



המוסד לביטוח לאומי

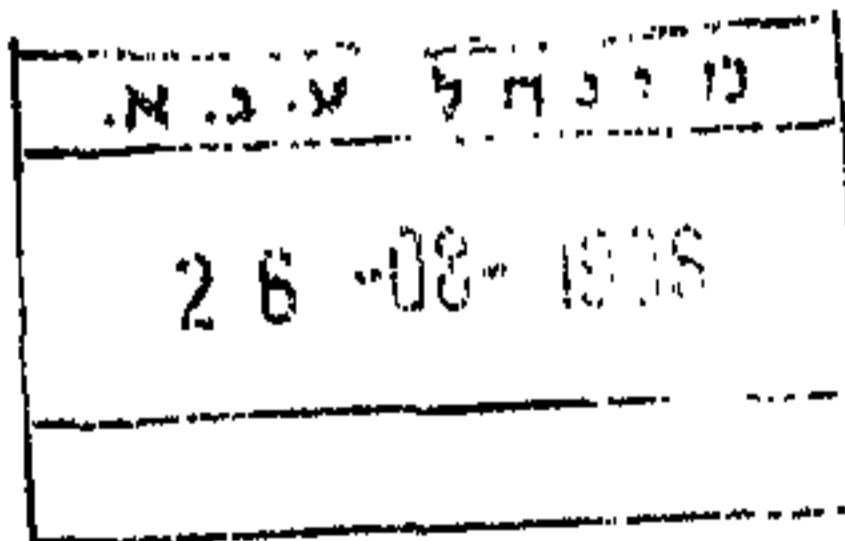
מינהל המחקר והתכנון

השפעת שינויים בחינוך  
על אי שוויון בהתחלקות  
ההכנסות בישראל

1986/87 ו-1992/93

מאת

נירית שמש ישראלי



מס' 64

מחקרים

המוסד לביטוח לאומי  
מינהל המחקר והתכנון

השפעת שינויים בחינוך  
על אי השוויון בהתחלקות ההכנסות בישראל  
1986/87 ו-1992/93

מאת: נירית שמש ישראלי

ירושלים, אב התשנ"ו, יולי 1996

## תודות

תודתי לפרופ' שלמה יצחקי, מדריכי, שהקדיש לי מזמנו וממירצו - הדרכתו ועזרתו  
סייעו לי רבות בכתיבת עבודה זו. כמו כן תודה להורי, בעלי ואחיותי על העידוד  
והתמיכה לאורך כל הדרך, לגבי לאה אחדות מהמוסד לביטוח לאומי על הסיוע הרב,  
וליאסר עוואד מהמוסד לביטוח לאומי על העזרה שהושיט לי בעיבוד הנתונים  
ובניתוחם.

המחקר נתמך על ידי מכון פאלק.

| <u>עמ'</u> | <u>תוכן העניינים</u>   |
|------------|--|
| 3-1        | מבוא   |
| 7-4        | פרק א' - פירוק אי השוויון בהכנסה הפרמננטית                                     |
| 11-8       | פרק ב' - השפעת שינוי בחינוך על מדד ג'יני לחישוב אי השוויון                     |
| 14-12      | פרק ג' - שינוי בחינוך והשפעתו על אי השוויון בקרב משקי בית של שכירים ולא עובדים |
| 16-15      | פרק ד' - סיכום ומסקנות   |
| 19-17      | לוחות  |
| 23-20      | ביבליוגרפיה  |
| 27-24      | נספח 1 - שינוי בחינוך והשפעתו על אי השוויון בכלל האוכלוסייה                    |

עיצוב מדיניות שמטרתה צמצום אי השוויון בהתחלקות ההכנסות, דורש אינפורמציה על הסיבות הגורמות לאי שוויון זה. רוב המחקרים שעסקו בהתחלקות ההכנסות התמקדו בהשפעת הרכב ההכנסה על אי השוויון מבלי להתייחס למשוואת השכר (משוואת השכר היא הצגה אקונומטרית, שבעזרתה ניתן לחסביר את ההכנסה מעבודה באמצעות משתנים דמוגרפיים ותכונות העבודה). לעומת זאת, רוב המחקרים שעסקו בניתוח משוואת השכר ומרכיביה לא התייחסו לאי שוויון בהתחלקות ההכנסות.

מחקרים שנעשו בישראל ובעולם מצביעים על קשר ישיר בין הרכב ההכנסות לבין מידת אי השוויון בהתחלקות ההכנסות.

Karoly (1992) התייחסה לחכנסה לפני תשלום המס בארה"ב ואחריו, תוך התמקדות במרכיבי ההכנסה ובאמצעות מדד גייני. ממחקרה עולה, כי ההכנסה מעבודה של ראש משק הבית ותשלומי ההעברה מקטינים את אי השוויון בארה"ב, ואילו ההכנסה מעבודה של בת/בן הזוג והכנסות אחרות מגדילות את אי השוויון. תוצאות דומות התקבלו במחקרם של Gramlich, Kasten and Sammartino (1992), Slemord (1992), ו-Pechman (1990) שהתמקדו בהשפעת המיסים הישירים על ההכנסה הפנויה בשנות השמונים בארה"ב. Jenkins (1995) בדק את אי השוויון בהתחלקות ההכנסה בבריטניה בין השנים 1971-1986 והעלה שהירידה באי השוויון הכולל בין השנים 1971-1976 והעלייה בין השנים 1976-1986 נבעה בעיקר מן ההכנסה מעבודה של ראש משק הבית ופחות מהכנסות בת/בן זוג, ואילו ההשפעות של תשלומי ההעברה ושל המיסים הישירים היו קטנות.

בישראל נערכו מספר מחקרים בתחום. Lerman and Yitzhaki (1985) יישמו לצורך מדידת אי השוויון את נוסחת מדד גייני, שפותחה על ידי Stuart (1954). הם פירקו את המדד ביחס למקורות ההכנסה וגילו, כי בקרב ילידי ישראל גידול ההכנסה מעבודה של ראש משק הבית מקטין את אי השוויון הכולל ובנוסף קצבות הביטוח הלאומי מקטינות את אי השוויון הכולל יותר מאשר מס ההכנסה.

אחדות (1993), התמקדה במחקרה בניתוח מגמות השינוי וההתפתחות של אי השוויון בהתחלקות ההכנסה הפנויה בישראל בשנים 1979-1991 תוך הדגשת התרומה של מקורות ההכנסה השונים וחשיבותם לקביעת אי השוויון הכולל על פני זמן. ממצאיה מורים, כי פירוק אי השוויון הכולל לפי מקורות ההכנסה במרוצת התקופה שנסקרה משקף בעיקר את ירידת תרומתם של המיסים

הישירים לצמצום אי השוויון הכולל ואת עליית תרומתם של ההכנסה מעבודה של ראש משק הבית ושל הפנסיה התעסוקתית לגידול אי השוויון.

במקביל נערכו מחקרים על ידי כלכלני העבודה, שניתחו את החשפעות של המשתנים הדמוגרפיים, כמו: גיל, מין, שנות לימוד, יבשת לידה ומשלח יד על רמת ההכנסות.

אמיר בדק בסדרת מחקרים את השפעת מספר שנות הלימוד על רמת ההכנסות ועל שיעורי התשואה של החשקעות בחינוך הפורמלי. ממחקריו עולה, כי החשפעות של מספר שנות לימוד תלויות בגיל השכירים וכי השפעתן על ההכנסה מעבודה חיובית.

גרונו (1978) בתן את דפוסי ההשתתפות בכוח העבודה של קבוצות השכלה שונות ואת השפעת השכלתה של האישה על דפוסי הצריכה של משק הבית. ממחקרו עולה, כי השכלה גבוהה יותר של נשים מלווה לא רק בנטייה רבה יותר להשתתף בכוח העבודה אלא גם בכמות זמן רבה יותר

המוקדשת על ידי כל אישה עובדת לעבודה בשכר. ממצאיו מורים בנוסף, כי השפעתם של ילדים על הקצאת הזמן של אישה אינה משתנה באופן ניכר עם עליית רמת השכלתה. Leibowitz (1972)

לעומת זאת, מצאה כי החשפעה של ילדים, בעיקר, ילדים בני 3-11, גדלה עם השכלת האם וכי נוכחותם של ילדים צעירים מקטין את השתתפות הנשים בכוח העבודה.

בן-יוסף (1976) ניתחה את השפעת ההשכלה על השכר תוך התמקדות בכמות החוץ האנושי הנצברת על ידי גברים ועל ידי נשים בעלי השכלה שווה. ממצאיה מורים, כי הרכב ההשכלה של נשים עובדות פחות או יותר זהה לזה של הגברים העובדים, ואילו הרכב הגילים של הנשים צעיר יותר מזה של הגברים.

Korenman and Neumark (1992) מצאו קשר שלילי בין מספר הילדים במשפחה לבין שכרן של הנשים, וככל שגיל הילדים קטן יותר זה משפיע בעקיפין על השכר על ידי הפחתת ההשתתפות בכוח העבודה וכך גם מקטין את הניסיון בעבודה.

Fuchs (1989) עסק במאמרו בדילמה הידועה הניצבת בפני כל אישה: השקעה במשפחה לעומת השקעה בפיתוח קריירה. ממצאיו עולה, כי שכרן של הנשים העובדות נמוך מזה של הגברים העובדים חיות וכן עובדות במשרות חלקיות. כ-80% מחן מועסקות בשירותים ציבוריים, מספר שעות העבודה שלהן נמוך, ובהתאם - גם שכרן.

Filer (1993) התייחס להשפעת הניסיון בעבודה על שכר הנשים. ממחקרו עולה, כי תרומת הניסיון בעבודה לשכרה של האישה קטנה מתרומת ניסיונו של הגבר לשכרו במיוחד כשמדובר בנשים נשואות.

Slotstje, Yitzhaki and Zandvakili התמקדו בחשפעת שינוי בחינוך על אי חשוויון בהכנסה הפרמננטית של משקי הבית בארץ, לאורך זמן. ניתן לומר, שמחקר זה משלב את שני התחומים שצוינו לעיל: משוואת השכר ואי חשוויון בהתחלקות ההכנסה. מסתבר, כי הגדלת מספר שנות הלימוד כשלעצמו וחשיבה ללימודים אינן החסבר לגידול באי חשוויון. לעומת זאת, שינוי בהרכב משק הבית והשתתפות בכוח העבודה אכן יביא לגידול באי חשוויון. בעבודה זו אבדוק כיצד שינוי בחינוך השפיע על אי חשוויון בהכנסה הפרמננטית בישראל בשנים 1986/87 ו-1992/93. הבדיקה תתייחס להוצאות לצריכה כמשקפות את ההכנסה הפרמננטית של משק הבית ולמרכיביה הכוללים: הכנסה מעבודה של ראש משק הבית, הכנסה מעבודה של בת/בן זוגו והכנסה אחרת (הכנסה מהון, פנסיות, תשלומי החברה, מיסים ישירים ותיסכון). מקור הנתונים הוא סקרי הוצאות המשפחה ב-1986/87 וב-1992/93. שנערכו על ידי חלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. הסקרים נערכו בקרב מדגם של משקי בית (שכירים, עצמאים ולא עובדים) ומקיפים את כל משקי הבית ביישובים העירוניים בארץ, שבחם 2,000 תושבים ויותר. לא כלול בסקרים האוכלוסייה הלא יהודית במזרח-ירושלים.

הפרק הראשון דן בפירוק אי חשוויון, כפי שחדבר בא לידי ביטוי במדד גיני להתחלקות ההכנסות.

בפרק השני מוצגת התאוריה לגבי השפעת השינוי בחינוך על מדד גיני לחישוב אי חשוויון. הממצאים שהתגלו בדבר השפעת שינוי בחינוך על מדד גיני מוצגים בפרק השלישי.

הפרק הרביעי חוקדש לסיכום העבודה ולמסקנות העיקריות העולות ממנה.

## פרק א' - פירוק אי השוויון בהכנסה הפרמנטית

ההכנסה שאתייחס אליה היא ההכנסה הפרמנטית. הכנסה זו פחות רגישה לזעזועים זמניים במחזורי העסקים ולביקורת שהועלתה על ידי Cutler and Katz (1991). מאחר שקשה לחשב את ההכנסה הפרמנטית, אתייחס להוצאות לצריכה כמשקפות אותה. הוצאות לצריכה כמו ההכנסה הפרמנטית פחות מושפעות מהתנודות במחזורי העסקים ויש לכך יתרון מבחינתי, היות וכאמור אני מתעניינת בטווח הארוך ולא בשינויים זמניים. Friedman (1957) היה בין הראשונים שטענו, כי הוצאות לצריכה משקפות את ההכנסה פרמנטית. Jorgenson and Slesnick (1984), ו-Garner (1993) הראו, שחלוקת ההוצאות לצריכה היא דרך נוחה לחישוב חלוקת ההכנסה הפרמנטית.

ההכנסה הפרמנטית מיוצגת על ידי ההוצאות לצריכה וניתנת להצגה בצורה הבאה:

$$Y_f = Y_1 + \dots + Y_n \quad (1)$$

$Y_f$  הוא ההוצאות לצריכה של משק הבית, ו- $Y_i$  הוא מרכיב ההכנסה ה- $i$  שיכול להיות שלילי או חיובי.

$\bar{Y}_i$  ההכנסה הממוצעת של מרכיב ההכנסה ה- $i$ ;

$\bar{Y}_f$  ההכנסה הפרמנטית הממוצעת;

$F_i$  דירוג המשפחות בסדר עולה לפי  $Y_i$ ;

$F_f$  דירוג המשפחות בסדר עולה לפי  $Y_f$ ;

(2) חלקו של מרכיב ההכנסה ה- $i$  בהכנסה הפרמנטית;

$$S_i = \frac{\bar{Y}_i}{\bar{Y}_f}$$

(3) מדד גיני לאי השוויון בחתלקות ההכנסה ממקור ה- $i$ ;

$$G_i = 2 \frac{Cov(Y_i, F_i)}{\bar{Y}_i}$$

(4) מקדם המתאם של גיני. כלומר, מקדם המתאם בין דירוג המשפחות לפי מרכיב ההכנסה

ה- $i$  לבין דירוג המשפחות לפי ההכנסה הפרמנטית;



$$R_i = \frac{Cov(Y_i, F_f)}{Cov(Y_i, F_i)}$$

מדד גייני (Lerman and Yitzhaki 1985) של החכנסה הפרמננטית ניתן להצגה כסכום משוקלל של משוואות (2) עד (4). שינוי באחד משלושת הגורמים הללו משנה את התרומה של מקור החכנסה הספציפי ואת אי השוויון בחכנסה הפרמננטית.

$$G_f = \sum_{i=1}^n G_i * R_i * S_i \quad (5)$$

בעבודה זו  $n = 3$ , כאשר:

מרכיבי החכנסה שנעשה בהם שימוש הם: החכנסה מעבודה של ראש משק הבית,  $Y_{hoh}$ ; חכנסה מעבודה של בת/בן הזוג,  $Y_{spo}$ ; וחכנסה אחרת,  $Y_o$ . מאחר שישנה התעניינות רק בחכנסה מעבודה, כל שאר החכנסות, כגון: תשלומי ההעברה, החכנסה מחוץ, פנסיות, מיסים ישירים ותיסכון, יוגדרו כחכנסה אחרת.

לפיכך, נגדיר;

$$Y_o = Y_{hoh} + Y_{spo} + Y_o \quad (6)$$

לוח 1 מתאר את פירוק מדד גייני לחוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי במשקי הבית של השכירים ושל הלא עובדים ב-1986/87 וב-1992/93.

מדד גייני של החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי ירד בכ-5% מ-0.313 ב-1986/87 ל-0.298

ב-1992/93. לעומת זאת, לפי ממצאיה של אחדות (1993), שהתייחסו לפירוק מדד גייני של

החכנסה הפנויה למבוגר סטנדרטי, אי השוויון בין השנים 1979-1991 גדל, והשפעת חכנסת ראש משק הבית מעבודה שכירה לצמצום אי השוויון קטנה.

התרומה של החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי של ראש משק הבית לסך כל החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי לא השתנתה במידה משמעותית בין השנים 1986/87 ל-1992/93. לעומת זאת, התרומה של החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי של בנות הזוג (הגברים שהם בני זוג של ראש משק הבית מונים פחות מ-1%) גדלה מכ-13% ב-1986/87 לכ-15% ב-1992/93. בתרומת החכנסה האחרת למבוגר סטנדרטי חלה ירידה בין השנים הנסקרות, מכ-35% לכ-33%.

מקדם המתאם של גייני ( $R$ ), שמתאר את המתאם בין החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי של ראש משק הבית לבין החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי עלה בין השנים הנבדקות. לעומת זאת, בקרב בנות הזוג מקדם המתאם לא השתנה. התוצאות הללו שונות מאלו שהתקבלו בארה"ב

(Slottje, Yitzhaki and Zandvakili). הללו מצאו, שמקדם המתאם של ראש

משק הבית נשאר קבוע ואילו מקדם המתאם של בנות הזוג עלה.

מדד גייני לפי מרכיבי חכנסה עלה בין השנים האמורות בחתייחס לראשי משק הבית, ואילו

כשמדובר בבנות הזוג הוא ירד. מגמות אלו דומות למגמות שנצפו בארה"ב. מדד גייני של החכנסה

האחרת גדול מ-1 כתוצאה מהחכנסות השליליות הכלולות בה.

התרומה של החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי של ראש משק הבית לאי השוויון הכולל

גדלה מאוד בין השנים, מכ-51% לכ-57%, ואי השוויון הכולל קטן בין השנים. אלה מאחר שחלקה

של החכנסה זו בסך כל החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי לא השתנה, ניתן לזקוף את הגידול

לעלייתו של מקדם המתאם במדד גייני של מרכיב החכנסה זה לירידה במדד גייני הכולל.

בקרב בנות הזוג גדלה בין השנים התרומה של מרכיב החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי

לאי השוויון הכולל. גידול זה ייתכן שנבע מגידול חלקו של מרכיב החכנסה זה בסך כל החוצאות

לצריכה למבוגר סטנדרטי וכן מירידת מדד גייני הכולל. לעומת זאת, התרומה של החכנסה האחרת

למבוגר סטנדרטי לאי השוויון הכולל פחתה בצורה חדה. ירידה זו נובעת בעיקר מירידת חלקה של

הכנסה זו מסך כל החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי ומירידתו הגדולה של מקדם המתאם,

מכ-34% לכ-25%.

כדי לחתייחס לפרטים שלא עובדים נעשה פירוק משנה של מדד גייני, שמתייחס למשקי הבית בעלי

חכנסות חיוביות;

$$G_{all} = (1 - P) + P * G_{pos} \quad (7)$$

כאשר:

$P$  פרופורציה המשפחות בעלות החכנסה חיובית.

$G_{pos}$  מדד גייני של החכנסה החיובית.

$G_{all}$  מדד גייני של סך כל החכנסות.

מלוח 1 ניתן לראות, כי פרופורציית ראשי משק הבית בעלי החכנסה מעבודה שכירה למבוגר

סטנדרטי חיובית, יורדת בין השנים. לעומת זאת, בקרב בנות הזוג הפרופורציה עולה בין השנים.

החסבר לכך נזקף לשתי תופעות: האחת - אחוז חנשים הנשואות שנכנסו לשוק העבודה גדל מ-44%

ב-1987 ל-50% ב-1993 (שנתון סטטיסטי, 1995), והשניה - ירידת מספר משקי הבית הנשואים,

מ-74% ל-72%.

מדד גייני של החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי בקרב ראשי משק הבית לא השתנה בין השנים. לעומת זאת, בקרב בנות חזוג מדד זה עלה (תוצאה השונה מזו שהתקבלה בארחה"ב, שבה מדד זה ירד).

פרק ב' - השפעת שינוי בחינוך על מדד ג'יני לחישוב אי השוויון

החכנסה הפרמננטית אינה מושפעת משינויים זמניים, לכן אשתמש בה.

הגדרתי  $Y_f^p$  ( $p = 1, \dots, P$ ) כהכנסה פרמננטית של משק הבית ה-  $p$ , שתיוצג על יד החוצאות לצריכה, שהן סכום ההכנסות מעבודה של ראש משק הבית ושל בן/בת הזוג וכן ההכנסה האחרת. ניתן, אם כן לכתוב את  $Y_f$  (מכאן ואילך נתעלם מה-  $p$ ):

$$Y_f = \sum_{i=1}^3 Y_i \quad (8)$$

השתמשי בנוסחת מדד ג'יני שהוצגה על ידי Lerman and Yitzhaki (1989):

$$G_f = 2 \frac{Cov(Y_f, F_f)}{\mu_f} \quad (9)$$

$G_f$  מדד ג'יני של החכנסה הפרמננטית של משק הבית.

$F_f$  החתפלוגות המצטברות של החכנסה הפרמננטית של משק הבית, שנאמדת על ידי דירוג כל

משקי הבית לפי הכנסתם הפרמננטית.

$\mu_f$  החכנסה הפרמננטית הממוצעת של משק הבית, כאשר:

$$\mu_f = \sum_{i=1}^3 \mu_i \quad (10)$$

בעזרת תכונות ה-  $Cov$  ניתן לכתוב את משוואה (9):

$$G_f = 2 \frac{\sum_{i=1}^3 Cov(Y_i, F_f)}{\mu_f} \quad (11)$$

משוואה (11) היא בסיס לפירוק מדד ג'יני לפי מרכיבי החכנסה, כאשר כל מרכיב מחושב על ידי

$Cov(Y_i, F_f)$  ו-  $\mu_i$ . תוצאות הפירוק הוצגו במשוואה (5), המבוססת על מחקריהם

של Lerman and Yitzhaki (1985), Karoly and Burtless (1994)

ו- Karoly (1994).

כדי לבדוק מהי השפעת החינוך על משוואות (6) ו-(11) יש לגלות מהי השפעת החינוך על מרכיב החכנסה ה- $i$ , ולאחר מכן להעזר במשוואה (11) בכדי לבדוק את ההשפעה על אי השוויון בחלוקת החכנסה של משק הבית.

נגדיר את משוואת השכר בצורה הבאה:

$$Y_i = S_i (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iL}, \varepsilon_i) \quad (12)$$

נניח, כי  $Y_i$  היא פונקציה של מספר משתנים הקשורים לחון אנושי, כגון: השכלה, גיל, ניסיון

בעבודה וכו'. המשתנים  $X_{ij}$  ( $j = 1, \dots, L$ ) הם אקסוגנים לפרטים ומשפיעים על התפלגות החכנסה של המרכיב ה- $i$ .

חיות שאין זה מן הנמנע, שעל חלק ממרכיבי המשוואה, פועלות מספר השפעות באופן סימולטני נאמדה השפעת החינוך בצורה ישירה על מדד גינני. לכן, התמקדתי בשינויים שמשפיעים ספציפית על מרכיב החכנסה ( $Y_i$ ) לפי ההנחות הבאות לגבי השפעת  $X_{ik}$  (במקרה זה חינוך) על  $Y_i$ :

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_{ik}} = S_{ij} (X_{i1}, \dots, X_{ik}, \varepsilon_i) \quad \text{לכל } i \quad (13)$$

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_{jk}} = 0 \quad \text{עבור } i \neq j \quad (14)$$

הינחתי שינוי קטן ב- $X_{ij}$  שהוגדר על ידי  $dX_{ij}$ . כדי להבחיר את השפעתו של  $dX_{ij}$  על אי השוויון,

חשוב לקחת בחשבון את הדרך שבה הוא משתנה לאורך התפלגות החכנסה הפרמננטית.

מטרת העבודה היא אפוא לחתייחס להשפעת השינויים הבאים על אי השוויון: אחד - השינוי האדטיבי, כלומר כיצד תוספת שנת לימודים אחת משפיעה על אי השוויון הכולל ושני - השינוי המכפלתי, כלומר הגדלת התשואה לחינוך.

$$X_{ij} + dX_{ij}, \quad dX_{ij} \rightarrow 0 \quad \text{א. שינוי אדטיבי:}$$

כלומר, כאשר  $X_{ij}$  חיובי יש גידול של קבוע קטן ב- $X_{ij}$ , וכל פרט בעל  $X_{ij}$  חיובי מקבל תוספת שווה. במונחי חינוך חכוונה לתוספת שנת לימודים אחת לכל פרט. שינוי זה הוגדר כ- $SA_{ij}$  כאשר:

$$S_{ij} = SA_{ij}$$

ב. שינוי מכפלתי;  $X_{ij} (1 + dX_{ij}), dX_{ij} \rightarrow 0$

כלומר, אצל כל פרט בעל  $X_{ij}$  חיובי ישנו גידול ב-  $X_{ij}$  בגודל  $\varepsilon$  (אחוזים). במונחי חינוך חכוונה

להגדלת התשואה לחינוך. שינוי זה הוגדר כ-  $SR_{ij}$  כאשר:  $S_{ij} = SR_{ij} = X_{ij} * SA_{ij}$

את השפעת השינוי ב-  $X_{ij}$  על אי חשויון, תוך חתייחסות למשוואה (9) ניתן לכתוב כך:

$$\frac{\partial G_f}{\partial dX_{ij}} = \frac{\frac{\partial \text{Cov}(Y_i, F_f)}{\partial dX_{ij}} * \mu_f - \frac{\partial \mu_i}{\partial dX_{ij}} * \text{Cov}(Y_f, F_f)}{\mu_f^2} \quad (15)$$

חילקתי את שני צדדיה של המשוואה בממד גייני וקיבלתי שינוי בממד, שנגרם על ידי שינוי במשתנה

חנתון  $X_{ij}$ .

ניתן לכתוב את משוואה (15):

$$\frac{\partial G_f / \partial dX_{ij}}{G_f} = \frac{\text{Cov}\left(\frac{\partial Y_f}{\partial dX_{ij}}, F_f\right)}{\text{Cov}(Y_f, F_f)} - \frac{E\left(\frac{\partial Y_i}{\partial dX_{ij}}\right)}{\mu_f} \quad (16)$$

בעזרת משוואה (13) ניתן לכתוב:

$$\frac{\partial G_f / \partial dX_{ij}}{G_f} = \frac{\text{Cov}(S_{ij}, F_f)}{\text{Cov}(Y_f, F_f)} - \frac{E(S_{ij})}{\mu_f} \quad (17)$$

חלק הראשון של משוואה (17) הוא מדד הרגרסיה, שנאמד ברגרסיית שכר רגילה עם משתנה עזר

Rank ( $S_{ij}$ ) הוא המשתנה התלוי, ו-  $Y_f$  הוא המשתנה הבלתי תלוי. ניתן להתייחס לזו כאל

ממוצע משוקלל בשיפוע עקומת הרגרסיה -  $S_{ij}$  ביחס למשתנה הבלתי תלוי  $Y_f$ , שבו השקלול נובע

ממדד גייני. החלק השני של משוואה (17) מתאר את השינוי הממוצע בהכנסת מרכיב ה-  $i$  ביחס

להכנסה הפרמנטית.

ניתן לכתוב את משוואה (17) בצורה אחרת:

(18)

$$\frac{\partial G_f / \partial dX_{ij}}{G_f} = \frac{E(S_{ij})}{\mu_f} \left( \frac{\text{Cov}(S_{ij}, F_f) \mu_f}{\text{Cov}(Y_f, F_f) E(S_{ij})} - 1 \right) = \frac{E(S_{ij})}{\mu_f} (\eta_{ij-1})$$

$\eta_{ij}$  גמישות ההכנסה. ניתן להראות, שגמישות ההכנסה היא ממוצע משוקלל של גמישויות ההכנסה לאורך עקומת "אנגל". מכאן, שגמישות ההכנסה אומדת את השפעתו של שקל אחד שמתקבל סביב השינוי ב-  $X_{ij}$ .

לא ניתן לחשב את גמישויות ההכנסה שבמשוואה (18) היות וצריך לחשב קודם כל את  $S_{ij}$  ומשתנה זה תלוי במשוואת השכר שנבחרת.

משוואת השכר הלוגית מתייחסת לפונקציית הייצור קוב-דגלאס מחסוג:

$$Y_j = A_j \prod_{i=1}^n X_{ij}^{\alpha_{ij}} e^{\sigma_{ij} u_j} \quad (19)$$

תחת ההנחה:

$$\alpha_{ij} \geq 0 \quad \forall ij, \quad X_{jk} > 0 \quad \forall ij; \quad j = 1, \dots, n \quad (20)$$

חישוב השינוי בשונות הבלתי מוסברת יעשה בהנחה ש:  $\sigma_i = 1$

בחתייחס לפונקציית הייצור לעיל (במשוואות שכר חצי לוגיות) ניתן לכתוב את השינוי האדטיבי:

$$SA_{ij} = \frac{\partial Y_i}{\partial X_{ij}} = \alpha_{ij} Y_i \quad (21)$$

ואת השינוי המכפלתי ניתן לכתוב:

$$SR_{ij} = X_{ij} SA_{ij} = \alpha_{ij} Y_i X_{ij} \quad (22)$$

לפיכך, ניתן לכתוב את גמישות ההכנסה עבור השינוי האדטיבי בצורה הבאה:

$$\eta_A = \frac{\text{Cov}\left(\frac{Y_i}{X_{ij}}, F_f\right)}{\text{Cov}(Y_f, F_f)} \cdot \frac{\mu_f}{E\left(\frac{Y_i}{X_{ij}}\right)} \quad (23)$$

ממשוואה (23) עולה כי ניתן לחשב את השפעת השינוי בחינוך על מדד גייני ללא אמידת משוואת

השכר.

**פרק ג' - שינוי בחינוך והשפעתו על אי השוויון בקרב משקי בית של שכירים ושל לא עובדים**

ההון האנושי כולל בסיס שהוא הכישרון הטבעי והחינוך בבית, וכמויות נוספות של הון אנושי שהן פרי השקעה בחינוך הפורמלי המייצג השקעה בהון אנושי בצורת לימוד בבתי ספר שונים והשקעה בחינוך בלתי פורמלי המייצג השקעות נוספות בהון האנושי בצורת לימוד אגב עבודה. את החינוך הפורמלי מבטא מספר שנות הלימוד. אולם מספר זה איננו משקף את איכותו של החינוך. הבדלים באיכות ההשכלה הפורמלית נובעים מהבדלים בטיב החכשרה הניתנת במוסדות חינוך שונים (כללית או מקצועית), ברמת המוסד, וכמו כן מהבדלים במידת ההצלחה של פרטים בלימודיהם. Mincer (1972) טען, כי ההשקעה של פרטים בחינוך הבלתי פורמלי תלויה אך ורק במספר שנות חניסיון שלהם בשוק העבודה וכי אין היא קשורה בגילם.

מידת השפעת החינוך על אי השוויון בהכנסות תלויה במספר גורמים: מרכיבי משוואת השכר, שיעור הגידול בהיצע העובדים המשכילים, הביקוש לעובדים משכילים, שיפור איכות הלימודים, השפעת איכות הלימודים על משוואת השכר ועל מרכיבי משוואה (17) (הכוללים את גודל השינוי ואת גמישות ההכנסה במדד ג'יני).

אמידת גמישות ההכנסה והטעות מבוססים על אלגוריתם של Yitzhaki (1991).

ההבדל בין התייחסות ליחידת משק הבית לבין התייחסות להשתתפות הפרט בשוק העבודה יתואר לפי תמש הגדרות שונות. האוכלוסייה הנבדקת לצורך זה היא משקי הבית של השכירים ושל הלא עובדים (נספח 1 מתייחס לכלל האוכלוסייה):

CH הרווחה החברתית הנמדדת לפי הצריכה למבוגר סטנדרטי עם שקלול מבוגר סטנדרטי.

PCI הרווחה החברתית הנמדדת לפי הצריכה לנפש עם שקלול נפשות.

PCH הרווחה החברתית הנמדדת לפי הצריכה לנפש עם שקלול מבוגר סטנדרטי.

CHPOS הרווחה החברתית הנמדדת לפי הצריכה למבוגר סטנדרטי באוכלוסייה שבה חכנסת ראש משק הבית חיובית.

HOHPOS הרווחה החברתית הנמדדת באוכלוסייה שבה חכנסת ראש משק הבית חיובית - אופייני לאמידת משוואות שכר.

ההגדרה הראשונה היא חשובה. כל שאר ההגדרות מופיעות לשם ניתוח רגישות.

השורה הראשונה בלוח 2 מציגה את מדד ג'יני של ההוצאות לצריכה לפי הגדרות שונות. השורות

השנייה והשלישית מציגות את גמישות ההכנסה של שינויים במשוואת השכר של ראשי משק בית

(HOH). שתי השורות הבאות מציגות את השינויים הללו בקרב בנות הזוג (SPO).



ניתן לראות, שממד גייני של החכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי של ראשי משק הבית בעלי חכנסה חיובית (HOHPOS) גבוה יותר מאשר לפי שאר ההגדרות - 0.39 (חמדד נמוך מזה שהתקבל בכלל האוכלוסייה). הממד הנמוך ביותר הוא זה המתייחס לאותה אוכלוסייה (בעלת חכנסה חיובית), שבה נמדדות החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי (CHPOS) - 0.28. מדד זה קטן במעט מחמדד המתייחס לבעלי חכנסות חיוביות ושיליות (CH). תוצאות דומות התקבלו בכלל האוכלוסייה. כאשר נמדדת הצריכה לנפש, אזי מדד גייני עם שקלול מבוגר סטנדרטי (PCH) גבוה ממדד גייני עם שקלול נפשות (PCI). הסבר לכך יכולה להיות העובדה, ששקלול מבוגר סטנדרטי לוקח בחשבון את עקרון ה"יתרון לגודל".

השורה השניה בלוח 2 מציגה את גמישות החכנסה בממד גייני, כאשר השינוי אדטיבי (תוספת של שנת לימוד אחת). גידול מספר שנות הלימוד של ראש משק הבית מגדיל את אי השוויון לפי הגדרת החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי עם שקלול מבוגר סטנדרטי (Ch) יותר מאשר לפי יתר ההגדרות. בעבודה החמישית קיבלה הגמישות ערך אחד, שפירושו אי שינוי באי השוויון. כלומר, השינוי האדטיבי של מספר שנות לימוד אינו משפיע על אי השוויון (בהתייחס למודל חצי-לוגי) מפני שההשכלה משפיעה על החכנסה בצורה מכפלתית. לפי הגדרת החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי כאשר החכנסה מעבודה שכירה של ראש משק הבית חיובית (CHPOS), גידול מספר שנות הלימוד מפחית את אי השוויון. ממצא דומה נמצא גם בארה"ב. לעומת זאת, כאשר הרווחה נמדדת לצריכה לנפש עם שקלול מבוגר סטנדרטי (PCH), אי השוויון גדל במקצת כשהיא נמדדת לפי שקלול נפשות (PCI), מופיע גידול ניכר, יחסית.

השורה השלישית בלוח 2 מציגה את גמישות החכנסה בממד גייני כאשר השינוי מכפלתי (גידול בתשואה לחינוך). ניתן לראות שגמישויות החכנסה גבוהות כשמדובר בשינוי מכפלתי יותר מאשר כשמדובר בשינוי אדטיבי, אבל המגמות בשני המקרים אחידות. שתי השורות הבאות מתייחסות לבנות הזוג. גמישות החכנסה של השינוי האדטיבי גבוהה אצל בנות הזוג יותר מאשר אצל ראשי משק הבית כאשר הרווחה מוגדרת לפי החוצאות לצריכה לנפש בשקלול נפשות (PCI). מגמה הפוכה מזו שנמצאה בארה"ב. לפי הגדרת הצריכה לנפש עם שקלול מבוגר סטנדרטי (PCH), גמישות החכנסה של השינוי האדטיבי קטנה מזו של הצריכה לנפש עם שקלול נפשות ודומה מאוד לגמישות החכנסה אצל ראשי משק הבית בארה"ב. גמישות החכנסה של השינוי האדטיבי היא הגבוהה ביותר כאשר הרווחה מוגדרת לפי החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי עם שקלול מבוגר סטנדרטי (CH) (תוצאה זו גבוהה מזו שהתקבלה בכלל האוכלוסייה ודומה לזו

שחתקבלה בארחה"ב). באוכלוסייה שבה הכנסות ראש משק הבית חיוביות, השינוי האדטיבי אצל בנות הזוג גבוה מזוה של ראשי משק הבית (כפי שנמצא גם בארחה"ב).  
 גמישויות ההכנסה של השינוי המכפלתי גבוחות מאלו של השינוי האדטיבי, אך המגמות דומות. מכאן, שהכנסת בנות הזוג מפחיתה את אי השוויון של ראשי משק הבית בעלי הכנסות חיוביות, זאת - הודות למתאם הגבוה בין הנטייה של בת הזוג לעבוד לבין הכנסת המשפחה והודות למתאם הגבוה בין הכנסת בנות הזוג ובין הכנסת המשפחה. מכאן, שהשפעה של שקל אחד בשוליים גבוהה (יצחקי וגביש 1986). ממצא דומה לגבי המשק האמריקאי העלו Lerman, and Yitzhaki (1985).

לוח 3 מציג את התפתחות גמישות ההכנסה לאורך זמן. השורה הראשונה מציגה את מדד גייני. בין השנים 1986/87 ו-1992/93 מדד גייני של ההוצאות לצריכה ירד (בשונה מארחה"ב, שבה נצפתה עלייה לאורך השנים).

השורות השנייה והשלישית מציגות את גמישות ההכנסה של ראשי משק הבית. כפי שניתן לראות, גמישות ההכנסה עבור השינוי האדטיבי (תוספת שנת לימוד אחת) עלתה לאורך השנים. השפעת רמת ההשכלה שינתה כיוון, כלומר מחקטנת אי השוויון למצב בו היא מגדילה את אי השוויון. השינוי המכפלתי (גידול בתשואה להשכלה) גדל גם הוא לאורך השנים. בקרב בנות הזוג המגמות דומות לאורך השנים גם השינוי האדטיבי וגם השינוי המכפלתי גדלו (בשונה מארחה"ב).

מכאן, שהשינויים האדטיבי והמכפלתי לפי הגדרת CH גבוהים אצל בנות הזוג יותר מאשר אצל ראשי משק הבית. כלומר, השכלתן של בנות הזוג מגדילה את אי השוויון יותר מאשר השכלת ראש משק הבית.

בעבודה זו נבדק כיצד גידול במספר שנות הלימוד השפיע על אי השוויון בהכנסה הפרמננטית בקרב משקי הבית בישראל ב-1986/87 וב-1992/93. לנוכח הקושי לחשב את ההכנסה הפרמננטית, נעזרתי בהוצאות לצריכה כמשקפות אותה. ההוצאות לצריכה רגישות פחות לתנודות במחזורי העסקים ובכך יתרון, שכן כאמור אנו מעוניינים בטווח הארוך ולא בשינויים זמניים.

בעבודה זו משולבת משוואת השכר באי השוויון בהתחלקות ההכנסה, כפי שנעשה בחתייחס לארה"ב על ידי Slottje, Yitzhaki and Zandvakili, שחתמקדו בחשפעת השינוי ברמת החשכלה על אי השוויון בהכנסה הפרמננטית של משקי הבית, לאורך זמן.

המדד ששימש אותי לחישוב אי השוויון הוא מדד גייני לחוצאות לצריכה. הוא הוצג בשתי שיטות: האחת - פירוק אי השוויון לפי מרכיבי החוצאות לתצרוכת (הכוללים: הכנסה מעבודה שכירה למבוגר סטנדרטי של ראש משק הבית, הכנסה זו של בן/בת חזוג והכנסה אחרת למבוגר סטנדרטי והשניה - בדיקת השפעת גודל השינוי ברמת החשכלה על אי השוויון בהכנסה הפרמננטית הממוצעת.

בשיטת הראשונה מדד גייני המתייחס למרכיבי ההכנסה של ראשי משק הבית גדל בין השנים הנבדקות, ואילו זה המתייחס לבנות חזוג ירד (מגמות אלו דומות למגמות שנמצאו בארה"ב). לעומת זאת, מדד גייני הכולל ירד מ-0.313 ב-1986/87 ל-0.298 ב-1992/93.

בשיטת השנייה לשם חישוב גמישות הטעות היה צורך לאמוד בצורה אקונומטרית את פונקציית השכר. המודל שיושם הוא המודל החצי לוגריטמי שחתאים במיוחד להשוואת החשפעות שנתנו את ביטוין בתקופות שונות. חשוב להדגיש, שלצורך עבודה זו החשובה היא טעות הרגרסיה, ואילו משתני הרגרסיה חשובים פחות.

מטרת העבודה היתה איפוא לעמוד על השפעת השינויים הבאים על אי השוויון: אחד - השינוי האדטיבי המלמד כיצד תוספת שנת לימוד אחת משפיעה על אי השוויון הכולל ושני - השינוי המכפלתי שמתייחס להגדלת התשואה לחינוך.

הממצאים שעלו בשיטת השנייה מורים על ירידה במדד גייני של החוצאות לצריכה לאורך זמן (בשונה מארה"ב, שבה מדד גייני עלה בין השנים הנבדקות) ועל עלייה בגמישות ההכנסה של השינוי האדטיבי ושל השינוי המכפלתי, תן בקרב ראש משק הבית והן בקרב בן/בת חזוג. מכאן, למרות ירידת אי השוויון גדלה האי שוויוניות שנגרמה על ידי שינוי בחשכלה.

לפיכך חשינויים האדטיבי והמכפלתי לפי הגדרת החוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי עם שקלול  
מבוגר סטנדרטי (CH) גבוהים אצל בנות הזוג יותר מאשר אצל ראשי משק הבית, כלומר שתוספת  
להשכלה של בנות הזוג מגדילה את אי השוויון יותר מאשר התוספת להשכלה של ראש משק הבית.

לוח 1. פירווק מדד גיני של הוצאות הצריכה למבוגר סטנדרטי, עבור שכירים ולא עובדים, 1986/87-1992/93

| הכנסה אחרת | הכנסה מעבודה של<br>בת/בן זוג |         | הכנסה מעבודה של<br>ראש משק הבית |         | הוצאות לצריכה |         |       |       |
|------------|------------------------------|---------|---------------------------------|---------|---------------|---------|-------|-------|
|            | 1992/93                      | 1986/87 | 1992/93                         | 1986/87 | 1992/93       | 1986/87 |       |       |
| 0.333      | 0.349                        | 0.148   | 0.127                           | 0.518   | 0.523         | 1.000   | 1.000 | S     |
| 0.210      | 0.307                        | 0.471   | 0.470                           | 0.554   | 0.539         |         |       | R     |
| 1.063      | 0.985                        | 0.774   | 0.789                           | 0.589   | 0.568         | 0.298   | 0.313 | G     |
| 0.251      | 0.338                        | 0.182   | 0.151                           | 0.568   | 0.511         | 1.000   | 1.000 | G%    |
| 0.750      | 0.758                        | 0.364   | 0.330                           | 0.675   | 0.702         |         |       | P     |
|            |                              | 0.379   | 0.361                           | 0.390   | 0.385         |         |       | G-pos |

לוח 2. השפעת ההגדרות השונות על אי השוויון באוכלוסיית השכירים והלא עובדים, 1992/93

| HOHPOS | CHPOS  | CH     | PCH    | PCI    |             |
|--------|--------|--------|--------|--------|-------------|
| 0.390  | 0.280  | 0.298  | 0.340  | 0.335  | גייג        |
| 1.000  | 0.915  | 1.095  | 1.002  | 1.026  | SA HOH      |
|        | (0.02) | (0.03) | (0.03) | (0.02) |             |
| 1.144  | 1.115  | 1.272  | 1.147  | 1.176  | SR HOH      |
| (0.01) | (0.03) | (0.03) | (0.03) | (0.03) |             |
| 0.710  | 1.131  | 1.226  | 1.009  | 1.108  | SA SPO      |
| (0.04) | (0.05) | (0.04) | (0.04) | (0.04) |             |
| 0.777  | 1.266  | 1.340  | 1.099  | 1.195  | SR SPO      |
| (0.04) | (0.05) | (0.04) | (0.04) | (0.04) |             |
| 2,908  | 2,905  | 4,607  | 4,607  | 4,607  | מספר תצפיות |

לוח 3. השינוי בגמישויות באוכלוסיית השכירים והלא עובדים,  
לפי הגדרת CH, ב-1986/87 וב-1992/93

| 1992/93         | 1986/87         |             |
|-----------------|-----------------|-------------|
| 0.298           | 0.313           | ג'יני       |
| 1.095<br>(0.03) | 0.977<br>(0.03) | SA HOH      |
| 1.272<br>(0.03) | 1.191<br>(0.03) | SR HOH      |
| 1.226<br>(0.04) | 1.185<br>(0.04) | SA SPO      |
| 1.340<br>(0.04) | 1.315<br>(0.05) | SR SPO      |
| 4,607           | 4,436           | מספר תצפיות |

## ביבליוגרפיה

אחדות, לאה (1993). "אי שוויון בהתחלקות ההכנסות והרכב ההכנסות: ישראל 1979-1991", סקירה  
שנתית 1992-1993, עמודים 195-226, המוסד לביטוח לאומי.

אמיר, שמואל (1975). "הכנסות מעבודה של שכירים בישראל 1968/69", דו"ח מחקר 24, מכון פאלק.

----- (1976 א) "הכנסות מעבודה של שכירים ילידי ישראל דור ראשון בארץ", מכון פאלק.

----- (1980) "התפתחות פונקציית השכר של גברים יחודים בישראל, בין השנים 1968/69 עד 1975/76",  
סקר בנק ישראל 52.

בן-יוסף, תמר (1976). "ניתוח הגורמים להבדלי שכר בין גברים ונשים בישראל, 1971", מכון פאלק.

גרונוא, ראובן (1978). "השתתפות נשים בכוח העבודה ומבנה שכרן", מכון פאלק.

חלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1992/93, חלק ג': תקציב משקי בית לפי רמת  
הכנסה.

-----, סקר הוצאות המשפחה 1986/87, חלק א': סיכומים כלליים וחלק ג':  
הכנסות.

-----, שנתון סטטיסטי לישראל 1995, כרך 46, פרק 12.

יצחקי, שלמה וגביש, יוסף (1986). "השפעת חכנסת משק הבית ממקורות שונים על אי השוויון בין משפחות  
במשק", מכון פאלק.



Cutler, D. M. and L. F. Katz (1991). "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged".  
*Brookings Papers on Economic Activity*. 1-74.

Filer, R. K. (1993). "The Usefulness of Predicted Values for Prior Work Experience in Analyzing  
Labor Market Outcomes for Women". *The Journal of Human Resources*. 28(3) : 519-37.

Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, N.J.: Princeton  
University Press.

Fuchs, V. R. (1989), "Women's Quest for Economic Equality", *Journal of Economic  
Perspectives*. 3 1 : 25-41.

Garner, T. (1993), "Consumer Expenditures and Inequality", *Review of Economics and  
Statistics*. 75: 134-137.

Gramlich, E.M., R. Kasten, and F. Sammartino (1992), "Growing Inequality in the 1980's: The  
Role of Federal Taxes and Cash Transfers", in S. Damziger and P. Gottschalk eds. , *Uneven  
Tides: Rising Inequality in America*, New York: Russel Sage Foundation.

Jenkins, S.P.(1994), "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analysis for the UK,  
1971-86", *Economica*  
(forthcoming).

Jorgenson, D.W. and D. Slesnick, (1984). "Inequality in the Distribution of Individual Welfare",  
*Advances in Econometrics*. 3: 157-204.

Karoly, L.A.,(1992). "Trend in Income Inequality: The Impact of, and Implications for, Tax Policy", Mimeo.

-----,(1994) "Trends in Income Inequality: The Impact of, and Implications for, Tax Policy", in Slemrod, J. (ed.) *Tax Progressivity and Income Inequality*, Cambridge: Cambridge University Press,95-129 .

----- and G. Burtless (1994), "Demographic Change, Rising Earning Inequality and the Distribution of Personal Well-being, 1959-1989", The Rand Corporation, Santa Monica,CA.

Korenman, S., and Neumark, D. (1992), "Marriage, Motherhood, and Wages", *The Journal of Human Resources*,27 2 : 233-55.

Leibowitz, A. S. (1972), "Women's Allocation of Time to Market and Nonmarket Activities: Differences by Education.", *Ph.D dissertation*, Columbia University.

Lerman, R. I. and S. Yitzhaki,(1985) "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States", *Review of Economics and Statistics*. 67: 151-156.

----- (1989) . "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients", *Journal of Econometrics*, 42: 43-47.

Mincer J. (1972). *Schooling, Experience and Earning*, Washington, National Bureau of Economic Research.

Pechman, J.A. (1990). "The Future of the Income Tax", *American Economic Review*. 80: 1-20.

Slemord, J.(1992). "Taxation and Inequality: A Time-Exposure Perspective", *NBER Working Paper No. 3999*.

Slottje, D., S. Yitzhaki, and S. Zandvakili, "Return to Schooling and Rising Inequality in the U.S."

Yitzhaki, S. (1991), "Calculating Jackknife Variance Estimators for Parameters of the Gini Method," *Journal of Business and Economics Statistics*, 9, No. 2: 235-239.

נספח 1 - שינוי בחינוך והשפעתו על אי השוויון בכלל האוכלוסייה

ההבדל בין ההתייחסות ליחידת משק הבית לבין השתתפות הפרט בשוק העבודה יתואר על ידי חמש הגדרות שונות כאשר והאוכלוסייה הנבדקת תהיה משקי הבית השכירים, העצמאים וחלא עובדים :

PCI הרווחה החברתית נמדדת לפי הצריכה לנפש עם שקלול נפשות.

PCH הרווחה החברתית נמדדת לפי הצריכה לנפש עם שקלול מבוגר סטנדרטי.

CH הרווחה החברתית נמדדת לפי הצריכה למבוגר סטנדרטי עם שקלול מבוגר סטנדרטי.

CHPOS הרווחה החברתית נמדדת לפי הצריכה למבוגר סטנדרטי של ראשי משק הבית בעלי

הכנסה חיובית.

HOHPOS הרווחה החברתית נמדדת לפי ההכנסה החיובית של ראש משק הבית - אופייני לאמידת

משוואות שכר.

חשורה הראשונה בלוח 1א מציגה את מדד גייני של החוצאות לצריכה לפי ההגדרות השונות.

חשורות השנייה והשלישית מציגות את גמישות ההכנסה של השינוי האדטיבי והשינוי המכפלתי

של ראש משק הבית (HOH). שתי חשורות הבאות מציגות את השינויים הללו אצל בן/בת הזוג

(SPO).

ניתן לראות, שמדד גייני של ההכנסה מעבודה למבוגר סטנדרטי בקרב ראשי משק הבית שחכנסתם

חיובית גבוה יחסית למדד שחושב לפי שאר ההגדרות - 0.41. מדד גייני הנמוך ביותר - 0.28 - נמצא

באוכלוסייה זו (ראשי משק בית בעלי הכנסות חיוביות) כאשר המדד מתייחס לחוצאות לצריכה

למבוגר סטנדרטי. לעומת זאת, מדד גייני שחושב בהתייחס להכנסה מעבודה למבוגר סטנדרטי

בקרב ראשי משק הבית עם חכנסות חיוביות ושליטיות (CH) הגיע לכ-0.30 (בדומה למה שנמצא

באוכלוסיית השכירים וחלא עובדים). מדד גייני בהתייחס לצריכה לנפש עם שקלול מבוגר סטנדרטי

גבוה במעט ממדד זה שחושב עם שקלול נפשות.

חשורה השנייה בלוח 1א מציגה את גמישות ההכנסה כאשר השינוי אדטיבי. לפי הגדרת החוצאות

לצריכה למבוגר סטנדרטי שמשוקללות בשקלול מבוגר סטנדרטי (Ch) עליית רמת השכלתו של

ראש משק הבית מגדילה מאוד את אי השוויון יחסית לשאר ההגדרות. לעומת זאת, לפי הגדרת

חוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי באוכלוסייה שבה חכנסות ראש משק הבית חיוביות (CHPOS)

השכלה נוספת מפחיתה את אי השוויון בפחות מאשר כשמדובר בשכירים ובלא עובדים. כאשר

מתייחסים לצריכה לנפש בלי קשר לשקלול, אי השוויון גדל מאוד. יחסית לגידול שנמצא

באוכלוסיית השכירים והלא עובדים.

בשורה השלישית של לוח 1א מופיעה גמישות ההכנסה במדד גייני בהתייחס לשינוי המכפלת. כפי שציפיתי, גמישויות ההכנסה גבוהות כשמדובר בשינוי מכפלתי יותר מאשר כשמדובר בשינוי אדטיבי אבל חמגמה אחידה.

שתי השורות הבאות מתייחסות לבנות הזוג. גמישות ההכנסה של השינוי האדטיבי גבוהה יחסית לזו שנמצאה אצל ראשי משק הבית כאשר מתייחסים להוצאות לצריכה לנפש עם שקלול נפשות, ואילו כאשר השקלול נעשה לפי מבוגר סטנדרטי, החשפעה קטנה מזו שנמצאה אצל ראשי משק הבית. החשפעה הגדולה ביותר נמצאה לפי הגדרת ההוצאות לצריכה למבוגר סטנדרטי עם שקלול מבוגר סטנדרטי (CH). אך חשפעה זו קטנה מזו שנמצאה באוכלוסיית השכירים והלא עובדים. בדומה, גם כשמדובר בבנות הזוג השינוי האדטיבי באוכלוסייה שבה חכנסות ראש משק הבית חיוביות גדול מזה שנמצא אצל ראשי משק הבית וקטן מזה שנמצא באוכלוסיית השכירים והלא עובדים.

גמישויות ההכנסה של השינוי המכפלתי גבוהות מאלו של השינוי האדטיבי, אך חמגמות דומות. לוח 2א מציג את החתפתחות של גמישות ההכנסה לאורך זמן. השורה הראשונה מציגה את מדד גייני ומלמדת, כי מדד גייני של ההוצאות לצריכה ירד.

השורות השנייה והשלישית מציגות את גמישות ההכנסה ביחס לשני השינויים, האדטיבי והמכפלתי אצל ראשי משק הבית. כפי שניתן לראות, גמישות ההכנסה כשמדובר בשינוי האדטיבי (תוספת שנת לימוד אחת) גברה לאורך השנים אך כיוון השפעתה של תוספת ההשכלה חשתנתה: מחקטנת אי חשויון להגדלתו. השינוי המכפלתי (גידול בתשואה לחינוך) גדל גם כן, לאורך השנים. חמגמות אצל בנות הזוג דומות. עם השנים גם השינוי האדטיבי וגם השינוי המכפלתי גדלים. ב-1986/87 מדד גייני של כלל האוכלוסייה גבוה מהמדד המקביל באוכלוסיית השכירים ולא עובדים, אך חגמישויות היו קטנות יותר. לעומת זאת, ב-1992/93 מדד גייני של כלל האוכלוסייה היה נמוך יותר מאשר באוכלוסיית השכירים והלא עובדים, וכן היו קטנות חגמישויות חמיוחסות לבנות הזוג. בקרב ראשי משק הבית חגמישויות לעומת זאת, היו גדולות יותר.

לוח 1א. השפעת ההגדרות השונות על אי השוויון בכלל האוכלוסייה, 1992/93

| HOHPOS          | CHPOS           | CH              | PCH             | PCI             |             |
|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------|
| 0.407           | 0.279           | 0.295           | 0.336           | 0.332           | גייג        |
| 1.000           | 0.944<br>(0.02) | 1.105<br>(0.03) | 1.018<br>(0.02) | 1.039<br>(0.02) | SA HOH      |
| 1.129<br>(0.01) | 1.163<br>(0.03) | 1.299<br>(0.03) | 1.176<br>(0.03) | 1.206<br>(0.03) | SR HOH      |
| 0.564<br>(0.04) | 1.112<br>(0.05) | 1.199<br>(0.04) | 1.008<br>(0.04) | 1.104<br>(0.04) | SA SPO      |
| 0.627<br>(0.04) | 1.257<br>(0.05) | 1.318<br>(0.04) | 1.107<br>(0.04) | 1.200<br>(0.04) | SR SPO      |
| 3,510           | 3,507           | 5,212           | 5,212           | 5,212           | מספר תצפיות |

לוח 2א. השינוי בגמישויות בכלל האוכלוסייה, לפי הגדרת CH,  
ב-1986/87 וב-1992/93

| 1992/93         | 1986/87         |             |
|-----------------|-----------------|-------------|
| 0.295           | 0.315           | ג'יני       |
| 1.105<br>(0.03) | 0.973<br>(0.03) | SA HOH      |
| 1.299<br>(0.03) | 1.182<br>(0.03) | SR HOH      |
| 1.199<br>(0.04) | 1.151<br>(0.04) | SA SPO      |
| 1.318<br>(0.04) | 1.278<br>(0.04) | SR SPO      |
| 5,212           | 5,000           | מספר תצפיות |

---

ניתן להזמין פרסומים במוסד לביטוח לאומי, מינהל המחקר והתכנון,  
שד' ויצמן 13, ירושלים 91909, טל. (02)709579

---