

מאמר זה הוא פרק בספר לזכרו של מיכאל ברונר, "המשק הישראלי 1985-1998: ממעורבות ממשלתית לכלכלת שוק", בעריכת אבי בן בסט, הוצאת עם עובד, 2001.

פרק —

עליית אי-השוויון הכלכלי

מומי דהן*

הקדמה

עבודה זו כוללת שני חלקים: החלק הראשון יסקור את השינויים שחלו באי-השוויון בישראל. הסקירה תתמקד בגורמים שקובעים את אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות. עבודת מחקר רבה הוקדשה להשפעתה של ההתערבות הממשלתית על אי-השוויון. בפרט ניתנה תשומת לב רבה להשפעתם של תשלומי ההעברה והמסים הישירים. כמו כן נעסוק בגורמים מאקרו-כלכליים המשפיעים על אי-השוויון וכן בהשפעות דמוגרפיות כגון עליית תוחלת החיים.

אי-השוויון הכלכלי בישראל (לפני התחשבות במעורבות הממשלה) הוא גדול למדי ונמצא במגמת עלייה זה כמעט שלושה עשורים. אי-השוויון בשוק העבודה הוא הגורם העיקרי לאי-השוויון הכלכלי. החלק השני של המאמר יחקור את התפתחות אי-השוויון בשוק העבודה. נושא חשוב זה לא נחקר מספיק בהקשר של הבנת התפתחותו של אי-השוויון בישראל. חלק זה יעסוק במקורות עליית אי-השוויון בשוק העבודה בשני העשורים האחרונים. במיוחד נתרכז בשאלות כגון: האם עליית אי-השוויון נבעה מהתרחבות הפערים בהשכלה? מפתיע לגלות שלא נחקרה השפעתה של מערכת החינוך הישראלית על אי-השוויון הכלכלי. האם חל שינוי משמעותי בתמורה לכישורים? כיצד פעלה קליטת העלייה על מבנה התשואה להון אנושי?

חלק א: סקירת ספרות

1. מדידת אי-השוויון¹

השאלה הראשונה אתה יש להתמודד היא: אי-השוויון במה? באופן אידיאלי היה רצוי למדוד את אי-השוויון ברווחה (או בתועלת). פרטים מפיקים תועלת ממספר רב של גורמים כגון צריכה, פנאי, הורשה, מספר ילדים. אולם מושג מופשט כמו תועלת אינו נצפה ועל כן נגזר עלינו להתפשר על משתנים אותם קל יחסית למדוד, כמו הכנסה, אך אלו יהיו קירובים בלבד. במהלך השנים נמדד אי-שוויון במשתנים שונים כגון אי-השוויון בצריכה הפרטית, אי-השוויון בהכנסה הכלכלית, אי-השוויון בהכנסה ברוטו ואי-השוויון בהכנסה נטו. בסקירה זו ננסה לכסות מספר הגדרות.

באיזה מדד אי-שוויון להשתמש? ישנם מדדים שונים כגון מדד ג'יני, מדד תייל, מקדם ההשתנות, שונות ומדד אטקינסון לאי-השוויון שנבדלים במשקל שמקבלת כל יחידה כלכלית (למשל, המשפחה) במדד המסכם את אי-השוויון. הפקעת שקל מאדם אחד והעברתו לאדם אחר תתבטא באופן שונה בהתאם למדד אי-השוויון בו נשתמש. כלומר, המדד המסכם מניח באופן מרומז את פונקציית התועלת החברתית. אין הסכמה (וכנראה גם לא תהיה) לגבי מהי פונקציית הרווחה החברתית שמטיבה לתאר את המציאות, ובעקבות כך אין מדד אחד טוב ממשנהו. מעשית, המתאם בין מדדים אלו הוא בדרך כלל גבוה. Achedut (1996) חישבה מדדי אי-שוויון שונים לתקופה 1979–1993 ומצאה כי בדרך כלל ישנו מתאם גבוה בין המדדים. בסקירה הנוכחית נשתמש בעיקר במדד ג'יני לאור שכיחות השימוש במדד זה בפרסומים בינלאומיים, במחקרים שנעשו בישראל, ובפרסומי המוסד לביטוח לאומי.

שאלה נוספת שמתעוררת היא: מהי היחידה הכלכלית? במילים אחרות, את התועלת של מי מודדים? שלוש הגדרות שגורות בדיון על אי-השוויון: המשפחה, הפרט, והפרט הסטנדרטי (מבוגר סטנדרטי). מדידת אי-השוויון בין משפחות מתייחסת למשפחה כמקשה אחת ובאופן כזה מודדת את אי-השוויון בין "היצרנים" או מקבלי החלטות (בדרך כלל ההורים). ההחלטות החשובות, כגון מספר הילדים, היצע העבודה ודפוסי ההורשה מתקבלות בתוך המשפחה. לעומת זאת, מדידת אי-השוויון בין פרטים מנסה לתפוס את אי-השוויון בין צרכנים גם אם ההחלטה על היקף הצריכה אינה נעשית על ידי חלק מן הצרכנים. מדידת אי-השוויון בין מבוגרים סטנדרטים היא גרסה "משופרת" של אי-השוויון בין צרכנים, המנסה לתת ביטוי גם ליתרונות לגודל שקיימים בצריכה.

אי-השוויון בין צרכנים מתעלם מן האושר שגורמים ילדים להוריהם. נשווה שתי משפחות בעלות הכנסה לנפש זהה, שהאחת מורכבת משני הורים וילד והאחרת מזוג חשוך ילדים. האם יש שוויון באושר כפי שהיא נמדדת על ידי מדד אי-השוויון בין צרכנים? כנראה שלא. זוג חשוך ילדים היה מעדיף לרדת בהכנסה לנפש ולהביא ילד לעולם. ניתן להביא דוגמאות אינספור לבטא את ההטיה שגלומה במדידת אי-השוויון בין צרכנים. יחד עם זאת, מדידת אי-שוויון בין משפחות מתעלמת מן התועלת של ילדים כישויות עצמאיות.

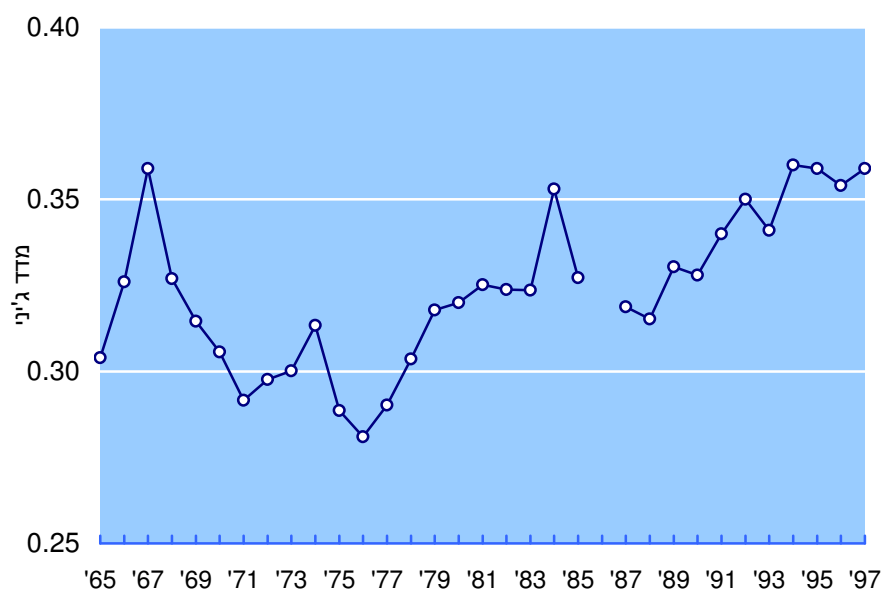
בסקירה זו נציג בעיקר את אי-השוויון בין משפחות, אך גם את אי-השוויון בין נפשות. הבחירה באי-שוויון בין משפחות מבטאת את הרצון לעקוב אחר מדד אי-שוויון שמגיב ישירות לשינויים בהחלטות של משקי הבית. היבט זה חשוב במיוחד בדיון על מעורבות הממשלה בצמצום אי-השוויון; מעורבות זו משפיעה על ההחלטות שמתקבלות בעיקר (ורוב הזמן) על ידי

ההורים. ההחלטות על היקף העבודה, מספר הילדים ודפוסי ההורשה עשויות לפעול לקזז (או להעצים) את השפעת הממשלה לצמצם את אי-השוויון.

2. עליית אי-השוויון הכלכלי

מבט בציור 1, שמכסה את השנים 1965–1997, מגלה מגמה ברורה בהתרחבות הפערים הכלכליים בחברה הישראלית מאז אמצע שנות השבעים, כפי שהיא נמדדת על פי אי-השוויון בהכנסה ברוטו בין משפחות שכירים.² ניתן להצביע על חפיפה בין אירועים מאקרו-כלכליים להתפתחות אי-השוויון. אי-השוויון גדל במקביל לגלישת המשק למיתון העמוק ב-1967 והוא ומתכווץ מיד לאחר יציאת המשק מן המיתון. בולטת גם התרחבות אי-השוויון עם המעבר להיפר-אינפלציה באמצע שנות השמונים והתכווצותו (אם כי לא באופן מלא) מיד לאחר בלימת האינפלציה. אי-השוויון ממריא שוב (והפעם לשבירת שיא של כל הזמנים) עם בוא גל העלייה בשנות התשעים.

ציור 1. אי-השוויון בישראל, 1965–1997^x



^x מדד ג'יני לאי-השוויון בהכנסה ברוטו בין משפחות שכירים.

לוח 1 מציג נתוני אי-שוויון לתקופה קצרה יותר, 1979–1997, שמאופיינים באחידות רבה יותר של ההגדרות על פני זמן. מלוח זה למדים שאי-השוויון הכלכלי שנוצר על ידי כוחות השוק, הנמדד על פי מדד ג'יני לאי-השוויון בהכנסה הכלכלית, הוא ברמה מדאיגה ובמגמת

עלייה מתמדת לפחות מאז 1980.³ אי-השוויון בהכנסה הכלכלית בישראל, לפני התחשבות מכנית בפעולת תשלומי ההעברה והמסים הישירים, הוא ברמה גבוהה יותר מזו שקיימת בארה"ב (לוח 11), והוא מזכיר מדינות מוכות פערים כלכליים גדולים כמו ברזיל וגואטמלה.

לוח 1. מדד ג'יני לאי-השוויון בין משפחות באוכלוסייה כולה, 1979–1997

הכנסה מעבודה	הכנסה כלכלית	הכנסה ברוטו	הכנסה נטו	צריכה פרטית	
לא זמין	לא זמין	לא זמין	לא זמין	0.320	1979
0.544	לא זמין	0.411	0.361	אין סקר	1980
0.538	לא זמין	0.410	0.354	אין סקר	1981
0.559	לא זמין	0.413	0.352	אין סקר	1982
לא זמין	לא זמין	לא זמין	לא זמין	אין סקר	1983
לא זמין	לא זמין	לא זמין	לא זמין	אין סקר	1984
0.560	0.504	0.419	0.356	אין סקר	1985
אין סקר	אין סקר	אין סקר	אין סקר	0.328	1986
0.559	0.498	0.414	0.361	אין סקר	1987
0.555	0.496	0.408	0.358	אין סקר	1988
0.568	0.513	0.421	0.367	אין סקר	1989
0.576	0.516	0.417	0.366	אין סקר	1990
0.586	0.524	0.423	0.373	אין סקר	1991
0.585	0.529	0.432	0.378	0.321	1992
0.579	0.526	0.422	0.368	אין סקר	1993
0.588	0.535	0.440	0.385	אין סקר	1994
0.579	0.527	0.432	0.372	אין סקר	1995
0.586	0.532	0.432	0.375	אין סקר	1996
0.585	0.533	0.432	0.372	לא זמין	1997

למרות ההבדלים בשיטת איסוף הנתונים, במבנה הדמוגרפי ובמאפיינים אחרים, ניתן ללמוד משהו מהשוואה בינלאומית. בשנה האחרונה פרסם הבנק לפיתוח דרום אמריקה נתונים על אי-השוויון במדינות ביבשת זו, ומהם עולה כי זוהי היבשת בעלת מדדי אי-השוויון הגבוהים בעולם (IADB, 1999). על פי פרסום זה, מדדי ג'יני לאי-השוויון בהכנסה ברוטו לנפש בדרום אמריקה נעו בין 0.43 באורוגואי ל-0.59 בברזיל. שיעור תשלומי ההעברה במדינות דרום אמריקה הוא זניח ועל כן מדדים אלו קרובים לשקף את אי-השוויון בהכנסה הכלכלית. לשם השוואה, בשנת 1997 עמד מדד ג'יני להכנסה הכלכלית בישראל על 0.533, אי-השוויון בהכנסה מעבודה בישראל הוא אפילו גדול עוד יותר: 0.585 (לוח 1). ברור כי שוק העבודה "מייצר" הרבה אי-שוויון, שמוצא את ביטויו באי-השוויון בהכנסה הכלכלית. (החלק השני של עבודה זו מוקדש כולו להבנת מקורות אי-השוויון בשוק העבודה.)

מעורבות הממשלה באמצעות תשלומי העברה ומסים מביאה את הפערים הכלכליים בחברה הישראלית לרמה שרווחת במדינות אירופיות (דיון מורחב בסעיף ההשוואה הבינלאומית).⁴ מדד ג'יני לאי-השוויון בהכנסה נטו עומד על 0.372 בשנת 1997 ו-0.333 לאחר תקנון לנפש סטנדרטית. (עם זאת נציין כי מדד אי-השוויון להכנסה נטו סובל מליקויים שידונו בסעיף הבא.) אי-השוויון ברמת החיים, שנמדד על פי מדד ג'יני לצריכה הפרטית, הוא אפילו קטן יותר מאי-השוויון בהכנסה נטו. רבים נוטים לחשוב כי זהו המדד המסכם הטוב ביותר לאי-השוויון רמת החיים. בנוסף, מדד זה אינו סובל מן הליקויים במדד אי-השוויון בהכנסה נטו. אי-השוויון ברווחה קטן עוד יותר לאחר התחשבות בגורמים נוספים שמשפיעים על רווחת המשפחה כמו מספר הילדים, היקף הפנאי וצריכת שירותים ציבוריים (לוח 2).

לוח 2. התחלקות ההכנסות ורמת החיים באוכלוסייה כולה, 1992/93 (אחוזים)

עשירון	עשירון									
	תחתון 2	3	4	5	6	7	8	9	עליון	
הכנסה כלכלית	0.4	1.6	3.2	5.2	6.9	9.2	11.3	13.7	17.9	30.6
הכנסה ברוטו	2.1	3.7	5.0	5.8	6.9	9.1	10.7	12.9	15.7	28.1
הכנסה נטו	2.6	4.5	5.9	6.8	7.8	9.6	11.0	12.9	15.1	23.8
צריכה פרטית	3.4	5.1	5.9	7.3	8.6	9.5	10.7	12.8	15.4	21.2
חינוך ובריאות [*]	13.5	13.3	12.2	11.0	10.0	9.6	8.9	8.7	8.1	4.7
מס' ילדים, 14- ^ב	1.3	1.3	2.0	1.9	1.9	2.2	2.1	2.1	2.0	2.2
שעות פנאי										
בשבוע ^ב	96.9	87.4	84.5	80.3	79.5	76.1	76.0	73.5	71.4	70.5

^{*} חלקו של כל עשירון בשירותי חינוך ובריאות חושב על פי עשירוני הכנסה נטו למבוגר סטנדרטי.
^ב מספר ילדים ושעות הפנאי חושבו בקרב משפחות שראשי משק הבית נמצאים בגילאי 30 עד 44 על פי עשירוני הכנסה נטו של האוכלוסייה כולה בסקר הכנסות (ללא תיקון למבוגר סטנדרטי).
 המקורות: הכנסה וצריכה פרטית — למ"ס סקר הוצאות לשנת 1992/93. ללא תקנון לנפש סטנדרטית; חינוך ובריאות — הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, פרסום 1049 וסקר הוצאות המשפחה לשנים 1992/1993.

בלוח 1 בולט הבדל גם בהתפתחות אי-השוויון הכלכלי על פני זמן לעומת אי-השוויון בהכנסה נטו. בעוד שאי-השוויון בהכנסה הכלכלית גדל משמעותית, הרי שאי-השוויון בהכנסה נטו עלה בשיעור קל בלבד.

בסעיף הבא נראה שנדרשה התערבות הולכת וגוברת באמצעות תשלומי העברה כדי לקזז את עליית אי-השוויון הכלכלי. צמצום אי-השוויון שנוצר על ידי כוחות השוק, במיוחד שוק העבודה, מחייב שיעורי מס גבוהים למימון העברות לאוכלוסייה החלשה. כפי שנראה בהמשך, מעורבות מסוג זה עשויה להיות גם אחד הגורמים לאי-השוויון הכלכלי הגדול.

3. השפעת אמצעי המדיניות הממשלתית על אי-השוויון

דרכי המעורבות של הממשלה בקביעת אי-השוויון מגוונות למדי אך ניתן לחלקם באופן גס למספר צורות: (א) השפעה על התחלקות הבעלות של נכסים מוחשיים (הון פיזי); לדוגמא, מכירת דירות ציבורית במחיר מסובסד. (ב) השפעה על התחלקות נכסים בלתי-מוחשיים (הון אנושי); לדוגמא, מתן חינוך ציבורי חינם. (ג) השפעה על מבנה התשואה לנכסים מוחשיים ובלתי-מוחשיים; למשל, מס הכנסה פרוגרסיבי. (ד) מתן תמיכות ציבוריות שוטפות; למשל, מתן קצבאות זקנה. (ה) תקנות וחוקים שאינם בעלי השלכות תקציביות; למשל, תקנות ממשלתיות להגנה על מונופולים.

למיטב ידיעתי, אין בנמצא מידע לגבי ההשפעה הכוללת של הממשלה על התחלקות הבעלות על נכסים מוחשיים. יתר על כן, אין אפילו מידע סביר על חלוקת ההון בישראל. לצערי, נושא חשוב זה נשאר עדיין בחושך. מקובל להעריך, על פי הממצאים במדינות אחרות, כי התחלקות ההון היא יותר בלתי-שוויונית מן ההכנסה מעבודה. בשל העדר נתונים על התחלקות ההון לא ניתן להעריך, למשל, את השפעתם הישירה של מענקי ההון על התחלקות ההון בישראל. אין זו ההשפעה היחידה, שכן מענקי ההון משפיעים על התעסוקה והשכר והמורכבות אף גדלה לאור העובדה שמשקיעים זרים נהנים אף הם. בדומה לכך לא ניתן להעריך את ההשפעה של הממשלה על התשואה להון נטו והשפעת המדיניות המוניטרית על אי-השוויון בחברה.

סקרי הוצאות המשפחה של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס) כוללים מידע על התחלקות הבעלות על דירות, מוצרים בני קיימא, והיקף החיסכון הפרטי.⁵ כמו כן ישנם נתונים על ההכנסות מהון מסקרי הכנסות.⁶ למיטב ידיעתי, לא נעשה מחקר שינצל נתונים אלו לגיבוש אומדן של התחלקות ההון בישראל.

אין הכרח שיהיה ביטוי תקציבי לפעולה ממשלתית כדי שזו תשפיע על אי-השוויון. תקנות ממשלתיות שתכליתן להקנות בלעדיות (מונופול), כגון על יבוא מוצרי חשמל, אינה כרוכה בהוצאה תקציבית, אך עם זאת היא מטיבה עם בעלי המונופול שייחננו מהכנסה שמנה שמקורה במחיר מופרז שאלו גובים מכלל הצרכנים. גם בתחום זה אין מחקר מקיף שיעריך את השפעת תקנות ידידותיות למונופולים וקרטלים על אי-השוויון.

א. השפעת המסים הישירים ותשלומי העברה לעומת זאת, סקרי הלמ"ס מספקים מידע מהימן על התחלקות הבעלות על הון אנושי. נתונים ברמת מהימנות מתקבלת על הדעת יש גם על ההכנסות מעבודה, מתמיכות ציבוריות ותשלום המסים הישירים. הנתונים השוטפים בסקר הכנסות מתייחסים למשפחות שכירים בלבד. הכנסות עצמאיים אינם מהימנים מספיקים ואינם זוכים לפרסום.

מדי שנה מפרסם המוסד לביטוח לאומי סקירה על השפעת תשלומי ההעברה והמסים הישירים על אי-השוויון בין משפחות שכירים (ובלתי-מועסקים) על בסיס נתוני סקר הכנסות המשפחה (סקירה זו כוללת דיווח רחב על היקף העוני והשפעת אמצעי מדיניות אלו על תחולת העוני ועומקו). כדי להעריך את השפעת אמצעי מדיניות אלו מחשבים מחברי הסקירה את מדדי ג'יני לאי-השוויון של ההכנסה הכלכלית (הכנסה מעבודה ומהון), של ההכנסה ברוטו (הכנסה כלכלית בתוספת תשלומי העברה) ושל ההכנסה נטו (הכנסה ברוטו בניכוי מסים ישירים).

כפי שניתן לראות בלוח 3, אי-השוויון בהכנסה ברוטו לנפש סטנדרטית קטן מזה של ההכנסה הכלכלית.⁷ בשנת 1997 אי-השוויון הכלכלי באוכלוסייה כולה, שנמדד על פי מדד ג'יני של

ההכנסה הכלכלית לנפש סטנדרטית, עמד על 0.505 ואי-השוויון לאחר הכללת תשלומי ההעברה בהכנסה יורד ל-0.395, ירידה של 21.8 אחוזים. הכללת השפעת המסים הישירים מביאה לצמצום נוסף של 12.3 אחוזים באי-השוויון בהכנסה נטו. מחישובים אלו ניתן לראות כי השפעתם של תשלומי ההעברה להורדת אי-השוויון גדולה בהרבה מזו של המסים הישירים. על פני זמן ניתן לראות שגובר שיעור צמצום אי-השוויון על ידי תשלומי העברה. אין בכך כדי להצביע על שיפור באפקטיביות תשלומי ההעברה, משום שגם שיעור תשלומי ההעברה גדל במקביל. לא ניתן להצביע על מגמה ברורה כזו גם במסים הישירים, אך בשנת 1997 (סוף התקופה הנחקרת) השפעתם גדולה יותר מאשר בתחילת שנות השמונים. גם לגבי המסים אין להסיק מתוצאות אלו על מידת יעילותם. למעשה, דרך זו אינה מספקת מידע על מידת יעילותם של אמצעי המדיניות.

לוח 3. השפעת תשלומי העברה ומסים ישירים על אי-השוויון באוכלוסייה כולה, 1979–1997

אחוז הירידה הנובע ממסים ישירים	אחוז הירידה הנובע מתשלומי העברה	מדד ג'יני			
		להכנסה נטו ^x	להכנסה ברוטו ^x	להכנסה הכלכלית ^x	
11.1	15.2	0.318	0.366	0.432	1979
10.4	14.9	0.324	0.369	0.434	1980
12.1	15.4	0.319	0.372	0.439	1981
12.4	17.3	0.312	0.367	0.444	1982
13.6	17.9	0.301	0.360	0.439	1983
15.1	15.8	0.327	0.398	0.472	1984
13.1	20.2	0.312	0.372	0.468	1985
אין סקר	אין סקר	אין סקר	אין סקר	אין סקר	1986
לא זמין	לא זמין	לא זמין	לא זמין	לא זמין	1987
10.5	19.1	0.322	0.370	0.457	1988
11.1	20.3	0.325	0.378	0.474	1989
10.3	21.7	0.326	0.376	0.480	1990
10.2	23.1	0.327	0.377	0.490	1991
10.7	21.1	0.339	0.393	0.498	1992
10.9	22.5	0.329	0.383	0.494	1993
11.0	20.4	0.344	0.399	0.502	1994
12.1	20.2	0.337	0.397	0.497	1995
11.8	22.0	0.329	0.387	0.496	1996
12.3	21.8	0.333	0.395	0.505	1997

^x מדד ג'יני מחושב להכנסה נטו מתוקנת לנפש סטנדרטית. המקור: המוסד לביטוח לאומי, סקירה שנתי 1997/98.

להערכת, אומדני השפעת אמצעי מדיניות אלו על אי-השוויון, על פי הגישה שתוארה למעלה, סובלים ממספר ליקויים, דבר שמחייב זהירות יתרה בהעמדתם לשימוש מקבלי ההחלטות אפילו כקירוב ראשון. ראשית, הנתונים לגבי תשלומי ההעברה והמסים הישירים (בניגוד להכנסה מעבודה ומהון) אינם מתקבלים מן המרואיינים אלא מחושבים על ידי פקדי הלמ"ס.⁸ להלן ציטוט מפרסום של הלמ"ס, שמסביר את שיטת איסוף ועיבוד נתוני סקר הכנסות משקי בית:

... נערכים חישובים ותיקונים שונים בחומר של רמת הפרט, כגון: ... חישוב קצבת ילדים לפי תעריפי הביטוח הלאומי; זקיפת קצבאות אחרות במקרה של דיווח חלקי; ... חישוב ההכנסה ברוטו עבור אותם מקרים בהם דווח על נטו או סכום לתשלום; חישוב המסים הישירים לפי טבלות מס ההכנסה והביטוח הלאומי. (הלמ"ס סקר הכנסות משקי בית 1992, 1993 פרסום מיוחד 993).

אם כן, הערכת אמצעי המדיניות על אי-השוויון מבוססת על מסים ישירים שהיו נגבים על פי הספר (ומשפחות היו ממצות באופן מלא את זכאותן לקצבאות שונות) ולא על סמך מס הכנסה וביטוח לאומי ששולמו בפועל והקצבאות שהתקבלו בפועל. האומדנים שחושבו למעלה לגבי השפעת תשלומי העברה והמסים הישירים מוטים במידה שהעלמות מס ומיצוי זכויות חלקי אינם שיעור יחסי מן ההכנסה. לא ניתן לאמוד את מידת ההטיה ללא מידע על הנתונים בפועל. שנית, החישוב עלול להיות מוטא גם אם כולם היו משלמים את מסיהם על פי הספר (ופקדי הלמ"ס היו לוקחים בחשבון את כל התקנות הרבות לחישוב נכון של המסים) והיו ממשים את זכאותם לקצבאות באופן מלא. הסיבה לכך היא שגישה זו מניחה, הנחה חסרת ביסוס, שפרטים אינם משנים את היקף עבודתם כתוצאה משינויים בשיעורי המס ובנדיבות הקצבאות. בטבלה שבמסגרת נשתמש בדוגמה מלאכותית כדי להמחיש בעייתיות זו. שני פרטים חיים במשק ללא מס הכנסה; האחד ("עשיר") משתכר 10,000 ש"ח לחודש והאחר ("עני") משתכר 1,000 ש"ח לחודש. אי-השוויון בהכנסה הכלכלית על פי מדד ג'יני עומד על 0.41. נשקול כעת הפעלתה של מערכת מס פרוגרסיבית לפיה מוטל מס הכנסה בשיעור 10 אחוזים רק על ה"עשיר" ואת תקבולי המס מעבירים ל"עני". נניח שבצבאות הטלת המס נפגע התמריץ של ה"עשיר" לעבוד והוא מקטין את היקף עבודתו כך שהכנסתו ברוטו היא 9,000 ש"ח.⁹ נניח שתגובתו של ה"עני" היא הפסקת עבודה (כלומר, הכנסתו הכלכלית היא אפס), אך הכנסתו לאחר תשלומי העברה היא כמעט זהה לזו שהייתה קודם (אך כעת הוא נהנה משעות פנאי רבות יותר).

הכנסה כלכלית במשק ללא מס	הכנסה כלכלית במשק עם מס	הכנסה ברוטו	הכנסה נטו	
10,000	9,000	9,000	8,100	"עשיר"
1,000	0	900	900	"עני"
0.41	0.50	0.41	0.40	מדד ג'יני

מדידת אי-השוויון בהכנסה הכלכלית המדווחת תראה על מדד ג'יני של 0.5 אף שאי-השוויון הכלכלי האמיתי הוא 0.41. אי-השוויון בהכנסה ברוטו הנמדדת הוא 0.41 ואי-השוויון בהכנסה נטו הוא 0.40. הערכת השפעתם של המסים ותשלומי ההעברה, על

פי הגישה שתוארה למעלה, שמשווה את אי-השוויון בהכנסה הכלכלית המדווחת — שמגלמת בתוכה כבר את השפעת המיסוי לאי-השוויון בהכנסה ברוטו — תראה על שינוי מרחיק לכת.

בפועל, כפי שניתן לראות מן הלוח, אין באמת שינוי באי-השוויון לאחר תשלומי העברה לעומת אי-השוויון בהכנסה הכלכלית האמיתית.¹⁰

שלישית, השוואת אי-השוויון לפני ואחרי תשלומי ההעברה והמסים עונה על השאלה מה היה קורה לאי-השוויון אם מקבלי ההחלטות היו מבטלים את כלל תשלומי ההעברה והמסים הישירים. זהו צעד קיצוני שלא עמד מעולם על הפרק (וכנראה גם לא יעמוד). מעצבי המדיניות זקוקים למידע על ההשפעה בשוליים של צעד מדיניות ששוקלים להפעיל על אי-השוויון בחברה.

לבסוף, בדרך כלל פעולה תקציבית היא בעלת השלכות הן על ההוצאה התקציבית והן על ההכנסה התקציבית. מדידת השפעת תשלומי ההעברה על אי-השוויון בדרך זו עונה על השאלה הבאה: מהי השפעת תשלומי העברה על אי-השוויון בהתעלם מן האופן בו גויסו המקורות התקציביים? מידע זה אכן חשוב להערכת היעילות היחסית של כל אחד מאמצעי המדיניות, אולם אין להשתמש במדידה זו להעריך פעולה תקציבית כוללת (מה שקרוי חבילה תקציבית). העלאת שיעור מס ערך מוסף תהיה קרוב לוודאי צעד רגרסיבי אם נתעלם מאופן השימוש בתוספת ההכנסות, אולם מסקנה זו עשויה להיות הפוכה אם תוספת ההכנסות ממסים שימשה להגדלת תשלומי ההעברה שחולקו באופן פרוגרסיבי.

גישה אחרת להערכת השפעתם של אמצעי מדיניות כמו תשלומי העברה ומסים על אי-השוויון היא פירוק אי-השוויון (מדד ג'יני) לתרומות סגוליות של כל אחד מרכיבי ההכנסה. שיטה זו מנצלת את תכונת הפריקות של מדד ג'יני, על פיה אי-השוויון בהכנסה נטו שווה לסכום התרומות הסגוליות של כל אחד מרכיבי ההכנסה נטו לאי-השוויון. התרומה הסגולית של רכיב הכנסה מסוים (למשל, תשלומי העברה) לאי-השוויון מחושבת על פי מכפלת מדד ג'יני של תשלומי העברה במשקל תשלומי העברה בהכנסה נטו ובמתאם ג'יני בין תשלומי העברה להכנסה נטו.¹¹ חשוב לציין כי מגבלות הגישה הראשונה הן מנת חלקה גם של גישה פירוק מדד ג'יני.

Achdut (1996), בעבודה מקיפה ביותר על התפתחות אי-השוויון בשנים 1979–1993, השתמשה בשיטת פירוק מדד ג'יני כדי להעריך את השפעתם של התמיכות הציבוריות והמסים הישירים על אי-השוויון. לצורך סקירה זו פירקנו את מדד ג'יני גם לשנים 1994–1997. על פי פירוק מדד ג'יני לאי-השוויון בהכנסה נטו, התרומה הסגולית של המסים הישירים לצמצום אי-השוויון נעה בין 37- ל-67 אחוזים בין השנים 1979 ל-1997 (לוח 4). לעומת זאת, תרומתם של תשלומי ההעברה להורדת אי-השוויון הגיעה לכל היותר לכ-8 אחוזים (בשנת 1985). זהו ביטוי לכך שמדד היעילות של המסים הישירים גדול לאין ערוך מזה של תשלומי ההעברה.

על פי גישה זו, בשנות התשעים חל שיפור בהשפעת המסים הישירים על צמצום אי-השוויון בהכנסה נטו (לוח 5). שיפור זה מבטא שני כוחות סותרים: עלייה בשיעור המסים הישירים בהכנסה נטו, שקיזזה ויותר את השחיקה ביעילות המסים הישירים בצמצום אי-השוויון; השפעת תשלומי ההעברה על אי-השוויון נשארה ללא שינוי משמעותי על פני כל התקופה. זאת על אף עלייה בהיקף תשלומי ההעברה שנבלעה על ידי שחיקה ביעילות חלוקת תשלומי ההעברה לנזקקים (ירידת מידת הפרוגרסיביות).

לוח 4. פירוק מדד ג'יני של ההכנסה נטו באוכלוסייה כולה, לפי מקורות הכנסה, 1979–1997 (אחוזים, פרט למדד ג'יני)

שנה	תרומת ההכנסה של						מדד ג'יני	
	מסים ישירים	תשלומי העברה	פנסיה	מקורות אחרים	מפרנסים אחרים	בת/בן הזוג	ראש משק הבית	להכנסה נטו לנפש סט'
1979	47.3-	6.8-	4.0	9.5	10.9	36.9	92.9	0.318
1980	47.3-	4.7-	5.8	8.7	9.3	37.3	91.0	0.324
1982	51.5-	5.6-	5.3	4.8	8.5	39.8	98.8	0.314
1984	67.3-	5.9-	4.7	6.1	7.7	39.2	115.5	0.328
1985	53.5-	8.1-	6.4	5.0	8.0	34.5	107.7	0.312
1987	42.3-	5.6-	5.9	5.2	7.9	31.4	97.6	0.319
1991	36.7-	6.4-	7.1	3.7	8.2	29.6	94.4	0.327
1992	38.7-	6.1-	8.3	4.4	9.1	29.1	93.9	0.339
1993 ^x	39.2-	6.9-	8.1	5.7	11.0	31.0	90.3	0.329
1993 ^x	38.2-	6.4-	10.2	11.3	13.3	28.3	81.6	0.329
1994	39.6-	5.7-	9.7	10.4	12.1	30.1	83.0	0.344
1995	45.0-	5.9-	12.1	11.7	14.0	29.9	83.2	0.337
1996	44.9-	6.1-	10.5	9.0	15.8	31.9	83.7	0.329
1997	47.5-	6.4-	11.0	10.7	14.6	32.4	85.2	0.333

^x שנת 1993 מופיעה פעמיים כדי לבטא את חוסר העקביות בין עיבודי לאה אחדות לעיבודי המחבר. עיקר הפער נובע מהגדרת הכנסת ראש משק הבית. ב-1986 לא נערך סקר הכנסות ועל כן שנה זו אינה מופיעה.

המקור: Achdut (1996) לשנים 1979–1993 ועיבודי המחבר לשנים 1993–1997.

על פי הגישה הראשונה, מידת השפעתם של תשלומי העברה גדולה מזו של המסים הישירים בצמצום אי-השוויון בהכנסה נטו. לעומת זאת, על פי פירוק מדד ג'יני (הגישה השנייה) דווקא המסים הישירים הם בעלי ההשפעה הגדולה.¹² נדרש בירור של סתירה זו לאור חשיבות מידע זה למקבלי ההחלטות.

נשתמש בנתוני הדוגמה המלאכותית הקודמת להבהיר את מקור ההבדלים. על פי השוואת אי-השוויון לפני ואחרי, הטבלה מראה כי מדד ג'יני יורד מאי-שוויון מוחלט ל-0.82 בעקבות מתן תשלומי העברה, וירידתו של מדד ג'יני בעקבות המסים היא רק ל-0.80. כלומר, על פי גישה זו (שמקבילה לגישה הראשונה) תשלומי העברה יעילים יותר באופן משמעותי. בטבלה הבאה (אחרי לוח 5) נאמדה השפעת תשלומי העברה והמסים הישירים על אי-השוויון בהכנסה נטו על פי גישת פירוק מדד ג'יני תוך שימוש בנתוני אותה הדוגמה. לעומת קודם, התוצאות על פי גישה זו (שמקבילה לגישה השנייה) מצביעות על יעילות זהה של תשלומי העברה והמסים בצמצום אי-השוויון. מדוגמה זו למדים כי נוסחת הפירוק מתייחסת באופן אחיד להפקעת 900 שקל מאדם עשיר למתן 900 שקל לאדם עני, ועל כן תרומותיהם

הסגוליות של תשלומי ההעברה והמסים זהות (10 אחוזים צמצום באי-השוויון בעקבות הפעלת כל אחד מאמצעי המדיניות). לעומת זאת הערכת השפעת אמצעי המדיניות על פי השוואת אי-השוויון לפני ואחרי נותנת משקל גדול יותר למתן 900 שקל לאדם עני בצמצום מדד ג'יני לעומת השפעת הפקעת 900 שקל מאדם עשיר על מדד ג'יני.

לוח 5. השפעת תשלומי העברה ומסים ישירים על אי-השוויון על פי פירוק ג'יני, 1979–1997 (אחוזים, פרט למדד ג'יני)

שנה	מדד ג'יני ^א	ההכנסה הכלכלית לאי-השוויון ^ב	תשלומי העברה			מסים ישירים		
			תרומה לאי-השוויון ^ג	שיעור ^ד	מדד	תרומה לאי-השוויון ^ה	שיעור ^ו	מדד
1979	0.318	154.1	6.8-	12.3	17.4-	47.3-	29.1-	51.0
1980	0.324	152.0	4.7-	12.3	12.3-	47.3-	31.1-	49.3
1982	0.314	157.1	5.6-	13.6	13.0-	51.5-	30.4-	53.1
1984	0.328	173.2	5.9-	13.3	14.6-	67.3-	39.6-	55.8
1985	0.312	161.6	8.1-	14.7	17.3-	53.5-	30.4-	54.9
1987	0.319	147.9	5.6-	14.0	12.8-	42.3-	23.7-	56.8
1991	0.327	143.1	6.4-	16.4	12.8-	36.7-	19.5-	61.6
1992	0.339	144.8	6.1-	15.5	13.2-	38.7-	20.7-	63.5
1993	0.329	146.1	6.9-	16.9	13.3-	39.2-	20.6-	62.5
1993	0.329	144.6	6.4-	16.9	12.6-	38.2-	20.2-	62.8
1994	0.344	145.3	5.7-	15.7	12.6-	39.6-	21.6-	63.6
1995	0.337	150.9	5.9-	16.2	12.4-	45.0-	24.9-	61.6
1996	0.329	151.0	6.1-	17.2	11.8-	44.9-	24.9-	60.2
1997	0.333	153.9	6.4-	17.1	12.7-	47.5-	26.5-	60.9

^א מדד ג'יני להכנסה נטו לנפש סטנדרטית באוכלוסייה כולה.

^ב תרומת ההכנסה הכלכלית היא סיכום תרומת הכנסת ראש משק הבית, בן/בת הזוג, מפרנסים אחרים, פנסיה ומקורות אחרים (פירוט מופיע בלוח 4). תרומת ההכנסה הכלכלית בתוספת תרומת תשלומי ההעברה והמסים הישירים מסתכמת ב-100 אחוזים.

^ג תרומת תשלומי ההעברה מתקבלת ממכפלת שיעור תשלומי ההעברה ביעילות תשלומי ההעברה מחולק במדד ג'יני הכולל (עמודה ראשונה).

^ד שיעור תשלומי ההעברה מתוך ההכנסה נטו.

^ה יעילות תשלומי ההעברה מוגדרת כמכפלת מדד ג'יני במתאם ג'יני של תשלומי ההעברה.

^ו תרומת המסים הישירים מתקבלת ממכפלת שיעור המסים הישירים ביעילות המסים הישירים מחולק במדד ג'יני הכולל (עמודה ראשונה).

^ז שיעור המסים הישירים מתוך ההכנסה נטו.

^ח יעילות תשלומי ההעברה מוגדרת כמכפלת מדד ג'יני במתאם ג'יני של תשלומי ההעברה.

הערכת השפעת אמצעי המדיניות על אי-השוויון על פי פירוק ג'יני לפי מקורות הכנסה

התרומה הסגולית (4) [[1)×(2)×(3)]	מתאם ג'יני (3)	משקל בהכנסה נטו (2)	מדד ג'יני (1)	
1.00	1.00	1.00	1.00	הכנסה כלכלית ^x
0.10-	1.00-	0.10	1.00	תשלומי העברה
0.10-	1.00	0.10-	1.00	מסים ישירים
			0.80	הכנסה נטו
			0.82	הכנסה ברוטו

^x זוהי ההכנסה הכלכלית לאחר שהפרטים הפנימו את השפעת המיסוי על היצע העבודה.

המקור: Achdut (1996) לשנים 1979–1993 ועיבודי המחבר לשנים 1993–1997. שנת 1993 מופיעה פעמיים כדי לבטא חוסר עקביות קל בין עיבודי לאה אחדות לעיבודי המחבר. עיקר הפער נובע ככל הנראה מהבדלים בהגדרת הכנסת ראש משק הבית.

בעיות המדידה שנדונו קודם מקשות על שימוש בשתי הגישות ככלי להערכת השפעתם של תשלומי ההעברה והמסים הישירים על אי-השוויון. אולם אם נאלצים להתפשר עדיפה בעיני הערכת השפעת אמצעי המדיניות על אי-השוויון על סמך השוואת אי-השוויון לפני ואחרי (הגישה הראשונה) על פני פירוק מדד ג'יני (הגישה השנייה). הערכה מדויקת יותר של השפעת אמצעי המדיניות על אי-השוויון בנתוני חתך רוחב אינה משימה קלה והיא מעבר לגבולותיה של העבודה הנוכחית. דרך הטיפול כרוכה בשינוי דרך איסוף הנתונים, אמידת פונקצית תגובה (בהיצע העבודה) לשינויים באמצעי המדיניות, והגברת גמישות כלי העבודה להערכת השפעת הפעלת אמצעי מדיניות מסוימים על אי-השוויון.

ב. השפעת מסים עקיפים על אי-השוויון
גבאי (1996) חקר את השפעתם של המסים העקיפים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות ומצא שהם תורמים להגדלת אי-השוויון בהכנסה. אולם הערכת השפעת המסים העקיפים נעשתה ללא התחשבות בתגובת הפרטים להטלת המיסוי (כיצד דפוסי הצריכה היו משתנים אילו בוטל המס). בנוסף, מס עקיף מוטל על מוצרים ולא על אנשים, ולא ניתן לזהות בקלות את מי שנושא בנטל. נטל המסים העקיפים מתחלק בין הצרכן ליצרן על פי יחס גמישויות ההיצע והביקוש למוצר. אולם היצרנים משלמים לגורמי הייצור, שעשויים להיות אותם הצרכנים או צרכנים של מוצרים אחרים, וכך הופכת הערכת השפעת המסים העקיפים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות למורכבת יותר.

לעומת זאת קל מאוד להעריך את השפעת המסים העקיפים על התחלקות הצריכה הפרטית אם אלו מוטלים בשיעור אחיד על כלל המוצרים כדוגמת מס ערך מוסף. במקרה הזה ניתן לקבוע, ללא כל מחקר מעמיק, שמש עקיף הוא נייטרלי בהשפעתו על אי-השוויון בצריכה. המעבר שהיה בישראל בשנות השבעים משיעורי מס עקיף רבים לשיעור מס ערך מוסף אחיד

עושה, אפוא, את המחקר על השפעת המסים העקיפים על אי-השוויון לנחון פחות. הרי התחלקות הצריכה הפרטית עדיפה בעיני רבים כמדד לאי-השוויון ברמת החיים על פני התחלקות ההכנסות.

ג. התחלקות השירותים הציבוריים לפי רמת הכנסה הפרטים מפיקים תועלת גם ממוצרים שהממשלה מעורבת באספקתם, כגון חינוך, בריאות ורווחה, ולכן מדידת השפעת הממשלה על אי-השוויון בהכנסה הכספית נותנת ביטוי רק לאמצעי מדיניות שנושאים אופי כספי, כמו תשלומי העברה ומסים. בפרסום מיוחד של הלמ"ס (1997), שהרים תרומה חשובה למידע על השפעת הממשלה על אי-השוויון, נאמדה תוספת ההכנסה (בעין) הנובעת משירותי חינוך ובריאות לפי עשירוני הכנסה.¹³

באומדן השווי הכספי של שירותי החינוך והבריאות נכללו כל השירותים שסופקו בחינם או במחיר חלקי על ידי הממשלה, הרשויות המקומיות, המוסדות הלאומיים והמלכ"רים. שיטת החישוב נעזרת בהרכב הדמוגרפי של משקי הבית, בהוצאה לתלמיד לפי דרג חינוך, ובהוצאה המשווערת לבריאות לפי גיל. בשנת 1992 סיפק הסקטור הציבורי שירותי חינוך ובריאות בעלות כספית של 14.66 - מיליארד שקל (מחירי 1992), שהם 17.5 אחוזים מן ההכנסה הפנויה של משקי הבית. לשם השוואה, תשלומי ההעברה בשנה זו עמדו על 15.2 מיליארד שקל.

לפי אומדני לוח 6, הממשלה מספקת לאוכלוסיות החלשות שירותי החינוך והבריאות בשווי כספי גדול יותר מזה הניתן לעשירוני הכנסה גבוהים (וממילא יותר גם בשיעור יחסי מן ההכנסה). השווי הכספי של שירותי החינוך הוא כ-47 אחוזים מההכנסה נטו של משק בית (ממוצע) בעשירון התחתון, לעומת כ-9 אחוזים בלבד מההכנסה נטו של משק בית בעשירון העליון. פעולת הממשלה היא פרוגרסיבית בתשלומי ההעברה, במסים הישירים, ועל פי האומדן לעיל גם השירותים החברתיים העיקריים (חינוך ובריאות) מחולקים באופן פרוגרסיבי. ההכנסה הכלכלית של העשירון העליון היא פי 12 מזו של עשירון התחתון. התחשבות בתשלומי ההעברה והמסים הישירים מורידה יחס זה לפי 5.3 (בקירוב) ותוספת השווי הכספי של שירותי החינוך והבריאות מורידה יחס זה לפי 3.7. למעשה, התחלקות השירותים החברתיים היא שוויונית יותר אפילו מזו של תשלומי ההעברה.

לוח 6. שירותי החינוך והבריאות לפי עשירוני הכנסה נטו^א (למבוגר סטנדרטי), 1992/93

	עשירון									
	תחתון	2	3	4	5	6	7	8	9	עליון
הכנסה כלכלית	1,020	2,051	2,703	3,514	3,996	5,097	6,186	7,654	9,628	12,541
תשלומי העברה	919	913	829	748	678	610	523	489	516	625
מסים ישירים	58	178	270	464	531	766	1,077	1,514	2,243	3,223
הכנסה נטו	1,881	2,786	3,262	3,768	4,143	4,941	5,632	6,629	7,901	9,943
חינוך ובריאות	880	868	798	715	653	626	578	569	525	306

^א הכנסה חודשית של משק הבית (ש"ח).
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (1997).

בחינת חלוקת השירותים הציבוריים לפי רמת הכנסה משפרת את ההבנה של פעולת הממשלה, אך יש לזכור את מגבלות מדידה זו. ראשית, חלוקה של ההוצאה הציבורית לשירותים חברתיים על-פני עשירונים מבוססת על ההנחה של מיצוי זכויות מלא. אך ייתכן שהאוכלוסייה החלשה אינה ממצה את זכויותיה במידה דומה לזו של האוכלוסייה החזקה ובשל כך תתכן הגזמה בצמצום אי-השוויון. שנית, פעולת החיבור של ההכנסה הכספית ושווים הכספי של שירותי החינוך והבריאות מניחה כאילו היא משקפת את הערך הסובייקטיבי מנקודת מבטם של מקבלי שירותים אלו. אולם חיבור זה מתעלם מן התועלת הגלומה בבחירה החופשית הנתונה בידי הפרט לעשות שימוש כראות עיניו בהכנסתו הכספית, דבר שאינו קיים לגבי השווי הכספי של קבלת שירותים חברתיים. שלישית, הערכת השווי הכספי של שירותי החינוך והבריאות נעשית על פי עלות אספקתם, ויתכן כי ערכם האמיתי של שירותים אלו נמוך יותר אם הם מסופקים בחוסר יעילות.¹⁴ לבסוף, חלק מן המוצרים הציבוריים כמו חינוך, שנושא בחלקו אופי של השקעה, עשוי לשמש בעתיד אמצעי לייצור הכנסה כספית. איכות שירותי החינוך שמקבלים פרטים שונים עשויה לקבוע את התשואה הכספית של השכלתם, וזו אינה בהכרח שווה לעלות שירותי החינוך. בחלק השני של הפרק נבחן את התרומה של החינוך להכנסה הכספית וכן את הקשר בין התפלגות ההשכלה באוכלוסייה לאי-השוויון בשכר העבודה.

ד. שכר המינימום ואי-השוויון

אמצעי מדיניות נוסף שמטרתו לצמצם את אי-השוויון בין העובדים הוא שכר המינימום. על פי הסכם קיבוצי, שנחתם בין ארגוני המעסיקים להסתדרות העובדים בשנת 1972, הובטחה לכל עובד בישראל הכנסה מינימלית בשיעור של כ-44 אחוזים מהשכר הממוצע למשרת שכיר במשק. עם השנים נשחקה הכנסת המינימום ביחס לשכר, משום שהיא עודכנה בעיקר בהתאם לתוספות היוקר. באפריל 1987 קיבל הסכם זה תוקף של חוק, ושכר המינימום נקבע בשיעור של 45 אחוזים מן השכר הממוצע במשק.

השפעת חוק שכר מינימום על אי-השוויון, בהנחה של ציית מלא, מתבטאת בקטימת הזנב השמאלי של ההתפלגות ומשינוי סולם השכר של אלו שהיו קודם לכן בקרבת שכר המינימום. דהן (1995) לא מצא תמיכה (בנתוני סדרה עתית של אי-השוויון) לכך שגובה שכר המינימום משפיע על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסה ברוטו של משפחות שכירים. זאת בין אם מתייחסים באורח אחיד להכנסת המינימום שנקבעה בהסכם לתקופה 1972 עד אפריל 1987 ולזו שנקבעה בתקופה שבה כבר שרר החוק ובין אם מאמצים התייחסות אחרת, שלפיה שכר המינימום היה אפס עד שהתקבל החוק. ההסבר העיקרי לכך נעוץ, ככל הנראה, ברמה הנמוכה של הציית הן להסכם (יניב, 1986) והן לחוק (פלוג וקסיר, 1993).

גורם נוסף שעשוי אולי להסביר תוצאה זו היא העובדה שאין התניה בחוק שכר מינימום שמחייבת להתחשב בהכנסה המשפחתית. עקרונית יתכן מצב שחוק שכר מינימום מצמצם את אי-השוויון בין עובדים אך הוא אינו מצמצם את אי-השוויון בין משפחות בשל מבנה המפרנסים במשפחה. זאת אפילו אם נניח ציית מלא לחוק והשפעה זניחה של החוק על פיטורי עובדים המשתכרים מתחת לשכר מינימום.

א. אבטלה ואי-שוויון

שיעור האבטלה עלה בתקופה קצרה יחסית מ-3.3 בשנת 1979 ל-8.9 אחוזים מכוח העבודה בשנת 1989, והיום עומד שיעור האבטלה על 8.7 אחוזים. קשה לומר שהתנודות בשיעור האבטלה משקפות רק שינויים בתעסוקה האופייניים למחזורי העסקים, שמטיבם נוטים להעלם לאחר זמן. משום כך הקשר בין אבטלה לאי-שוויון חשוב מעבר לסוגיית החלקת מחזורי עסקים בפעילות הכלכלית ובתעסוקה.

מספר מחקרים הראו על קשר הדוק בין שיעור האבטלה להתחלקות ההכנסות של משפחות שכירים עובדים בישראל.¹⁵ עליית שיעור האבטלה פועלת להתרחבות אי-השוויון והוא אחד הגורמים המרכזיים בהסבר התפתחות אי-השוויון בשלושים השנים האחרונות. כלומר, בעתות משבר בתעסוקה מורע מצבם היחסי של העשירונים התחתונים.¹⁶

הדיון בהשפעת שיעור האבטלה על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות של שכירים יהיה חסר ללא התייחסות לבלתי מועסקים. ככל שאוכלוסיית המובטלים גדלה, גדל מספר האנשים שהכנסתם אפסית לפני חוק דמי האבטלה ומצומצמת אחריו. עליית שיעור האבטלה תביא להתרחבת אי-השוויון אם המובטלים השתכרו הכנסות נמוכות בזמן שהיו מועסקים. על פי סקר כוח אדם שיעור האבטלה בקרב בעלי השכלה נמוכה גבוה מזה של בעלי השכלה הגבוהה. בנוסף עליית שיעור האבטלה פגעה יחסית יותר בבעלי השכלה נמוכה. כלומר עליית שיעור האבטלה הביאה להתרחבות אי-השוויון לא רק בקרב משפחות המועסקים אלא גם באוכלוסייה כולה.¹⁷

אחד הגורמים העיקריים לעליית אי-השוויון בסוף שנות השמונים ובמחצית הראשונה של שנות התשעים הוא עלייתו של שיעור האבטלה שמבטאת דחיקה של חלק מן האוכלוסייה - בעיקר מן השכבות החלשות - אל מחוץ למעגל התעסוקה. מאגר גדול דיו של מובטלים בלתי משכילים מאיים על מקומם של עובדים בעלי שכר נמוך ומאפשר למעסיקהם לשלם שכר נמוך עוד יותר ולפערי השכר להתרחב.¹⁸

ב. אינפלציה ואי-שוויון

המחקר האמפירי בישראל מצביע גם על קשר חיובי מובהק בין שיעור האינפלציה למדד אי-השוויון¹⁹, דבר המעיד על אי יכולתם של העשירונים התחתונים להתחמק משחיקה יחסית של הכנסתם. תוצאה זו מתיישבת עם עבודתם של ארטשטיין וזוסמן (1991), שמצאו כי סטיית התקן של השינויים בשכר גדלה עם האצת האינפלציה בשנים 1984 ו-1985 והצטמצמה לאחר תכנית הייצוב, וגם עם העבודה של זוסמן וזכאי (1983), שהראתה כי מבנה השכר בסקטור הציבורי נעשה פחות שוויוני עם עליית שיעור האינפלציה.

תוצאה זו מעוררת מחשבה לאור הסכמי השכר שנחתמו בתקופה הנחקרת בין העובדים למעסיקים. לאורך תקופה ארוכה נקבע בהסכם תחום עליון של שכר המזכה בתוספת יוקר, וכך היה שיעור ההצמדה למעשה של המשכורות הגבוהות נמוך מהשיעור המוצהר (לויתן, 1982). זאת משום שהאיגודים המקצועיים דאגו להטיה פרוגרסיבית של הסכם תוספת היוקר כדי להביא לצמצום אי-השוויון ככל שעולה שיעור האינפלציה. ההטיה הפרוגרסיבית של הסכם תוספת היוקר לא תורגמה למעשה, והאינפלציה אף מילאה תפקיד של מס רגרסיבי. הסבר אפשרי לכך הוא, שבקרב בעלי המשכורות הנמוכות מילא הסכם תוספת היוקר תפקיד מרכזי בעליית השכר -

מה שמנע רק חלקית את שחיקת השכר הריאלי - ואילו השינויים בשכרם של העשירונים העליונים הוכתבו יותר על ידי חוזים אישיים, שהגנתם מעליות מחירים הייתה רבה יותר. ממצאים אלו הם בעלי חשיבות להערכה כוללת של מדיניות פסקאלית ומוניטרית שהן בעלות השפעה אפשרית הן על שיעור האבטלה והן על שיעור האינפלציה. כידוע, תתכן בטווח הקצר תחלופה בין אינפלציה גבוהה (נמוכה) לפרק זמן ארוך לאבטלה נמוכה (גבוהה) לפרק זמן קצר. הדיון לעיל מאפשר להוסיף למערכת השיקולים גם את היבט התחלקות ההכנסות. כדי להעמיק את ההבנה בסוגייה זו נדרש מחקר על השפעותיה הישירות של מדיניות מוניטרית על התחלקות ההכנסות לאחר תשלומי (תקבולי) ריבית. ניתן להניח כי הפרטים שמצויים בתחתית סולם ההכנסות הם בעמדה של לווים ואילו פרטים שמצויים בעשירונים העליונים הם לרוב מלווים. שינויים בריבית שקובע בנק ישראל עשויים להשפיע, לפחות בטווח הקצר, על התחלקות ההכנסות לאחר תשלומי ריבית נטו.

ג. צמיחה כלכלית ואי-שוויון

נתוני המשק הישראלי אינם מאפשרים לבדוק ברצינות את הקשר בין צמיחה כלכלית לאי-שוויון. המשתנה האמפירי ששקול לצמיחה כלכלית הוא שיעור הגידול הממוצע של התוצר לנפש על פני 20 עד 30 שנה. המשק הישראלי מספק לאקונומטריקן רציני תצפית וחצי של צמיחה כלכלית. לפיכך נעזר במחקר התיאורטי והאמפירי שנעשה בעולם כדי לקבל רמזים על טיב הקשר בין שני משתנים חשובים אלו.

בשנות התשעים התפתחה ספרות כלכלית ענפה שעוסקת בקשרי הגומלין בין צמיחה כלכלית לאי-שוויון בעושר ובהכנסות. הקונצנזוס הוא שאי-שוויון גדול מדי מזיק לצמיחה כלכלית. ניתן להצביע על ארבעה מנגנוני תמסורת עיקריים שיוצרים את הקשר בין צמיחה לאי-שוויון.²⁰ ראשית, הקושי של משפחות עניות לממן בעזרת הלוואות השקעה בהון אנושי פוגע ברמת ההשקעה ומעכב צמיחה כלכלית (Galor and Zeira, 1993). שנית, משפחות עניות נוטות להביא מספר רב של ילדים ולהשקיע מעט מדי בהון אנושי וכך ריבוי עניים מלווה בצמיחה כלכלית נמוכה ובשיעור ילודה גבוה (Dahan and Tsiddon, 1998). שלישית, ריבוי עניים יוצר לובי חזק לטובת הגדלת המסים ותשלומי ההעברה שמפריעים לצמיחה כלכלית (Alesina and Rodrik, 1994). לבסוף, פערים כלכליים גדולים יוצרים קרקע נוחה לאי יציבות חברתית ופוליטית שמדכאת צמיחה כלכלית (Benhabib and Rostichini, 1996). Perotti (1996) מצא בנתוני חתך רוחב של 67 מדינות (ובכללן ישראל) כי אי-שוויון מפריע לצמיחה כלכלית ושני מנגנוני הפעולה שמקבלים תמיכה אמפירית חזקה הם ריבוי הילדים במשפחות עניות ואי היציבות הפוליטית.

5. דמוגרפיה ואי-שוויון

א. הרכב הגילאים

ההרכב הדמוגרפי של האוכלוסייה עשוי להשפיע על אי-שוויון בהתחלקות ההכנסות דרך שלושה ערוצי פעולה עיקריים. ראשית, יתכן פער בין ההכנסה של המועסקים לבין הכנסתם של גמלאים שפורשים ממעגל העבודה במידה שאלו לא חסכו מספיק לעת זקנה. (אומנם ההכנסה מעבודה צונחת אך במקומה עשויה להמריא ההכנסה מהון כך שהפערים בהכנסה הכלכלית (עבודה והון) תלויים בהיקף החיסכון הפנסיוני.) העלייה בתוחלת החיים היא אחת הסיבות לכך

שהחיסכון אינו ברמה המאפשרת עלייה מספיקה של ההכנסה מהון כדי לפצות על ירידת ההכנסה מעבודה. ההכנסה הכלכלית הממוצעת של משפחות שראשיהם מתחת לגיל 65 היא יותר מפי שלושה מזו של הקשישים (לוח 7).

שנית, ישראל היא מדינה צעירה קולטת עולים (בכל הגילאים) שהגיעו לאורך השנים בעיקר ממדינות מצוקה. בדרך כלל, העולים לא העבירו לישראל את הזכויות הפנסיוניות שצברו בארצות המוצא אם היו כאלה בכלל. משום כך אוכלוסייה הקשישים בישראל היא הטרוגנית יחסית מבחינת התפלגות החיסכון הפנסיוני ובעקבות כך בהתחלקות ההכנסה בקרב קשישים. נקח שני בני 64 שמשתכרים כרגע שכר זהה אבל נבדלים בשנת עלייתם לישראל ולכן בחיסכון הפנסיוני: הפער בהכנסה בין השניים עשויים לגדול באופן משמעותי עם פרישתם ממעגל העבודה. גורם זה התחזק בהשפעתו עם בואם של העולים בשנות התשעים. בשנת 1997 מדד ג'יני להכנסה הכלכלית בקרב ראשי משק בית בגיל 65 ומעלה עומד על 0.707 לעומת 0.473 באוכלוסייה מתחת לגיל 65 (לוח 7).

באמצעות פירוק מדד ג'יני ניתן לאמוד את סיכום השפעת הפערים בין הקשישים לבין יתר האוכלוסייה בתוספת הפערים בין הקשישים לבין עצמם. על פי לוח 4 תרומת ההכנסה מפנסיה לאי-השוויון בהכנסה נטו גדלה בשיעור ניכר בין השנים 1979 ל-1997.²¹

לוח 7. אי-השוויון באוכלוסייה לפי גיל ראש משק הבית, 1997

גיל ראש משק הבית	הכנסה מעבודה		הכנסה כלכלית		הכנסה ברוטו		הכנסה נטו	
	מדד שיעור ג'יני	מהחציון*	מדד שיעור ג'יני	מהחציון*	מדד שיעור ג'יני	מהחציון*	מדד שיעור ג'יני	מהחציון*
עד 24	0.552	0.8	0.493	0.9	0.400	0.9	0.372	0.9
25-34	0.452	1.7	0.435	1.4	0.353	1.3	0.302	1.2
35-44	0.444	2.1	0.448	1.8	0.368	1.6	0.305	1.4
45-54	0.445	2.7	0.432	2.3	0.385	2.0	0.323	1.6
55-64 ²	0.545	2.2	0.503	2.0	0.440	1.7	0.377	1.5
סך הכל עד 64	0.482	2.0	0.466	1.8	0.395	1.6	0.334	1.4
מזה:								
משתתפים מועסקים ³			0.424		0.369		0.308	
65 ומעלה ³			0.404		0.360		0.300	
סך האוכלוסייה	0.585	1.6	0.533	1.5	0.432	1.4	0.412	0.7
							0.372	1.2

* ההכנסה הממוצעת של קבוצת גיל מסוימת כשיעור מן ההכנסה החיצונית של האוכלוסייה כולה.
² משפחות שבראשן עמדה אישה בגיל 60 ומעלה נכללו באוכלוסייה בגיל 65 ומעלה.

אי-השוויון בקרב קשישים הוא אחת הבעיות המרכזיות שעולות מעבודה זו. אף על פי כן מעט תשומת לב הוקדשה לנושא זה. הרבה יותר עניין תפס אי-השוויון בין הקשישים לבין שאר האוכלוסייה. חלק מן האוכלוסייה הקשישה נהנה מחיסכון פנסיוני המאפשר רמת חיים נאותה ואילו קשישים אחרים נשענים בלעדית כמעט על תמיכות ציבוריות. למרות זאת המעורבות

הממשלתית פעלה לשפר את מצבם הכלכלי של הקשישים כמעט ללא הבחנה. לדוגמה הנחה בארנונה ניתנת לקשישים ללא תלות (כמעט) במצבם הכלכלי.

שלישית, אחד הממצאים המוצקים של כלכלת עבודה הוא הקשר החיובי בין הגיל (שמשמש קירוב לניסיון המקצועי) לשכר לאורך רוב מחזור חיי העבודה. בשל כך ההרכב הגילאים של המועסקים עשוי להשפיע על אי-השוויון בשכר. קשר זה אינו חד כיווני. ריבוי בעלי ניסיון מקצועי עשוי להוריד שכרם היחסי וגורם זה נוטה לקזז. לוח 7 מראה כי ההכנסה הכלכלית של משפחות שראשיהם בגיל 45 עד 54 גדול ביותר מפי שניים מזה של אלו בגיל עד 24. אי-שוויון זה אינו חשוב בתנאים של גישה נוחה לשוק ההון.

לבסוף, גודל המשפחה עשוי להשפיע על אי-השוויון בין נפשות. גודל המשפחה אינו חשוב לאי-השוויון בין משפחות אלא אם כן ישנם מפרנסים נוספים מלבד ראש משק בית ובת (בן) הזוג.²² קלור (1997) לא מצא הבדלים משמעותיים (מלבד אלו שצוינו למעלה) בהתחלקות הכנסה נטו (למבוגרים סטנדרטיים) בין קבוצות משקי בית בעלי גודל שונה. על פי המחקר המוזכר, גורם זה אינו ממלא תפקיד גם בהתפתחות אי-השוויון על פני זמן. בדיון על אי-השוויון בישראל חייבים להתייחס לשנת עלייה, מוצא ולאום בנוסף להרכב האוכלוסייה לפי גיל. חשוב לציין כי הפילוח לפי הרכב אוכלוסייה אינו עומד תמיד בפני עצמו בנוסף לגורמים אחרים שהוזכרו כמכתיבים את התפתחות אי-השוויון אלא מהווה צורת ביטוי אחרת. למשל, שיעור האבטלה בקרב העולים גבוה וכתוצאה מכך שיעורם בעשירונים התחתונים גבוה יחסית. לכן יש להיזהר מ"ספירה כפולה" של השפעת העלייה דרך האבטלה וכן דרך שיעורם באוכלוסייה.

ב. העלייה ואי-השוויון

גל העלייה, שהחל בשלהי 1989 החריף את מגמת התרחבות אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות בחומש הראשון של שנות התשעים (דהן ובן-פורת, 1997). הערוץ העיקרי שדרכו פעל גל העלייה להרחבת הפערים בהכנסות היה עליית שיעור האבטלה לרמה הגבוהה אף מזו שהייתה בשנת 1966. זו החריפה את הכרסום בכוח המיקוח של העובדים הישראליים הותיקים בעשירונים התחתונים. שחיקת כוח המיקוח של העובדים בעלי השכר הנמוך נבעה גם מכך שהעולים פנו בטווח הקצר לעבודות בלתי מקצועיות. כתוצאה מכך נפגע שכרם היחסי של עובדים בעלי שכר נמוך והתרחבו הפערים הכלכליים.

למרות שהעולים נמצאים בשיעור גבוה בעשירונים התחתונים (דיון בסעיף הבא) לא נמצא שיעור העולים כחלק מן האוכלוסייה מובהק בהשפעתו על אי-השוויון בשנות התשעים, וכאמור עיקר ההשפעה הייתה דרך עליית שיעור האבטלה. אי העקביות בין ממצאי חתך הרוחב (בנקודת זמן) לממצאים המבוססים על סדרה עתית (קרי, רגרסיה) אופיינית להרבה מחקרים בכלכלת עבודה.

ג. מוצא, לאום ואי-שוויון²³

ניתוח רמת ההכנסה לפי מגזרי אוכלוסייה שונים חשובה מנקודת מבט חברתית גם אם גורמים אלו אינם עומדים בפני עצמם כמשפיעים על תוואי אי-השוויון על פני זמן. בשל כך אפיון הרמה הכלכלית של קבוצות אוכלוסייה שונות נראה עדיף על פני ניסיון להעריך את התרומה הסגולית של כל קבוצת אוכלוסייה לאי-השוויון באוכלוסייה כולה.²⁴ נתמקד בשיעור העוני שהוא מדד

חשוב של הרמה הכלכלית במגזרי אוכלוסייה שונים. היתרון בדיון שכזה הוא בכך שמאפשר לתת מבט חטוף על היקף העוני בישראל, נושא שאינו מכוסה בעבודה זו.

בקרב האוכלוסייה מתחת לגיל 65 מראה לוח 8 כי שיעור העוני במגזר החרדי הוא הגבוה מבין כל המגזרים בחברה הישראלית.²⁵ במחצית מן האוכלוסייה החרדית מצויה מתחת לקו העוני וזאת למרות רמה גבוהה של תמיכות ציבוריות. שתי הסיבות המרכזיות לעוני בקרב החרדים הן הבחירה של חלק גדול יחסית מן החרדים להימנע מעבודה ולהקדיש חלק ניכר מזמנם ללימוד תורה וכן מספר רב יחסית של ילדים. מדד אי-השוויון בהכנסה הכלכלית באוכלוסייה הכוללת את הבלתי משתתפים בכוח העבודה הוא (0.482) גדול משמעותית מאי-השוויון באוכלוסייה שכוללת רק את המשתתפים (0.427). זוהי אינדיקציה לכך שהמגזר החרדי, שמאופיין בשיעור השתתפות נמוך, תורם לאי-שוויון כלכלי גדול.

האוכלוסייה הערבית ניצבת במקום השני בדירוג העוני; שיעור העוני במגזר זה עומד על 37 אחוזים. הימצאותם של הערבים בשיעורים כה גדולים מתחת לקו העוני מוסברת בשלושה גורמים עיקריים: השכלה נמוכה, שיעור תעסוקה נמוך ומספר ילדים גדול. שלושת הגורמים המסבירים את העוני אינם בלתי תלויים האחד במשנהו. למשל, השכלה גבוהה היא הגלולה האפקטיבית ביותר למניעת היריון. עליית ההשכלה באוכלוסייה הערבית (בפרט של נשים) תביא הן לעליית ההכנסה והן לצמצום מספר הילדים, ותפעל בתנועת מלקחיים לצמצום ממדי העוני בקרב הערבים. זאת ועוד, השכלה גבוהה נחשבת מאז ומתמיד לתעודת ביטוח כנגד אבטלה. ראיה לכך היא שיעור האבטלה הנמוך למדי בקרב אקדמאים. עליית ההשכלה של האוכלוסייה הערבית תתרום גם לשיפור סיכויי התעסוקה וגם לצמצום העוני.

לוח 8. האוכלוסייה הענייה ומאפייניה, 1994 (לאחר תשלומי העברה נטו)

מספר נפשות	מספר שעות עבודה שבועיות	שיעור בעלי 16+ שנות לימוד	שיעור הבלתי עובדים	המשקל באוכלוסייה הענייה (נפשות)	שיעור העוני בכלל מגזר (נפשות)	קשישים
				14.9	24.0	
משפחות שראשי משק הבית מתחת לגיל 65						
5.7	17.6	62.5	52.0	20.3	51.4	חרדים
5.4	33.4	9.1	28.7	17.7	36.6	ערבים
3.4	37.2	24.8	27.6	13.1	19.6	עולים
3.9	38.7	8.4	20.5	25.2	12.5	עדות המזרח
2.9	39.3	28.7	18.5	2.2	8.4	צברים
3.3	40.5	32.8	16.6	6.5	4.7	אשכנזים
				100.0	17.2	כלל האוכלוסייה

העולים שהגיעו בגל העלייה האחרון (שהחל בשלהי 1989) מצויים במקום השלישי בדירוג העוני. שיעור העוני בקרב העולים הצטמצם מאוד מאז 1990 דבר המבטא את השתלבותם של חלק גדול מן העולים במעגל העבודה. קצב ההתקדמות הכלכלי של העולים הוא מהיר למדי, ובאופן טבעי הם גם מטפסים מעל קו העוני. לאור ניסיון זה, הימצאותם של העולים בשיעור גבוה יחסית מתחת לקו העוני משקפת במידה רבה תופעה קצרת טווח, גם משום רמת ההשכלה הגבוהה של העולים.

שיעור העוני בקרב יוצאי אסיה-אפריקה ("מזרחיים") עומד על 12.5 אחוזים שמציב אותם במקום הרביעי. אולם מבין היהודים הוותיקים (שאינם חרדים) נמצאים יוצאי אסיה-אפריקה במקום הראשון בשיעור העוני, שהוא יותר מכפול מזה של יוצאי אירופה-אמריקה ("אשכנזים"). ההבדל המרכזי הוא רמת ההשכלה; יוצאי אסיה-אפריקה הם בעלי ההשכלה הנמוכה ביותר בחברה הישראלית, וזו, כמובן, גם הסיבה המרכזית לשכיחות הגבוהה יחסית העוני. למרות הזמן שחלף מאז הגיעו עדיין מצויים עדות המזרח בתחתית סולם ההשכלה (אף כי לא בתחתית סולם ההכנסות).

6. ישראל בראי העולם

הבנק העולמי ערך פרויקט רחב היקף שמטרתו הייתה ליצור בסיס נתונים על אי-השוויון שכולל את מירב המדינות בעולם.²⁶ מדינה כלשהי נכללה במסד נתונים רק אם נתוני אי-השוויון עמדו במספר קריטריונים על מנת ליצור רמת אחידות ומהימנות מתקבלות על הדעת. אחד הקריטריונים היה כיסוי מלא של האוכלוסייה ובגינה ישראל לא נכללה במדגם. סקר ההכנסות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לא כיסה ישובים קטנים שהיו לפני 1995 כ-20 אחוזים מאוכלוסיית השכירים בישראל. החל משנת 1995 גדל שיעור הכיסוי לכ-90 אחוזים. ננסה, בכפוף להסתייגות המתבקשת, למקם את אי-השוויון בישראל בפרספקטיבה בינלאומית. הרבה נכתב על הקשר האמפירי בין התפתחות כלכלית ואי-השוויון במיוחד בהקשר של "עקומת קוזנץ". בלוח 9 בולט לעין הקשר החיובי בין אי-השוויון לתוצר לנפש המשמש כאינדיקטור להתפתחות כלכלית. מבט בנתונים מגלה שאין אפילו מדינה מפותחת אחת עם אי-שוויון גדול (למעשה, השונות בקרב המדינות המפותחות היא נמוכה יחסית) אבל ניתן למצוא מדינות מתפתחות עם אי-שוויון קטן יחסית וזהו המקור לקשר הלא-לינארי הקרוי "עקומת קוזנץ".

לוח 9. אי-שוויון והתפתחות כלכלית (דולרים)

מדד ג'יני	ממוצע התוצר לנפש	טווח התוצר לנפש	מספר מדינות
34.8	13,351	17,594-9,843	21
40.9	6,086	9,238-4,027	21
43.1	2,820	3,942-1,974	21
43.9	1,107	1,913-482	25
33.9	9,843	9,843	ישראל 1992

המקור: מדד ג'יני לקוח מ-Deiningner and Squire (1996) והתוצר לנפש לקוח מ-Summers and Heston (1994). הנתון של ישראל מתייחס לאי-השוויון בין משפחות בהכנסה נטו.

השוואה בינלאומית משמשת סרגל באמצעותו ניתן למקם את ישראל. ישראל נמצאת בתחתית קבוצת המדינות העשירות (העמודה הראשונה של לוח 9) ואי-השוויון בהתחלקות ההכנסות נטו הוא ברמה דומה לזו שנמדדה במדינות אלו. כלומר, ישראל אינה חריגה ברמת אי-השוויון נטו בהינתן דרגת ההתפתחות הכלכלית של המשק הישראלי. אולם, כפי שהוזכר קודם, אי-השוויון הכלכלי ברמה דומה לזו שקיימת בדרום אמריקה. לא מצאתי נתונים כרי השוואה לגבי אי-השוויון הכלכלי במדינות נוספות.

בסיס נתונים נוסף שמאפשר השוואה בינלאומית הוא Luxembourg Income Study שמנסה ליצור אחידות בהגדרת הנתונים כדי להפוך השוואת נתוני אי-שוויון בין מדינות לבעלת משמעות. נתונים אלו כוללים שורה של מדינות מפותחות ובכללן ישראל (לוח 10). יתרונו של בסיס נתונים זה לעומת זה שהוזכר קודם הוא באחידות נתונים וחסרונו הוא בכך שהוא מוגבל למדינות מפותחות בלבד. ישראל תופסת את המקום ה-13 - מבין 19 המדינות שלגביהן יש מדידה אחידה של אי-השוויון בהכנסה נטו (מתוקנת למבוגר סטנדרטי).²⁷

לוח 10. אי-שוויון במדינות המפותחות^א

מדינה	שנה	מדד ג'יני
1 פינלנד	1991	22.7
2 אוסטריה	1987	22.7
3 שוודיה	1992	22.9
4 בלגיה	1992	23.0
5 נורווגיה	1991	23.0
6 לוקסמבורג	1985	23.8
7 דנמרק	1992	23.9
8 גרמניה	1984	24.9
9 איטליה	1991	25.5
10 הולנד	1991	26.8
11 קנדה	1991	28.5
12 צרפת	1984	29.4
13 ישראל^ב	1992	30.5
14 ספרד	1990	30.6
15 אוסטרליה	1989/90	30.8
16 שווייץ	1982	31.1
17 אירלנד	1987	32.8
18 בריטניה	1991	33.5
19 ארצות הברית	1991	35.0

^א מדד אי-שוויון מתייחס להכנסה נטו למבוגר סטנדרטי.

^ב נתון זה אינו עקבי עם הנתון שמופיע בלוח 3 משום שחוקרים אלו קטמו את החלק העליון והתחתון של התפלגות ההכנסות.
 המקור: Gottschalk and Smeeding (1997).

עליית אי-השוויון הכלכלי אינה ייחודית למשק הישראלי. המחקר הכלכלי שנעשה בעולם יכול לסייע (במידה מוגבלת) בזיהוי גורמים נוספים שעשויים היו להיות אחראיים לעליית אי-השוויון בישראל הואיל והמשק הישראלי חשוף לתהליכים כלכליים-חברתיים דומים לאלו שעוברים על המשק העולמי. בשנות השמונים גדל אי-השוויון ברוב המדינות התעשייתיות למעט גרמניה ואיטליה (Gottschalk and Smeeding, 1997). עליית אי-השוויון, במיוחד בארה"ב, זכתה לתשומת לב מחקרית רבה שהניבה תיעוד של המגמות וניסיונות להסבירן. הגורמים המרכזיים שהוצעו להסבר עליית אי-השוויון (בעיקר בארה"ב) הם פתיחות גוברת של המשקים התעשייתיים לתנועת סחורות, שירותים והון, צמיחה כלכלית מוטיית-כישורים וירידת כוחם של האיגודים המקצועיים. גורמים אלו אינם בלתי קשורים האחד במשנהו, וגם אין הסכמה על החשיבות היחסית שניתן לייחס לכל אחד מגורמי עליית אי-השוויון. לאחרונה נעשה מחקר שניסה לבחון את השפעתם של גורמים אלו על אי-השוויון בישראל.²⁸

הורדת שיעורי המכס על מוצרים מיובאים, שצברה תנופה החל משנת 1987, הגבירה את מידת פתיחות המשק לתנועה של סחורות ושירותים. המשק הישראלי נפתח יותר (באופן יחסי) למדינות שהן עתירות פחות בהון אנושי בהשוואה למשק הישראלי. בשנות התשעים תפסה תאוצה גם החשיפה של שוק העבודה הישראלי לכניסת עובדים זרים. מספרם (הנתון בספקות) הוא מעבר לזה שנדרש להחליף את העובדים הפלשתינאיים. בפועל פתיחת המשק הייתה בלתי סימטרית: הגיעו בעיקר עובדים בעלי הון אנושי נמוך יחסית. מדיניות זו פועלת ללחץ על שכרם של אלו המאכלסים את תחתית סולם השכר הישראלי, ואחראית אולי באופן חלקי לעליית אי-השוויון.

לוח 11. מדד ג'יני לאי-השוויון בין משפחות בארה"ב ובישראל, 1985–1997

הכנסה נטו		הכנסה ברוטו		הכנסה כלכלית		
ארה"ב	ישראל	ארה"ב	ישראל	ארה"ב	ישראל	
0.410	0.356	0.418	0.419	0.471	0.504	1985
0.434	אין סקר	0.423	אין סקר	0.476	אין סקר	1986
0.408	0.361	0.424	0.414	0.477	0.498	1987
0.411	0.358	0.425	0.408	0.477	0.496	1988
0.415	0.367	0.429	0.421	0.481	0.513	1989
0.410	0.366	0.426	0.417	0.480	0.516	1990
0.410	0.373	0.425	0.423	0.483	0.524	1991
0.415	0.378	0.430	0.432	0.490	0.529	1992
0.430	0.368	0.448	0.422	0.508	0.526	1993
0.431	0.385	0.450	0.440	0.510	0.535	1994
0.424	0.372	0.444	0.432	0.503	0.527	1995
0.429	0.375	0.447	0.432	0.505	0.532	1996
0.431	0.372	0.448	0.432	0.504	0.533	1997

המקורות: ישראל — לוח 1; ארה"ב — לשכת המפקד האמריקאית.

החלשות כוחם של האיגודים המקצועיים (ההסתדרות) כלפי מעסיקים במגזר העסקי אינה מוטלת בספק אף כי אין תיעוד שיטתי של מגמה זו.²⁹ איגוד מקצועי משפיע על אי-השוויון בשוק העבודה דרך שני ערוצים עיקריים. האחד, כמו כל מועדון חברים חפץ איגוד מקצועי בהרחבת הפערים בין שכר העובדים המאוגדים לבין שכרם של עובדים בלתי מאוגדים ובלתי מועסקים.³⁰ השני, כדי להשיג לכידות בקרב חבריו חותר האיגוד המקצועי לנוסחת שכר אחידה בהתאם לתכונות האישיות של העובדים. מטבע הדברים נוסחת השכר מבוססת על תכונות גלויות ונמדדות כמו מספר שנות לימוד וותק בעבודה. בתנאים אלו קטנה גמישות המעביד לתגמל עובדים על פי איכות השכלתם וכישוריהם האישיים (המולדים) ובעקבות כך גורם זה תורם לצמצום אי-השוויון (המותנה).

בנוסף, יתכנו פערים בשכר גם בקרב חברי האיגוד המקצועי בהתאם לכוחם היחסי של קבוצות עובדים בתוך האיגוד. עובדי חברת החשמל, מקורות ובזק הם בעלי יכולת לשבש באורח חמור את חיי אזרחי מדינת ישראל. יכולת זו מתורגמת לשכר יחסי גבוה בתמיכת האיגוד המקצועי. בתמורה לגיבוי זה עומדת לרשות האיגוד המקצועי פלטפורמה חשובה במאבק נגד המעסיקים לשיפור שכרם של כל חברי האיגוד המקצועי.

מנקודת מבט אמפירית, איגוד מקצועי חזק יתרום לשיפור כוח ההסבר של תכונות מדידות כמו השכלה וגיל וכתוצאה מכך קטנה השארית הבלתי מוסברת. על פני השנים הייתה החלשות בכוחה של הסתדרות העובדים וגורם זה פועל להקטנת אי-השוויון בין "שווים". עם זאת, לאור הדיון לעיל, צמצום כוחו של האיגוד המקצועי אינו מצמצם בהכרח את אי-השוויון בשוק העבודה.

גורם נוסף שזכה למעט תשומת לב מחקרית הוא תופעת המנצח-לוקח-הכל שתוארה (אף כי לא לראשונה) ברב המכר האמריקאי שכתבו Cook and Frank (1995). על פי הסבר זה עליית אי-השוויון נעוצה בשינויים טכנולוגיים וחברתיים המאפשרים שכר מרקיז שחקים לכוכבים בענף השירותים (בעיקר בולטת התופעה בתחום הבידור). דוגמה ישראלית לכך, שזכתה לכיסוי עיתונאי מרשים, היא עליית השכר הפנומנלית של שדר הטלוויזיה חיים יבין. עדות שיטתית יותר היא העלייה הדרמטית בשכרם היחסי של מנהלים שמתועדת בחלק השני של העבודה. אומנם עליית אי-השוויון הושפעה באופן משמעותי מעליית שכרם של אלו המצויים בקצה העליון של הפירמידה אך לא ברור מהו כוח ההסבר של טיעון זה.

בצד הדמיון ישנם גורמים הייחודיים להתפתחות אי-השוויון בישראל. ראשית, אי-השוויון בארה"ב החל לעלות כבר בסוף שנות הששים בעוד שבישראל החל אי-השוויון לעלות בסוף שנות השבעים. שנית, מסקירת המחקר שנעשה על אי-השוויון בישראל למדים כי האינפלציה, שהגיעה בשנות השמונים לשיעור של מאות אחוזים, פעלה להרחבת אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות. אי-השוויון התכווץ לאחר בלימת האינפלציה ב-1985 ושב לעלות בתחילת שנות התשעים.

שלישית, עליית אי-השוויון בתחילת שנות התשעים התרחשה במקביל לקליטת גל עלייה המוני. תהליך כזה לא היה מנת חלקה של שום מדינה מערבית. כניסת העובדים הזרים לשוק העבודה הישראלי באותו זמן אף היא הייתה עשויה להשפיע להרחבת הפערים הכלכליים. החפיפה בין עיתוי עליית אי-השוויון לקליטת העלייה (וכניסת העובדים הזרים) וממצאים של עבודות מחקר קודמות מצביעים על חשיבותו של גורם זה בהסבר עליית אי-השוויון.

רביעית, שיעור האבטלה בישראל הוכפל מאז סוף שנות השבעים, ומספר מחקרים הראו כי גורם זה מילא תפקיד מרכזי בעליית אי-השוויון בישראל. שיעור האבטלה לא עלה בארה"ב וממילא לא יכול היה להיות גורם שמסביר את עליית אי-השוויון בארה"ב. גורם נוסף, שקשה למדידה, אך ככל הנראה פעל ברקע הוא תהליך של אוטומיזציה של החברה הישראלית. קשה לקבוע בדיוק מתי החל התהליך הזה אבל בשלהי שנות השבעים ניתן היה לחוש בשינוי באקלים החברתי בישראל שהתבטא בשינוי מאזן הכוחות הפרלמנטרי. ערכים כגון שיתוף, ערכות הדדיות ושוויון כלכלי לא יעמדו תמיד במבחן בשנות השמונים בכותלי מוסדות מובילים כמו הקיבוצים, המושבים וההסתדרות. השחיקה בערכים אלו שינתה ככל הנראה כללים לא כתובים שבעבר כפו ריסון שכו, ובעלדיהם התאפשרו משכורות עתק לבעלי משרות ניהול בקצה הפירמידה.

7. סיכום הממצאים העיקריים

מהשוואת נתוני אי-השוויון בהכנסה הכלכלית נמצא שבשראל קיימים פערים כלכליים הגדולים אפילו מאלו של ארה"ב. אי-השוויון הכלכלי בישראל במגמת עלייה שני העשורים האחרונים והוא מתקרב לאי-השוויון בדרום אמריקה. אי-השוויון הכלכלי הגדול משקף בעיקר את אי-שוויון שנוצר בשוק העבודה. ישנן אינדיקציות לכך שאי-השוויון הכלכלי הגדול מושפע מירידת שיעור ההשתתפות של גברים בכוח העבודה, עליית שיעור האבטלה, הרכב הדמוגרפי והתרחבות הפערים באיכות ההשכלה (דיון בחלק השני של העבודה). לעומת זאת התפלגות הצריכה הפרטית (וההכנסה נטו), שמהווה אינדיקציה לפערים ברמת החיים, שיוונית יותר ודומה למדינה אירופאית טיפוסית. צמצום הפערים הכלכליים נעשה על ידי מעורבות ממשלתית גדולה. על הציבור מוטל שיעור מס גבוה יחסית שבחלקו (קרי המסים הישירים) פועל ישירות להקטנת אי-השוויון הכלכלי. מסים אלו מממנים את תשלומי הקצבאות לאוכלוסיות שהכנסתם הכלכלית נמוכה ותורמים לצמצום אי-השוויון. יתכן כי אי-השוויון הכלכלי הגדול מושפע בחלקו משיעורם הגבוה יחסית של המסים ותשלומי ההעברה. בשני העשורים האחרונים הייתה מגמת גידול רצופה בשיעור תשלומי ההעברה (מתוך ההכנסה נטו). לעומת זאת אפקטיביות תשלומי ההעברה בצמצום אי-השוויון פחתה בשנות התשעים בהשוואה לשנות השמונים. שיעור המס הישיר ירד בשנות התשעים לעומת המחצית הראשונה של שנות השמונים אך הוא במגמת עלייה מאז תחילת שנות התשעים. אפקטיביות המסים הישירים בצמצום אי-השוויון גדולה יותר בשנות התשעים לעומת שנות השמונים. הממשלה מספקת שירותי חינוך ובריאות שמשפיעים ישירות ובעקיפין על התפלגות רמת החיים. האוכלוסיות החלשות נהנות מנתח גדול יחסית של שירותים אלו. העשירון התחתון מקבל למעלה מ-13 אחוזים מסך ההוצאה לחינוך ולבריאות לעומת פחות מ-5 אחוזים שמוקצים לעשירון העליון. האוכלוסיות החלשות נהנות גם מהיקף פנאי גדול יותר. אולם אי-השוויון הכלכלי הוא גדול למדי למרות פרוגרסיביות השירותים הציבוריים. ישנה זיקה הדוקה יחסית בין התחלקות ההכנסות בישראל לקווי העימות המוכרים בחברה הישראלית כמו חרדים מול בלתי חרדים (מה שקרוי בטעות חילוניים), עולים מול וותיקים, ערבים מול יהודים ואשכנזים מול ספרדים. בסולם העוני החרדים מצויים במקום הראשון ואחריהם הערבים. במקום השלישי מצויים העולים, אף כי נראה כי מדובר בתופעה זמנית. במקום לפני האחרון נמצאים המזרחיים, והאשכנזים מחזיקים בשיעור העוני הנמוך ביותר.

שיעור ההשתתפות במעגל העבודה (שיעור השתתפות נמוך ושיעור אבטלה גבוה) ורמת ההשכלה מתואמים במידה לא מבוטלת עם המצב הכלכלי היחסי של קבוצות אלו. אחד הממצאים הקשים של עבודה זו, שראוי לתשומת לב רבה, הוא הפערים הכלכליים בין הקשישים לבין עצמם. מדד ג'יני של ההכנסה הכלכלית של הקשישים עומד בשנת 1997 על 0.71. אומנם שיעור העוני בקרב האוכלוסייה הקשישה גבוה יחסית למרות המעורבות הממשלתית, אך יתכן שההטיה במדידת ההכנסה מהון, שהינה רכיב משמעותי בהכנסת הקשישים, גורמת להגזמה מסויימת בדלותם הכספית של הקשישים. הגורמים שהוזכרו למעלה, נמצאו כמשפיעים על אי-השוויון בניתוח חתך רוחב. סוג זה של ניתוח הוא לעיתים מכני ועלול להטעות. על מנת להגביר את מידת השכנוע בממצאים אלו נדרש גם מחקר שיבחן את כח ההסבר של גורמים אלו על פני זמן. נעשו מעט מחקרים יחסית מסוג זה. במחקרים אלו לא נמצאה תמיכה אמפירית מובהקת לגורמים שנמצאו חשובים בהשפעתם על אי השוויון בחתך רוחב כמו תשלומי ההעברה. לעומת זאת משתנים מקרו כלכליים כמו אבטלה ואינפלציה נתגלו כגורמים הנוטים להגדיל את אי-השוויון בישראל.

חלק ב: עליית אי-השוויון בשוק העבודה

1. מבוא

בחלק הקודם ראינו שמאז סוף שנות השבעים ישנה מגמת עלייה באי-השוויון הכלכלי בין משפחות בישראל כשהתחלקות ההכנסות מעבודה ממלאת תפקיד מרכזי בהתפתחות זו. התרחבות הפערים הכלכליים התרחשה במקביל לתמורות חשובות במבנה המשק. באמצע שנות השמונים עבר המשק הישראלי מאינפלציה גבוהה להיפר-אינפלציה, שנבלמה באופן חד עם הפעלת התוכנית לייצוב אינפלציה. בלימת האינפלציה חייבה את הפירמות לערוך התאמה לסביבה חדשה. השינוי המבני המתחייב בשילוב עם גורמים אחרים הביאו לעליית שיעור האבטלה; שיעור האבטלה בסוף שנות השמונים הוא פי שניים מזה שהיה בסוף שנות השבעים. המשק הישראלי היה חייב לעבור שינוי מבני נוסף בשנות התשעים על מנת לקלוט תוספת של מאות אלפי עולים בפרק זמן קצר יחסית.

מטרת העבודה לבחון את מקורות גידול אי-השוויון בשוק העבודה בתקופה 1980–1996. העבודה תתמקד בשלושה מועמדים פוטנציאליים שעשויים להיות אחראיים להתרחבות הפערים בשכר העבודה. האחד, שינוי במבנה התשואות להון אנושי. בחינת השפעתו של גורם זה תאפשר לזהות אם אי-השוויון בשכר גדל בשל עלייה יחסית בתשואה להשכלה גבוהה. המועמד השני הוא שינוי בהתפלגות ההון האנושי. כלומר אפשר שפערי השכר התרחבו בשל גידול בפערים בחינוך. מובן כי שני גורמים אלו אינם בלתי תלויים. המועמד השלישי הוא השינוי באי-השוויון בין "שוים". דהיינו, פערי שכר בין עובדים בעלי תכונות נמדדות זהות שאינם מוסברים על-ידי פערים בתשואה לממדים שונים של ההון האנושי או על-ידי פערים בהשכלה. ניתוח מעין זה מאפשר לדון באי-השוויון הכלכלי במונחים של מחירים – התשואה להון אנושי, וכמויות – בעלות על הון אנושי שהם פחות חמקמקים מנקודת מבט של ניתוח כלכלי שיטתי. ניתן לזהות את ערוצי השפעתם של אירועים כלכליים כמו בלימת האינפלציה וגל

העלייה על אי-השוויון בשוק העבודה. כך למשל, ניתן לבחון אם המעבר להיפר-אינפלציה או הגידול החד בהיצע העבודה השפיעו על אי-השוויון הכלכלי דרך המחירים, הכמויות, אי-השוויון בין "שוים" או כל צירוף של שלושה.

איתור מקורות עליית אי-השוויון בשוק העבודה חשוב לקביעת מדיניות חלוקה מחדש של ההכנסות. מספר דרכי פעולה עומד לרשות הממשלה על מנת להשפיע על ממדי אי-השוויון בין משפחות. הממשלה יכולה להתערב בעומק הפערים בחינוך וכך להשפיע באופן ישיר על פיזור הבעלות על הון אנושי ולהשפיע באופן עקיף על מבנה התשואות להון אנושי. הממשלה יכולה להתערב לאחר מעשה (דהיינו, לאחר שנקבעה התחלקות ההכנסות הכלכליות) באמצעות קביעת שיעורי מסים וסוגיהם והיקף תשלומי ההעברה. גם אז חשוב לזהות את מקורות אי-השוויון על מנת לבחור את הכלים האופטימליים להתערבות.

2. הנתונים

העבודה מתבססת על סקרי כוח-אדם וסקרי הכנסות לשנים 1980–1996. מדי שנה עורכת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ארבעה סקרי כוח-אדם, כשרבע מן המרואיינים נשאלים שאלות גם לגבי הכנסותיהם. הנתונים על רבע מן המרואיינים מפורסמים כל שנה במסגרת סקר הכנסות משקי בית. סקרים אלו מספקים מידע על 80 אחוזים מאוכלוסיית השכירים בישראל על פי מדגם של כ-6000 משקי בית שהם 20,000 פרטים בקירוב. בשנת 1995 גדל שיעור הכיסוי ובפרט גדל משקל האוכלוסייה הלא-יהודית במדגם. המידע כולל פירוט מקיף של מקור ההכנסות ובמרכזם ההכנסה מעבודה, וכן מידע על מאפייני הפרטים כגון השכלה, גיל, שנת עלייה, לאום ודפוסי עבודה. העבודה מתמקדת בשכרם של גברים המועסקים במשרה מלאה שמספרם בסקר לשנת 1996 עמד על 2,800 איש בערך (מספרם נע בין 2000 ל-3000 איש בתקופה הנחקרת). הסיבות לבחירת האוכלוסייה מובאים בפרק הבא.

המידע שמגיע ממקור אחד מפוצל לשני סקרים: סקר כוח-אדם וסקר הכנסות. כשסקר כוח-אדם כולל מידע מפורט על היבטים שונים של דפוסי העבודה אך אינו כולל את המידע על ההכנסות. לעומת זאת סקר הכנסות כולל מידע מפורט על ההכנסות אך בתוספת מידע מוגבל על דפוסי העבודה.

המוסד לביטוח לאומי הוא הלקוח הראשי של סקר הכנסות. השימוש העיקרי שעושה הביטוח הלאומי בסקר הכנסות הוא חישוב שוטף של קו העוני והיקף העוני שהפכו לחלק מנוף הנתונים הכלכליים. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה עורכת קובץ נתונים שמתאים לצורכי המוסד לביטוח לאומי, וקובץ זה משמש מוסדות אחרים כגון בנק ישראל ומוסדות אקדמיים.

אמידת רגרסיות שכר ניתנת להיעשות על בסיס נתוני סקר הכנסות. אמידה זו נתונה במגבלה הואיל וסקר הכנסות נבנה על פי צורכי המוסד לביטוח לאומי שאינם מתיישרים תמיד עם צורכי החוקרים. כך למשל, מספר שנות הלימוד מוצג באופן מקובץ בחלק מן התקופה הנחקרת. דהיינו, לא ניתן לדעת במדויק את מספר שנות הלימוד של העובדים, ובשל כך נמנעת היכולת לאמוד את התשואה להון אנושי בצורה המקובלת. האינפורמציה המלאה מצויה בידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה שמוכנה תמיד להעמיד את המידע לכל דורש. לשם כך נדרש איחוד המידע שמצוי בסקר כוח-אדם ובסקר הכנסות. איחוד הסקרים לכל אחת מן השנים בתקופה 1980–1996 כרוך בתקציב כספי גדול ובזמן המתנה ארוך המטילים מגבלה על המחקר בנושא אי-השוויון הכלכלי בישראל.

בעבודה זו השתמשתי בשנות לימוד מקובצות גם בשנים בהן ישנו מידע מפורט על מספר שנות הלימוד. פשרה זו נעשתה כדי לשמור על אחדות המשתנה המייצג את אחד הממדים החשובים של ההון האנושי. אחדות זו מאפשרת להשוות את מקדמי הרגרסיות על פני זמן. המידע על סוג בית-הספר האחרון בו למד העובד, שהיה יכול לשמש כאינדקטור לאיכות ההשכלה, עומד לרשות החוקרים רק עבור חלק מן השנים ומשום כך לא ניתן להשוות את ההתפתחות של משתנה זה על פני זמן. פשרות אלו (ופשרות אחרות בעבודות אחרות) מעוררות מספר תמיהות: מדוע מפצלת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה את המידע לשני סקרים? מדוע אין מידע רבעוני על הכנסות משקי בית? האם הכרחי הפיגור של כ-10 חודשים בהגשת נתוני סקר הכנסות?

3. עליית אי-השוויון בשוק העבודה

חלק זה של העבודה מתרכז באי-השוויון בשוק העבודה. האוכלוסייה הנחקרת בעבודה זו היא קבוצת הגברים המועסקים במשרה מלאה שנמצאים בטווח הגילאים 25–65. השונות של הלוגריתם הטבעי של השכר לשעת עבודה של אוכלוסייה זו משמשת בעבודה זו מדד לאי-השוויון בשוק העבודה.

אי-השוויון בשכר לשעת עבודה של גברים המועסקים במשרה מלאה מבטא מגזר חשוב בשוק העבודה, אך זו בכל זאת אוכלוסייה חלקית של המועסקים. בחירת האוכלוסייה למחקר מבטאת תחלופה בין כיסוי רחב ואמינות נתונים מוגבלת לבין כיסוי חלקי ואמינות גבוהה. במהלך התקופה גדל משמעותית שיעור ההשתתפות של נשים במעגל העבודה. הבחירה בגברים נובעת מן הרצון לעקוב אחר שינויים באי-השוויון שאינם קשורים בשינויי הרגלי העבודה של נשים. הבחירה באוכלוסיית המועסקים במשרה מלאה נעשתה משום שהשכר לשעת עבודה של עובדים במשרה חלקית חשוף לטעויות מדידה גדולות יחסית ולתנודות חריפות.

גם אם קיימת הסכמה לגבי שיקולי בחירת האוכלוסייה עשויה להתעורר שאלה (מוצדקת) באשר למידת המתאם בין אי-השוויון בשכר לשעת עבודה של גברים המועסקים במשרה מלאה לבין מדדים מקובלים של אי-שוויון בהכנסות של משפחות. לוח 12 מראה את מקדמי המתאם בין שונות הלוגריתם הטבעי של השכר לשעת עבודה בקרב גברים המועסקים במשרה מלאה לבין מדדי ג'יני של ההכנסה הכלכלית, ההכנסה ברוטו וההכנסה נטו של משפחות שכירים. הלוח מראה על מתאם גבוה יחסית בין המדד שמשמש עבודה זו לייצג את אי-השוויון בשוק העבודה (שונות) לבין מדדי אי-שוויון (מקדם ג'יני) בהגדרות הכנסה שונות. בתקופה 1980–1996 ישנו מתאם גבוה יחסית (0.8 בקירוב) בין השונות של (הלוגריתם הטבעי) שכר העבודה לבין מדד ג'יני להתחלקות ההכנסה הכלכלית של משפחות. ממצא זה מרמז על זיקה הדוקה בין הכנסת הגבר לבין הכנסת בת הזוג וכן עם ההכנסות מהון. יוצא, אפוא, שאי-השוויון בקרב גברים עובר ונשמר במידה לא מבוטלת גם בקרב המשפחות.

ציור 2 מראה את אי-השוויון בהתפלגות השכר לשעת עבודה בשנים 1980–1996 בקרב גברים המועסקים במשרה מלאה. אי-השוויון בשוק העבודה גדל בהתמדה מ-1980 עד 1985 תוך מעבר מאינפלציה גבוהה להיפר-אינפלציה. אי-השוויון בשוק העבודה התכווץ לאחר הפעלת התוכנית המוצלחת לייצוב האינפלציה. האינפלציה מתייצבת על כ-20 אחוזים אבל תוך עליית שיעור האבטלה לכ-9 אחוזים בשנת 1989, שהוא פי שניים כמעט בהשוואה לשיעור האבטלה בשנת 1980. משנת 1990 ואילך מתרחבים שוב הפערים בשכר, במקביל לקליטת גל

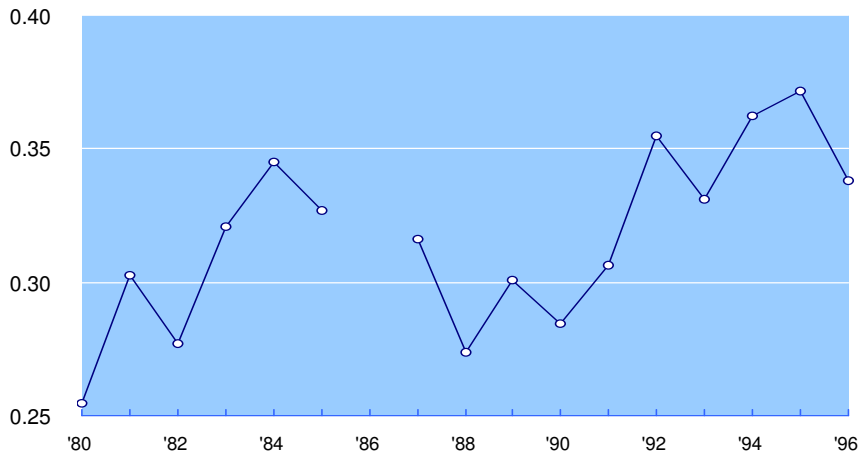
העלייה ההמוני. אי-השוויון קטן בשנת 1996 אך הוא עדיין גבוה משמעותית מן הרמה בה היה בשנת 1980. מהם מקורות גידול אי-השוויון בשוק העבודה בין השנים 1980 ל-1996?

לוח 12. מתאם בין מדדים שונים של אי-שוויון: 1980–1996^א

שנות השכר לשעת עבודה	מדד ג'יני של ההכנסה נטו	מדד ג'יני של ההכנסה ברוטו	מדד ג'יני של ההכנסה הכלכלית	
—	—	—	1	מדד ג'יני של ההכנסה הכלכלית (לפני תשלומי העברה במשפחות שכירים)
—	—	1	0.82 (5.27)	מדד ג'יני של ההכנסה ברוטו (לפני תשלומי העברה במשפחות שכירים)
—	1	0.85 (6.06)	0.77 (4.56)	מדד ג'יני של ההכנסה נטו (לאחר תשלומי העברה ומסים במשפחות שכירים)
1	0.44 (2.09)	0.78 (4.7)	0.69 (3.69)	השונות של השכר לשעת עבודה באוכלוסיית גברים בגיל העבודה המועסקים במשרה מלאה

^א ערכי ה-t נמצאים בסוגריים מתחת למקדמי המתאם החלקיים.

ציור 2. אי-השוויון בשוק העבודה, 1980–1996



4. מקורות עליית אי-השוויון בשוק העבודה

ראינו כי עליית אי-השוויון בשוק העבודה תורגמה למגמה דומה באי-השוויון בהתחלקות ההכנסות הכלכלית בקרב משפחות. בסעיף זה נציג שיטה המאפשרת לזהות את הגורמים האחראיים לעליית אי-השוויון בשוק העבודה.³¹ על פי שיטה זו, מקורות אי-השוויון מתחלקים לארבעה גורמים: (א) אי-שוויון הנובע מאי-השוויון בבעלות על כמויות מאפייני ההון האנושי, כגון השכלה וניסיון מקצועי, (ב) אי-שוויון הנובע מהבדלים בתשואה להון אנושי, (ג) מכפלת שני גורמים אלו, ו-(ד) אי-שוויון שאינו ניתן להסבר על ידי משתנים נצפים.

במרכזה של שיטה זו עומדת רגרסיה מקובלת של משוואת הון אנושי (Mincer's equation), שעל פיה מוסבר הלוגריתם הטבעי של השכר לשעת עבודה על-ידי משתנים המייצגים היבטים שונים של רמת ההון האנושי של העובד. השינוי בשוונת המשתנה המוסבר (השכר לשעת עבודה) יכול לנבוע משינויים בשוונת המשתנה המוסבר שמשקפת את התפלגות הבעלות על הון האנושי, שינויים במקדמי הרגרסיה המבטאים את מחיר השוק של ההון האנושי ושינויים בשוונת השארית הבלתי מוסברת המייצגת את אי-השוויון בין "שווים".
ניסוח פורמלי של משוואת ההון האנושי:

$$(1) \quad y_{i,t} = X_{i,t}\beta_t + \varepsilon_{i,t} ,$$

כאשר y_{it} הוא השכר של פרט i בשנה t , ו- $X_{i,t}$ הוא וקטור של מספר משתנים נצפים, שמייצגים ממדים שונים של הון אנושי, כגון השכלה וותק בעבודה, ו- β_t הוא וקטור של מקדמי רגרסיה למשתנים הנצפים ובעזרתם ניתן לתרגם את שווי הבעלות על כמויות פיזיות של הון אנושי להכנסה כספית. ε_{it} משקף את הפער בין ההכנסה בפועל של פרט i להכנסתו הנאמדת בהינתן היקף הבעלות על הון אנושי ומחירי ההון האנושי הנצפים.
נכתוב משוואה זהה גם עבור תקופה $t-1$:

$$(2) \quad y_{i,t-1} = X_{i,t-1}\beta_{t-1} + \varepsilon_{i,t-1} ,$$

נשתמש בשתי המשוואות הקודמות כדי לחשב את השינוי בשוונת השכר (בלוגים) על פני זמן. לאחר מספר מניפולציות פשוטות:

$$(3) \quad V(y_{i,t}) - V(y_{i,t-1}) = A + B - C + D ,$$

כאשר,

$$A = [V(X_{i,t}) - V(X_{i,t-1})]\beta_t^2$$

$$B = V(X_{i,t})(\beta_t^2 - \beta_{t-1}^2)$$

$$C = [V(X_{i,t}) - V(X_{i,t-1})](\beta_t^2 - \beta_{t-1}^2)$$

$$D = V(\varepsilon_{i,t}) - V(\varepsilon_{i,t-1})$$

משוואה (3) כוללת ארבעה רכיבים מהם מורכבת השוונות של השכר לשעת עבודה (בלוגים), שמייצגת בעבודה זו את אי-השוויון בשוק העבודה. הגורם הראשון, A, מבטא את השינוי בהתפלגות כמויות המשתנה המוסבר (ההון האנושי), שמורכב מסכום השינויים בשוונות ממדיו השונים של ההון האנושי והמתאם ביניהם.

הגורם השני, B, משקף את השפעת השינויים על פני זמן במחירי ההון האנושי על אי-השוויון בשכר לשעת עבודה עבור התפלגות הכמויות של הון האנושי בתקופה הנוכחית (המקביל למדד מחירים לפי לספייר).³² ניתן להציג את משוואה (3) גם במונחי כמויות התקופה הקודמת (המקביל למדד מחירים לפי פש) או כל שילוב ביניהם. הגורם השלישי, C, הוא מכפלת השינוי בשני הגורמים הראשונים והוא צפוי להיות בעל השפעה כמותית קטנה על אי-השוויון. הגורם הרביעי, D, מבטא את השפעת השינויים בשוונות השארית הבלתי-מוסברת על אי-השוויון בשכר. אלו הם הפערים בהכנסה משכר שאינם מוסברים על-ידי הבדלים במספר שנות לימוד, וותק בעבודה, או תכונות נצפות אחרות שנכללו ברגרסיה. בעבודה זו נשתמש במונח אי-שוויון בין "שווים" לייצג את פערי השכר הבלתי-מוסברים. מונח זה מבטא קיצור לשון בלבד, ובשל כך המילה שווים מופיעה במרכאות. המילה שווים באה לבטא שוויון בתכונות הנמדדות. ברור כי תכונות אחרות עשויות להשפיע על רמת השכר גם אם אין ברשותנו מידע עליהן.

5. התוצאות

לכל אחת מן השנים 1980–1996 נאמדה משוואת הון אנושי שכוללת ניסיון פוטנציאלי, ניסיון פוטנציאלי בריבוע, משתני דמי לחמש קטיגוריות של מספר שנות לימוד מדווחות,³³ משתני דמי לשבע קבוצות של משלחי יד,³⁴ משתנה דמי למצב משפחתי (נשוי מקבל את הערך 1 ואחרת אפס) ומשתנה דמי ללאום (יהודי מקבל את הערך 1 ואחרת אפס). רגרסיות אלו מספקות סדרה עתית של מקדמי הרגרסיה ושוונות שנתית של השארית הבלתי-מוסברת הנחוצים לניתוח ארבעת רכיבי אי-השוויון. ענפי המשק בהם מועסקים העובדים לא נכללו ברגרסיה על מנת לא לערבב שינויים שמקורם בביקוש לעבודה עם שינויים בהיצע העבודה.³⁵ ממוצעים של המשתנים המסבירים מופיעים בלוח 13.

לוח 14 מציג את תוצאות הרגרסיה לכל התקופה הנחקרת (1980–1996). מן הלוח למדים כי עליית הניסיון הפוטנציאלי בשנה אחת (עבור פרט חסר ניסיון) מביאה לתוספת שכר שנתית של 4.1 אחוזים (בממוצע על פני התקופה כולה). במהלך התקופה ישנן תנודות חדות יחסית במחיר השוק של שנת ותק. בשנת 1980 עומדת התשואה לשנת ניסיון על 3.6 אחוזים ומטפסת לשיא בשנת 1990 (5.5 אחוזים), משנה זו ואילך יורדת התוספת לשנת ותק לכדי 3.2 אחוזים בשנת 1996.

לעומת זאת אין רואים מגמה ברורה בתשואה להשכלה, אף כי התנודות משנה לשנה הן חריפות יחסית. בלוח 14 מופיעים מקדמי הרגרסיה של חמש קטיגוריות של השכלה כשערך המקדם של כל קבוצת השכלה מבטא תוספת שכר שנתית באחוזים, בהשוואה לשכרם של עובדים בעלי 0-4 שנות לימוד. למשל, בשנת 1996 השתכר עובד בעל 16 שנות לימוד ויותר שכר הגבוה בכ-60 אחוזים משכרו של עובד בעל 0-4 שנות לימוד בעל אותן התכונות (תכונות הנכללות ברגרסיה). התשואה של בעלי 16 שנות לימוד ויותר בשנים 1995 ו-1996 נמוכה מזו שהייתה בתחילת שנות השמונים. אולם תוספת עובדים בעלי השכלה גבוהה שזה מקרוב הגיעו עלולה להטות משמעותית את התשואה להשכלה גבוהה (דיון בהמשך).

לוח 13 : ממוצעים של המשתנים המסבירים

1995-96 (כלל האוכלוסייה)	1995-96 (ותיקים)	1980-81 (כלל האוכלוסייה)	
28.3	28.4	29.6	ניסיון פוטנציאלי (שנים)
85.1	84.7	91.8	נשוי (אחוזים)
84.9	83.0	96.4	יהודי (אחוזים)
			<u>שנות לימוד (אחוזים)</u>
1.9	1.8	6.6	0-4
10.5	12.0	24.6	5-8
12.5	12.4	14.9	9-10
33.8	36.8	26.8	11-12
20.2	17.3	12.0	13-15
21.1	19.6	15.1	16+
			<u>משלח יד (אחוזים)</u>
11.7	11.5	9.5	אקדמאים
8.6	8.7	9.8	מקצוע חופשי
7.6	8.9	6.6	מנהלים
9.8	11.1	17.0	פקידים
11.4	12.6	9.8	מכירות
1.3	1.3	1.6	עובדי חקלאות
41.4	39.2	38.4	עובדי תעשייה
8.2	6.8	7.3	לא מקצועיים
17.1	0	0	עולים (אחוזים)

לוח 14. רגרסיות שכר, 1980–1996^x

1987	1985	1984	1983	1982	1981	1980	
0.352	-0.319	5.607	1.481	2.749	1.707	3.246	קבוע
0.051	0.049	0.031	0.036	0.036	0.036	0.036	ניסיון פוטנציאלי
-0.0007	-0.0007	-0.0004	-0.0005	-0.0005	-0.0005	-0.0005	ניסיון בריבוע
0.114	0.158	0.087	0.170	0.193	0.292	0.230	נשוי
0.177	0.251	<u>0.331</u>	0.212	<u>0.121</u>	0.244	0.207	יהודי
							שנות לימוד
0.207	0.118	0.043	0.145	0.141	0.113	0.213	5-8
0.372	0.242	0.196	0.271	0.247	0.261	0.363	9-10
0.532	0.366	0.339	0.454	0.388	0.407	0.467	11-12
0.722	0.544	0.459	0.613	0.507	0.504	0.570	13-15
0.800	0.627	0.552	0.655	0.580	0.616	0.625	16+
							משלח יד
<u>0.157</u>	0.339	0.348	0.207	0.326	0.271	0.245	אקדמאים
<u>0.150</u>	0.333	0.209	0.198	0.244	0.300	0.171	מקצוע חופשי
0.227	0.484	0.423	0.332	0.350	0.333	0.260	מנהלים
0.043	0.204	0.089	0.036	<u>0.104</u>	0.157	0.055	פקידים
<u>-0.154</u>	0.031	0.002	-0.101	-0.128	-0.035	-0.127	מכירות
-0.153	-0.081	-0.097	<u>-0.227</u>	0.014	-0.112	0.015	עובדי חקלאות
0.057	0.158	0.101	0.068	0.097	0.107	0.021	עובדי תעשיה
0.316	0.327	0.345	0.321	0.277	0.303	0.255	סך השונות
0.218	0.232	0.268	0.235	0.201	0.215	0.182	בלתי מוסבר
1,942	2,153	2,010	2,105	2,266	2,301	2,357	מס' תצפיות

^x מספרים מודגשים בשחור = מובהקות ברמה של 1%; מספרים מודגשים בקו מתחת = מובהקות ברמה של 5%.

1996	1995	1994	1993	1992	1991	1990	1989	1988
1.754	1.640	1.427	1.544	1.316	1.227	0.959	1.073	0.767
0.032	0.037	0.038	0.038	0.045	0.045	0.055	0.044	0.045
-0.0004	-0.0004	-0.0005	-0.0005	-0.0006	-0.0006	-0.0007	-0.0006	-0.0006
0.109	0.148	0.156	<u>0.078</u>	0.094	0.150	0.105	0.120	0.116
0.106	0.090	<u>0.091</u>	0.086	<u>0.103</u>	0.014	<u>0.104</u>	<u>0.104</u>	0.144
0.280	0.002	0.148	0.060	0.137	0.193	0.191	0.062	0.112
0.276	0.143	0.236	0.102	<u>0.196</u>	0.242	0.309	0.175	0.294
0.419	0.247	0.386	0.234	0.364	0.365	0.413	0.314	0.375
0.458	0.229	0.364	<u>0.223</u>	0.340	0.463	0.595	0.463	0.520
0.592	0.359	0.505	0.299	0.542	0.543	0.673	0.610	0.593
0.631	0.782	0.637	0.608	0.391	0.417	0.184	0.197	0.291
0.465	0.542	0.591	0.516	0.458	0.327	<u>0.135</u>	0.167	0.232
0.794	0.826	0.864	0.729	0.588	0.536	0.276	0.373	0.313
0.413	0.457	0.410	0.414	0.267	0.215	-0.019	0.028	<u>0.113</u>
0.241	0.351	0.234	<u>0.134</u>	-0.007	-0.026	-0.086	-0.068	-0.072
-0.040	0.088	0.024	-0.134	-0.129	0.056	-0.199	<u>-0.193</u>	-0.114
0.165	0.224	0.215	0.160	<u>0.110</u>	0.083	0.021	0.039	<u>0.086</u>
0.338	0.372	0.362	0.331	0.355	0.306	0.284	0.301	0.274
0.226	0.250	0.251	0.242	0.255	0.215	0.204	0.207	0.194
2,816	2,776	2,335	2,101	2,325	2,427	2,205	2,136	1,983

שבע קבוצות של משלחי יד נכללו ברגרסיה כאשר משלח יד "עובדים בלתי מקצועיים" הושמט מן הרגרסיה, וכל אחד מן המקדמים מבטא תוספת שכר שנתית באחוזים של משלחי היד המופיעים ברגרסיה בהשוואה לעובדים בלתי מקצועיים. תוצאות הרגרסיה מראות, כצפוי, שמנהלים נמצאים בראש דירוג השכר. האקדמאים והמנהלים נהנו מעלייה מטאורית בשכרם היחסי בשנות התשעים בהשוואה לתחילת שנות השמונים.

עוד ניתן לראות שהתשואה לנישואין בתחילת שנות השמונים הייתה ברמה גבוהה יחסית של למעלה מ-20 אחוזים וזו צנחה ל-10 אחוזים באמצע שנות השמונים ונותרה ברמה זו לאורך מרבית התקופה. זו עדות לכך שנישואין זה לא מה שהיה פעם... בממוצע לשנים 1980–1996 משתכר עובד יהודי כ-14 אחוזים יותר מעובד שאיננו יהודי.³⁶ תוספת זו הייתה גבוהה יותר ברוב שנות השמונים וירדה לכ-10 אחוזים במחצית הראשונה של שנות התשעים. יתר על כן, בשנות התשעים תוספת שכר זו אינה מובהקת תמיד ברמה המקובלת.

לוח 15 (העמודה הימנית ביותר) מציג את אומדני השפעת הגורמים שצוינו על אי-השוויון בשוק העבודה. השפעת השינויים במבנה התשואה להון אנושי מתקבלת ממכפלת המחירים — מקדמי הרגרסיה שנאמדו בכל שנה עבור כל אחת מתכונות ההון האנושי שנכללו ברגרסיה — באי-השוויון בכמויות (קרי בבעלות על תכונות אלו) שהיה בשנת 1996. כלומר השינויים ברכיב זה יכולים לנובע רק משינויים במקדמי הרגרסיה ובהתאם לחשיבותם היחסית.

לוח 51. גורמי עליית אי-השוויון בשוק העבודה (ממוצע 1990–1996 לעומת 1980)

ותיקים בלבד	כלל האוכלוסייה עם משתני דמי לעולים	כלל האוכלוסייה ללא משתני דמי לעולים	
6.9	8.1	8.1	השינוי באי-השוויון
2.8	2.1	5.3	החלק הבלתי מוסבר
3.4	**	3.6	מבנה התשואה להון אנושי
0.9	**	0.4	הבעלות על הון אנושי
4.1	6.0	2.8	בעלות ומבנה התשואה

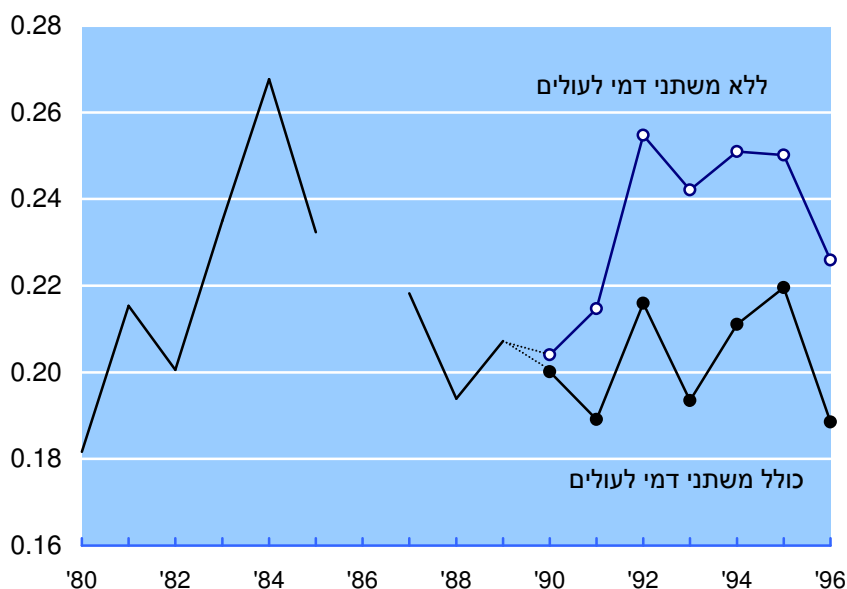
באופן דומה חושבה השפעת אי-השוויון בבעלות על כמויות של מאפיינים שונים של הון אנושי לאי-השוויון בשכר. אי-השוויון במאפיינים שונים של הון אנושי כגון מספר שנות הלימוד, ותק בעבודה (והשונות המשותפת בין כל המאפיינים) שנמדדו בכל אחת מן השנים מוכפלים במחירי המאפיינים השונים כפי שאלו נאמדו לשנת 1996.

בממוצע עמד אי-השוויון של בשכר העבודה בשנים 1990–1996 על 0.336 בהשוואה ל-0.255 בשנת 1980.³⁷ כ-65 אחוזים מעליית אי-השוויון בשכר של גברים המועסקים במשרה מלאה מקורם בגידול אי-השוויון בין "שווים", שנמדד, כאמור, על-ידי שונות השארית הבלתי מוסברת. השינוי במחירים (קרי, מבנה התשואות להון אנושי) מסביר כמעט את מלוא יתרת עליית אי-השוויון. עליית אי-השוויון בכמויות (קרי, שינויים באי-השוויון בבעלות על ממדים שונים של ההון האנושי) השפיעה באופן מזערי על אי-השוויון בשוק העבודה (לוח 15). התרומה הסגולית של השינויים בתשואות להון אנושי (המחירים) לעומת השינויים באי-השוויון בבעלות על הון אנושי (הכמויות) רגישות אך במעט לבחירת שנת הבסיס.³⁸

אין תנודות משמעותיות משנה לשנה בהשפעת אי-השוויון בכמויות והשינויים במבנה התשואה להון אנושי על אי-השוויון בשכר. כצפוי, התנודתיות ברכיב המחירים גדולה מזו של הכמויות. הבעלות על ממדים שונים של הון אנושי נושאת אופי של מלאי ובעקבות כך אי-השוויון בכמויות ההון האנושי צפוי לנוע באיטיות. לעומת זאת, המחירים עשויים להשתנות בחדות. בשנת 1995 הייתה עלייה חדה יחסית (אך לא במונחים מוחלטים) בתרומת אי-השוויון בכמויות. ההסבר נעוץ בהרחבת שיעור הכיסוי של האוכלוסייה הערבית בסקר הכנסות לשנת 1995, שהתבטא בעליית משמעותית בשונות משתנה דמי ללאום.³⁹

ציור 3 מתאר את תרומת אי-השוויון בין "שווים", שנמדד לפי השונות של השארית בלתי מוסברת בגרסיית ההון האנושי, לאי-השוויון בשכר. הקו העליון של ציור זה הוא העתק כמעט מדויק של התפתחות אי-השוויון בשכר שמופיע בציור 2. אי-השוויון בין "שווים" עולה עם המעבר מאינפלציה גבוהה להיפר-אינפלציה באמצע שנות השמונים, ומצטמצם מיד לאחר בלימת האינפלציה. אי-השוויון בין "שווים" מטפס שוב כלפי מעלה עם בוא גל העלייה בשונות התשעים. האומדן הנקודתי למקדם רגרסיה חד-משתנית, כשבצד ימין מופיעה שונות השארית ובצד שמאל מופיעה שונות השכר, שווה לאחד בקירוב.

ציור 3. החלק הבלתי-מוסבר באי-השוויון בשוק העבודה: תרומת העלייה



המתאם בין שיעור האינפלציה לאי-השוויון מתיישב עם מחקרים קודמים שנסקרו בחלק א' של העבודה. החידוש בממצאים אלו הוא בציון ערוץ הפעולה דרכו משפיעה האינפלציה.

התוצאות כאן מרמזות שהאינפלציה פועלת בעיקר להגדלת הרכיב המקרי (מזל) בשכר ופועלת באופן מזערי על התשואה להשכלה.

התכונות הפערים בשכר לאחר ייצוב האינפלציה נבלמה ובתחילת שנות התשעים החלה התרחבות מחודשת של אי-השוויון בשוק העבודה. החפיפה בין מועד התרחבות אי-השוויון בשכר העבודה ואי-השוויון הבלתי מוסבר לבין מועד תחילתו של גל העלייה מרמזת על קשר בין השניים. הסעיף הבא יחקור כיצד פעלה תוספת כה גדולה של עובדים בשנות התשעים על אי-השוויון בשוק העבודה.

6. השפעת גל העלייה⁴⁰

מאפייני ההון האנושי של העולים שונים מאלו של עובדים וותיקים ובשל כך תתכן ירידה בכוח הניכוי של משתנים נצפים כגון מספר שנות לימוד וניסיון פוטנציאלי, שמתבטאת בעליית אי-השוויון בין "שוים". מעשית, ההון האנושי בעבודה זו, כמו בעבודות רבות אחרות, נמדד על פי מספר שנות הלימוד המדווחות וותק פוטנציאלי בעבודה.

השימוש במספר שנות הלימוד מחמיץ את הפערים באיכות ההשכלה בין העובדים ובעקבות כך נפגע טיב ניכוי הפערים בשכר. איכות ההשכלה שנרכשה מחוץ לישראל שונה מזו שקונים ילידי הארץ במערכת החינוך הישראלית.⁴¹ אובדן חלק מן ההשכלה (בעיקר זו הספציפית למשק הסובייטי) עם המעבר לישראל, אי-ידיעת השפה העברית וחבלי קליטה אחרים יוצרים קושי לממש את פוטנציאל ההשתכרות שמתחייב, לכאורה, מן ההשכלה המדווחת. המעבר מברית המועצות לשעבר למשק הישראלי גרם לשחיקה גם בהון האנושי שמיוצג על ידי ותק מקצועי. תוספת משמעותית של עובדים שמדדי ההון האנושי המדווחים מתומחרים באופן שונה (בהשוואה לעובדים הוותיקים) על ידי השוק עשויה להסביר את הגידול שחל בשנות התשעים בחלק הבלתי-מוסבר של אי-השוויון בשוק העבודה.

לוח 16 מציג רגרסיות לשנים 1990–1996, ובהן התייחסות מיוחדת לעולים (עובדים שהגיעו לאחר שנת 1989). משוואת השכר הנאמדת נותנת ביטוי להשפעה (אפשרית) שונה של שנות הלימוד ושנות ותק מקצועי (פוטנציאלי) על שכרם של עולים על ידי משתני אינטראקציה של משתנים אלו עם משתנה דמי לעולים. ניתן לראות כי השוק מתמחר באופן שונה את הוותק המקצועי הנקוב של העולים. המקדם של משתנה האינטראקציה בין וותק מקצועי לעולה (AGE_IM) משקף מציאות לפיה בשנות התשעים, שנת וותק נוספת (בשנה ראשונה) מזכה עובד ישראלי ותק בתוספת של כ-55 אחוזים לעומת כ-33 אחוזים בלבד לעובד עולה. מקדם זה מובהק ברמה המקובלת לאורך כל תקופת קליטת גל העלייה.

לעומת זאת אין אינדיקציה חד-משמעית שהשכלת העולים זוכה לתגמול קטן יותר בהשוואה לעובדים ותיקים. מקדמי האינטראקציה בין השכלה למשתנה דמי לעולים אינם מובהקים במרבית שנות התשעים. עם זאת בשנים בהן מקדמים אלו מובהקים הם מייצגים השפעה שלילית משמעותית על שכרם של העולים. עוד ניתן לראות כי משתנה דמי לעלייה (ללא כל אינטראקציה) אינו מובהק ברוב שנות קליטת העלייה לאחר שלוקחים בחשבון את התמחור המיוחד של השכלה וותק מקצועי של עולים. באופן משונה מקדם זה חיובי ומובהק בשנת 1994. תוצאה זו מבליטה את החשיבות לייצג באופן מפורש את הערוצים דרכם שכרם של העולים שונה מזה של וותיקים.

לוח 16. רגרסיות שכר, 1990–1996^x

1996	1995	1994	1993	1992	1991	1990	
1.651	1.553	1.286	1.347	1.243	1.212	0.942	קבוע
0.045	0.048	0.045	0.052	0.050	0.048	0.055	ניסיון פוטנציאלי
-0.0005	-0.0006	-0.0005	-0.0007	-0.0006	-0.0006	-0.0007	ניסיון בריבוע
0.092	0.139	0.149	<u>0.072</u>	0.086	0.159	0.109	נשוי
0.149	0.133	0.113	0.142	0.121	0.028	<u>0.107</u>	יהודי
							שנות לימוד
<u>0.200</u>	-0.060	0.211	0.076	<u>0.177</u>	0.188	0.190	5-8
0.259	0.137	<u>0.363</u>	<u>0.199</u>	0.303	0.279	0.316	9-10
0.422	0.254	0.531	0.318	0.458	0.404	0.416	11-12
0.625	0.386	0.695	0.523	0.613	0.617	0.612	13-15
0.776	0.523	0.815	0.666	0.808	0.657	0.674	16+
							משלח יד
0.404	0.610	0.434	0.302	0.172	0.302	0.205	אקדמאים
0.265	0.376	0.362	0.225	0.235	0.195	<u>0.133</u>	מקצוע חופשי
0.526	0.584	0.573	0.381	0.339	0.373	0.276	מנהלים
0.220	0.288	0.194	0.184	0.072	<u>0.094</u>	-0.018	פקידים
<u>0.095</u>	0.224	<u>0.111</u>	-0.002	-0.097	<u>-0.102</u>	-0.080	מכירות
-0.089	0.028	-0.038	-0.083	<u>-0.196</u>	-0.048	-0.197	עובדי חקלאות
0.104	0.175	0.140	0.082	0.058	0.030	0.030	עובדי תעשייה
0.264	0.154	<u>-0.237</u>	0.306	-0.125	0.397	n.a.	עולה* 5-8
0.203	0.022	<u>-0.448</u>	0.097	-0.438	0.060	-1.400	עולה* 9-10
0.076	-0.044	<u>-0.501</u>	0.090	-0.364	0.151	<u>-1.389</u>	עולה* 11-12
-0.073	-0.123	-0.674	-0.123	<u>-0.569</u>	-0.077	-2.196	עולה* 13-15
-0.091	-0.137	-0.690	-0.308	<u>-0.733</u>	-0.019	-1.467	עולה* 16+
-0.020	-0.019	-0.014	-0.020	-0.017	-0.015	<u>-0.030</u>	עולה* ניסיון
0.306	<u>0.394</u>	0.623	0.294	0.610	-0.037	<u>2.174</u>	עולה
0.338	0.372	0.362	0.331	0.355	0.306	0.284	סך השוונות
0.189	0.220	0.211	0.193	0.216	0.189	0.200	בלתי מוסבר
2,816	2,776	2,335	2,101	2,325	2,427	2,205	מס' תצפיות

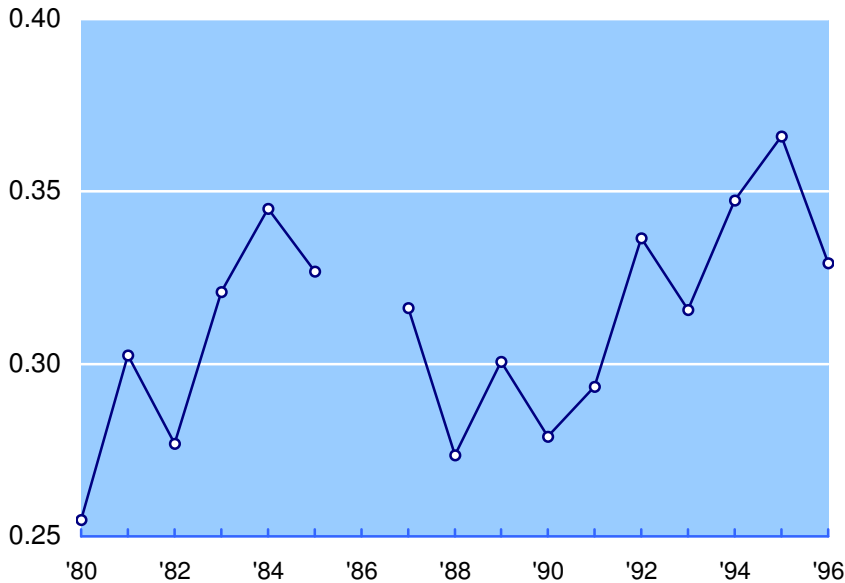
^x מספרים מודגשים בשחור = מובהקות ברמה של 1%; מספרים מודגשים בקו מתחת = מובהקות ברמה של 5%.

ציור 3 משרטט את תוואי הרכיב הבלתי-מוסבר באי-השוויון על פי שני ניסוחים שונים של משוואת שכר: משוואת שכר עם וללא התייחסות מיוחדת לעולים. השוונות של השאריות של משוואת השכר בלוח 14 הושוותה למקבילתה על פי משוואת השכר בלוח 16. מציור זה עולה

מסר ברור, לפיו קליטת העלייה בשוק העבודה הביאה לגידול החלק הבלתי המוסבר באי-השוויון בשנות התשעים.

מסגרת הניתוח שתוארה קודם אינה מאפשרת להבחין בין המחירים לכמויות מפני שניסוח משוואת השכר אינו שומר על צורה קבועה על פני זמן. כפי שניתן לראות בלוח 16 משוואת השכר בשנים 1996–1990 כוללת משתנים שמטעמים ברורים לא נכללו במשוואת השכר לשנים 1989–1980 בלוח 14. כלומר, במעבר בין שנת 1989 לשנת 1990 מצטרף משתנה שמשיע בו-זמנית על הכמויות והמחירים. היכולת לבודד את השפעת המחירים (או הכמויות) אפשרית רק כאשר ניתן להחזיק קבוע את אחד הגורמים. זאת ועוד, מידת המובהקות של חלק מן המשתנים בלוח 16 סובלת מתנודות חריפות יחסית. תנודות חדות אלו מונעות ניסוח אחיד על פני זמן הוואיל ומקדם בלתי מובהק מקבל את הערך אפס בשיטה שמופעלת בעבודה זו.

ציור 4. אי-השוויון בשוק העבודה: ותיקים בלבד



ניתן לתלות חלק חשוב מעליית אי-השוויון בשוק העבודה בשנות התשעים בשינויים שהיו בהתפלגות הבעלות על הון אנושי ובמבנה התשואות להון אנושי (לוח 15). אולם, כאמור, לא ניתן להעריך את התרומה הסגולית של כל אחד משני גורמים אלו. גם עליית החלק הבלתי מוסבר ממלאת תפקיד בעליית אי-השוויון בשנות התשעים בהשוואה לתחילת שנות השמונים. אולם ההשפעה של גורם זה קטנה יותר מזו שנאמדת על בסיס משוואת שכר ללא התחשבות בייחודיות של העולים.

ניתוח זה משאיר מספר שאלות חשובות ללא מענה, כגון: האם אי-השוויון בשוק העבודה גדל כתוצאה מעליית התשואה להשכלה גבוהה בקרב ותיקים? האם עליית אי-השוויון נבעה

מהתרחבות הפערים בהשכלת וותיקים? האם אי-השוויון התרחב כי העולים התמקמו בתחתית סולם השכר? האם אי-השוויון עלה בשל אי-שוויון גדול יחסי בין העולים לבין עצמם? כדי לענות על חלק משאלות אלו נאמדה משוואת שכר במדגם שכלל רק עובדים ותיקים במשרה מלאה. כמו קודם, אמדנו את אי-השוויון בשכרם של וותיקים על פי השונות של הלוגריתם הטבעי של השכר. ציור 4 מראה כי עליית אי-השוויון שתועדה לגבי אוכלוסיית העובדים כולה מאפיינת גם העובדים הישראלים וותיקים.

הוצאת העולים מחוץ למדגם מאפשרת לחקור את התפתחות אי-השוויון בקרב ותיקים תוך שמירה על ניסוח אחיד של משוואת השכר. כמובן, אי-השוויון בקרב וותיקים אינו בלתי תלוי בהשפעת קליטת העולים בשוק העבודה. לוח 17 מביא את תוצאות הרגרסיות לשנים 1990–1996. על בסיס רגרסיות אלו חושבו השפעות השינויים בהתפלגות הבעלות על הון אנושי, השינויים במבנה התשואות להון אנושי ושינויים באי-השוויון הבלתי מוסבר.

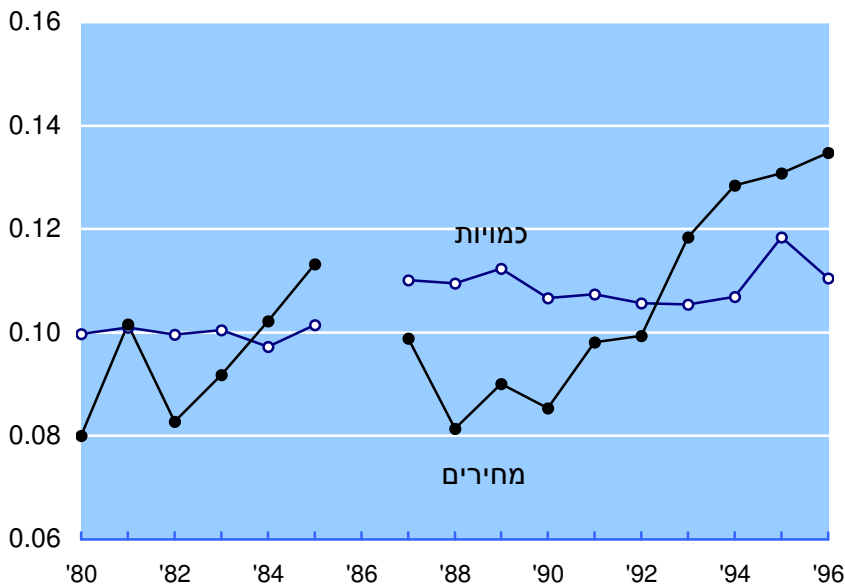
לוח 17. רגרסיות שכר, 1990–1996^א (העולים הוצאו מן המדגם)

1996	1995	1994	1993	1992	1991	1990	
1.618	1.504	1.236	1.288	1.215	1.189	0.929	קבוע
0.050	0.051	0.048	0.056	0.053	0.051	0.056	ניסיון פוטנציאלי
-0.0006	-0.0006	-0.0006	-0.0007	-0.0007	-0.0006	-0.0007	ניסיון בריבוע
<u>0.062</u>	0.143	0.148	<u>0.088</u>	0.097	0.154	0.107	נשוי
0.144	0.143	0.113	0.121	<u>0.103</u>	0.031	<u>0.107</u>	יהודי
							שנות לימוד
<u>0.194</u>	-0.077	<u>0.207</u>	0.069	<u>0.174</u>	0.184	0.189	5-8
0.255	0.116	0.356	<u>0.193</u>	0.304	0.275	0.315	9-10
0.421	0.236	0.529	0.317	0.462	0.403	0.415	11-12
0.630	0.383	0.707	0.530	0.620	0.622	0.612	13-15
0.790	0.542	0.834	0.674	0.829	0.678	0.679	16+
							משלח יד
0.370	0.552	0.415	0.316	0.135	0.243	0.198	אקדמאים
0.250	0.350	0.343	0.234	0.229	0.165	0.138	מקצוע חופשי
0.502	0.571	0.568	0.388	0.327	0.344	0.277	מנהלים
0.205	0.293	0.201	0.212	0.067	0.075	-0.014	פקידים
0.096	0.234	0.134	0.029	-0.088	<u>-0.124</u>	-0.070	מכירות
-0.047	0.021	-0.116	-0.082	-0.142	-0.065	-0.192	עובדי חקלאות
<u>0.092</u>	0.189	0.164	<u>0.112</u>	0.051	0.015	0.033	עובדי תעשיה
0.329	0.366	0.348	0.316	0.337	0.294	0.279	סך השונות
0.197	0.227	0.220	0.227	0.227	0.193	0.197	בלתי מוסבר
2,331	2,303	1,966	1,758	2,050	2,245	2,185	מס' תצפיות

^א מספרים מודגשים בשחור = מובהקות ברמה של 1%; מספרים מודגשים בקו תחתי = מובהקות ברמה של 5%

לוח 15 מביא סיכום של ההשפעות הסגוליות של שלושת הגורמים הללו לעליית אי-השוויון בקרב עובדים ותיקים. ממנו לומדים כי השינויים במבנה התשואות להון אנושי מילאו תפקיד מרכזי בעליית אי-השוויון בקרב עובדים ותיקים. ציור 5 מראה על עלייה משמעותית, שמתחילה עם בוא גל העלייה, בתרומה הסגולית של השינויים במחירים לעליית אי-השוויון. במיוחד ניתן לזהות עלייה משמעותית בשכרם היחסי של מנהלים ואקדמאים. בשנים 1990–1996 השתכרו מנהלים 42.5 אחוזים יותר מאשר עובדים בלתי מקצועיים בעלי אותן תכונות נצפות (כגון וותק מקצועי) לעומת 26 אחוזים בשנת 1980. התשואה להשכלה של בעלי 13 שנות לימוד או יותר עלתה בשנות התשעים בהשוואה לתחילת שנות השמונים לעומת ירידה בתשואה להשכלה בקרב בעלי 12 שנות לימוד או פחות. גם השינויים באי-השוויון הבלתי מוסבר ממלאים תפקיד מסוים בעליית אי-השוויון בשנות התשעים בקרב עובדים ישראלים ותיקים. לעומת זאת, השינויים בהתפלגות הבעלות על הון אנושי הם בעלי השפעה מזערית.

ציור 5. השפעת הבעלות ומבנה התשואה של הון האנושי: ותיקים בלבד



7. אי-שוויון בין "שווים"

משוואת ההון האנושי שנאמדה בעבודה זו מסבירה באופן חלקי בלבד את פערי השכר בשוק העבודה. רק כשליש מפערי השכר ניתן להסביר. הסיבה לכך נעוצה במידע המוגבל על תכונות העובדים, מקום העבודה, ומאפייני המקצוע. במובן מסוים זהו חיפוש המפתח מתחת לפנס (עם זאת, רצוי לחפש תחילה מתחת לפנס). ניתן להצביע על מספר גורמים עליהם יש מידע מועט (אם בכלל) שעלולים ליצור פערי שכר בין עובדים בעלי תכונות מדווחות זהות (כמו השכלה וניסיון מקצועי): בעיות מדידה, הבדלים בכישורים המולדים, הבדלים במאפייני המקצוע ומקום עבודה, גזענות ואפליה והבדלים באיכות ההון האנושי.

מרבית הגורמים שצוינו אחראים לגודלו הרב של אי-השוויון בין "שווים" בנקודת זמן מסויימת, אך לא ניתן לדעת איזה מן הגורמים היה אחראי עיקרי לעלייתו של אי-השוויון בין "שווים". נראה שהתרחבות אפשרית בפערים באיכות ההשכלה היא המועמד העיקרי להסבר ממצא זה. עומד לרשותנו מידע גולמי בלבד על רמת ההשכלה ועל הניסיון המקצועי בפועל של העובדים.⁴² מספר שנות לימוד ושנות ניסיון פוטנציאליות מסתירים פערים אפשריים באיכות ההון האנושי. ראינו קודם כי העולים מספקים דוגמה מובהקת לכך. החרדים הם קבוצת אוכלוסייה נוספת שמטילה קושי על ניבוי שכר העבודה על פי מספר שנות הלימוד. ההשכלה שנרכשת במוסדות החינוך החרדיים היא בעלת אופי אחר מזו שישראלים אחרים רוכשים במערכת החינוך הממלכתית והאקדמית.⁴³

גם בקרב ישראלים ותיקים שאינם חרדים עשויים להתגלות פערים משמעותיים באיכות ההשכלה. איכות ההון האנושי של עובד בעל תעודת בגרות, שדיווח כי סיים 12 שנות לימוד, שונה מזו של עובד שסיים 12 שנות לימוד בבית-ספר מקצועי ללא תעודת בגרות. כך גם לגבי איכות השכלתם של בוגרי סמינרים לעומת בוגרי אוניברסיטה. עליית אי-השוויון בין "שווים" מתיישבת עם פערים באיכות ההשכלה שמספקת מערכת החינוך לציבור הישראלי. ממצא זה מחייב חקירה יסודית של מערכת החינוך הציבורי שאמורה לספק השכלה לכל באיכות אחידה.

8. סיכום

אי-השוויון בשוק העבודה, שנמדד על פי שונות השכר לשעת עבודה של גברים המועסקים במשרה מלאה, עלה בשנות התשעים בשיעור של 32 אחוזים לעומת תחילת שנות השמונים. זוהי עלייה משמעותית בהתחשב בעובדה שמדדי אי-שוויון נוטים להשתנות בשיעור זעיר. עליית אי-השוויון היא תוצאה של שינוי במבנה התשואה להון אנושי ועליית אי-השוויון בין פרטים בעלי אותן תכונות מדווחות, והיא לא נבעה כמעט מהתרחבות אי-השוויון בבעלות על מאפיינים שונים של ההון האנושי.

בעלי השכלה גבוהה (13 שנות לימוד ויותר) נהנו מעלייה חדה בשכרם יחסית לבעלי השכלה נמוכה. בתחילת שנות השמונים עובדים בעלי 16 שנות לימוד (או יותר) הרוויחו שכר הגבוה בכ-62 אחוזים מזה של עובדים בעלי השכלה נמוכה מאוד; לעומת זאת, שיעור זה הגיע לכ-83 אחוזים בחלק משנות התשעים. מנהלים היא קבוצה נוספת שנהנתה מעלייה דרמטית בשכרם היחסי. בתחילת שנות השמונים השתכרו מנהלים כ-26 אחוזים יותר לעומת עובדים בלתי מקצועיים בעלי אותן תכונות נמדדות (כולל השכלה), ושיעור זה המריא לשיא של 57 אחוזים בשנת 1995.

רבע עד מחצית מן הפערים בשכר מוסבר על ידי משתנים שמייצגים גוונים שונים של רמת ההון האנושי. חצי הכוס הריקה הוא, שחלק משמעותי מן הפערים בשכר נתון עדיין באפילה. מן העבודה הנוכחית עולה כי אי-השוויון בין "שווים" חשוב גם בהסבר תוואי אי-השוויון בשוק העבודה על פני זמן; הוא מסביר נתח בלתי מבוטל מעליית אי-השוויון בשנות התשעים לעומת תחילת שנות השמונים. בארה"ב פורשה עליית אי-השוויון בין "שווים" כגידול בביקוש לכישורים, שעשוי להיות גם ההסבר בישראל. אולם לגבי ישראל יתכן שתוצאה זו משקפת אולי התרחבות פערים באיכות ההשכלה בחברה הישראלית.

עליית התשואה להון אנושי ברמות השכלה גבוהות (מעל 13 שנות לימוד) הייתה תוך כדי גידול בשיעורם של בעלי השכלה גבוהה בהשוואה לתחילת שנות השמונים. זוהי אינדיקציה להתרחבות מהירה יותר של הביקוש לעובדים עתירי הון אנושי. ניתן במידה מסוימת לפרש את הגידול שחל בחלק הבלתי-מוסבר כאינדיקציה נוספת לגידול מהיר יחסית (להיצע) של הביקוש לכישורים.

אין בעבודה זו זיהוי של הגורמים שהסיטו את הביקוש לעובדים בעלי השכלה (ואולי כישורים) מעבר להתרחבות שהייתה בהיצע בעלי השכלה גבוהה. אולם חלק מן הגורמים שהוזכרו בסקירה מקבלים תמיכה עקיפה. אי-השוויון בשוק העבודה עלה במקביל להאצת האינפלציה באמצע שנות השמונים והתכווץ מיד עם הצלחת התוכנית לבלימת אינפלציה. בסוף שנות השמונים לא חזר אי-השוויון לרמתו בתחילת שנות השמונים בשל עלייה חדה בשיעור האבטלה. בשנות התשעים זינק אי-השוויון לשיא של כל הזמנים במקביל להיקלטותם של העולים בשוק העבודה.

ביבליוגרפיה

- אחדות, לאה (1996). "אי-שוויון ההכנסות, הרכב ההכנסה ומגמות מאקרו-כלכליות: ישראל 1979–1993", *בטחון סוציאלי*, חוברת מס' 48.
- ארטשטיין, י', וצ' זוסמן (1991). "דינמיקה של עליות שכר בישראל: כוחות השוק והשוואות בין ענפיות", *בנק ישראל*, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 91.02.
- הזן, מומי (1995). "השפעת משתנים מאקרו-כלכליים על התחלקות ההכנסות בישראל", *סקר בנק ישראל*, 69: 21–48.
- (1997). "מיהו עניי?", *עיתון הארץ*, 9 לפברואר.
- (1998). *האוכלוסייה החרדית והרשות המקומית*, חלק א': *ההתחלקות ההכנסות בירושלים*, מכון ירושלים לחקר ישראל.
- וא' בן-פורת, (1997). "גל העלייה ואי-השוויון בהתחלקות ההכנסות", *רבעון לכלכלה*, שנה 44, נובמבר.
- גבאי, יוסף (1996). "השפעת המדיניות הפיסקאלית על אי-השוויון בחלוקת ההכנסות בישראל", *רבעון לכלכלה*, שנה 43, אפריל.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (1997). "השפעת העברות בעין על התפלגות ההכנסות", פרסום מס' 1049, מרץ.
- זוסמן, צ', וד' זכאי (1983). "שינויים במבנה השכר בשירות הציבורי בתקופת אינפלציה גוברת 1974–1981", *בנק ישראל*, מחלקת המחקר.
- ו- (1997). "פרדוקס: היצע רב של רופאים עולים ועלייה תלולה של שכר הוותיקים, 1990 עד 1995", *בנק ישראל*, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 97.06.
- ניב, ג' (1986). "אי ציות לשכר מינימום: היבטים תיאורטיים והשלכות למשק הישראלי", המוסד לביטוח לאומי, האגף למחקר ולתכנון, מחקר מס' 35.
- יצחקי, שלמה (1998). "על עלותו של שקל מס", *ירושלים: המכון למחקר כלכלי בישראל ע"ש מוריס פאלק*, מאמר לדיון מס' 98.06.
- לביא, יעקב, ואביה ספיבק (1996). "השפעת הסדרי הפנסיה והגמל על החיסכון בישראל", *רבעון לכלכלה*, אוגוסט, חוברת 2/96.
- לויתן, ע' (1982). "התפתחות הסדר תוספת היוקר וסעיפי שכר אחרים", *רבעון לכלכלה*, 115 (דצמבר): 753–943.
- מוסד לביטוח לאומי (1998). *סקירה שנתית 1997/98*.
- עוואד, יאסר, (1998). "השפעת משתנים מקרו כלכליים על העוני והתחלקות ההכנסות בישראל". המוסד לביטוח לאומי, *סקירה שנתית 1997/98*.
- פלוג, ק' ונ' קסיר (1993). "הציות לחוק שכר מינימום בסקטור העסקי", *בנק ישראל*, מחלקת המחקר, נייר לדיון מס' 94.12.
- קלור, אסטבן (1997). "גודל המשפחה בישראל ואי-השוויון בהכנסה", *ירושלים: המכון למחקר כלכלי בישראל ע"ש מוריס פאלק*, מאמר לדיון מס' 97.12.

- Achdut Lea, (1996). "Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel 1979–93," *Economica*, 63: S1–S27.
- Alesina, A. and D. Rodrik (1994). "Distributive Politics and Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 109: 465–490.
- Beenstock, Michael and Yitzhak Ben-Menahem (1995). "The labor Market Absorption of CIS Immigrants to Israel: 1989–1994." Jerusalem: The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel, Discussion Paper No. 95.05.
- Berman, Eli (1998). "Sect, Subsidy and Sacrifice: An Economist's View of Israeli Ultra-Orthodox Jews." Jerusalem: The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel, Discussion paper No. 98.08.
- and Ruth Klinov (1997). "Human Capital Investment and Nonparticipation: Evidence from a Sample of Infinite Horizons (Or: Mr. Jewish Father Stops going to Work." Jerusalem: The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel, Discussion paper No. 97.05.
- Benabou, R. (1996). "Inequality and Growth," *NBER Macroeconomic Annual*: 11–73
- Benhabib, J. and A Rustichini (1996). "Social Conflict and Growth," *Journal of Economic Growth* 1 (1): 129–146.
- Bjorklund, A. (1991). "Unemployment and Income Distribution: Time-Series Evidence from Sweden," *Scandinavian Journal of Economics*, 93(3): 457–465.
- Blejer, M. I. and I. Guerrero (1990). "The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines," *The Review of Economics and Statistics*, 72 (August): 414–423.
- Blinder, A. S. and H. Y. Esaki (1978). "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States," *The Review of Economics and Statistics*, 60 (November): 604–609.
- Cook J. Philip and Robert H. Frank (1995). *The Winner-take-all Society: Why the Few at the Top Get So Much*. New York, London and Toronto: Simon and Schuster, Free Press, Martin Kessler Books.
- Dahan, M. and D. Tsiddon (1998). "Demographic Transition, Income Distribution and Economic Growth," *Journal of Economic Growth*, 3 (No. 1, March): 29–52.
- Deininger, K. And Squire L. (1996). "Measuring Income Inequality: A New Data Base," *The World Bank Economic Review*, 10: 565–91.
- Eckstein, Zvi and Ron Shachar (1995). "On the Transition to Work of New Immigrants: 1990–92." Jerusalem: The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel, Discussion Paper No. 95.04.
- Eckstein, Zvi and Yoram Weiss (1998a). "The Absorption of Highly Skilled Immigrants: Israel, 1990–1995," mimeo.
- Eckstein, Zvi and Yoram Weiss (1998b) "The Integration of Immigrants from the Former Soviet Union in the Israeli Labor Market," mimeo.

-
- Flug, Karnit, Nitsa Kasir and Gur Ofer (1992). "The Absorption of Soviet Immigrants into the Labor Market from 1990 Onwards: Aspects of Occupational Substitution and Retention." Jerusalem: Bank of Israel Discussion Paper No. 92.13.
- Friedberg, Rachel (1992). "You Can't Take It With You? Immigrant Assimilation and Portability of Human Capital: Evidence From Israel." Jerusalem: The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel, Discussion Paper No. 95.02.
- Galor, O. and J. Zeira (1993). "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, 60.: 35–52.
- Gottschalk Peter and Timothy M. Smeeding (1997). "Cross-National Comparison of Earning and Income Inequality," *Journal of Economic Literature*, 35 (June): 633–687.
- IADB (Inter-American Development Bank), *Facing Up To Inequality in Latin America*, Economic and Social Progress in Latin America 1998–1999 Report.
- Juhn, Chinhui, Kevin Murphy and Brooks Pierce (1993). "Wage Inequality and the Rise in the Return to Skills," *Journal of Political Economy*, 101: 410–442.
- Klinov, Ruth, (1999). "Changes in the Wage Structure- An Overview: Israel 1972–1995," mimeograph.
- Lerman, Robert I. and Yitzhaki, Shlomo (1985). "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States," *Review of Economics and Statistics*, 67 (No. 1, February): 151–156.
- Nolan, B. (1988-89). "Macroeconomic Conditions and the Size Distribution of Income: Evidence from the United Kingdom," *Journal of Post Keynesian Economics*, 11 (Winter): 196–221.
- Perotti, R. (1996). "Income Distribution, Democracy and Growth: An empirical Investigation," *Journal of Economic Growth*, 1 (No. 2, June): 149–187.
- Silber, J. and B. Z. Zilberfarb (1994). "The Effect of Anticipated and Unanticipated Inflation on Income Distribution: The Israeli Case," *Journal of Income Distribution*, 4 (1): 41–50.
- Summers R. and A. Heston (1994). "Penn World Table (Mark 5.6)." [\[\[?\]\]](#)
- Weiss, Yoram and Menachem Gotlibovski (1995). "Immigration, Search and Loss of Skill." Tel Aviv: Foerder Institute Working Paper 34–95.

- * אני מודה ללאה אחדות, אבי בן-בסט, אלחנן בן-פורת, שלמה יצחקי, יורם מישר ודני צידון על הערותיהם המועילות. תודות גם למשתתפי הסמינר בכנף ישראל על הערותיהם המועילות. תודה מיוחדת לגילי פרננדס על תרומתו החשובה להכנת עבודה זו.
- 1 העוני, שהוא ממד ייחודי של אי-השוויון, לא יזכה להתייחסות בסקירה שמובאת כאן. הדיון בעוני מחייב סקירה בפני עצמה ואין כאן כוונה לעשות עוול לנושא חשוב זה.
 - 2 מדד ג'יני לאי-השוויון בהכנסה ברוטו הוא עדכון של הנתונים שמופיעים אצל דהן (1995). דהן (1995) סוקר בפירוט את השינויים בהגדרות של סקרי ההכנסות והשלכותיהם על טיב ההשוואה בין השנים. נראה כי ניתן להשתמש בנתונים אלו עם כל הזהירות המתחייבת. לצערי, אין בנמצא סדרה ארוכה מספיק של נתוני אי-שוויון ביתר ההגדרות של הכנסה.
 - 3 אין הכוונה לפעולה טהורה של כוחות השוק. התחלקות ההכנסה הכלכלית מושפעת משימוש בתשלומי העברה ובמסים ישירים (דיון בהמשך). כמו כן הממשלה מספקת חינוך ציבורי שמשפיע על ההכנסה מעבודה.
 - 4 עד כה לא השגתי נתונים לגבי אי-השוויון בהכנסה הכלכלית באחת ממדינות אירופה. השוואה עם מדינה אירופית מתבקשת לאור הדמיון בהיקף מעורבות הממשלה.
 - 5 נציין כי שיעור החיסכון הפרטי על פי נתוני החשבונאות הלאומית עומד על 20.4 אחוזים (ממוצע של השנים 1992 ו-1993) בעוד ששיעור החיסכון שעולה מסקר הוצאות המשפחה לשנים 1992/93 הוא 4.6 אחוזים (לביא וספיבק, 1996). אומנם החיסכון הפרטי לפי החשבונאות הלאומית כולל גם את החיסכון העסקי אך נראה כי אין בו כדי להסביר את מלוא הפער בין שני מקורות הנתונים.
 - 6 השוואת ההכנסות מהון בסקר הכנסות לשיעור ההכנסות מהון בחשבונאות הלאומית מגלה פערים גדולים. לפי סקר הכנסות לשנת 1995 שיעור ההכנסה מרוכש הוא 1.5 אחוזים (מתוך סך ההכנסה מעבודה ומרוכש ומפנסיה) ושיעור ההכנסה מפנסיה הוא 7.3 אחוזים. לעומת זאת, משקל התמורה להון בהכנסה הלאומית הוא 14.1 אחוזים בשנת 1995 (מספר זה שונה ממשקל התמורה להון בתוצר הסקטור העסקי שעומד על 22 אחוזים). נוסף על כך, הממשלה היא בעלת חוב לציבור שבחלקו הגדול מוחזק על ידי המוסדות הפנסיוניים. המשקל בתוצר של תשלומי הריבית של הממשלה לציבור בארץ עמד בשנת 1995 על 5.3 אחוזים. אין מסלול ישיר מן ההכנסה מרוכש לתמורה להון אך הפער העצום בין שני מקורות אלו מלמד על הטיה אפשרית בהכנסה מהון שמתקבלת מסקרי הכנסות.
 - 7 תוצאות דומות מתקבלות על סמך מדדי אי-שוויון בין משפחות (לוח 1).
 - 8 ארצות מערביות אחרות נוהגות אף הן בדרך דומה (Gottschalk and Smeeding, 1997).
 - 9 הפרט עשוי להגיב גם בהימנעות מתשלום מס או בהעלמת חלק מהכנסתו וכתוצאה מכך תרד הכנסתו המדווחת. יצחקי (1998) מציג אומדנים שונים של השפעת שינויים במס הכנסה על ההכנסה החייבת. הוא מראה שעלות גבייתו של שקל מס נעה בין 13 אגורות ועד 2.13 שקלים בהתאם לגמישות ההכנסה החייבת במס ביחס לשיעור המס.
 - 10 תוצאה זו היא ספציפית לדוגמה זו ונועדה להמחשה בלבד. אפשר ליצור דוגמה בה אי-השוויון בהכנסה ברוטו גדול או קטן יותר לעומת אי-השוויון בהכנסה הכלכלית האמיתית.
 - 11 שיטה זו פותחה על ידי Lerman and Yitzhaki (1985).
 - 12 גם התנודות על פני זמן בהשפעת אמצעי המדיניות תלויות בשיטה שמשתמשים.
 - 13 "השפעת העברות בעין על התפלגות ההכנסות" פרסום 1049.

- 14 בעיה זו קיימת גם במדידת התוצר הלאומי שהוא כידוע סיכום הצריכה הפרטית, ההשקעות, היצוא והיבוא (במינוס) על פי מחירי שוק והצריכה ציבורית על פי מחירי עלות.
- 15 דהן (1995), Achdut (1996), Silber and Zilberfarb (1994).
- 16 תוצאה דומה התקבלה בארצות הברית (Blinder and Esaki, 1978), בכריטניה (Nolan, 1988), בפיליפינים (Blejer and Guerrero, 1990), ובשבדיה (Bjorklund, 1991).
- 17 עוואד (1998) מצא שהשפעת האבטלה היא רגרסיבית על אי-השוויון באוכלוסייה כולה.
- 18 הלחץ על שכרם של החלשים גבר גם בשל כניסת העובדים הזרים (שהחלה בסוף שנת 1993), בעיקר למשלחי יד בהם מועסקים אלו המשתייכים לעשירונים התחתונים; זו פועלת אף היא לכרסום בשכר היחסי של העובדים מן השכבות החלשות וכך להתרחבות פערי השכר. מספר העובדים הזרים במשק הישראלי הוא הרבה מעבר לנדרש כדי להחליף את העובדים מן השטחים, שמספרם הצטמצם בגלל בעיות בטחון. כיום כל עובד עשירי במגזר העסקי הוא עובד זר, ויחס זה גבוה עוד יותר בהשוואה למספר העובדים הישראליים בעלי השכר הנמוך. מגבלת הנתונים אינה מאפשרת לבדוק שיטתית את השפעתו של גורם זה.
- 19 שימוש בתקופה קצרה יותר מוזו שהשתמשו בה דהן (1995) ו-Silber and Zilberfarb (1994) מלמד כי האינפלציה אינה יציבה אקונומטרית בהשפעתה על אי-השוויון (Achdut, 1996; עוואד, 1998). הסתייגות נוספת שיש לציין היא ששיטת מדידת ההכנסה עשויה ליצור קשר חיובי מלאכותי בין אי-שוויון לאינפלציה. אולם דהן (1995) הראה כי הקשר בין אי-שוויון לאינפלציה נשמר כמעט ללא שינוי גם כשמתחשבים בהטיה הגלומה במדידה.
- 20 Benabou (1996) מציג סקירה רחבה של ספרות זו.
- 21 קלור (1997) מראה כי משפחות בעלות נפש אחת ושניים הן בעלות מדד אי-השוויון (התוך-קבוצתי) גדול יותר בהשוואה למשפחות בעלות גודל אחר. אין חפיפה בין משפחות בעלות נפש אחת או שניים לבין משפחות קשישים אך סביר להניח כי שיעורם גדול יותר מאשר בגודל משפחה אחר.
- 22 Achdut (1996) מראה כי התרומה הסגולית של הכנסת מפרנסים אחרים היא כ-10 אחוזים ואין מגמה כלשהי על פני זמן ברכיב הכנסה זה.
- 23 סעיף זה מבוסס על מאמר שהופיע בעיתון הארץ (דהן, 1997).
- 24 פירוק מדד אי-שוויון למספר קבוצות מעורר תמיד את הקושי למי לשייך את אי-השוויון הקבוצתי.
- 25 דיון רחב באוכלוסייה החרדית ניתן למצוא בדהן (1998).
- 26 Deininger and Squire (1996).
- 27 ניתן לדרג את המדינות גם על פי עקומת לורנס. מיון כזה נעשה ונמצא דירוג דומה.
- 28 Klinov (1999) אינה מוצאת תמיכה להשערה שעליית אי-השוויון נבעה מצמיחה כלכלית מוטית-כישורים אך מוצאת אינדיקציות לשינויים בכוח המיקוח של האיגודים המקצועיים כמקור לעליית אי-השוויון.
- 29 לא ניתן לומר בוודאות כיצד השתנה כוחם של האיגודים המקצועיים במגזר הציבורי. בלוח 4 ניתן לראות כי האקדמיים, שמועסקים בשיעור ניכר בסקטור הציבורי, זכו לעלייה משמעותי בשכרם היחסי בשנים 1994–1996. ממצא זה מתיישב עם נדיבות הסכמי השכר במגזר הציבורי בשנים אלו. האם נדיבות זו משקפת עלייה בכוחם המקצועי של עובדי הסקטור הציבורי היא שאלה פתוחה.
- 30 זוסמן וזכאי (1997) מזהים ערוץ נוסף דרכו עשוי איגוד מקצועי להגדיל את אי-השוויון. חוקרים אלו מתעדים את סיפורו המרתק של האיגוד המקצועי של הרופאים שפעל בשנות התשעים להרחיב את פערי השכר בין רופאים ישראלים ותיקים לבין רופאים שהגיעו בגל העלייה האחרון.

- 31 Juhn, Murphy and Pierce (1993) השתמשו בשיטה דומה לבחון את מקורות עליית אי-השוויון בארה"ב בשנים 1963–1989. מדדים אחרים לאי-השוויון כגון ג'יני ותייל ניתנים לפירוק אולם אינם מראים בבירור (אינטואיטיבית) את ההבחנה בין מחירים וכמויות כמו בשיטה שמוצגת לעיל.
- 32 העדר ההתחשבות במידת המובהקות של מקדמי הרגרסיה הוא אחד מחסרונות שיטה זו.
- 33 שש קבוצות שנות הלימוד הן: 0 עד 4 שנות לימוד, 5 עד 8, 9 עד 10, 11 עד 12, 13 עד 15 עד 16- שנות לימוד ויותר. ברגרסיה הושמטה הקבוצה 0 עד 4. סקר הכנסות לשנת 1996 מאפשר להשוות את טיב ההסבר של רגרסיה הכוללת מספר שנות לימוד מדויק לעומת קבוצות שנות לימוד כמשתנה מוסבר. נמצא כי טיב ההסבר של רגרסיה המבוססת על נתונים מדויקים של שנות לימוד משתפר רק במעט.
- 34 שמונה קבוצות משלחי היד הן: בעלי משלח יד אקדמי, בעלי מקצועות חופשיים וטכניים, מנהלים, עובדי פקידות, סוכנים עובדי מכירות ועובדי שירותים, עובדים מקצועיים בחקלאות, עובדים מקצועיים בתעשייה ובבינוי וכן עובדים בלתי מקצועיים. קבוצת העובדים הבלתי מקצועיים הושמטה מן הרגרסיה. חלוקה מעודנת יותר של משלחי יד (16 קבוצות) מניבה תוצאות דומות באשר מרבית משתני הדמי למשלחי היד אינם מובהקים ברמה מקובלת.
- 35 כך גם נוהגים Eckstein and Weiss (1998a,b) שחוקרים את היצע העבודה של העולים.
- 36 ממצא זה יכול להתיישב עם אפליה של עובדים ערבים אך אין הכרח שאפליה וגזענות הם מקור הפער בשכר בין עובד יהודי לעובד שאיננו יהודי בעלי תכונות נצפות זהות. זאת משום שהרגרסיה אינה כוללת את כל התכונות של העובדים כגון איכות ההשכלה ובמיוחד אינה מתחשבת בהבדלים אפשריים במאפייני התפקיד של העובד ומקום עבודתו. הספק עולה משום שקשה לשער שקיימת אפליה כלפי רווקים, אלמנים וגרושים בהשוואה לנשואים למרות שעובד נשוי מקבל שכר גבוה יותר מעובד בלתי נשוי בעל אותן תכונות נצפות זהות.
- 37 נאמדה משוואת שכר גם תוך שימוש במדגם שמאחד את כל התצפיות בשנים 1990–1996, ונמצא שמקדמי הרגרסיה העיקריים אינם שונים משמעותית מממוצע המקדמים שנאמדו לכל אחת מן השנים. מספר השנים המוגבל מחדד את הנחיצות להציג את הנתונים לכל שנה בנפרד. לאור ההבדלים הזניחים בגודל המקדמים העדפתי לשמור על עקביות בהצגת הנתונים החד-שנתיים על פני היתרון האקונומטרי הגלום באיחוד התצפיות.
- 38 נשים לב כי על פי השיטה לפירוק אי-השוויון שמופעלת כאן הנתון של כל שנה מושווה לשנת הבסיס שנבחרה (ולא לקודמתה).
- 39 השונוות של משתנה דמי (אותה נסמן ב-V) שמקבל את הערכים 1 או אפס שווה ל: $V=a(1-a)^2+a^2(1-a)$ כאשר a הוא הממוצע של משתנה הדמי. ממוצע זה שווה לשיעור התצפיות שמקבלות את הערך 1. קל לראות שהשונוות של משתנה דמי היא פונקציה שלילית של a אם זה גדול מ-0.5.
- 40 דהן ובן-פורת (1997) מצאו שהעלייה ממלאת תפקיד חשוב בעליית אי-השוויון בהכנסה של משפחות. Eckstein and Weiss (1998a,b) (1998) מנתחים באופן יסודי את היקלטותם של העולים בשוק העבודה.
- 41 מספר עבודות אמדו את הפסד ההון האנושי שנגרם כתוצאה מהגירה: Flug, (1992) Friedberg ; Kasir and Ofer (1992) ; Eckstein and Shachar (1995) ; Beenstock and Ben-Menachem ; Weiss and Gotlibovski (1995).
- 42 מדידה עקיפה של ותק בעבודה כפי שנעשתה בעבודה זו (מספר שנות וותק עובד יהודי שווה לגיל העובד פחות סכום מספר שנות הלימוד ועוד 9) שונה מן הותק בפועל שלגביו אין מידע. אף מדידה

זו מסתירה פערים באיכות ההון האנושי שעשויים להיות אחראיים לאי-השוויון בין "שוים". למשל מעבר תכוף יותר מעבודה לעבודה (תופעת "קיצור הקריירה") הכרוכה באובדן הון אנושי עלולה להשפיע על התפתחותו של אי-השוויון בין "שוים".

43 דהן (1998), Berman and Klinov (1997) ו-Berman (1998) הצביעו על ההבדלים באיכות ההשכלה החרדית לעומת ההשכלה הכללית. אין ברשותי מידע המאפשר לכלול התייחסות מיוחדת לאוכלוסייה החרדית בכל אחת מן השנים. נציין כי בשנת 1996 (לגביה יש בידי מידע על האוכלוסייה החרדית) שיעורם במדגם של גברים העובדים במשרה מלאה הוא למטה מאחוז אחד.