b>						
0.0042	0.1424	-5.41	-909.1	-3.52	-319.2	תושבים 100,000-199,999
-0.0187	0.0556	-0.47	-72.4	1.31	110.7	50,000-99,999 תושבים
0.1554	0.1004	-2.50	-340.7	-1.97	-148.8	20,000-49,999 תושבים
0.0155	0.0485	-0.33	-60.1	-0.67	-54.0	10,000-19,999 תושבים
-0.0162	0.0387	3.65	630.5	6.71	453.6	2,000-9,999 תושבים
<b>מגדר</b>						
0.5224	0.8926	-10.92	-781.9	-10.67	-428.3	נשים
<b>לאום</b>						
2.4948	1.9889	-12.10	-1409.1	-10.70	-314.7	ערבים
<b>מספר ילדים</b>						
0.3217	-0.0728	-11.03	-1213.8	-10.24	-544.7	ילד אחד
0.6222	0.4329	-13.10	-1549.9	-12.95	-766.4	שני ילדים
1.0356	1.1456	-14.63	-2118.1	-14.87	-1066.1	שלושה ילדים
2.3483	2.4446	-18.13	-2875.9	-18.10	-1449.1	4 ומעלה
<b>מצב משפחתי</b>						
-0.0036	0.0988	-6.27	-703.6	-5.84	-392.2	רווק
0.1150	0.1882	-8.57	-999.5	-2.20	-149.4	גרוש
0.0277	0.0075	-0.97	-134.2	-4.54	-277.4	אלמן
0.0088	0.0006	-1.54	-362.1	-0.17	-25.2	פרוד

(המשך בעמוד הבא)

לוח 4.1 (המשך):

אחוז באי השוויון		תוצאות הרגרסיה				
2010	1997	2010		1997		
		ערך t	מקדם	ערך t	מקדם	
<b>שנות לימוד</b>						
-0.2060	-0.5430	1.40	288.1	2.63	219.0	5-8
-0.4559	-0.8704	3.53	738.3	6.23	539.1	9-10
-1.5803	-0.6799	7.90	1493.8	11.99	953.7	11-12
0.3802	1.0336	10.67	2062.1	14.06	1175.3	13-15
9.5899	10.7471	18.81	3615.1	23.59	1967.2	16 ומעלה
<b>גיל</b>						
-0.2375	-0.2279	3.29	555.4	4.99	371.4	25-34
-0.5635	-0.3767	6.15	1077.7	7.47	591.2	35-44
0.3514	1.4797	6.63	1198.3	8.72	719.8	45-54
1.9276	1.0626	8.48	1633.9	7.90	731.7	55-64
-0.0715	-0.1757	3.14	633.4	1.45	136.4	65+
		9.95	2739.9	13.16	1636.5	<b>קבוע</b>
		0.1981		0.2052		<b>R בריבוע</b>
		15101		12927		<b>מספר תצפיות</b>