

השפעת משתנים מקרו-כלכליים על התחלקות ההכנסות בישראל

מומי דהן*

עיקר הממצאים

עבודה זו מראה כי עליית שיעור האבטלה מרחיבה את הפערים בהתחלקות ההכנסות בקרב המועסקים; השפעה זו חזקה מהשפעת האינפלציה, שפועלת באותו כיוון. עוד נמצא, כי עקומת קוזנץ, שלפיה אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות מתרחב בשלביה הראשונים של ההתפתחות הכלכלית ומתכווץ בשלביה המאוחרים, תקפה במשק הישראלי לתקופה 1950 עד 1991. כצפוי, נמצא שתשלומי ההעברה פועלים, בדרך כלל, להגדלת השוויון בהתחלקות ההכנסות גם בקרב אוכלוסיית המועסקים. לבסוף, לא נמצאה תמיכה להשערה, שחוק שכר המינימום הביא לשיפור בהתחלקות ההכנסות.

1. מבוא וסקירת ספרות

מטרת העבודה היא לבחון את השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים כמו שיעור האבטלה, שיעור האינפלציה ועוצמת מעורבות הממשלה על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות בישראל. נבחן גם אם מתקיימת במשק הישראלי השערת קוזנץ, שלפיה אי-השוויון מתרחב בשלביה הראשונים של ההתפתחות הכלכלית ומתכווץ בשלביה המאוחרים. השפעת משתנים אלו אינה מתבססת על מודל תיאורטי מסוים, ויש לראותה כחיפוש אחר סדיריות אמפיריות במשק הישראלי. המשק הישראלי הוא מקרה מעניין בהקשר של בדיקת השערת קוזנץ, כי התחולל בו תהליך מואץ של התפתחות כלכלית, שתהליכים כדוגמתו במשקים אחרים נמשכו תקופות ארוכות. עבודה מקיפה על סוגיית אי-השוויון בישראל נכתבה בידי גינור (1983), אולם שאלת המחקר שאנו עוסקים בה לא נדונה שם בהיקף מספיק – לא מבחינת הגדרתה המפורשת ולא מבחינת הכלים הטכניים.

התייחסות נוספת לאי-השוויון מצויה בסדרה של שלושה מאמרים, שהתבססו על נתוני מס הכנסה, ובדקו את השלכות מערכת המיסוי הישיר על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות. בעבודה הראשונה (אבן שושן, גבאי וקופ, 1983) ניסו המחברים להניח בסיס מידע להגברת הצדק האופקי במיסוי הישיר. בעבודה השנייה (גבאי וגל, 1987) נבחנו מידת אי-השוויון הבינענפי בתעשייה ותרומת המיסוי

* תודתי נתונה ליוסי גיברה, ליוסי זעירא, לשלמה יצחקי, לדניאל צידון, לקרנית פלוג ולכל משתתפי הסמינר במחלקת המחקר של בנק ישראל על הערותיהם המועילות. תודות גם ליובל תלמי על עזרתו המסורה במחקר.

הישיב לשיפור התחלקות ההכנסות. נמצא, כי אי-השוויון הבינענפי הולך ופוחת ככל שעולה רמת ההכנסה, כי מידת אי-השוויון בסקטור המודרני גדולה יותר מאשר בסקטור השמרני, וכי מערכת המיסוי הישיב היא פרוגרסיבית למדי. בעבודה השלישית – הממשיכה את השנייה בצרפה לתעשייה גם את הסקטור הפיננסי ועובדי המדינה – התקבל שהשוויון בקרב עובדי המדינה הוא הגבוה ביותר, אחריו הסקטור הפיננסי, ובמקום האחרון התעשייה. המשותף לכל העבודות הוא ניתוח של רמת אי-השוויון בהתפלגות ההכנסות בנקודת זמן. לעומתן עיקר עניינה של העבודה הנוכחית הוא בהבנת סוגייה זו לאורך זמן.

העבודות האמפיריות העוסקות בהשפעת משתנים מקרו-כלכליים על התחלקות ההכנסות התרכזו בעיקר בהשערת קוזנץ. המחקר האמפירי על עקומת קוזנץ התפתח בשני ערוצים – אמידה אקונומטרית על פי נתוני חתך רחב של מספר מדינות ואמידה על פי נתוני סדרה עתית של מדינות בודדות. בשניהם מוסברת מידת אי-השוויון שבהתחלקות ההכנסות על סמך הלוגריתם הטבעי של התוצר לנפש (בצורה ריבועית), המשמש מדד להתפתחות הכלכלית. אולם כיוון שבאמידות אקונומטריות על פי חתך רחב הפער בתוצר לנפש בין מדינות משקף, מעבר להתפתחות הכלכלית, גורמים ייחודיים לכל משק, ספק אם נתוני חתך רחב מתאימים להבנה היסטורית של הקשר בין אי-השוויון להתפתחות הכלכלית. הביטוי האקונומטרי של חולשה זו במחקרים אלו הוא מידתה הקטנה של השונות במדד אי-השוויון המוסברת על ידי המדד להתפתחות הכלכלית. אף על פי כן, בשל מגבלות הנתונים ואיכותם, נותחו במרבית המחקרים נתוני חתך רחב, ובכולם נמצאו תימוכין לעקומת קוזנץ – למשל, אצל Chenery and Syrquin (1973), Morris Adelman and Ahluwalia (1975, 1976) ו-Bacha (1977). לסקירת ספרות ראה Adelman and Robinson (1989). אולם תוצאותיהם של חלק ממחקרים אלו רגישות לבחירת המדגם; כך למשל עבודתו של Ahluwalia (1976, 1973), שבה הוצאת 14 מדינות מפותחות מהמדגם שומטת את הבסיס להשערת קוזנץ.

מעבר לבדיקת השערת קוזנץ, העובדות הטיפוסיות (stylized facts) העולות מספרות זו Paukert (1973) הן, כי אין קשר סטטיסטי מובהק בין שיעור הצמיחה (הבו-זמני) למדד אי-השוויון, כי התרחבות שיעור ההשתתפות של האוכלוסייה בחינוך מגבירה את השוויון בחלוקת ההכנסות, וכי השפעתה של התערבות הממשלה על מידת אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות ברשו היא מועטה (Papanek 1986 and Kyn). בהמשך נזכיר עבודות מן העת האחרונה, שבדקו את השפעת האבטלה והאינפלציה על התחלקות ההכנסות.

המחקר התיאורטי שעוסק בקשר שבין התחלקות הכנסות לצמיחה כלכלית קיבל תנופה מחודשת בשנים האחרונות, ומתבטא במספר מחקרים מרתקים¹. מעבודות אלו מתקבל, על פי הרוב, קשר מונוטוני בין אי-השוויון להתפתחות הכלכלית (או

1 העבודות המאוחרות בתחום זה מתחלקות באופן סכימטי על פי שלוש גישות עיקריות: גישת חוסר שכלול בשוק ההון המתבטאת אצל Galor and Zeira (1993), וכן אצל Aghion & Bolton (1991), ו-Banerjee & Newman (1991); גישת הכלכלה הפוליטית (התערבות הממשלה), המיוצגת אצל Glomm and Ravikumar (1991) ו-Tabellini (1991), Perotti Person and Alesina and Rodrik (1991), וגישת הכלכלה הגיאוגרפית – Durlauf (1992) ו-Benabu (1991).

לצמיחה), בניגוד לממצא של קוזנץ. לעומתן מציעות העבודות של Jovanovic and Greenwood (1990) ושל Galor and Tsiddon (1992) מכניזם אנדוגני המוביל לעקומת קוזנץ. בעבודה הראשונה המנגנון שמוביל לכך הוא התפתחות אנדוגנית של המוסדות הפיננסיים, ואילו העבודה השנייה מבוססת על התפתחות ההון האנושי לאורך מסלול הצמיחה.

2. בסיס הנתונים והערות מתודולוגיות

סקרי הכנסות שכירים וסקרי הוצאות המשפחה לתקופה 1950 עד 1991 משמשים בסיס לחישוב מדד ג'יני, המבטא את מידת אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות. היחידה הכלכלית שהחישוב מבוסס עליה היא משק הבית, שהכנסתו הכספית ברוטו² מורכבת מהכנסות כל בני המשפחה מעבודה שכירה – לפני הורדות וניכויים למיניהם (מס הכנסה, דמי ביטוח לאומי וכו') – מעבודה עצמאית, מרכוש, מריבית ודיבידנדים, מתמיכות ומקצבאות ממוסדות ומפרטים, מפנסיות ומכל הכנסה שוטפת אחרת³. סקרי הכנסות מתייחסים לשכירים בלבד, אולם נראה שזו אינה מגבלה חריפה לגבי התפתחותו של אי-השוויון, שכן סביר להניח ששכרם של העובדים בעשירונים העליונים כולל רכיב המתואם עם הרווחים, כך שהתפתחות התפלגות ההכנסות על פני זמן בקרב שכירים מייצגת במידה מסוימת את השינויים בהתפלגות ההכנסות של האוכלוסייה, הכוללת גם עצמאיים. מגבלה זו רלוונטית יותר לגבי רמת אי-השוויון, באשר שילוב העצמאיים מעלה את אי-השוויון (אבן שושן, גבאי וקופ 1985), אף כי היא עשויה להוות מגבלה גם בבדיקת ההתפתחות, וזאת אם משקל העצמאיים באוכלוסייה אנדוגני לפעילות הכלכלית. בבדיקה ראשונית, על סמך סקר הכנסות, נמצא, שמשקל משקי הבית השכירים אינו תלוי באופן מובהק ברמת הפעילות הכלכלית. אוכלוסיית המדגם בסקר ההכנסות מייצגת כ-80 אחוזים מאוכלוסיית השכירים. מדד אי-השוויון מחושב רק למשקי הבית שבהם ראש המשפחה עבד, כך שהתפלגות ההכנסות אינה כוללת את משקי הבית שבהם ראש המשפחה אינו שייך לכוח העבודה או אינו עובד. כך, ההרכב הדמוגרפי קבוע בקירוב, ועל כן אינו מהווה מקור לשינויים בהתפלגות ההכנסות. סביר להניח, שהכללת האוכלוסייה שאינה עובדת תביא להעלאת רמת אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות, אולם לא ברור כיצד יושפע ממנה התוואי על פני זמן. מכל מקום, אין נתונים לתקופה ארוכה על התפלגות ההכנסות של האוכלוסייה הכוללת גם את משקי הבית שבהם ראש המשפחה אינו עובד. לפי קוזנץ (1955) עדיף

2 במהלך התקופה הנסקרת חלו שינויים בהסבות שניתנו בגין ילדים. באופן כללי, היה מעבר משיטת זיכויים שהשפיעה על ההכנסה נטו לשיטת קצבות ילדים שהשפיעה על ההכנסות ברוטו. מעבר זה יוצר שבר בסדרה של מדד ג'יני, מפני שהוא מביא לשיפור בחלוקת ההכנסות ברוטו גם אם לא חל כל שינוי בחלוקת ההכנסות נטו, והוא ניטרלי מבחינה תקציבית. ברם, במקרה שלנו הביא שינוי מינהלי זה לשיפור בחלוקת ההכנסות נטו (שרון, 1988). משתנה דמה לשנת 1976 – שנת המעבר – נמצא בלתי מובהק, ומכאן שעוצמת השבר בסדרה זניחה.

3 לא נכללים תקבולים חדיפעמיים כגון ירושה ופיצויים, ואף לא זקיפות בגין הכנסות הנובעות משימוש בדיור עצמי, או בגין סוגים שונים של הכנסות בעין.

להתרכז בהבנת התפתחותו של אי-השוויון בהכנסה הכלכלית, ולהוציא את המשפחות שהכנסתן השוטפת העיקרית באה מתשלומי העברה (פנסיה) או מעבודה חלקית (סטודנטים). זאת ועוד: בשל מגבלות נתונים לא ניתן לחשב מדד אי-שוויון שיביא בחשבון את מספר הנפשות בכל משפחה, וממילא לא ניתן לעשות כן לנפש סטנדרטית לאורך תקופה ארוכה, כפי שנדרש לצורך עבודה זו.

נוסף על טעויות דגימה מכיל הסקר – המתבסס על דיווח של משקי הבית – גם תשובות מוטעות של מרואיינים, המשפיעות על מהימנות הנתונים. מקורן של טעויות אלו הוא באי דיווח של הנחקרים על כל מקומות עבודתם, בדיווח על הכנסות בן משפחה מסוים בידי בן משפחה אחר ובציון נתונים על פי הזיכרון ולא על פי תלושי משכורת, בהימנעות מחשיפה וכו'. מגבלת מהימנות זו עשויה לחול על רמת ההכנסה, אולם היא נחלשת כשעוברים להתפלגות ההכנסות, אלא אם כן שיעור הטעות משתנה משמעותית עם השתנות רמת ההכנסה. במסגרת סקרי הכנסות לשנים 1965 עד 1967 נבדקה מהימנות הנתונים, ונמצא כי שיעור ההטיה בקרב שכירים היה 15 אחוזים, וכן שצורת ההתפלגות של קבוצות שכירים שונות נשמרת למרות ההטיה. מגבלה זו כמעט נעלמת כשמתייחסים להתפתחות של התפלגות ההכנסות על פני זמן, אלא אם כן חלים שינויים מרחיקי לכת בשיעור הטעות על פני זמן.

בעיה נוספת היא השינויים שחלו לאורך השנים בהגדרות ובשיטות של סקר ההכנסות. (לדיון בסוגייה זו ראה דוח הוועדה לבדיקת התפתחות ההכנסות והפער הסוציאלי, 1971). לא אעמוד כאן על כל השינויים שהוכנסו בהגדרות; אציין רק אחדים מהם. ראשית, מדד ג'יני לשנת 1950 – המראה רמה נמוכה למדי של אי-השוויון – חושב על סמך מדגם שכלל רק משפחות שכירים בנות שתי נפשות ויותר בשמונה ערים, ולכן ייצג אוכלוסייה הומוגנית יותר מאוכלוסיית השכירים העירונית בכללה. גורם נוסף, שפעל לצמצום אי-השוויון באותה תקופה, היה מדיניות הצנע, שלוותה בקיצוב ובפיקוח על מחירים ושכר ועודדה את הקפאתם או צמצומם של הפרשי השכר⁴. שנית, בסיס הנתונים כולל גם את חישוב מדד ג'יני לחלוקת ההכנסות לשנים 1950 עד 1964, אף שנעשה על סמך נתוני סקרי הוצאות המשפחה⁵. לבסוף, החל משנת 1985 חל שינוי בשיטת סקר ההכנסות: עד לסקר של 1984 התבקשו המשפחות לדווח על הכנסותיהן בשנה שנסתיימה חודש לפני בוא הפוקד אליהן. לגבי שנים אלו עובדו הנתונים על בסיס שנתי, והוצגו במונחים שנתיים. החל משנת 1985 נשאלות המשפחות על הכנסותיהן בשלושת החודשים האחרונים שלפני בוא הפוקד, והנתונים מוצגים על בסיס חודשי. הבדלים אלו מקשים על ההשוואה בין רמות ההכנסה על פי סקרים לשנים 1985 עד 1991 לבין אלו של השנים הקודמות, אולם הבעייתיות פוחתת בהשוואת התפלגויות ההכנסה על פני זמן.

4 מהעבודות של חנוך (1961) ושל בן שחר (1961) עולה, שעל אף ההסתייגויות ניתן להשתמש בנתונים אלו. עוד נוסף, שמדדי אי השוויון שנמדדו לשנים 1926 ו-1939 היו 0.191 ו-0.224, בהתאמה (גינור, 1983).

5 לדיון במגבלות ההשוואה של נתוני חלוקת ההכנסות הלקוחים מסקרי הוצאות המשפחה לאלה הלקוחים מסקרי הכנסות השכירים ראה דוח הוועדה לשנת 1966.

אמנם, משתנה התחלקות ההכנסות רלוונטי לבדיקת השערת קוזנץ, אך באופן כללי התועלת היא משתנה רלוונטי יותר לצורך בחינת הפערים בין פרטים, ואין מדדים כמותיים שמשקפים את התפלגות התועלת. כקירוב ניתן לבחון את התפלגות הצריכה הפרטית, אולם זו לוקה בשתי בעיות: צריכת מוצרים ושירותים ציבוריים אינה חלק מהצריכה הפרטית, וחלוקת הצריכה הפרטית אינה מביאה בחשבון ייצור לצריכה עצמית וצריכת פנאי. עם זאת משקפת הצריכה הפרטית, במידה ניכרת, את ההכנסות, והתחלקות הצריכה מעידה, במידה רבה, על התחלקות ההכנסות. התנודות המקריות בהכנסה עקב מחלה, פגעי טבע וכו' אינן משפיעות השפעה מכרעת על הרגלי הצריכה, ולכן זו משקפת את ההכנסה הפרמנגנטית. לפיכך ניתן לטעון שהתחלקות הצריכה הפרטית רלוונטית יותר מהתחלקות ההכנסות. לשנים 1950 עד 1968 אין בידינו נתונים מלאים על התפלגות הצריכה לפי עשירונים, ולכן לגבי שנים אלו לא ניתן להשוות בין מדד ג'יני להתחלקות ההכנסות למדד ג'יני להתחלקות הצריכה הפרטית. מלוח 1, המראה את ההשוואה לשנים 1968/69 עד 1986/87, מתברר, כי התפתחות מדד ג'יני להתחלקות הצריכה הפרטית על פני זמן קרובה למדי להתפתחות מדד ג'יני להתחלקות ההכנסות. כמו כן ניתן לראות, כי מדד ג'יני להתחלקות הצריכה נמוך מזה של התחלקות ההכנסות, ממצא היכול להתיישב עם ירידת הנטייה השולית לצרוך עם עליית ההכנסה. נוסף על כך משקפת התחלקות הצריכה הפרטית את התחלקות ההכנסה הנקייה, כלומר בניכוי מסים ישירים נטו, ומפני הפרוגרסיביות של המסים הישירים נטו אי-השוויון שהיא מראה קטן יותר מאשר בהתחלקות ההכנסות הגולמיות. מאפיינים אלו יש בהם כדי להגביר את אמינות נתוני הסדרה העתית של ההכנסות, שכן סקרי הוצאות המשפחה הם בעלי אמינות גבוהה.

לוח 1

מדדי ג'יני לשנים 1968/69 עד 1986/87

השנה	להכנסות ברוטו	לצריכה הפרטית
1968/69	0.312	0.248
1975/76	0.289	0.207
1979/80	0.320	0.241
1986/87	0.323	0.250

3. התוצאות

מודעים להסתייגויות לגבי הנתונים, המשותפות לכל הסטטיסטיקות ביתר מדינות העולם, ניגש לדיון בתוצאות; אלה מוצגות בלוחות ובדיאגרמות שבנספח. פרק זה מורכב משני חלקים: חלקו הראשון ידון באמידה אמפירית של השערת קוזנץ, והחלק השני – בהשפעתם של משתנים מקרו-כלכליים נוספים על אי-השוויון.

חלוקה זו מבטאת את הניסיון להפריד בין אמידה אמפירית של השפעות משתנים מקרו-כלכליים, המייצגים את המגמה של הטווח הארוך (ההתפתחות הכלכלית), לבין אמידת השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים המבטאים את הסטייה מן המגמה – שינויים בעלי אופי מחזורי.

לוח א'2
אמידת השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות
(המשתנה המוסבר: GINI)

	6	5	4	3	2	1	
	-10.42	-8.89	-10.36	-4.74	-8.65	-10.35	C
	0.0086	0.2580	0.0007	0.4700	0.0046	0.0005	
	2.23	1.93	2.21	1.04	1.82	2.21	ln GDP
	0.0085	0.2556	0.0006	0.4406	0.0052	0.0004	
	-0.116	-0.101	-0.115	-0.055	-0.092	-0.115	ln GDP2
	0.0101	0.2674	0.0006	0.4345	0.0079	0.0005	
	0.0075	0.0073	0.0075	0.0065	0.0080	0.0075	UNEMP
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
	9.12E - 05	8.90E - 05	9.09E - 05	8.8E - 05	8.1E - 05	9.1E - 05	INF
	0.0052	0.0053	0.0065	0.0011	0.0098	0.0043	
					-0.005		CTR
					0.1394		
				0.004			CG
				0.1458			
			-2.7E - 05				GROWTH
			0.9700				
		0.0001					FW
		0.7840					
	9.99E - 06						MINWAGE
	0.9770						
	0.65	0.65	0.65	0.72	0.69	0.67	\bar{R}^2
	12.01	11.61	12.01	14.62	13.64	15.63	F
	1.67	1.07	1.68	1.35	1.90	1.68	D.W.
	30	30	30	27	30	30	No. Obs

רמת המובהקות מופיעה בספרות קטנות מתחת למקדמים.

א. תנודות מחזוריות, מדיניות פיסקאלית ואי-שוויון

סעיף זה יתרכז בהשפעות של משתנים בעלי אופי מחזורי כדוגמת אבטלה ואינפלציה. נעשו ניסיונות רבים כדי לקבוע מהי משוואת הרגרסיה בעלת הצורה הפונקציונלית העדיפה, והמשותף לכולם הוא שילוב של משתנה המשקף את מגמת

הטווח הארוך עם משתנים בעלי אופי מחזורי, המבטאים סטייה מן המגמה. כמשתנה מגמה שימשו, לחלופין, עקומת קוזנץ (כמוסבר בהמשך), הצורה הריבועית של הלוגריתם הטבעי של התוצר (לוח 2), הלוגריתם הטבעי של התוצר בלבד (לוח 4), הזמן (גם בצורה ריבועית) ומוצע נע של התוצר לנפש על פני ארבע שנים. כדי להקל על הצגת התוצאות, מובאות כאן שתי הצורות הפונקציונליות הראשונות, שכן התוצאות האיכותיות נשארות כמעט ללא שינוי.

בניגוד להשערת קוזנץ, המציבה בפני החוקר השערת אפס, המשתנים המסבירים שנסקרו להלן לא זכו לתיאוריה שמציעה השערת אפס. לפיכך האמידה בהמשך היא בבחינת "ישחקו הנתונים לפנינו" – ניסיון ללמוד, באמצעות הנתונים והרצת גרסיות, על "העובדות הטיפוסיות" (stylized facts) למשק הישראלי, שאינן מעידות בהכרח על קשר סיבתי בין המשתנים. מובן, שנבחרו משתנים מסבירים שיש בהם עניין ואולי הסבר להתפתחות אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות על פני זמן. ניתן ללמוד מהן על העתיד רק אם ימצא גם צידוק תיאורטי לקשר כזה. לצורך שילוב של תיאור המגמה (השערת קוזנץ) עם אמידת השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים בעלי אופי מחזורי ומשתני מדיניות נאמדה המשוואה הבאה:

$$(1) \quad GINI = a + b \ln GDP + (\ln GDP)^2 + \sum d_i X_i,$$

כאשר d_i מבטא וקטור של מקדמים של וקטור המשתנים המסבירים X_i , ווקטור המשתנים המסבירים מתחלף בכל פעם.

שני המשתנים המסבירים שזכו לתשומת הלב המרובה ביותר בספרות הם שיעור האבטלה ושיעור האינפלציה, ואותם נסקור תחילה. יש להעיר כבר בשלב זה, כי קיומו של קשר כלשהו בין שיעור האבטלה לשיעור האינפלציה – למשל עקומת פיליפס – עלול להביא להגדלת השונות של מקדמי הרגרסיה, אולם אם מקדמי הרגרסיה מובהקים, ניתן להתעלם מבעיה זו. עם זאת, הקורלציה בין שני המשתנים הללו נמוכה למדי (0.01).

שינויים בשיעור האבטלה יכולים לפגוע בכל שכבות ההכנסה, אף כי נראה שהמועסקים בעשירונים התחתונים הם שיסבלו בעתות משבר בתעסוקה. באופן תיאורטי – אם האבטלה נובעת מהצטמצמות הביקושים למוצרים עתירי הון אנושי, הפגיעה במועסקים בעלי הכנסות גבוהות תהיה חריפה יותר, ואי-השוויון יצטמצם; לעומת זאת העשירונים התחתונים יסבלו יותר אם ייפגעו הביקושים למוצרים עתירי עבודה פשוטה. בעבודה של Zeira (1992) מוצע מנגנון כלכלי שלפיו, באופן אנדוגני, לאורך תהליך הצמיחה, מוחלפים עובדים פשוטים במכונות, וכך האבטלה פוגעת רק בעשירונים התחתונים. אולם החלפת עובדים פשוטים במכונות היא בעיקרה תהליך של הטווח הארוך.

מלוחות 2 ו-3 עולה קשר חיובי מובהק בין שיעור האבטלה למידת אי-השוויון בחלוקת ההכנסות. פירושו של דבר, שבעתות משבר בתעסוקה מורע מצבם היחסי של העשירונים התחתונים. עוד רואים, כי האבטלה מצמצמת את חלקם של ארבעת העשירונים התחתונים בהכנסה, בעוד שחלקם של שני העשירונים העליונים גדל. תוצאה דומה התקבלה בארצות הברית (Blinder and Esaki, 1978), בכריסטיה

(Nolan, 1988), בפיליפינים (Blejer and Guerrero, 1990), ובשבדיה (Bjorklund, 1991). בהקשר זה מעניין לציין, כי לא מצאנו קשר מובהק בין שיעור הצמיחה למידת אי-השוויון (לוח 2), וזאת בדומה לממצאי מחקרים קודמים (Ahluwalia, 1976). לאחרונה פורסמו מספר עבודות שבהן נמצא קשר שלילי בין השניים (Tabellin and Person, 1991), אך על אלה נמתחה ביקורת חריפה (Perotti, 1992). מקובל לחשוב, ששנות גיאות בפעילות הכלכלית מאופיינות בגידול השוויון בהתחלקות ההכנסות, ואילו שנות שפל מלוות בהרעתו, ואולם מהתוצאות דלעיל אנו למדים, כי טענה זו תלויה במונחים שבהם מגדירים שפל או גיאות בפעילות הכלכלית – מונחי שיעור הצמיחה או מונחי שיעור האבטלה.

לוח ב'2

אמידת השפעת משתנים מקרו-פלפליים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות
(המשתנה המוסבר: UP2)

	6	5	4	3	2	1	
	-576.5	-560.2	-584.6	-26.7	-446.9	-581.6	C
	0.0516	0.3288	0.0115	0.9542	0.0393	0.0086	
	127.8	126.8	126.6	14.2	97.3	128.9	ln GDP
	0.0438	0.3060	0.0084	0.8829	0.0359	0.0060	
	-6.66	-6.74	-6.75	-0.81	-4.86	-6.72	ln GDP2
	0.0485	0.3130	0.0090	0.8706	0.0489	0.0065	
	0.5416	0.5380	0.5421	0.4649	0.5939	0.5425	UNEMP
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
	0.0059	0.0056	0.0059	0.0058	0.0050	0.0059	INF
	0.0112	0.0111	0.0148	0.0016	0.0219	0.0097	
					-0.046		CTR
					0.0669		
				0.21547			CG
				0.2844			
			-0.00388				GROWTH
			0.9481				
		0.0144					FW
		0.6453					
-7.1E - 04							MINWAGE
0.9783							
0.62	0.66	0.62	0.75	0.67	0.63		\bar{R}^2
9.69	11.31	9.70	15.42	12.07	12.66		F
1.83	1.13	1.83	1.45	2.20	1.83		D. W.
28	27	28	25	28	28		No. Obs

רמת המובהקות מופיעה בספרות קטנות מתחת למקדמים.

לוח ג'
אמידת השפעת משתנים מקור-כלכליים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות
(המשתנה המוסבר: LOW4)

	6	5	4	3	2	1	
	671.0	387.5	672.4	431.7	589.5	664.3	C
	0.0292	0.5233	0.0054	0.3678	0.0143	0.0040	
	-134.6	-75.6	-135.0	-84.5	-115.6	-133.2	lnGDP
	0.0391	0.5632	0.0076	0.3935	0.0230	0.0058	
	6.9840	3.91	7.00	4.40	5.87	6.91	lnGDP2
	0.0443	0.5791	0.0084	0.3896	0.0301	0.0064	
	-0.435	-0.407	-0.432	-0.383	-0.462	-0.433	UNEMP
	0.0003	0.0004	0.0002	0.0003	0.0001	0.0001	
	-0.006	-0.006	-0.006	-0.005	-0.005	-0.006	INF
	0.0125	0.0097	0.0170	0.0031	0.0210	0.0105	
					0.2535		CTR
					0.3356		
				-0.4253			CG
				0.0463			
			0.0104				GROWTH
			0.8650				
		0.0017					FW
		0.9594					
	-0.0009						MINWAGE
	0.9729						
	0.59	0.56	0.59	0.68	0.61	0.61	\bar{R}^2
	8.70	7.71	8.72	11.06	9.27	11.372	F
	1.61	0.90	1.62	1.13	1.72	1.61	D.W.
	28	27	28	25	28	28	No. Obs

רמת המובהקות מופיעה בספרות קטנות מתחת למקדמים.

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 להרחבת אי-השוויון אם אוכלוסיית המובטלים עיקרה מקרב בעלי ההכנסות הנמוכות. ואכן, מסקר כוח אדם אנו למדים כי המיתאם בין שיעור האבטלה של מעוסי ההשכלה לשיעור האבטלה הממוצע חזק יותר מן המיתאם בין שיעור האבטלה אצל בעלי ההשכלה הגבוהה לשיעור הממוצע; זאת נוסף על משקלם הגבוה של בעלי ההשכלה הנמוכה (המתואמת עם ההכנסה) בקרב הבלתי מועסקים. מכאן שהממצא כי עליית שיעור האבטלה מביאה לגידול

אי-השוויון מקבל משנה תוקף אם מוסיפים לאוכלוסייה הנחקרת את הבלתי מועסקים.

לוח 3א
אמידת השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות
(המשתנה המוסבר: GINI)

	6	5	4	3	2	1	
	-0.20	-0.38	-0.22	-0.20	-0.24	-0.24	C
	0.4520	0.3551	0.3886	0.4313	0.3070	0.3495	
	0.05	0.07	0.05	0.05	0.05	0.05	ln GDP
	0.0958	0.1291	0.0919	0.0806	0.0541	0.0627	
	0.0069	0.0069	0.0068	0.0069	0.0051	0.0068	UNEMP
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	
	7.2E - 05	7.5E - 05	7.99E - 05	11E - 04	7.9E - 05	7.3E - 05	INF
	0.0034	0.0026	0.0017	0.0092	0.0008	0.0022	
	-0.007	-0.007	-0.006	-0.006	-0.007	-0.007	CTR
	0.0183	0.0182	0.00426	0.0226	0.0105	0.015	
	0.0050	0.0053	0.0066	0.0044	0.0064	0.0051	CG
	0.048	0.039	0.0273	0.0815	0.0115	0.038	
					0.0023		UNEMP(-1)
					0.0801		
				-0.000			INF(-1)
				0.2588			
			6.26E - 04				GROWTH
			0.3437				
	-9.2E - 05						FW
	0.6527						
	1.38E - 04						MINWAGE
	0.5988						
	0.78	0.78	0.79	0.79	0.81	0.79	\bar{R}^2
	16.28	16.21	16.92	17.31	19.30	20.2	F
	1.63	1.69	1.62	1.62	1.93	1.66	D.W.
	27	27	27	27	27	27	No. Obs

רמת המובהקות מופיעה בספרות קטנות מתחת למקדמים.

שיעור האינפלציה הוא משתנה נוסף בעל אופי מחזורי, העשוי להשפיע על התפלגות ההכנסות. למיטב ידיעתי, אין תיאוריה הקושרת את מידת אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות לשיעור האינפלציה – אולם עבודה תיאורטית (דהן, 1989) שדנה בסוגייה זו באופן חלקי, הראתה קשר חיובי בין מס האינפלציה לאי-השוויון,

וזאת משום שיכולתם של העשירונים התחתונים להגן על כספם משחיקה אינפלציונית נופלת מזו של העשירונים העליונים.

לוחות 2 ו-3 מצביעים על קשר חיובי מובהק בין שיעור האינפלציה למדד אי-השוויון⁶, 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 (ליותן, 1982). זאת משום שהאיגודים המקצועיים דאגו להטיה פרוגרסיבית של הסכם תוספת היוקר כדי להביא לצמצום אי-השוויון ככל שעולה שיעור האינפלציה. מתוצאות העבודה הנוכחית ניתן להסיק, שההטיה הפרוגרסיבית של הסכם תוספת היוקר לא תורגמה למעשה, והאינפלציה אף מילאה תפקיד של מס גרסיבי. 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 היתה רבה יותר.

הסבר נוסף לתוצאה זו הוא, שהענפים אשר בהם רמת האיגודיות נמוכה – כמו ענף הבנייה וענף המסחר והשירותים – מאופיינים בשכר נמוך יחסית לענפים המאוגדים. זהו ביטוי למיגבלות כושר המיקוח של עובדים אלו, המשליכה גם על יכולתם להגן על שכרם משחיקה אינפלציונית וגם משינויים בשכר בעתות של אבטלה. טיעון זה פחות רלוונטי לגבי אוכלוסיית העשירונים העליונים, שכן זו בדרך כלל אינה שייכת לאיגוד כלשהו.

ראוי לציין, כי השיטה של סקר ההכנסות יש בה כדי ליצור קשר חיובי טכני בין האינפלציה לאי-השוויון: כל סקר הכנסות שנתי מורכב מארבעה סקרים רבע-שנתיים. המרוויינים נשאלים על הכנסתם בשנה שנסתיימה בחודש שלפני בוא הפוקד. בכל רביע נשאלים רבע מכלל משתתפי הסקר, וכך מתפרסות ההכנסות של משתתפי הסקר על פני תקופה של 23 חודשים. כשחלים שינויים נומינליים בהכנסה, מתרחב אי-השוויון גם אם לא חל שינוי בהתפלגות ההכנסות. בסקרי ההכנסות לשנים 1965 עד 1974 הוצגו ההכנסות בערכים נומינליים, אולם בעקבות האצת האינפלציה, החל משנת 1975, נערכה התאמה, וההכנסות הוצגו במחירים אחידים. בדקתי ומצאתי (לוח 7), שכל עוד השינוי הנומינלי השנתי קטן מ-30 אחוזים – כפי שהיה בשנים 1955 עד 1973 – ההטיה הגלומה בשיטת הסקר זניחה.

6 משתנה דמה לשנת 1984 לא נמצא מובהק. כן ניסינו לבדוק אם נוסף על שיעור האינפלציה משפיע על התחלקות ההכנסות גם השינוי בשיעור האינפלציה, כאינדיקטור לרכיב הבלתי צפוי בעליית המחירים. משתנה זה נמצא בלתי מובהק.

ההתאמה לשינויים במחירים אינה פותרת את הבעיה פתרון מלא, שכן גם שינוי ריאלי בהכנסות יוצר הטיה מלאכותית. אולם שיעור השינוי בהכנסה הריאלית נפל הרבה מתחת ל-30 אחוזים בתקופה 1975 עד 1991, וכאמור, ניתן להתעלם מכך. כדי להסיר ספק, נבדקה ההשערה שהאינפלציה משפיעה בעוצמות שונות לפני 1974 ואחריה, והשערה זו נדחתה.

עבודה זו אינה דנה בהשפעת האינפלציה על שווי הרכוש נטו. למותר לציין, שבעתות של אינפלציה ייתכנו רווחי הון והפסדי הון המשפיעים על התחלקות הרכוש הריאלי. תופעה ייחודית למשק הישראלי בתקופה הנסקרת היא מתן הלוואות ממשלתיות לדיור ולעסקים כשרכיב הסובסידיה הגלומה בהן היה תלוי באופן חיובי בגובה האינפלציה. מובן שעם עליית האינפלציה נהנו מקבלי ההלוואות מהכנסה שאינה נכללת בסקר ההכנסות. לא נעשתה עבודה אידות השפעת מתן אשראי ממשלתי מסובסד על התחלקות ההכנסות, ואכן ראוי לחקור השפעה זו. ערוץ נוסף שדרכו השפיעה האינפלציה הוא שחיקתן של הכנסות הממשלה ממסים בשל הפיגור שבין מועד היווצרות העסקאות הכלכליות למועד העברת תשלומי המס לרשויות. גם כאן אין עבודה המצביעה על הנהגים העיקריים מפיגור זה.

אחת השאלות המרכזיות בסוגיית התחלקות ההכנסות עניינה מידת ההשפעה של מדיניות הממשלה על חלוקה-מחדש של ההכנסות באמצעות תשלומי ההעברה. בניגוד לסקירות של המוסד לביטוח לאומי, המתרכזות בהשפעה של תשלומי ההעברה (וכן של המסים) על רמת אי-השוויון, מתמקדת עבודתנו בהשפעה של תשלומי ההעברה על תוואי אי-השוויון על פני זמן.⁷ מלוח 3 עולה, כי משקל תשלומי ההעברה השוטפים בתוצר משפיע באופן מובהק ושלילי על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות של משקי בית שבראשם שכירים. תוצאה זו אינה מובנת מאליה, משום שמדר גייני חושב לגבי אוכלוסיית השכירים, ואילו מירב תשלומי ההעברה ניתנים לאוכלוסייה שאינה עובדת – קשישים, נכים וכדומה⁸. עם זאת יש לציין, כי תוצאה זו רגישה לצורה הפונקציונלית הנאמדת, וכפי שניתן לראות מלוח 2, תשלומי ההעברה אינם מובהקים בהשפעתם על אי-השוויון. על סמך עבודה זו קשה אפוא להגיע למסקנה חד-משמעית בדבר השפעתם של תשלומי ההעברה על אי-השוויון. לפי ממצאי הביטוח הלאומי, שמתבססים על נתוני האוכלוסייה הכוללת, לתשלומי ההעברה (בשנות השמונים) השפעה נכבדה על רמת אי-השוויון. אפיק נוסף שבו עשויה הממשלה להשפיע על התפלגות ההכנסות, אף כי הוא אינו מכוון ליעד זה, הוא היקף הצריכה שלה, המורכבת מתשלומי שכר לעובדי השירותים הציבוריים ומקניות מן הסקטור העסקי. בדקנו השפעה זו על פי משקל

7 המקדם של תשלומי ההעברה (כמו גם שכר המינימום) עשויים לשקף קשר סיבתי הפוך. זאת, למשל, אם הגדלת תשלומי ההעברה באה כתגובה של הממשלה לעליית אי-השוויון. כרם בעיה זו רלוונטית רק אם במשוואה הנאמדת יש פיגורים

8 יש להעיר, כי תשלומי דמי אבטלה היו ברוב הזמן חלק מזערי מכלל תשלומי ההעברה והקורלציה בין משקל תשלומי ההעברה לשיעור האבטלה אינה גבוהה מה שמקטין את החשש מפני מולטיקוליניאריות. יתר על כן, תשלומי האבטלה ניתנים בהגדרה לאוכלוסייה שאינה עובדת, ואילו הדיון כאן מתייחס לאוכלוסיית השכירים.

הצריכה הציבורית הכוללת בתוצר, ומצאנו, כי אין קשר סטטיסטי מובהק בין משתנה זה למידת אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות. זהו ממצא מפתיע על רקע מחקרם של גבאי וליפשיץ (1992), שהראה רמת שוויון גבוהה בהתחלקות ההכנסות של עובדי המדינה לשנת 1990, וגם בהתחשב בשאיפה של קובעי סולמות השכר הציבורי למנוע הפרשי שכר גדולים, שאיפה המתבסאת בהצמדות האוטומטיות של תחומי עיסוק שונים. מסקנות דומות מקבלים אם משתמשים במשקל המועסקים בשירותים הציבוריים בסך המועסקים. לעומת זאת נמצא משקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר מובהק בהשפעתו החיובית (ii) על אי-השוויון: הגדלת הסקטור הציבורי האזרחי פועלת להעמקת הפערים בהתחלקות ההכנסות (לוח 3). אולם תוצאה זו רגישה לצורה הפונקציונלית הנאמדת, ומלוח 2 ניתן לראות שמשקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר נייטרלי בהשפעתו על אי-השוויון. לצערי, לא ניתן לבדוק את ההשפעה של מתן השירותים במסגרת התקציבים הציבוריים על התחלקות הצריכה הכוללת (פרטית וציבורית).

אמצעי מדיניות נוסף שמטרתו לצמצם את אי-השוויון 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. מטרתם של ההסכם והחוק היתה להקטין את אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות של שכירים. מאז הונהג הסכם הכנסת המינימום נבדקו בעיקר השפעותיו על שוק העבודה. יניב (1986) בדק את רמת הציות של המעסיקים להסכם (בתקופה שלפני קבלת חוק שכר המינימום), והגיע למסקנה כי 30 אחוזים מן המעסיקים מצייתים להסכם. ויינבלט ולוסקי (1989), שבדקו את השפעת חוק שכר המינימום על הפירמות בתעשייה, מצאו שהנהגתו הגדילה באופן מובהק את ההסתברות של פירמות בתעשייה הישראלית להיקלע לקשיים.

היבט שלא נבדק עד כה היה אם החוק השיג את מטרתו – צמצום אי-השוויון. (בדרך כלל הצדקתו בפי מצדדיו היא כי יש להבטיח לעובדים קיום מינימלי, אבל התוצאה ברורה – צמצום אי-השוויון). תיאורטית, צמצום אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות של שכירים בעקבות הפעלת חוק שכר המינימום נובע הן מקטימת הזנב השמאלי של ההתפלגות והן משינוי סולם השכר של אלו שהיו קודם לכן בקרבת שכר המינימום. מן העבודה הנוכחית – המתייחסת באורח אחיד להכנסת המינימום שנקבעה בהסכם לתקופה 1972 עד אפריל 1987 ולזו שנקבעה בתקופה שבה כבר שרר החוק – עולה כי משתנה שכר המינימום אינו משפיע באופן מובהק על אי-השוויון בקרב השכירים (לוח 2). נבדקה גם התייחסות אחרת, שלפיה שכר המינימום היה אפס עד שהתקבל החוק, או לחלופין כמשתנה דמה בשנת קבלת החוק, והתוצאות נשארו ללא שינוי.

הנהגת חוק שכר המינימום הביאה לקשיים בתעשייה (ויינבלט ולוסקי, 1989), בלי להשיג שיפור משמעותי בהתחלקות ההכנסות של שכירים, וההסבר העיקרי לכך נעוץ, ככל הנראה, ברמה הנמוכה של הציות הן להסכם (יניב, 1986) והן לחוק

(פלוג וקסיר, 1993). השפעת חוק שכר המינימום על שיעור האבטלה טרם נחקרה, אולם אם יש קשר חיובי בין השניים, הרי השגת רמת ציות גבוהה יותר, המלווה בעליית האבטלה, עלולה להרחיב את אי-השוויון.

בדקנו גם את ההשערה, שפתיחת המשק הישראלי, לאחר 1967, לעובדים מיהודה ושומרון וחבל עזה השפיעה על אי-השוויון בחלוקת ההכנסות של שכירים בישראל, ומצאנו שהצטרפותם של עובדים אלו לחלק התחתון של התפלגות השכר יצרה שינויים לכל אורך ההתפלגות: בעלי השכר הנמוך הושפעו באופן ישיר ושלילי, ובמקביל תרמה השפעה זו לעליית התשואה להון; סביר אפוא להניח, שמשנתה זה פעל להרחבת אי-השוויון. מהעבודה הנוכחית עולה, כי השפעתו, שנמדדה על פי מספר העובדים מיוש"ע, אינה מובהקת סטטיסטית – אך מכאן אין להסיק שלא היתה לו כל השפעה על אי-השוויון, אלא רק שהוא לא מילא תפקיד מרכזי בשינויים שחלו באי-השוויון.

כדי לעמוד על החשיבות היחסית של כל משתנה מסביר בהסבר השתנות המדד לאי-השוויון, נאמדה רגרסיה מנורמלת של משוואה 3 (רגרסיה 1 בלוח 2א): מכל משתנה הופחת הממוצע, ההפרש חולק בסטיית התקן של אותו משתנה, והמקדמים שמתקבלים ברגרסיה ידועים בכינוי מקדמי β^9 . מתוצאות האמידה עולה, שמקדם ה- β של המדד להתפתחות הכלכלית הוא 32, ושל מדד זה בריבוע הוא 32. פירושו של דבר, שאם מתייחסים לזמן כאל אינדיקטור להתפתחות הכלכלית, מוצאים שהתפתחות זו ממלאת תפקיד מרכזי בהסבר אי-השוויון בישראל. תוצאה נוספת שיש בה עניין היא, שמקדם ה- β של שיעור האבטלה עומד על 0.77, וזה של שיעור האינפלציה – על 0.37. זאת אומרת שהשפעתו השלילית של שיעור האבטלה על מדד ג'יני עולה בהרבה על זו של שיעור האינפלציה. אם הקשרים הללו יציבים, ניתן לגזור מתוצאות אלו מסקנות לגבי המדיניות הכלכלית, שעומדת בפניה תחלופה בין אבטלה לאינפלציה. עם זאת יש לזכור, כי שיעור האבטלה חסום בין אפס לאחת, וכי התקרה של שיעור האבטלה בפועל היא 20 אחוזים, בעוד ששיעור האינפלציה אינו חסום. יוצא אפוא, שהשפעתה המוחלטת של האינפלציה על אי-השוויון עשויה להיות גדולה יותר למרות שההשפעה השולית של האבטלה גדולה יותר. בהקשר זה יש לציין, שתוצאות אלו – דהיינו קשר חיובי בין שיעור האבטלה לאי-השוויון, קשר חיובי בין שיעור האינפלציה לאי-השוויון, וכן השפעה של האבטלה בעוצמה רבה מזו של האינפלציה – נמצאו גם במחקר לגבי הפיליפינים (Blejer and Guerrero, 1990). לעומת זאת נמצא במדינות אחרות, שהשפעת האינפלציה על אי-השוויון היא פרוגרסיבית (Blinder and Eskai, 1990; Molae, 1988).

בלוח 5 מובאות התרומות השוליות של המשתנים המסבירים לפי תקופות משנה. בשנים 1955 עד 1970 היה להתפתחות הכלכלית חלק מכריע בהרחבת אי-השוויון,

⁹ מקדמי ה- β מודדים את השינוי שחל במדד ג'יני עקב שינוי בן יחידה אחת בכל אחת מהמשתנים המסבירים. הואיל וכל המשתנים הם כמונחים של סטיית תקן, ה- β הם בלתי תלויים ביחידות המדידה. לכן ניתן להשוות באופן ישיר את גודלם היחסי של מקדמי ה- β כדי לעמוד על חשיבותו היחסית של כל משתנה.

בעוד שירידת שיעור האבטלה קיזזה הרחבה זו חלקית. בשנות השבעים עבר התפקיד המרכזי אל האינפלציה, שהואצה בתקופה זו, וגרמה להגדלת אי־השוויון. האינפלציה המשיכה להיות גורם מרכזי בקביעת התפתחותו של אי־השוויון גם בשנות השמונים: במחצית הראשונה של שנות השמונים היא פעלה להגדלת הפערים בהכנסות, ואילו בתקופה שלאחר תכנית הייצוב – לצמצום. עליית אי־השוויון וירידתו בתקופה זו התחזקה עקב שינויים בשיעור האבטלה, שתאמו את השינויים בשיעור האינפלציה. לעליית שיעור האבטלה בשנים האחרונות השפעה מרעת על הרחבת אי־השוויון בחלוקת ההכנסות.

ב. השערת קוזנץ

בחינת השערת קוזנץ, שלפיה אי־השוויון בהתחלקות ההכנסות מתרחב בשלבים הראשונים של ההתפתחות הכלכלית ומתכווץ בשלביה המאוחרים, ניתנת לכדיקה על ידי המודל הבא¹⁰

$$(2) \quad GINI = \alpha + \beta \ln GDP + \gamma (\ln GDP)^2,$$

כאשר המשתנה המוסבר הוא מדד ג'יני ($GINI$), והמשתנים המסבירים כוללים את הצורה הריבועית של הלוגריתם הטבעי של התוצר לנפש, ו- $\ln GDP$ משמש מדד להתפתחות הכלכלית, כפי שמקובל בספרות. באופן גרפי, השערת קוזנץ נראית כעקומת u הפוכה, שעל צירה האנכי מדד אי־השוויון ועל הציר האופקי מדד להתפתחות הכלכלית. לא נדחה את השערת קוזנץ, אם הסימן של β יהיה חיובי, הסימן של γ יהיה שלילי, ומקדמי הרגרסיה יהיו מובהקים.

מן התוצאות, המופיעות במשוואה 3 ובלוח 4, עולה תמונה ברורה למדי. מאמידת המשוואה דלעיל מתקבל סימן חיובי מובהק למקדם המדד להתפתחות הכלכלית וסימן שלילי מובהק למקדם מדד זה בריבוע. פירושו של דבר שהשערת קוזנץ מתקיימת במשק הישראלי לתקופה 1950 עד 1991, ויש בכך כדי לסתור את קיומו של קשר מונוטוני – סיוע או יריבות – בין שוויון בהתחלקות ההכנסות להתפתחות הכלכלית. אולם רגרסיה זו סובלת ממיאם סדרתי, שכן הערך של DW נמוך בהרבה מ-2 (לוח 4). קיומו של מיאם סדרתי ברגרסיה זו אינו משפיע על המקדמים שנאמדו אלא רק על יעילותם, וזאת משום שהמיאם הסדרתי הוא כנראה תוצאה של השמטת משתנים. תמיכה לכך מצויה בלוחות שמבליטים את יציבות המקדמים

10 ניסוח משוואה (2), שלפיו בצד ימין מופיע מדד ג'יני ובצד שמאל ההכנסה הממוצעת, מונע את קביעת תקפותה של השערת קוזנץ על סמך תוצאות הרגרסיה אם מניחים שההכנסה מתפלגת לוג־נורמלית. מתכונות התפלגות לוג־נורמלית אנו למדים, שהשונות היא פונקציה של הממוצע, וכי יש קשר ישיר בין מדד ג'יני לשונות; מכאן ברור שמדד ג'יני הוא פונקציה של הממוצע (Aitchison and Brown, 1957). לפיכך קשר חיובי בין מדד ג'יני להכנסה הממוצעת אינו מעיד בהכרח על קשר כלכלי. אולם ההתפלגות שמשמעת ממרבית המחקרים החדשים בתחום זה אינה מתיישבת עם התפלגות לוג־נורמלית.

בכל הרגרסיות. הכללת משתנים מסבירים נוספים פותרת, כאמור, את בעיית המיתאם הסדרתי¹¹.

אמידת משוואה (2) הניבה את התוצאות להלן:

$$(3) \quad GINI = -8.05 + 1.72 \ln GDP - 0.09 (\ln GDP)^2$$

-3.14 3.16 -3.06

כאשר ערכי t מופיעים מתחת למקדמי הרגרסיה. על סמך תוצאות¹² אלו ניתן לחשב בקלות את רמת התוצר לנפש שמביאה לשיא את אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות; השיא מתקבל בתוצר לנפש של כ-16,880 ש"ח (במחירי 1990), בשנת 1971.

כפי שניתן לראות מלוח 4, התוצאות האיכותיות נשארות ללא שינוי גם כשמנסים מדדים אחרים לאי-השוויון, כמו אחוז ההכנסה שמצוי בידי שני העשירונים העליונים או אחוז ההכנסה המצוי בידי ארבעת העשירונים התחתונים. סימני המקדמים שמתקבלים ברגרסיה הכוללת את מדד ג'יני כמשתנה מוסבר זהים לאלו של שני העשירונים העליונים כמשתנה מוסבר, ומתחלפים כשהמדד לאי-השוויון הוא ארבעת העשירונים התחתונים.

בחלק מהמחקרים שניסו לבדוק את קיומה של השערת קוונץ על בסיס נתוני סדרה עתית (Soltow, 1968) שימשה הצגה גרפית באמצעות דיאגרמות או לוחות (במקום רגרסיות), ובאופן מרומז הופיע גיל המשק כמדד להתפתחות הכלכלית. בעבודה הנוכחית נוסתה גם רגרסיה בעלת צורה ריבועית של גיל המשק (הזמן) כמדד להתפתחות הכלכלית במקום הלוגריתם הטבעי של התוצר לנפש, ושינוי זה לא השפיע על התוצאות. אותם הדברים אמורים לגבי התוצר לנפש (במקום הלוגריתם של התוצר לנפש) כמדד להתפתחות הכלכלית.

11 תיקון המיתאם הסדרתי על ידי הוספת המשתנה המוסבר בפיגור כמשתנה מסביר יוצר קושי בלתי מבוטל, משום שהנתונים לגבי מדד ג'יני אינם רציפים. במקרה זה יירד מספר דרגות החופש בשבעים תצפיות ומשתנה מסביר נוסף, והאמידה תפסח על תקופה חשובה מבחינת ההתפתחות הכלכלית - שנות החמישים.

12 מדד ג'יני חסום בין אפס לאחת, ורגרסיה מסוג זה אינה מבטיחה שיתקיים תנאי זה. ניתן להריץ רגרסיה שתבטיח מראש כי המדד יהיה חסום, אולם העדפתי צורה פונקציונלית שמאפשרת לשמר את הפירוש הכלכלי. ניתוח רגישות לתוצאות מראה (לוח 6), שאם מדד ג'יני יחרוג מן התחום, יהיה זה רק בערכים קיצוניים מאוד של המשתנים המסבירים.

לוח 3'
 אמידת השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות
 (המשתנה המוסבר: PU2)

6	5	4	3	2	1	
4.06	8.92	-2.17	0.48	-1.89	-1.96	<i>C</i>
0.7814	0.7089	0.8845	0.9732	0.8997	0.8928	
3.41	2.86	4.06	3.79	4.00	4.00	<i>ln GDP</i>
0.0391	0.2643	0.0206	0.0222	0.0209	0.0175	
0.5670	0.5366	0.5442	0.5454	0.5521	0.5430	<i>UNEMP</i>
0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
0.0043	0.0044	0.0045	0.0071	0.0045	0.0045	<i>INF</i>
0.0023	0.0031	0.0037	0.0055	0.0026	0.0016	
-0.679	-0.573	-0.580	-0.535	-0.567	-0.567	<i>CTR</i>
0.0005	0.0012	0.0022	0.0017	0.0014	0.0011	
0.3022	0.3091	0.2990	0.25547	0.31212	0.3149	<i>CG</i>
0.0473	0.0534	0.0923	0.1065	0.0112	0.0449	
				-0.012		<i>UNEMP(-1)</i>
				0.8985		
			-0.003			<i>INF(-1)</i>
			0.1968			
		-0.009				<i>GROWTH</i>
		0.8342				
	0.007					<i>FW</i>
	0.5617					
0.022						<i>MINWAGE</i>
0.1412						
0.87	0.85	0.85	0.87	0.85	0.86	\bar{R}^2
27.59	24.56	24.10	26.73	24.06	30.44	<i>F</i>
2.41	2.28	2.27	2.19	2.22	2.23	<i>D.W.</i>
27	25	25	25	25	25	<i>No. Obs</i>

רמת המובהקות מופיעה בספרות קטנות מתחת למקדמים.

לוח 3'
אמידת השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות
(המשתנה המוסבר: LOW4)

6	5	4	3	2	1	
55.42	72.92	56.09	55.50	58.32	57.06	<i>C</i>
0.0086	0.0208	0.0057	0.0066	0.0024	0.0044	
-3.17	-4.99	-3.09	-3.20	-3.38	-3.33	<i>ln GDP</i>
0.1305	0.1180	0.1277	0.1149	0.0723	0.0943	
-0.398	-0.401	-0.387	-0.394	-0.242	-0.392	<i>UNEMP</i>
0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0022	0.0000	
-0.005	-0.005	-0.005	-0.006	-0.005	-0.005	<i>INF</i>
0.0099	0.0066	0.0062	0.0429	0.0022	0.0069	
0.4452	0.4049	0.3549	0.3945	0.4034	0.4144	<i>CTR</i>
0.0462	0.0404	0.0882	0.0474	0.028	0.0331	
-0.51929	-0.5311	-0.595	-0.4848	-0.5691	-0.5228	<i>CG</i>
0.0112	0.0095	0.0090	0.0208	0.0036	0.0092	
				-0.1993		<i>UNEMP(-1)</i>
				0.0699		
			0.002			
			0.5095			
		-0.03943				<i>GROWTH</i>
		0.4360				
	0.010					<i>FW</i>
	0.4906					
0.0061						<i>MINWAGE</i>
0.7507						
0.72	0.73	0.73	0.73	0.77	0.74	\bar{R}^2
11.49	11.80	11.92	11.77	14.38	14.44	<i>F</i>
1.29	1.34	1.21	1.29	1.45	1.31	<i>D. W.</i>
25	25	25	25	25	25	<i>No. Obs</i>

רמת המובהקות מופיעה בספרות קטנות מתחת למקדמים.

לוח 4
אמידת השערת קוונץ במשק הישראלי

5	4	3	2	1	
509.0	-435.8	0.22	0.16	-8.05	C
0.0072	0.0379	0.0000	0.0012	0.0039	
-99.9	97.5			1.72	LNGDP
0.0124	0.0297			0.0038	
5.10	-5.00			-0.088	LNGDP2
0.0158	0.035			0.0048	
			1.7E - 05		GDPOP
			0.0117		
			-4.6E - 10		GDPOP2
			0.0399		
		0.0058			T
		0.0012			
		-8.4E - 05			T2
		0.0176			
0.55	0.41	0.47	0.363	0.51	\bar{R}^2
17.97	10.63	14.13	9.54	16.59	F
0.73	0.79	0.70	0.65	0.81	D.W.
29	29	31	31	31	No. Obs

רמת המובהקות מופיעה בספרות סגנות מתחת למקדמים.

4. סיכום

מהעבודה עולה, כי עליית שיעור האבטלה פוגעת במועסקים המשתייכים לעשירוני ההכנסה התחתונים יותר מאשר בעשירונים העליונים, בדומה לתוצאות מחקרים על מדינות אחרות. כן נמצא שעליית שיעור האינפלציה מקטינה את הנתח היחסי של השכבות החלשות בהכנסה הלאומית. העשירונים התחתונים נושאים אפוא יותר הן בנטל האבטלה והן בנטל האינפלציה, אולם עוצמת השפעתה של האבטלה חזקה מזו של האינפלציה.

כמו במחקרים אחרים, לא נמצא קשר מובהק בין שיעור הצמיחה לאי-השוויון בהתחלקות ההכנסות. ממצא זה עומד בסתירה לתיאוריית ה"טפטוף" (trickle down economics), שלפיה השכבות החלשות נהנות מפירות הצמיחה הכלכלית יותר מאשר העשירונים העליונים. תוצאה שנראית צפויה למדי היא קשר סטטיסטי שלילי מובהק בין משקל תשלומי העברה בתוצר למדד אי-השוויון בהתחלקות ההכנסות של משפחות השכירים. לפי עבודה זו, מידת המעורבות הממשלתית לא השפיעה באופן מובהק על מידת אי-השוויון, אולם תוצאה זו תלויה במשתנה שנבחר לשקף את היקף המעורבות ובצורה הפונקציונלית של המשוואה הנאמדת.

תוצאה מעוררת מחשבה היא, שחוק שכר המינימום, אשר נועד לשפר את התחלקות ההכנסות, נמצא בלתי מובהק בהשפעתו על אי-השוויון. בשל מגבלות נתונים, רק מעטות מן העבודות הבודקות את השערת קוזנץ מתבססות על נתוני סדרה עתית, והעבודה הנוכחית מצטרפת אל עבודות אלו. אמנם הנתונים הם רק ל-41 שנים, אבל המאה העשרים מאופיינת בהתקצרות הזמן שבין שיפור טכנולוגי למשנהו, ובמובן זה מספר השנים האמור – מבחינת התפתחות הכלכלית – שקול כנגד מספר גדול יותר של שנות היסטוריה כלכלית במאות קודמות. יתר על כן: במשק הישראלי התחולל תהליך מואץ של התפתחות כלכלית, שמשקים אחרים עברו במשך תקופה ארוכה הרבה יותר. על רקע זה יש לראות את אישורה האמפירי של עקומת קוזנץ בנתוני המשק הישראלי – ממצא העשוי לסתור קשר מונוטוני של יריבות (או סיוע) בין שוויון בהתחלקות ההכנסות להתפתחות הכלכלית.

לוח הגדרת המשתנים

– התוצר לנפש	GDPOP
– הלוג הטבעי של התוצר לנפש	LNGDP
– שיעור הצמיחה של התמ"ג	GROWTH
– שיעור האבטלה	UNEMP
– שיעור עליית המחירים	INF
– מדד ג'יני	GINI
– אחוז ההכנסה שמצוי בידי שני העשירונים העליונים	UP2
– אחוז ההכנסה שמצוי בידי ארבעה העשירונים הנמוכים	LOW4
– הזמן (1950 שווה 1)	T
– משקל תשלומי ההעברה השוטפים בתוצר	CTR
– שיעור שכר המינימום מהשכר הממוצע במשק	MINWAGE
– מספר המועסקים מי"ש"ע	FW
– משקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר	CG
– משקל הצריכה הציבורית הכוללת בתוצר	TG
– משקל המועסקים האזרחיים בסך המועסקים במשק	PSE

לוח 5
התרומות השוליות של כל משתנה מסביר להשתנות מדד ג'יני¹

התקופה	lnGDP	lnGDP ²	ההתפתחות האינפלציה האבטלה הכלכלית	UNEMP	INF	סך כל המקדמים
1955-59	0.437	-0.409	0.029	-0.013	0.000	0.015
1959-70	1.197	-1.164	0.033	-0.013	0.001	0.020
1970-80	0.540	-0.547	-0.007	0.008	0.011	0.012
1980-85	0.130	-0.134	-0.004	0.014	0.016	0.026
1985-88	0.166	-0.172	-0.006	-0.002	-0.026	-0.034
1988-91	0.043	-0.045	-0.002	0.031	0.000	0.030

(1) לוח זה מחושב על סמך מקדמי רגרסיה מספר 1 בלוח 3א.

לוח 6
ניתוח רגישות – טווח השתנות¹

ממוצע המדגם	הגבול העליון	הגבול התחתון
GINI	0.3119	1
GDPOP	14,591	2,723 או 79,906
UNEMP	5.4	בלתי אפשרי
INF	55.1	7,471
		-3,494

(1) לוח זה מבוסס על רגרסיה 1 בלוח 4א.

לוח 7
ניתוח רגישות להשפעת האינפלציה על מדד ג'יני¹

האינפלציה החודשית	0	-5	0.5	1	2	5	10	20
מדד ג'יני	0.0000	0.1002	0.0098	0.0196	0.0389	0.0954	0.1834	0.3325
מדד ג'יני	0.3000	0.3163	0.3000	0.3000	0.3016	0.3147	0.3513	0.4420
מדד ג'יני	0.6000	0.6200	0.6020	0.6039	0.6077	0.6190	0.6365	0.6698
מדד ג'יני	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

(1) עד שנת 1974 ההכנסות הנומינליות של המרוואיינים לא הותאמו למחירים אחידים, והדבר יצר הטיה במדד ג'יני.

לוח 8
טבלת קורלציות

<i>MINWAGE</i>	<i>FW</i>	<i>CTR</i>	<i>CG</i>	<i>GROWTH</i>	<i>INF</i>	<i>UNEMP</i>	<i>GDPOP</i>	<i>GINI</i>	המשתנה
0.322	0.241	0.361	0.392	-0.360	0.375	0.508	0.553	1.000	<i>GINI</i>
0.895	0.959	0.967	0.088	-0.508	0.416	0.078	1.000	0.553	<i>GDPOP</i>
0.08	0.232	0.157	0.225	-0.184	0.011	1.000	0.078	0.508	<i>UNEMP</i>
0.436	0.465	0.373	0.171	-0.331	1.000	0.011	0.416	0.375	<i>INF</i>
-529.7	-0.616	-0.646	-0.523	1.000	-0.331	-0.184	-0.508	-0.360	<i>GROWTH</i>
0.127	0.102	-0.690	1.000	-0.523	0.171	0.225	0.088	0.392	<i>CG</i>
0.92	0.944	1.000	-0.690	-0.646	0.373	0.157	0.967	0.361	<i>CTR</i>
0.947	1.000	0.944	0.102	-0.616	0.465	0.232	0.959	0.241	<i>FW</i>
1.000	0.947	0.92	0.127	-0.529	0.436	0.08	0.895	0.322	<i>MINWAGE</i>

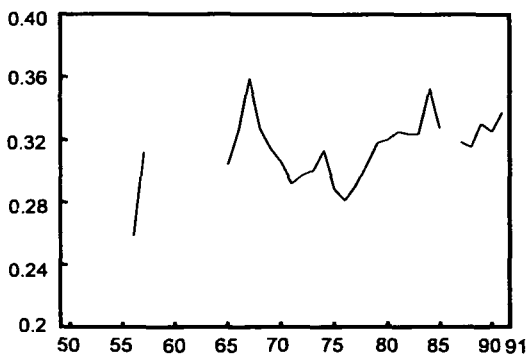
לוח 9
טבלת נתונים

MINWAGE	FW GROWTH	TG	PSE	CG	CTR	UNEMP	GDPOP	INF	GINI		
0.0000		34.736					5479.2	-6.5934	0.18160	1950	
0.0000	30.097	32.337					6043.0	14.118		1951	
0.0000	4.3965	30.540					5869.1	57.732		1952	
0.0000	-1.2942	32.520					5638.4	28.105		1953	
0.0000	18.689	31.918					6536.8	12.245		1954	
0.0000	14.207	32.530			1.1682	7.2085	7205.8	5.9091		1955	
0.0000	8.9987	40.675			1.2062	7.4158	7519.1	6.4378	0.25800	1956	
0.0000	0.0000	8.8013	32.678		1.9192	6.9000	7748.3	6.4516	0.31200	1957	
0.0000	0.0000	7.4007	31.702		2.8406	5.7000	8032.1	3.4091		1958	
0.0000	0.0000	12.698	29.677		2.7848	3.5000	8779.9	0.60000	0.27300	1959	
0.0000	0.0000	6.6004	29.539		10.230	3.2957	4.6208	9116.7	2.2863	1960	
0.0000	0.0000	11.000	30.897	0.20800	9.9100	3.0394	3.5903	9782.6	6.7055	1961	
0.0000	0.0000	9.9986	31.008	0.21715	9.8500	2.8120	3.7268	10298	9.4718	1962	
0.0000	0.0000	10.600	31.148	0.20959	9.2400	2.7916	3.6331	10952	6.5724	0.29380	1963
0.0000	0.0000	8.4833	29.090	0.21065	9.5000	2.7438	3.3386	11412	5.1522		1964
0.0000	0.0000	9.3973	29.621	0.21588	10.220	3.1340	3.6388	12070	7.7000	0.30400	1965
0.0000	0.0000	1.0022	32.115	0.23369	11.830	3.8016	7.3670	11882	7.9851	0.32600	1966
0.0000	0.0000	2.2983	41.910	0.24658	11.430	4.3050	10.379	11770	1.6337	0.35900	1967
0.0000	0.0000	15.401	39.476	0.22108	10.390	5.0144	6.0831	13141	2.1151	0.32740	1968
0.0000	0.0000	12.801	40.455	0.23060	9.2200	5.3109	4.5675	14423	2.4855	0.31460	1969
0.0000	20.600	7.8001	46.835	0.23910	9.6200	4.9920	3.8147	15080	6.1000	0.30560	1970
0.0000	34.000	11.100	43.253	0.24199	9.7400	5.8666	3.4566	16233	11.970	0.29160	1971

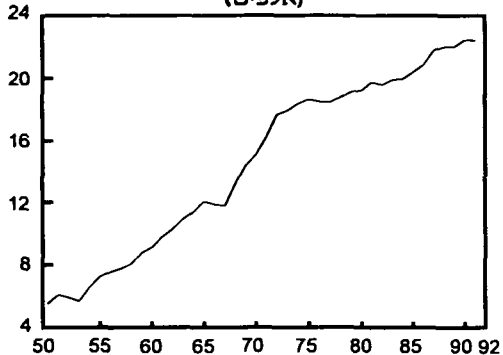
לוח 9
(המשך)

MINWAGE	FW GROWTH	TG	PSE	CG	CTR	UNEMP	GDPOP	INF	GINI		
20.500	52.600	12.500	38.292	0.24125	9.4500	5.2464	2.7032	17668	12.879	0.29760	1972
38.600	61.600	4.7990	51.301	0.24658	9.9800	6.0167	2.6389	17920	19.985	0.30020	1973
40.900	69.400	5.4543	50.204	0.26062	9.8600	8.1415	3.0327	18342	39.714	0.31340	1974
38.200	66.900	3.9453	53.129	0.27108	9.6100	8.5095	3.0599	18635	39.279	0.28860	1975
39.000	65.500	1.5996	48.110	0.27498	10.150	9.4039	3.6347	18517	31.332	0.28100	1976
34.000	63.600	1.9000	41.831	0.27827	11.150	8.7889	3.9284	18451	34.600	0.29020	1977
34.600	69.000	4.0007	43.318	0.28864	11.080	8.2590	3.7064	18774	50.594	0.30360	1978
27.900	75.000	4.5002	38.676	0.29162	12.300	7.6773	2.8809	19135	78.293	0.31787	1979
24.600	76.000	2.9993	40.590	0.29329	11.100	7.4338	4.8251	19244	131.02	0.32000	1980
38.100	76.900	4.4999	41.367	0.29799	10.650	8.1312	5.0723	19745	116.80	0.32520	1981
37.800	80.700	1.1003	38.257	0.29844	10.670	8.2362	5.0048	19579	120.34	0.32380	1982
37.000	86.800	2.8006	35.764	0.29312	10.470	7.9681	4.5059	19883	145.66	0.32360	1983
36.300	89.300	2.4998	37.090	0.29308	10.780	7.8396	5.9052	19974	373.83	0.35300	1984
33.100	89.400	4.0000	36.983	0.29599	9.5900	8.6769	6.7153	20410	304.65	0.32720	1985
32.400	94.700	3.7999	32.245	0.29666	9.4700	9.3107	7.0657	20862	48.100		1986
37.600	108.90	6.1998	35.766	0.28802	9.7100	9.3114	6.0505	21800	19.851	0.31880	1987
40.300	109.40	2.5997	33.988	0.29000	10.110	9.5631	6.4327	22000	16.300	0.31522	1988
41.800	104.90	1.7008	30.546	0.29381	10.190	9.9751	8.8879	21993	20.206	0.33043	1989
42.900	107.70	5.3996	30.372	0.29439	10.410	10.651	9.5763	22476	17.167	0.32519	1990
44.300	97.800	5.8695	30.082	0.29581	10.310	10.636	10.574	22435	19.004	0.33732	1991

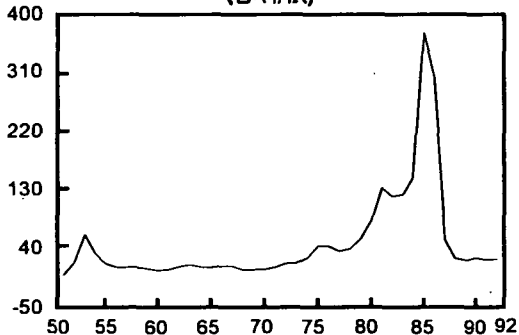
מדד ג'יני לאוכלוסיית השכירים, 1950 עד 1991



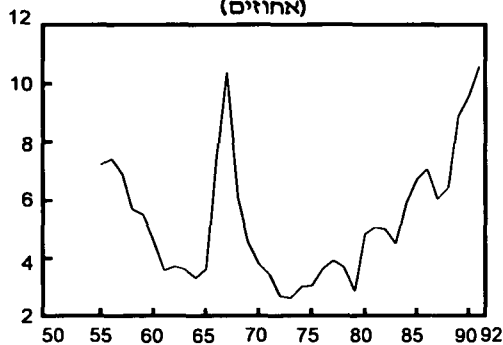
התוצר לנפש במחירי 1990, 1950 עד 1992 (אלפים)



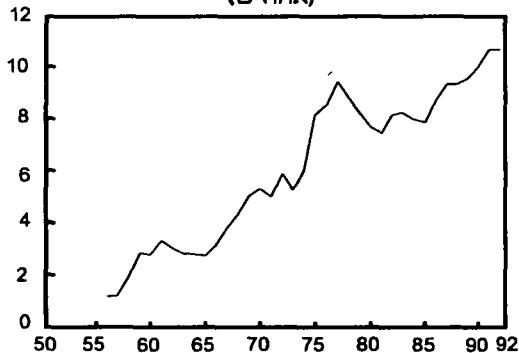
שיעור האינפלציה, 1950 עד 1992 (אחוזים)



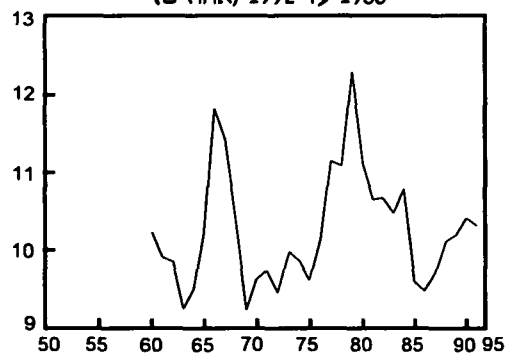
שיעור האבטלה, 1954 עד 1992 (אחוזים)



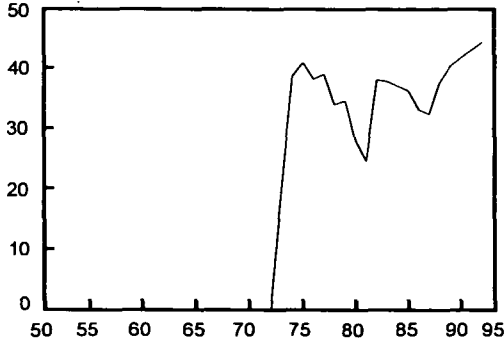
משקל תשלומי ההעברה בתוצר, 1965 עד 1992 (אחוזים)



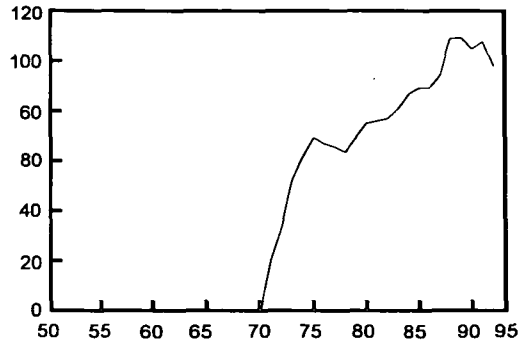
משקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר, 1960 עד 1992 (אחוזים)



שיעור שכר המינימום מתוך השכר הממוצע
במשק, 1973 עד 1995 (אחוזים)



העובדים מיושע, 1970 עד 1992
(אלפים)



ביבליוגרפיה

- ארטשטיין, י', וצ' זוסמן (1991), דינמיקה של עליות שכר בישראל: כוחות השוק והשוואות בין ענפיות, בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 91.02.
- אבן שושן, א', גבאי וי' קופ, (1985), "התחולה המשפחתית של הכנסות ומסים", רבעון לכלכלה 127 (דצמבר), 334-353.
- בן שחר, ח' (1961), תמורות בהתפלגות הכנסותיהם של השפירים 1950 עד 1957, משרד האוצר, ירושלים.
- בנק ישראל, דוחות שנתיים לשנים שונות.
- גבאי, י', וש' גל (1987), "שכר, מיסוי ועלויות במפעלי תעשייה בישראל", רבעון לכלכלה 132 (יולי), 10-1.
- _____, וי' ליפשיץ (1992), "שכר, מיסוי ועלויות עבודה במוסדות הפיננסיים ובממשלה", רבעון לכלכלה 151 (אפריל), 591-608.
- גינור, פ' (1983), פערים חברתיים וכלכליים בישראל, ספריה אוניברסיטאית, עם עובד.
- דהן, מ' (1989), מס אינפלציה ואי שוויון בחלוקת הכנסות, עבודה סמינריונית למוסמך, האוניברסיטה העברית בירושלים.
- דוח הוועדה לבדיקת חלוקת ההכנסה הלאומית בישראל, 1966, ירושלים.
- דוח הוועדה לבדיקת ההתפתחות בהכנסות ובפער הסוציאלי, 1971, תל אביב.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1950 עד 1960 פרסום מס' 148
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1963/64 פרסום מס' 200
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1975/76 פרסום מס' 563
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1979/80 פרסום מס' 711
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1986/87 פרסום מס' 837
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקרי הכנסות 1965 עד 1967 פרסום מס' 283
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הכנסות 1984 פרסום מס' 779
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שנתון סטטיסטי לשנים שונות.
- וינבלט, ג'. וי' לוסקי (), חוק שכר המינימום והשלכתו על התעשייה הישראלית נייר לדיון 6-89, מרכז מנאסטר למחקר כלכלי, אוניברסיטת בן גוריון.
- זוסמן, צ'. וד' זכאי (1983), שינויים במבנה השכר בשירות הציבורי בתקופת אינפלציה גוברת 1974-1981, בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- חנוך, ג' (1961), הבדלי הכנסות בישראל, דוח מס' 5, מרכז פאלק, ירושלים.

- יניב, ג' (1986), אי ציות לשכר מינימום: היבטים תיאורטיים והשלכות למשק הישראלי, מחקר מס 35, המוסד לביטוח לאומי, האגף למחקר ולתכנון.
- לוויתן, ע' (1982), "התפתחות הסדר תוספת היוקר וסעיפי שכר אחרים", רבעון לכלכלה 115 (דצמבר), 753-943.
- פלוג, ק' וג' קסיר (1993), "הציות לחוק שכר מינימום בסקטור העסקי", מחלקת המחקר – בנק ישראל נייר לדיון מס' 94.12.
- שרון, א' (1988), "מערכת קצבאות הילדים בישראל: 1959-1987, מאין באה ולאן מועדות פניה", רבעון לכלכלה 431, (דצמבר), 202-612.
- Adelman, I. and C. T. Morris (1973). *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*, Stanford, CA: Stanford University Press.
- ____ I. and S. Robinson (1989). "Income Distribution and Development", in: H. Chenery and T.N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 2, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V., 950-990.
- Aghion, P. and P. Bolton (1991). "A Trickle-Down Theory of Growth and Development with Debt-Overhang". Working Paper DELTA, Paris.
- Ahulwalia, M. S (1976a). "Inequality, Poverty and Development", *Journal of Development Economics* 3 (December), 307-342.
- ____ M. S. (1976b). "Income Distribution and Development: Some Stylized Facts", *American Economic Review* 66 (May), 128-135.
- Aitchison, I. and J.A.C. Brown (1957). *The Lognormal Distribution*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Alesina, A. and D. Rodrik (1991). *Distributive Politics and Economic Growth*, NBER Working Paper No. 3668.
- Banerjee, A. and A.F. Newman (1991). "Risk-Bearing and the Theory of Income Distribution", *Review of Economic Studies* 58 (April), 211-235.
- Benabou, R. (1991). *Working of a City: Location, Education and Production*, Working Paper No. 582.
- 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.
- Chenery, H. B. and M. Syrquin (1975). *Patterns of Development 1950-1970*, London: Oxford University Press.
- Durlauf, N. S. (1992). *A Theory of Persistent Income Inequality*, mimeo.
- Galor, O. and J. Zeira (1993). "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies* 60, 35-52.
- ____ and D. Tsiddon (1992). *Income Distribution and Output Growth: The Kuznets Hypothesis Revisited*, Working Paper (August).
- Glomm, G. and B. Ravikumar (1992). "Public Versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality", *Journal of Political Economy* 100, 818-834.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990). "Financial Development, Growth and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy* 98 (October), 1076-1107.
- Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review* 45 (March), 1-28.

- _____ (1963). "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII, Distribution by Size", *Economic Development and Cultural Change* 11, 1-80.
- _____ (1967). *Modern Economic Growth: Rate Structure and Spread*, New Haven, CT and London: Yale University Press.
- 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.
- Papanek, G. F. and O. Kyn (1986). "The Effect of Income Distribution on Development, the Growth Rate and Economic Strategy", *Journal of Development Economics* 23 (September), 55-65.
- Paukert, F. (1973). "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence", *International Labour Review* 108 (August-September), 97-125.
- Perotti, R. (1991). *Income Distribution, Politics and Growth: Theory and Evidence*, Columbia University, Discussion Paper No. 625.
- Persky, J. (1992). "Pareto's Law", *Journal of Economic Perspectives* 6, 181-192.
- Soltow, L. (1968). "Long-Run Changes in British Income Inequality", *Economic History Review* (April), 17-29.
- Zeira, J. (1992). *Workers, Machines and Economic Growth* (December),