



מחלקת המס הכנסה
מחלקת המס הערך המוסף

המוסד לביטוח לאומי
האגף למחקר ותכנון

מדידת העוני: גישות תיאורטיות ומגמות
בישראל בשנים 1979-1984*

מאת

לאה אחדות ודוד ביגמן**

* מחקר זה מומן בסיוע האגודה הישראלית לקרנות מחקר וחינוך והמועצה הלאומית למחקר ופיתוח. תודתנו נתונה לאלכסנדר גאליה ולאסתר שרון מהאגף למחקר ולתכנון על עיבוד הנתונים במחשב.

** האגף למחקר ולתכנון, המוסד לביטוח לאומי והמחלקה לכלכלה חקלאית, האוניברסיטה העברית בירושלים, בהתאמה.

הספרות הכלכלית העוסקת במדידת העוני מתמקדת בשתי בעיות עיקריות: בעיית זיהוי האוכלוסייה הענייה ובעיית צירוף נתוני העוני של האוכלוסייה הענייה למדד אגרגטיבי. בעיית זיהוי האוכלוסייה הענייה, שהיא השלב הראשון במדידת העוני, באה על פתרונה עם קביעת קו העוני. משפחה נחשבת לענייה כאשר הכנסתה נמוכה מקו העוני. עומק העוני נמדד על ידי הפער שבין קו העוני לבין הכנסת המשפחה. הספרות הכלכלית, התיאורטית והאמפירית כאחד, הקדישה מקום נכבד לגישות השונות לקביעת קו העוני (כגון: הגישה האבסולוטית לעומת היחסית) ולניתוח מושגי ה"הכנסה" האלטרנטיביים היכולים לשמש אינדיקציה לעוני של הפרט.

בעשור השנים האחרונות התקיים דיון תיאורטי נרחב בבעיית האגרגציה שעסקה בפיתוחם של מדדי עוני אשר יתנו ביטוי מקיף וכולל לעוני מנקודת הראות של המשק הלאומי. שני מדדי העוני האגרגטיביים המקובלים במחקרים האמפיריים בארצות רבות ובישראל הם תחולת העוני ופער העוני. השימוש במדדים הללו מעורר שתי בעיות:

א. כל אחד משני המדדים מתאר מימד אחד בלבד של תופעת העוני. מדד תחולת העוני מתייחס רק למספר העניים ואילו מדד פער העוני מתייחס רק למידת עומק העוני של האוכלוסייה הענייה. לפיכך ייתכן מצב שבו המדדים השונים יצביעו על מגמות שונות לגבי התפתחות העוני משנה לשנה, כפי שנראה להלן.

ב. שני המדדים גם יחד מתעלמים מן ההבדלים הגדולים בפער העוני שבין הפרטים העניים לבין עצמם, הבאים לידי ביטוי באי-שוויון חלוקת ההכנסות בתוך האוכלוסייה הענייה - אף כי גורם זה הוא מאפיין חשוב של תופעת העוני.

מטרת מאמר זה להציג מספר מדדי עוני אלטרנטיביים, שהוצעו בשנים האחרונות בספרות הכלכלית ולהדגים את ההבדלים ביניהם באמצעות ניתוח אמפירי של מגמות השינוי שחלו בעוני בישראל בשנים 1979-1984. בחלקו הראשון של המאמר נדון במדדי העוני המקובלים דהיינו, תחולת העוני ופער העוני, ובבקורת עליהם. בחלק השני נסקור בקצרה את מדדי העוני האלטרנטיביים, אגב הבהרת הגישות התיאורטיות השונות עליהן מבוססים המדדים. בחלק השלישי נביא מימצאים אמפיריים על התפתחות העוני בישראל על פי מדדי עוני נבחרים ועל רקע ההתפתחויות הכלכליות שהתרחשו במשק הישראלי בשנים 1979-1984. נסכם את המאמר בדיון ובמסקנות העולות מתוך העבודה לגבי בחירתו של מדד עוני.

1. התאוריה הכלכלית של מדדי עוני

מדדי העוני המקובלים ביותר במחקרים האמפיריים הם כאמור מדד תחולת העוני ומדד פער העוני. מדד תחולת העוני, המכונה בספרות הכלכלית Head Count Ratio, מייצג את היקף העוני והוא מוגדר כשעור העניים בכלל האוכלוסייה. אם q הוא מספר המשפחות (או הפרטים) שהכנסתן נמוכה מקו העוני n הוא מספר כלל המשפחות (או הפרטים) באוכלוסייה, אזי מדד תחולת העוני, שיסומן ע"י H , מוגדר על ידי היחס:

$$(1) \quad H = q/n$$

מדד פער העוני מאפיין את עומק העוני. נגדיר את פער העוני של משפחה ענייה כהפרש שבין הכנסת "קו-העוני" לבין הכנסתה בפועל. אם קו העוני הוא Z והכנסת המשפחה היא Y_i אזי פער העוני למשפחה, שיסומן ע"י g_i יהיה: $g_i = Z - Y_i$. מדד פער העוני מייצג את פער העוני של האוכלוסייה כולה והוא מוגדר כסכום פערי העוני של כל העניים. ניתן לתקן את מדד

פער העוני ולנסח אותו כיחס שבין פער העוני הממוצע למשפחה ענייה לבין קו העוני. מדד פער העוני המתוקנן, שנסמנו ב-G, נקרא יחס פער העוני (Income Gap Ratio), והוא נתון על ידי:

$$(2) \quad G = \frac{\sum_{i=1}^q g_i}{qZ} = \frac{Z - \bar{Y}_p}{Z} = 1 - \frac{\bar{Y}_p}{Z}$$

כאשר \bar{Y}_p היא ההכנסה הממוצעת של העניים. מדד זה מבטא את שעור הגידול הממוצע שצריך לחול בהכנסת האוכלוסייה הענייה כדי להביא אותה להכנסת קו העוני.

להחלטה האם לאמץ את H או את G כמדד העוני עשויות להיות השלכות על תכנון המדיניות בתחום ההכנסות שמטרתה לצמצם את העוני (כמו תמיכות או מיסים). נניח, לדוגמה, שמחליטים להקציב סכום מסוים לתמיכה בעניים ועולה השאלה כיצד לחלקן ביניהם. אם מטרת קובע המדיניות היא להקטין ככל האפשר את מספר העניים, הרי שעליו להעניק את התמיכה דווקא לאותם עניים שפער העוני שלהם קטן יחסית, כך שהכנסתם לאחר קבלתה תהיה גבוהה מקו העוני. אך אם המטרה היא לצמצם את פער העוני הכולל, הרי שאפשר לחלק בצורות שונות את התקציב האמור בין העניים: רק ל"עניים ביותר" או גם ל"עניים פחות". יתר על כן, מסתבר כי יש לפחות שתי אפשרויות לחלוקת התקציב בצורה שתצמצם את פער העוני בשיעור שווה אך שתותיר מספר שונה של עניים.

הביקורת על שני מדדי העוני המקובלים - H ו-G - היא בכמה מישורים. תחולת העוני, H, מתייחסת רק למספר העניים ומתעלמת מעומקו של פער העוני. לפיכך, כאשר קטנה הכנסתו של פרט עני כלשהו, או כאשר חלה העברת הכנסה מעני אחד לעני אחר (כל עוד ה"מקבל" נשאר עני) תחולת

העוני אינה משתנה. מדד פער העוני, לעומת זאת, אינו מבטא את מספר העניים. כמו כן אין הוא מתחשב כלל באופן חלוקתו של פער העוני בין העניים. מסיבה זו גם מדד פער העוני אינו רגיש כלל להעברת הכנסה מעני אחד למשנהו. נניח, לדוגמה כי נעשתה העברת הכנסה מפרט עני מסוים לפרט אחר שגם הוא עני אך שמצבו טוב יותר, ובלבד שמקבל ההכנסה נשאר עני גם לאחר ההעברה. העברת הכנסה מעין זו מגדילה אמנם את פער העוני של העני ה"נותן" אך היא מקטינה באותה מידה את פער העוני של העני ה"מקבל" - ואינה משנה את G. נשאלת איפוא השאלה האם העוני הכולל אמנם לא הושפע כלל מהעברה מסוג זה? מנתוני ההעברה אנו יודעים כי, ה"נותן" היה שרוי במצוקה יחסית גדולה יותר מזו של העני ה"מקבל", והעברת הכנסה רגרסיבית מסוג זה הגדילה את הפער של מי שמלכתחילה היה נזקק יותר והקטינה את הפער של מי שמלכתחילה היה נזקק פחות. האם נכון לומר במקרה כזה שהמצוקה הכללית באוכלוסייה גדלה, ושעל מדד עוני לשקף זאת?

מושג המצוקה היחסית מופיע בספרות הכלכלית על העוני, כנקודת מוצא לניסוחם של מספר תנאים שמדדי עוני אגרגאטיביים צריכים לקיים כדי שיבטאו את נורמות המוסר החברתי המקובלות ולפיתוחם, על בסיס תנאים אלה, של מדדים הרגישים גם לשינויים בהתחלקות הכנסות העניים. הבולט מבין החוקרים בתחום זה היה Amartya Sen.

במאמרו החלוצי (1976) ניסח Sen מערכת בסיסית של שלוש אקסיומות (או תכונות רצויות) שמדד עוני אגרגאטיבי צריך לקיים:

(F) אקסיומת המיקוד (Focus Axiom): בהינתן קו העוני, מדד העוני האגרגאטיבי נקבע על-פי הכנסות העניים בלבד ואינו תלוי בהכנסותיהם של אלה שאינם עניים.

(M) אקסיומת המונוטוניות (Monotonicity Axiom): בהיות שאר הדברים קבועים, צמצום הכנסתו של פרט עני כלשהו חייב להגדיל את מדד העוני האגרגאטיבי.

(T) אקסיומת ההעברה (Transfer Axiom): בהיות שאר הדברים קבועים, העברת הכנסה מפרט עני לפרט עשיר יותר תעלה את מדד העוני האגרגאטיבי.

במאמר מאוחר יותר (1979) המיר Sen את אקסיומת ההעברה באקסיומת העברה חלשה יותר (Weak Transfer Axiom) ²¹.

(WT) אקסיומת ההעברה החלשה: בהיות שאר הדברים קבועים, העברת הכנסה מפרט עני לפרט עני אחר, שהוא עני פחות מהנותן אך נשאר עני גם לאחר ההעברה, תעלה את מדד העוני האגרגאטיבי.

אקסיומת המונוטוניות נועדה להבטיח שמדד העוני יהיה רגיש לאובדן או לתוספת הכנסה אצל העניים ומצביעה על כיוון השינוי שיחול במדד. מדד תחולת העוני, הנקבע רק על פי מספר העניים, אינו מקיים, כאמור, דרישה זו, אך מדד פער העוני מקיימה. אקסיומת ההעברה דורשת כי מדד עוני יהיה רגיש לשינויים בהתחלקות הכנסה של העניים. עלייה באי שוויון התחלקות הכנסות העניים כתוצאה מהעברת הכנסה רגרסיבית חייבת להגדיל את מדד העוני. שני המדדים המקובלים, H ו-G, אינם מקיימים, כאמור, דרישה זו.

ההצדקה לאימוץ אקסיומת ההעברה ניתנת ע"י Sen בשני נימוקים: הנימוק הראשון (1981) מתייחס להשוואת הפסד התועלת של הפרט שהכנסתו קטנה

לרווח התועלת של הפרט שהכנסתו גדלה. אם נניח שהתועלת השולית של ההכנסה היא חיובית אך פוחתת, הרי שהעברה "רגרסיבית" מפרט עני לפרט שהוא עשיר ממנו תפחית את התועלת של ה"נותן" יותר מכפי שתעלה את התועלת של ה"מקבל", ובתוצאה מכך יגדל העוני הכולל. נימוקו השני של Sen ניתן במונחים של מצוקה יחסית. כאשר נעשית העברה הכנסה רגרסיבית מפרט אחד לפרט אחר שמצוקתו קטנה יותר, תגדל המצוקה היחסית הכוללת.

העובדה, שמדד תחולת העוני ומדד פער העוני לא מקיימים את שלוש האקסיומות הבסיסיות יחדיו, הניעה את Sen להציע מדד עוני חדש, והוא עשה זאת בשלושה שלבים:

א. מדד העוני הכולל הוגדר כסכום משוקלל של פערי העוני הפרטיים.

$$(3) P = A \sum_{i=1}^q V_i g_i$$

כאשר g_i - פער העוני של פרט i .

V_i - המשקל הניתן לפער העוני של פרט i .

A - גורם נרמול.

ב. A ו- V_i הם פונקציה של הכנסת קו העוני ווקטור ההכנסות Y . המשקלות V_i נבחרו כך שמדד העוני יקיים את שלושת הדרישות. באופן ספציפי, Sen הגדיר את המשקל V_i על פי מיקומו של הפרט העני בסולם המדרג את כל העניים לפי הכנסתם. כלומר, $V_i = (q+1-i)$, כאשר q הוא מספר העניים. לפרט העני ביותר יינתן המשקל q ואילו לפרט הפחות עני יינתן המשקל 1. מערכת שקלול זו. השאולה מתחום מדידת אי השוויון בהתחלקות ההכנסות. מניחה באופן

סמוי כי קבוצת ההתייחסות של העני היא האוכלוסייה הענייה בלבד. כך שהתחושה הסובייקטיבית של מצוקה יחסית של פרט עני כלשהו תלויה לא רק בפער העוני שלו אלא גם במספר העניים שמצבם טוב משלו. Sen נימק את השימוש במשקלות אלה באופן הבא:

"The greater the rank value the more is the person deprived in terms of relative deprivation with respect to others in the same category..... This makes the weights equi-distanced, and the procedure is in the same spirit as Borda's famous argument for the rank order methods of decisions, choosing equal distances in the absence of a convincing case for any alternative assumption. While this too is arbitrary, it captures the notion of relative deprivation in a simple way... (1979, p. 297)

ג. גורם הנרמול A נקבע כך שבמצב שבו לכל העניים יש הכנסה זהה (שוויון מלא בהכנסות העניים) יהיה מדד העוני שווה ל-HG.

קביעה זו של המשקלות, v_i , ושל גורם הנרמול, A, הביאה לכך שלמדד העוני המוצע, PS, יש את המבנה הבא (ראה נספח):

$$(4) \quad PS = \frac{2}{(q+1)Z_n} \sum_{i=1}^q (q+1-i)g_i$$

$$(5) \quad PS = H [G+(1-G)I_p] \quad \text{ובקירוב:}$$

כאשר I_p הוא מדד אי השוויון של ג'יני להתחלקות ההכנסות בין העניים.

ערכו של המדד PS נע בין 0 ל-1. הוא מקיים, כאמור, את אקסיומת המונוטוניות ואקסיומת ההעברה החלשה, ומכאן שהוא רגיש גם לדפוסי התחלקות הכנסות העניים.

בקביעת המשקלות על פי הדירוג, כביטוי למושג המצוקה היחסית, יש מידה של שרירותיות, אשר הניעה חוקרים נוספים להציע מדדים אחרים. בדרך כלל הם אימצו את הגישה הבסיסית של Sen לבנית המדד אך הציעו אינדיקטורים שונים למושג המצוקה היחסית. Kakwani (1980) הציע שהמשקל יבטא רגישות רבה יותר למצוקה היחסית מזו שמבטא משקל הדירוג של Sen. המדד הכללי שהציע Kakwani הוא:

$$(6) \quad PK = \frac{\sum_{i=1}^q g_i (q+1-i)^k}{nZ\theta_k(q)}$$

$$\theta_k(q) = \sum_{i=1}^q i^k$$

כאשר:

עבור $K=1$ מדד PK זהה למדד PS. במקרה זה, העברת הכנסה בגודל מסוים בין שני פרטים כלשהם (ובלבד שדירוג הפרטים אינו משתנה בעקבות ההעברה) תשפיע על מדד העוני במידה שווה בין אם הפרטים הללו הם בזנב התחתון של התפלגות ההכנסות ובין אם הם בזנב העליון². עבור K גדול מ-1 יהיה המדד רגיש יותר להעברות הכנסה בחלק התחתון של התפלגות הכנסות העניים, כך שלהעברת הכנסה "פרוגרסיבית" בחלק התחתון של התפלגות תהיה השפעה גדולה יותר על צמצום העוני מאשר להעברת הכנסה דומה בין פרטים באזורים גבוהים יותר של התפלגות³. רגישות זו תהיה גבוהה יותר ככל ש-K יהיה גדול מ-1. את המדד PK אפשר לנסח גם באופן הבא:

$$(7) \quad PK = H [GK + (1-GK)IK]$$

GK הוא פער העוני המשוקלל במשקלות שבחר Kakwani ו-KI הוא מדד ג'יני המורחב (Extended Gini) להתפלגות הכנסות העניים.⁴

Greer, Foster ו-Thorbecke (1984 להלן FGT) אמצו גם הם את הניסוח הכללי של Sen למדד העוני, אך הציעו כמשקלות את פערי העוני עצמם, המייצגים את גודל המצוקה היחסית. על פי גישה זו, המצוקה היחסית אינה נמדדת בדירוג של הפרט העני יחסית לפרטים העניים האחרים, אלא על-פי גודל הפער בין הכנסותיו לבין הכנסות העניים האחרים, או לבין ההכנסה הממוצעת של האוכלוסייה הענייה. את המדד שהוצע על ידם ניתן לכתוב באופן הבא:

$$(8) \quad PF = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{g_i}{Z} \right)^{\alpha-1}$$

כאשר $\alpha \geq 1$ הינו פרמטר המייצג "שנאת עוני".

עבור $\alpha = 1$, PF שווה לתחולת העוני H, ואילו עבור $\alpha = 2$, PF שווה למכפלת המדדים HG. המדד יהיה רגיש לשינויים בהתחלקות הכנסות העניים כאשר $\alpha \geq 3$. FGT ייחדו מקום נרחב במאמרם למקרה של $\alpha = 3$. במקרה זה נוכל לכתוב את המדד באופן הבא:

$$(9) \quad PF_3 = H[G^2 + (1-G)^2 CV^2]$$

כאשר CV הוא מקדם ההשתנות המתאים להכנסות העניים.⁵ בחירת הדירוג כמשקל, במדד של Sen, מגדירה אפוא את מדד ג'יני כמדד אי שוויון להכנסות העניים, בעוד שבחירת פער העוני כמשקל, במדד של FGT (עבור $\alpha = 3$), מגדירה את מקדם ההשתנות כמדד אי שוויון. בדומה למדד PK עבור $\alpha > 1$, המדד PF עבור $\alpha > 3$ רגיש יותר להעברת הכנסה בחלק התחתון של התפלגות הכנסות העניים מאשר באזורים אחרים של התפלגות.

Bigman (1986) הציע גישה שונה לבניית מדד העוני. במקום לקבוע משקלות כך שהמדד המוצע יקיים את שלושת האקסיומות - שכן קביעת המשקלות היא, בהכרח, שרירותית במדה רבה - הוא בחן מהו המבנה המתמטי של המדד הנובע מעצם הדרישות הללו. הוא הראה כי כל אקסיומה מטילה מגבלה מסויימת על המבנה של המדד ולכן מקטינה את קבוצת הפונקציות המתמטיות שיכולות לשמש כמדד. הוא גם הגדיר את האקסיומה המביאה לכך שהמדד יהיה אדיטיבי - כפי ש-Sen הניח. לבסוף הוא הוכיח כי שלושת האקסיומות מגדירות משפחה כללית של מדדי עוני בעלת המבנה הבא:

$$(10) \quad PB = A \sum_{i=1}^q \left(\frac{g_i}{Z} \right)^\alpha (q+1-i)^\beta \left(\frac{g_i}{Z} \right)$$

כאשר $\alpha > 0$, $\beta > 0$ ובלבד שמתקיים $\alpha + \beta \geq 1$ קל להראות כי כל מדדי העוני שנסקרו לעיל - וכן גם רוב המדדים האחרים שהוצעו ושלא נסקרו במאמר זה - נכללים, כמקרים פרטיים, ב-PB. מדד זה מאפשר לבטא את המצוקה היחסית הן על פי הדירוג של הפרט באוכלוסיית העניים והן על פי הגודל האבסולוטי של פער העוני. מדד עוני שבו גם $\alpha > 1$ וגם $\beta > 1$ מבטא איפוא רגישות הן למצוקה היחסית והן למצוקה האבסולוטית. המדד יכול להעשות רגיש יותר לכל אחד משני גורמי המצוקה הללו על ידי בחירה מתאימה של הפרמטרים α או β .

במקרה המיוחד שבו $\alpha = \beta = 1$, אפשר לכתוב את המדד באופן הבא:

$$(11) \quad P(Z, Y, 1, 1) = H [GB^2 + (1-GB)^2 IB^2]$$

GB הוא פער עוני משוקלל בדירוג ההכנסות ו-IB הוא מדד אי שוויון

המוגדר כמקדם השתנות מורחב (Extended CV), שבו הסטיות מהמוצע משוקללות בדירוג. בניגוד למקדם ההשתנות הרגיל, שנותן אותו משקל לשינוי בהכנסה בזנב התחתון כמו לזה שבזנב העליון, מקדם ההשתנות המורחב נותן משקל גבוה יותר לשינויים בחלק התחתון של התפלגות ההכנסות.

III. מדידת העוני בישראל: 1984-1979

בחלק זה של המאמר נציג ממצאים אמפיריים על מגמות השינוי בעוני שחלו בישראל בשנים 1979-1984, בהתייחס לשישה מדדי עוני; תחולת העוני (H), יחס פער העוני (G) ומדדי העוני שהוצעו על ידי Sen (PS), Kakwani (PK, K=2), FGT, (PF, $\alpha=3$) ו-Bigman-1 (PB, $\alpha=\beta=1$). מקור הנתונים לעבודה האמפירית הם סקרי ההכנסות, הנערכים מדי שנה על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. היחידה הנחקרת בסקרים אלה היא משק הבית, והאוכלוסייה כוללת את כל משקי הבית העירוניים המוגדרים כשכירים או כלא-עובדים.

הגדרת קו העוני בניתוח שלנו זהה לזו המשמשת את המוסד לביטוח לאומי. היא מתחשבת בגודל המשפחה ומניחה, כי לגודל המשפחה יש יתרונות מבחינת הצריכה. על פי הנחה זו, תוספת ההכנסה הנחוצה למשפחה כדי לשמור על רמת חיים קבועה הולכת ופוחתת עם עליית מספר הנפשות במשפחה. כדי ליצור בסיס מתאים להשוואת רמות החיים של משפחות בנות גודל שונה פותח "סולם אקויוואלנטיות" המבטא את הצרכים של משפחות שונות גודל בהשוואה לצרכיה של משפחה בגודל בסיסי כלשהו. למשפחה בת 2 נפשות יש ערך של "2 נפשות סטנדרטיות" והיא משמשת כבסיס הסולם. קו העוני ל"נפש סטנדרטית" שווה ל-40% מן ההכנסה (ברוטו) החציונית האקויוואלנטית. מדדי העוני שחושבו מתייחסים להכנסה הנקייה של משקי

הבית, השווה להכנסה הכלכלית (הכנסה מעבודה ומהון) בתוספת תשלומי העברה (קצבות המוסד לביטוח לאומי ותמיכות ממשלתיות אחרות) ובניכוי המיסים הישירים (מס הכנסה ודמי ביטוח לאומי המשולמים ע"י משקי הבית).

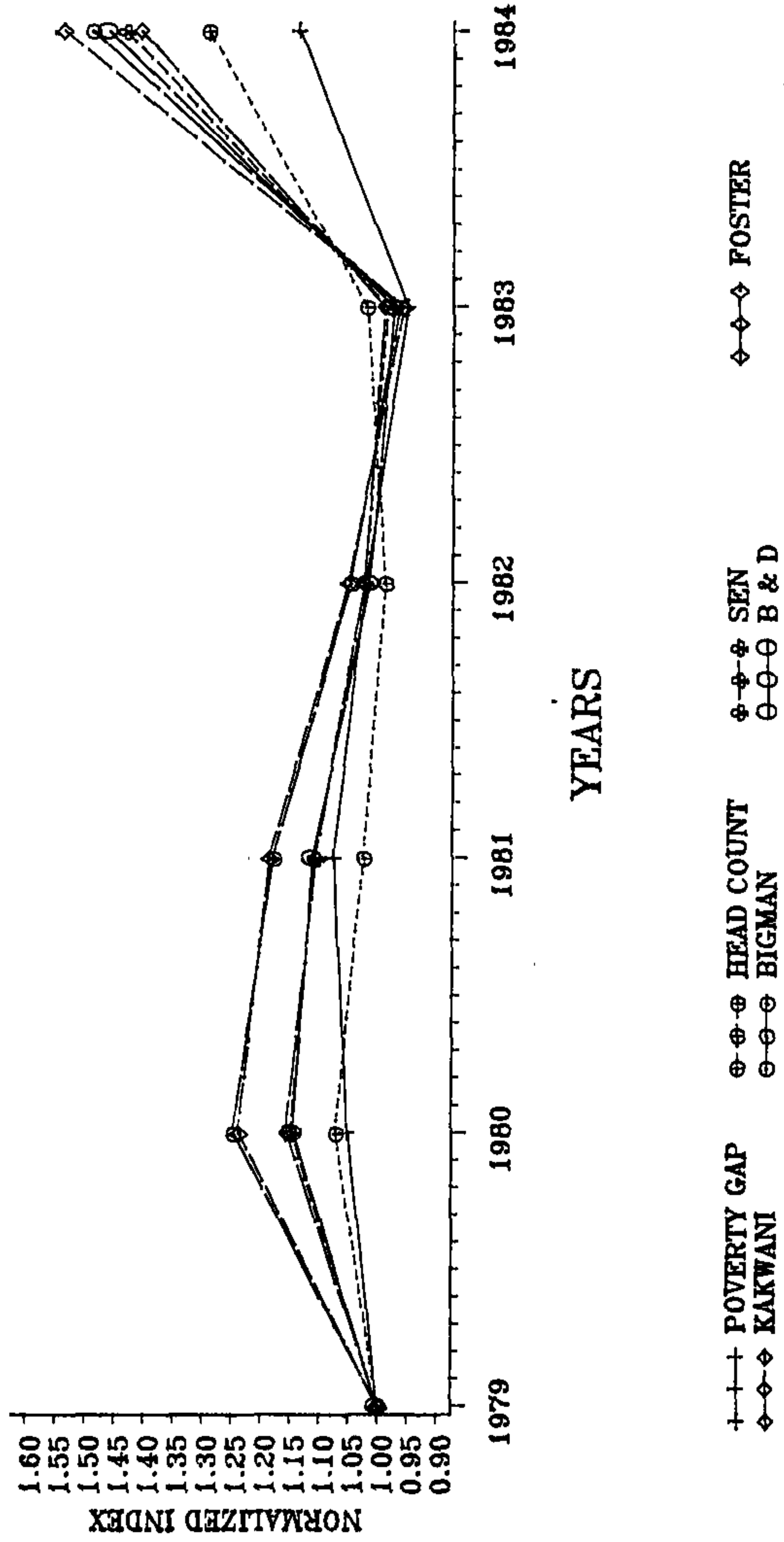
לוח 1: מגמות התפתחות העוני בהתאם למדדי עוני נבחרים: 1979 - 1980

שנים							
1984	1983	1982	1981	1980	1979		
0.2862	0.2396	0.2573	0.2710	0.2949	0.2516	ערך	יחס פער העוני
19.42	-6.87	-5.05	2.30	5.29	-	אחוז השינוי	
0.2096	0.1658	0.1606	0.1665	0.1741	0.1622	ערך	תחולת עוני
26.38	3.25	-3.56	-4.32	7.30	-	אחוז השינוי	
0.0841	0.0579	0.0601	0.0650	0.0674	0.0586	ערך	מדד Sen
45.25	-3.73	-7.59	-3.46	14.91	-	אחוז השינוי	
0.0260	0.0162	0.0178	0.02	0.0209	0.0169	ערך	מדד FGT
60.26	-8.78	-11.28	-4.21	23.85	-	אחוז השינוי	
0.0980	0.0691	0.0714	0.0772	0.0806	0.0697	ערך	מדד Kakwani
41.80	-3.21	-7.45	-4.29	15.70	-	אחוז השינוי	
0.0418	0.0271	0.0294	0.0331	0.0350	0.0281	ערך	מדד Bigman
54.02	-7.81	-11.09	-5.42	24.74	-	אחוז השינוי	

לוח מס. 1 מציג את מגמות השינוי ברמת העוני בישראל בשנים 1979-1984 בהתאם לערכי ששת מדדי העוני הנבחרים. במטרה להדגיש את מגמות השינוי בעוני ולאפשר השוואה בין מדדים נירמלנו אותם על ידי חלוקתם בערך המדד של שנת הבסיס - 1979. מדדי העוני הנורמלים, המודדים את שיעורי הסטייה מהמדד של שנת הבסיס מוצגים בתרשים מס' 1.

1 - 012 07171

POVERTY MEASURES NET INCOME



בשנים 1980 - 1983 חלו שינויים קטנים, יחסית, בתחולת העוני, והיא נשארה פחות או יותר יציבה: ברמה של 16%-17%. לעומת זאת ב-1984 חלה עלייה תלולה בתחולת העוני ומספר הנפשות החיות במשפחות, שהכנסתן הנקייה נמוכה מקו העוני, עלה ל-21% מכלל הנפשות באוכלוסייה. משמעות הממצא היא שבמשך שנה אחת חלה עלייה של 20% בשיעור המשפחות העניות. פער העוני השתנה גם הוא רק במעט בשנים 1980-1983 ולאחר עלייה קלה בשנים 1980-1981 הוא ירד בשנתיים שלאחר מכן. ב-1983 היה פער העוני הממוצע למשפחה ענייה ברמה של 24% מקו העוני. הווה אומר שבממוצע היתה הכנסתה של משפחה ענייה רק 76% מהכנסת קו העוני. זאת לעומת 73% ב-1981 ו-75% ב-1979. ב-1984, בנוסף על הגידול הניכר במספר העניים, גם פער העוני עלה, וזאת בשיעור של כ-19%. ההכנסה הממוצעת של העניים ירדה לרמה של 71% בלבד מהכנסת קו העוני.

מדדי העוני הכוללים - PS, PK, PF ו-PB - נותנים תמונה ברורה יותר על מגמות השינוי בעוני. אפשר להבחין בשלוש תקופות עיקריות בהתפתחות העוני: בשנת 1980 חלה עלייה בולטת במימדי העוני בשיעור של כ-15% לפי המדדים PS ו-PK ובשיעור של כ-25% לפי המדדים PF ו-PB. בשנים 1981-1983 הסתמנה ירידה חדה ורצופה בעוני בשיעור מצטבר של כ-14% לפי המדדים PS ו-PK ושל כ-23% לפי המדדים PF ו-PB. ב-1984 שבו ועלו מימדי העוני בשיעור חסר תקדים; המדדים PF ו-PB הצביעו על עלייה ברמת העוני בשיעור של 60% ו-54%, בהתאמה, ואילו על פי המדדים PS ו-PK עלה העוני בכ-45%. אף כי כל ארבעת מדדי העוני האחרונים הצביעו על אוחן מגמות בהתפתחות העוני הרי שעוצמת השינוי על פי המדדים PF ו-PB היתה גדולה יותר מזו שנרשמה על פי המדדים PS ו-PK. הבדלים אלה משקפים את הרגישות הגבוהה יותר של שני המדדים הראשונים - PF ו-PB - לשינוי בגודל האבסולוטי של פער העוני.

לוח 2: מדדי אי השוויון להתחלקות ההכנסה הפנוייה
 בקרב האוכלוסייה העניה: 1979 - 1984

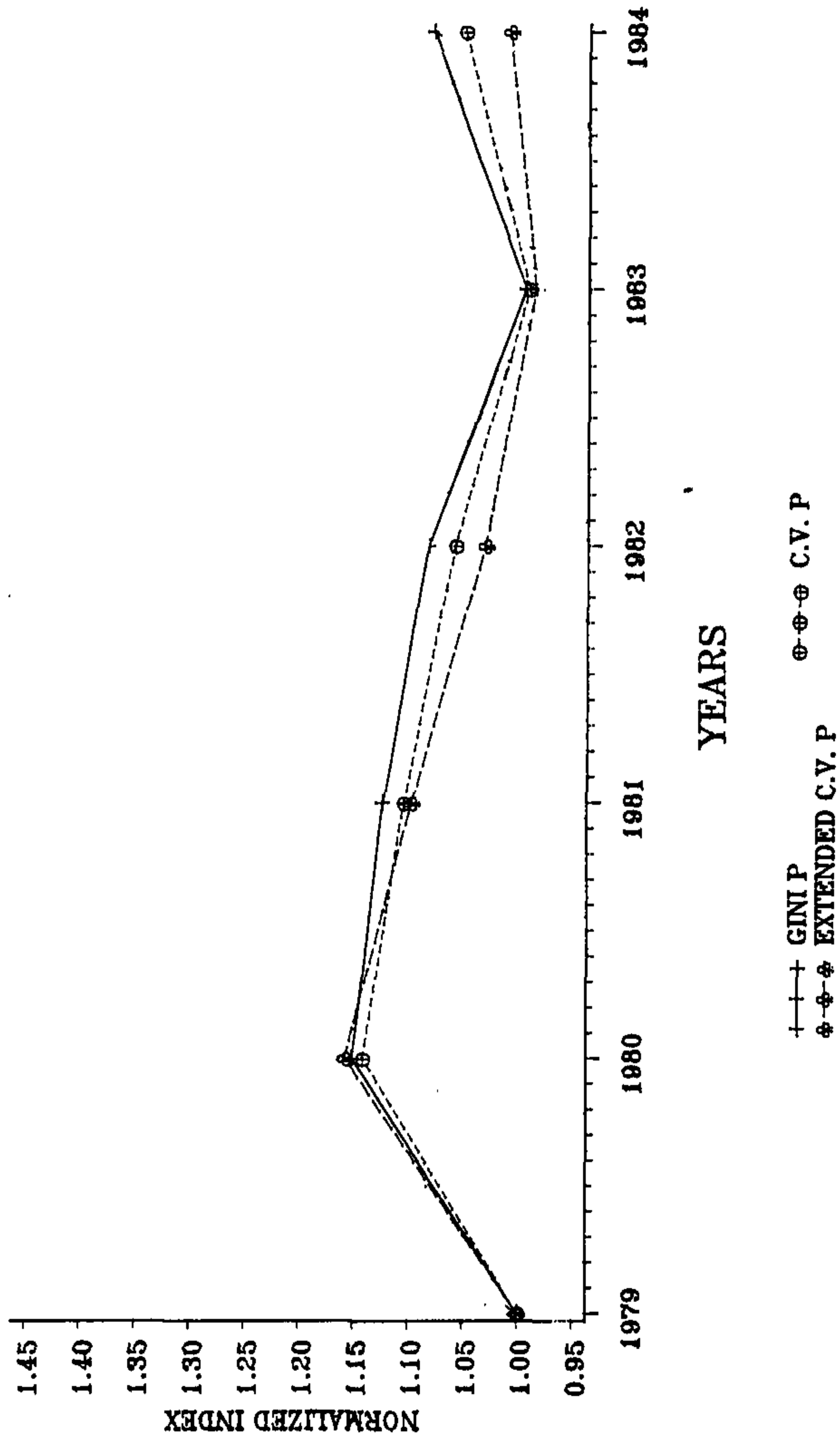
שנים							
1984	1983	1982	1981	1980	1979		
0.1609	0.1438	0.1575	0.1640	0.1662	0.1468	ערך	גיני
11.93	-8.70	-3.97	-1.33	13.21	-	אחוז השינוי	
0.2870	0.2639	0.2837	0.2966	0.3039	0.2696	ערך	מקדם ההשתנות
8.76	-6.98	-4.34	-2.38	12.69	-	אחוז השינוי	
0.3278	0.3142	0.3319	0.3527	0.3693	0.3221	ערך	מקדם ההשתנות המורחב
14.49	-11.64	-10.02	-6.95	29.62	-	אחוז השינוי	

מסקנה נוספת העולה מהמצאים היא זו המתייחסת ל"תרומה" של כל אחד ממרכיבי העוני - שיעור העניים באוכלוסייה, פער העוני ומידת אי שוויון התחלקות הכנסות העניים - לשינוי הכולל בעוני. מהשוואת מגמות השינוי שאיפיינו את מדדי העוני השונים ואת מדדי אי השוויון בהתחלקות הכנסות העניים (המסוכמים בלוח מס' 2 ובתרשים מס' 2) עולות המסקנות הבאות:

(א) עליית העוני הכולל ב-1980 נבעה מגידול בכל אחד משלושת מרכיבי העוני, כאשר העלייה באי השוויון בהתחלקות הכנסות העניים היתה גבוהה יותר. שיעור העניים בכלל האוכלוסייה גדל בכ-5%, פער העוני עלה ב-7% ואילו אי השוויון בהתפלגות הכנסות העניים גדל בכ-13% - 15% בהתאם למדדי אי השוויון השונים.

(ב) מגמת הירידה של העוני בשנים 1981-1983 נבעה בעיקר מירידת אי השוויון בהתחלקות הכנסות העניים ומירידת פער העוני, בשיעורים של

MEASURES OF INEQUALITY OF POOR POPULATION NET INCOME



כ-14% וכ-10%, בהתאמה, בעוד שתחולת העוני כמעט ולא השתנתה.
ב-1983 חזרו מימדי העוני, בהתאם לכל המדדים, לרמה שאפיינה את שנת
1979.

(ג) העלייה החדה ברמת העוני הכולל ב-1984 נבעה בעיקר מגידול תחולת
העוני בשיעור של 26% ומגידול נוסף בפער העוני בשיעור של 19%,
בעוד שמידת אי השוויון בהתפלגות הכנסות העניים עלתה רק במידה
מתונה יחסית.

את מגמות השינוי בעוני שהוצגו עד כה יש לבחון על רקע ההתפתחויות
הכלכליות שהתרחשו במשק הישראלי במרוצת השנים 1979-1984. לוח מס' 3
מציג אינדיקטורים נבחרים להתפתחויות במערכות המחירים, השכר, התעסוקה,
תשלומי ההעברה והמיסים ישירים. בתקופה זו ישראל היתה נתונה בתהליך
אינפלציוני מהיר, שהגיע לשיאו במחצית השנייה של 1985. שיעורי
האינפלציה, שחושבו בהתאם לתקופות שאליהן מתייחסים נתוני סקר
ההכנסות, מעידים על קיומם של שלושה שלבים בתהליך האינפלציוני:
ב-1980 עלה שיעור האינפלציה עלייה תלולה והגיע לרמה של כ-110%
(לעומת 58% ב-1979). בשנים 1981-1983 נשארה האינפלציה ברמה דומה לזו
שנת 1980 אך ב-1984 קפצה האינפלציה לרמה של כ-250%.

התהליך האינפלציוני לווה בעליית שיעור האבטלה במשק. בשלהי 1979 חלה
תפנית חדה במימדי האבטלה, אשר הלכו וגדלו בשנים 1980-1981. ב-1979
שיעור האבטלה במשק היה 3.2%. הוא עלה ל-3.8% ב-1980 ול-4.9% ב-1981.
ב-1982 נבלמה התרחבות האבטלה, וב-1983 אף חלה התאוששות בשוק העבודה
ושיעור האבטלה ירד ל-4.5%. ב-1984 שיעור האבטלה שב ועלה והגיע ל-5%.

מנגנוני ההצמדה המשוכללים, שהונהגו במשק הישראלי במערכות השכר, תשלומי ההעברה והמיסים ושוק ההון הצליחו להגן במידה רבה על מקורות המחיה של רוב האוכלוסייה מפני התהליך האינפלציוני. ככל שהואץ קצב האינפלציה, השתפרו מנגנוני העדכון. וזאת בשיעורי ההצמדה (לשכר או למחירים) ובתכיפות מועדי העדכון. אולם התאמת מנגנוני ההצמדה לרמות אינפלציה חדשות פיגרה בהכרח אחר השינויים ברמות אלו. שכן קביעת ההסדרים התחיקתיים והאדמיניסטרטיביים החדשים היתה כרוכה בדיונים ממושכים בין הגופים השונים במשק. לא אחת ניסתה הממשלה במתכוון לעכב את ביצוע השינויים הדרושים במנגנוני העדכון כדי לשחוק את כוח הקנייה של הציבור. אלה הן אולי הסיבות העיקריות לשחיקה הניכרת בהכנסות בשנים בהן האינפלציה קפצה לרמה חדשה וגבוהה יותר, כפי שאירע ב-1980 וב-1984 כשעיקר השחיקה חלה ברמות ההכנסה הנמוכות. אולם עם התאמת מנגנוני העדכון לרמה החדשה ועם התייצבות התהליך האינפלציוני, כפי שאירע בשנים 1981-1983, נבלמה השחיקה ולעיתים אף חלה עלייה ריאלית בשכר ובתשלומי ההעברה.

להבהרת התמונה נציג בקצרה התפתחויות מספר בתחום השכר, קצבות הביטוח הלאומי והכנסת סף המס. בשנים 1980 ו-1984 ירדה רמת השכר בכ-1% במונחים ריאליים, ואילו בשנים 1981-1983 היא גדלה מדי שנה בשיעור של כ-5%-6%. בשנים בהן האינפלציה קפצה למדרגה גבוהה יותר, הפרשיות השכר בין רמות השכר הנמוכות במשק לבין רמות השכר הבינוניות והגבוהות גדלה עוד יותר. ניתן לראות זאת בין השאר בשחיקה החרیפה שהסתמנה ברמת שכר המינימום. ב-1980 נשחק שכר המינימום בכ-16%. שכר המינימום שב-1978 היה כ-34% מהשכר הממוצע במשק ירד ל-28% ב-1980. בנקודת שפל זו הושג הסכם חדש בין ההסתדרות לבין המעסיקים בדבר העלאת שכר המינימום מעבר למה שהתחייב מתוספות היוקר ומתוספות השכר ששולמו במגזר הציבורי או

לוח 3: התפתחויות מקרו-כלכליות וקצבות הביטוח הלאומי: אינדקסורים נבחרים

1984	1983	1982	1981	1980	1979	1978	
5.0	4.6	4.9	4.9	3.8	3.2	3.8	שיעור האבטלה
242.8	130.8	112.2	128.4	103.6	58.2	43.2	שיעור האינפלאציה
250.4	126.8	92.6	135.1	139.2	46.8	41.4	השינוי במדד המחירים של מוצרים מבוקרים
-0.8	4.8	4.0	6.1	-1.0	8.4	3.7	השינוי הריאלי בשכר הממוצע במשק
-3.7	7.1	6.4	44.9	-15.8	-0.7	-3.3	השינוי הריאלי בשכר המינימום במשק
36.5	37.6	36.8	36.0	26.3	31.0	33.8	שכר המינימום כ-% מהשכר הממוצע במשק
-14.4	-2.7	3.5	6.7	-12.0	-8.3	-0.5	השינוי הריאלי בערך נקודת קצבה (זיכוי)
2.2	2.6	2.8	2.8	2.8	3.2	3.7	נקודת זיכוי כ-% מהשכר הממוצע במשק
-3.8	3.7	3.3	2.1	-10.6	-7.5	-0.3	השינוי הריאלי בקצבות הילדים ל-4 ילדים***
16.8	17.3	17.5	17.6	18.3	20.3	23.8	קצבות הילדים ל-4 ילדים כ-% מהשכר הממוצע במשק**
-1.1	1.7	10.0	17.0	1.4	-0.7	3.6	השינוי הריאלי בקצבת הזיקנה
14.0	14.0	14.5	13.7	12.4	12.1	13.2	קצבת הזיקנה כ-% מהשכר הממוצע במשק
-2.8	1.0	10.4	9.5	10.8	-0.6	2.0	השינוי הריאלי בגמלה להבטחת הכנסה***
23.7	24.2	25.1	23.7	22.9	20.5	22.3	הגמלה להבטחת הכנסה*** כ-% מהשכר הממוצע במשק
-8.0	-3.3	3.5	7.7	-12.2	0.2	-1.9	השינוי הריאלי בהכנסת סף המס
31.2	33.6	36.5	36.6	36.0	40.7	44.1	הכנסת סף המס כ-% מהשכר הממוצע במשק

* האינדקסורים חושבו בהתאם לתקופות שאליהן מתייחסים נתוני סקרי הכנסות.
 ** כולל קצבות יוצאי צבא.
 *** הגמלה להבטחת הכנסה ליחיד המשתלמת לקשישים, שאירים ונכים.

העסקי. ב-1981 שכר המינימום הגיע אומנם ל-36% מהשכר הממוצע במשק, כד שלמראית עין היה גבוה הרבה יותר משכר המינימום ב-1980, אך מאחר שבשכר המינימום, שחושב לאחר חתימת ההסכמים². נכללו מרכיבים רבים יותר מבעבר, הגידול שחל בשכר המינימום בפועל היה קטן יותר מכפי שמורים הנתונים. בשנים 1982-1984 נשאר שכר המינימום ברמה דומה לזו שב-1981. התפתחות נוספת, הקשורה בתהליך האינפלציוני ושיש בה כדי לסייע לנו להבין את השינויים שחלו בעוני היא השחיקה המתמדת בהכנסת סף המס, אשר כתוצאה ממנה נכנסו למעגל משלמי המיסים יותר ויותר משפחות בעלות הכנסה נמוכה יחסית. הדברים אמורים בעיקר לגבי השנים 1980 ו-1984. ב-1980 הכנסת סף המס ירדה במונחים ריאליים ב-12%. הכנסת סף המס נשחקה גם יחסית לשכר הממוצע במשק. היא ירדה מ-41% מהשכר הממוצע במשק ב-1979 ל-36% ב-1980 ונשארה ברמה זו בשנים 1981-1982. ב-1983 התחדשה השחיקה, והיא אף החריפה ב-1984. ב-1984 ירדה הכנסת סף המס ל-31.2% מהשכר הממוצע במשק.

בהתייחס לקצבות הביטוח הלאומי נתמקד בשתי המערכות המרכזיות: הקצבאות המשולמות לקשישים וקצבות הילדים. תשלומי קצבות הזיקנה והשאיירים וקצבות הילדים הם כ-65% מכלל תשלומי הביטוח הלאומי, ולפיכך לרמתן יש השפעה מכרעת על צמצום ממדי העוני בפרט ועל פערי ההכנסות בכלל. קצבות הזיקנה והגמלאות להבטחת הכנסה למעוטי יכולת (קשישים, שאירים, נכים ומשפחות אחרות עם הכנסה נמוכה) "זכו" לשיפורים מתמידים במנגנוני העדכון יותר מכפי שזכנו להם קצבות הילדים. ב-1979 היו קצבות הזיקנה והגמלאות להבטחת הכנסה ברמת שפל, אולם מאז 1980 ועד 1983 חל תהליך הדרגתי של צמצום מימדי השחיקה בהן. השיפורים בשיטות העדכון הצליחו להעלות גם את ערכן הריאלי של קצבות הזיקנה והשאיירים הבסיסיות ושל הגמלאות להבטחת הכנסה וגם את רמתן היחסית לשכר הממוצע במשק. כך,

למשל, ההכנסה המינימאלית שהובטחה לקשיש בודד עלתה מ-20.5% מהשכר הממוצע במשק ב-1979 ל-25.1% ב-1982. ב-1983 וב-1984 חלה האצה נוספת בקצב עליית המחירים, והמנגנונים שבאמצעותם עודכנו הקצבאות לא הצליחו למנוע את התחדשות ירידת ערכן של הקצבאות. ב-1984 הובטחה לקשיש הכנסה מינימאלית ברמה של 23.7% מהשכר הממוצע במשק.

ההתפתחויות במערכת קצבות הילדים היו חריפות יותר. ערכה של נקודת קצבה, שהיה כ-5% מהשכר הממוצע במשק בעת הנהגת הרפורמה במיסוי הישיר ב-1975, ירד באופן הדרגתי עד שהגיע ל-2.8% ב-1980. כתוצאה מהנהגת עדכון רבע שנתי בהתאם לשיעור עליית המחירים (במקום פעמיים בשנה) נבלם תהליך השחיקה, וערך נקודת הקצבה התייצב בשנים 1981-1982 ברמה של 2.8% מהשכר הממוצע במשק. ב-1983 התחדשה השחיקה והיא אף החריפה ב-1984. בשנה זו ירדה ערכה של נקודת קצבה ל-2.2% מהשכר הממוצע. משתיקת קצבות הילדים בשנים 1983-1984 סבלו רק המשפחות הקטנות. קצבות הילדים המשולמות למשפחות הגדולות הוגדלו על מנת לפצות אותן על השחיקה, ורמתן נותרה יציבה גם בשנים 1983-1984.

v. סיכום ומסקנות

במאמר זה נסקרו גישתו של Sen למדידת העוני, מדד העוני שהוצע על ידו ומספר משפחות של מדדים אלטרנטיביים שהופיעו בספרות בעקבות עבודתו. המכנה המשותף של מדדי העוני הכוללים הוא המבנה הבסיסי של המדד - סכום משוקלל של פערי העוני הפרטיים - כאשר ההבדל ביניהם הוא בקביעת המשקלות. הבחירה במדד מסויים מתוך משפחת מדדי העוני תלויה לכן במשקלות המתאימים של פונקצית הרווחה החברתית. ברור לכן שללא ידיעת

פונקצית הרווחה תהיה בחירת מדד עונני כרוכה במידה מסויימת של שרירותיות. אחת הדרכים לצמצם את השרירותיות היא להגדיר דרישות נוספות שעל המדד לעמוד בהן, בנוסף על האקסיומות שנמנו לע"ל. דרישות אלו יכולות להיגזר מן ההנחות המקובלות על פונקצית הרווחה החברתית ועל פונקצית התועלת של הפרט. הדרישות הנוספות יצמצמו עוד יותר את קבוצת המדדים המתאימים ויקטינו עוד יותר את האפשרות לקבל מסקנות סותרות בין מדדים שונים.

המסקנה הברורה העולה מנזתוח הממצאים האמפיריים על התפתחות העונני בישראל בהתאם למדדי העונני השונים היא שהסתמכות על אחד ממדדי העונני המקובלים - תחולת העונני ויחס פער העונני - עלולה להביא במקרים רבים להערכת חסר (או יתר) של המגמות במימדי העונני. בשנים 1980-1984 חלו שינויים ניכרים במידת אי השוויון בהתחלקות הכנסות העניים ואלה, כמובן, לא באו לידי ביטוי במדדים המקובלים אך הם היו גורם מרכזי בהתפתחות רמת העונני הכולל בשנים אלו.

יתרונם של המדדים המקובלים היא בכך שיש להם משמעות מוחשית: תחולת העונני משקפת את מספר העניים ופער העונני הכולל מבטא את גודל המשאבים הדרושים לחיסול העונני. לפיכך ישנם חוקרים המציעים לחשב באופן נפרד כל אחד משלושת האלמנטים של העונני, בלי לכמת אותם למספר אחד, כך שהחוקר או קובע המדיניות יוכלו להתייחס לאלמנט המעניין אותו. אולם, כפי שעולה מהממצאים האמפיריים, הצגת שלושת המדדים בנפרד תקשה על הסקת מסקנות לא רק בגלל ההבדלים בשיעורי הגידול עליהם הם מצביעים, אלא בעיקר במקרה שבו מצביעים על כיוונים מנוגדים. מדדי העונני של Sen, FGT, Kakwani, Bigman, ואחרים, המעוגנים והמנומקים היטב בתיאוריה הכלכלית, נותנים כלי לאמידת השינויים ברמת העונני. מדדים אלה מחברים

ומביאים לידי ביטוי את כל שלושת הגורמים המאפיינים את העוני, דהיינו "רוחב העוני", "עומק העוני" והרגשת ה"קיפוח היחסי" שבאה לידי ביטוי כמותי במדד אי שוויון התחלקות הכנסות העניים. אף כי אין בכוונתנו במאמר זה להצביע על עדיפותו של מדד עוני מסויים מבין המדדים שהוצעו בשנים האחרונות בספרות הכלכלית, נראה לנו כרצוי שניתוח אמפירי של תופעת העוני יציג בנוסף לשני מדדי העוני המקובלים מדדי עוני נוספים כמו של Sen ושל FGT. בכך תורחב רשימת האינדיקטורים המיועדים להעריך את השלכותיהן של התפתחויות כלכליות או אמצעי מדיניות חדשים בתחום הרווחה על מצבה של האוכלוסייה העניה. אנו מודעים לקושי הנובע מכך שלערך המספרי של המדדים החדשים אין כל משמעות אינטואיטיבית, כשם שאין כל משמעות אינטואיטיבית לערך המספרי של מדד ג'יני. עובדה אחרונה זו לא מנעה את הפיכתו של מדד ג'יני לאינדיקטור כלכלי מקובל וידוע.

ה ע ר ו ת

(1) המרת אקסיומת ההעברה באקסיומה חלשה יותר באה בעקבות הבקורת שמדד העוני שהוצע על ידי Sen (ושיוצג בהמשך) אינו מקיים תמיד את אקסיומת ההעברה.

(2) נבחן, לדוגמה, העברת הכנסה רגרסיבית של יחידת הכנסה אחת מפרט עני לפרט עשיר יותר. נניח, שהתפלגות ההכנסה של אוכלוסייה ענייה, המונה 3 עניים לפני ההעברה היא $Y = (2, 9, 10)$, וקו העוני שווה ל-15. העברה של יחידת הכנסה אחת מהעני ביותר לעני האמצעי תשנה את התפלגות ההכנסה ל- $X_1 = (1, 10, 10)$, והעברת יחידת הכנסה אחת מהאמצעי לעשיר תשנה את התפלגות הכנסות ל- $X_2 = (2, 8, 11)$. לפי מדד Sen בשני המקרים שיעור העלייה במדד העוני יהיה אחיד, מאחר שהשינוי במדד פרופורציונלי למספר האנשים הנמצאים בין ה"עני" הנותן לבין העני ה"מקבל".

(3) במונחי הדוגמה שבהערה (2), כאשר $K > 1$ המעבר מהתפלגות ההכנסה Y ל- X_1 יגדיל את מדד העוני יותר מאשר המעבר מ- Y ל- X_2 .

$$GK = 1 - \frac{YK}{Z} \quad (4)$$

$$IK = 1 - \frac{1}{\phi_K(q)} \sum_{i=1}^q (q+1-i) \frac{Y_i}{YK}$$

כאשר ההכנסה הממוצעת (המשוקללת בדירוגים) נתונה על ידי YK .

$$YK = \frac{1}{\phi_K(q)} \sum_{i=1}^q (q+1-i) Y_i$$

$$CV^2 = \frac{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}{q\bar{Y}^2} \quad (5)$$

$$GB = 1 - \frac{YB}{Z} \quad (6)$$

$$IB^2 = \frac{2}{q(q+1)} \sum_{i=1}^q (q+1-i) \left(\frac{Y_i - YB}{YB} \right)^2$$

כאשר ההכנסה המשוקללת בדירוג ההכנסות נתונה על ידי YB .

$$YB = \frac{2}{q(q+1)} \sum_{i=1}^q (q+1-i) Y_i$$

(7) לניתוח מפורט של מגמות השינוי בעוני בשנים 1979-1984 בכלל האוכלוסייה ובאוכלוסיית הקשישים ראה:

Achdut and Bigman (1987 a, 1987 b).

(8) העצמאים הוצאו בניתוח האמפירי עקב אי-מהימנותן של ההכנסות שדווחו על ידם בסקרי ההכנסות.

(9) חישוב מדדי העוני ומדדי אי השוויון נעשה תוך כדי שקלול מספר הנפשות.

(10) בהסכם זה שנחתם בנובמבר 1980, הונהג שינוי משמעותי. במקום שכר מינימום דובר על "הכנסת מינימום", שהוא מושג רחב יותר. הכנסת העובד לצורך בדיקת זכאותו להשלמת שכר מהמעביד כללה מרכיבי הכנסה שלא נכללו בה בעבר (כמו פרמיה, תוספת עבור אי היעדרות, בונוסים ומענקים ותוספת ותק). לפיכך העלאת גובה שכר המינימום לא תרמה לגידול ממשי בהכנסתו מעבודה של העובד הזכאי להשלמת שכר.

בהתאם למשקלות שבחר SEN מדד פער העוני הוא:

$$(1) \quad P = A(q, n, Z) \sum_{i=1}^q g_i (q+1-i)$$

במקרה בו לכל העניים יש אותה הכנסה, m , פער העוני זהה לכולם ושווה ל- g כאשר $g = Z - m$.

$$(2) \quad P = HG = \frac{g}{n} \cdot \frac{g}{Z}$$

במקרה זה המדד שווה ל-

$$(3) \quad \frac{g}{n} \cdot \frac{g}{Z} = A(Z-m) \sum_{i=1}^q (q+1-i)$$

מתוך (1) ו-(2) נקבל:

$$\frac{2}{(q+1)Zn} \quad \text{ולפיכך:}$$

מתוך השוויון (3) אנו מקבלים שהפרמטר A שווה ל-

$$(4) \quad P = \frac{2}{(q+1)Zn} \sum_{i=1}^q (Z - Y_i)(q+1-i) = \frac{2}{(q+1)Zn} \left[\sum_{i=1}^q Z(q+1-i) - \sum_{i=1}^q (q+1-i)Y_i \right]$$

את מדד ג'יני המתאים להתפלגות ההכנסה של העניים אפשר לנסח בצורה הבאה:

$$(5) \quad I_p = \frac{q+1}{q} - \frac{2}{q^2 m} \sum_{i=1}^q (q+1-i)Y_i$$

כאשר m היא ההכנסה הממוצעת של העניים, על-ידי העברת אגפים נקבל:

$$(6) \quad \sum_{i=1}^q Y_i (q+1-i) = - \left[I_p - \frac{q+1}{q} \right] \frac{q^2 m}{2}$$

נציב את (6) בתוך (4) ונקבל

$$(7) \quad P = \frac{2}{(q+1)Zn} \left[Z \frac{q(q+1)}{2} + \frac{q^2 m}{2} \left(I_p - \frac{q+1}{q} \right) \right] = \frac{g}{n} + \frac{g}{nZ} \cdot \frac{q}{q+1} I_p m - \frac{g}{nZ} m$$

עבור מספר גדול של עניים $\frac{q}{q+1} \sim 1$ ולכן המדד של SEN יהיה:

$$(8) \quad P = \frac{g}{n} \left[1 - \left(1 - \frac{Z-m}{Z} \right) + \left(1 - \frac{Z-m}{Z} \right) I_p \right] = \frac{g}{n} \left[1 - (1-G) + (1-G) I_p \right] = H \left[G + (1-G) I_p \right]$$

Achdut, L., Bigman, D., 1987a, The Anatomy of Changes in Poverty and Income Inequality Under Rapid Inflation: Israel 1979-1984, Bureau of Research and Planning, The National Insurance Institute, Discussion Paper no 38.

Achdut, L., Bigman, D., 1987b, The Performance of the Old Age Benefit Scheme in Israel Under Rapid Inflation: 1979 - 1984, Bureau of Research and Planning, The National Insurance Institute, Discussion Paper no 39.

Bigman, D., 1986, "Aggregate Poverty Measures and the Aggregation of Individual Poverty: A Reconsideration of Sen's Axiomatic Approach", - unpublished.

Foster, J.E., J. Greer and E. Thorbecke, 1984, "A Class of Decomposable Poverty Measures", Econometrica 52: 761-66.

Kakwani, N.C., 1980, "On a Class of Poverty Measures", Econometrica, 48: 437-46.

Sen, A., 1976, "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement", Econometrica. 44: 219-31.

-----1979, "Issues in the Measurement of Poverty", Scandinavian Journal of Economics, 285-302.

-----1981, Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation, Oxford: Clarendon Press.

