

**אל העלייה ואי-השוויון  
בהתפקידות הרכנית**

מומי דהן אורי בן פורת  
סדרת מאמרים לדין 96.08  
אוקטובר 1996

הזרות המובעות במאמר זה אינה משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

מחלקת המחקר, בנק ישראל, ת"ד 780, ירושלים 91007  
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

### תמצית המאמר

בשנים 1990 עד 1994 הגיעו כ-610 אלפיULER, כאשר רובם באו מברחה"מ לשעבר. ביחס הראשון של שנות התשעים נרשםicia במידת אי השוויון בהתחלקות ההכנסות של שכירים בתקופה 1967 עד 1994. זאת תוך ירידזה ריאלית בהכנסה של העשרוניים התיכוןים. במקביל, התרחב אי השוויון גם בין העובדים לבין בעלי ההון. העבודה בדקה את תרומות גל העלייה להתרבות אי השוויון בהתחלקות ההכנסות. מן העבודה עולה כי התרבות אי השוויון בהתחלקות ההכנסות מוסברת בעיקר על ידי השפעת גל העלייה. העורך העיקרי זרכו פעולה גל העלייה להרחבת הפערים בהכנסות הוא עליית שיעור האבטלה שגרמה לכרסום כח המיקוח היחסי של העובדים המזוכים בעשרוניים התיכוןים. השחיקה בכך המיקוח של העובדים הבלתי מזומנים נגרמה גם מכך שהulos פונים בטוויה הקצר לעבודות בלתי מזומנים וЛОחותים כלפי מטה על השכר היחסי של העובדים בלתי מזומנים. הפרדת האוכלוסייה לעולים ולוותיקים מראה כי העולים תומכים באופן משמעותי להתרבות אי השוויון בהתחלקות ההכנסות במחצית הראשונה של שנות התשעים. לא נמצא במסגרת העבודה הסבר לגידול החוד שהיה באו השוויון בשנת 1994.

## 1. מבוא<sup>1</sup>

gal ha'uliyah ha'acharon li'sheral ha'tchil be'shalhi 1989, v'madui hoo min ha'gdolim shid'ud ha'mashk ha'israeli hon b'si'ur ha'oculosiya ha'kolotot v'hon b'mas'arim mo'chaltim. be'snim 1990 ud 1995 ha'gi'u c-700 al'ulim, ro'vet m'berah'im la'suber. ai'rav u zo milia tefkid merkazi be'itzabu ha'tpetzotot ha'ekonomit shel ha'mashk ha'israeli<sup>2</sup> ma'oz ra'shit shnوت ha'tshuim, v'be'khol zo ha'tpetzotot ai-heshuvon ba'ha'tchlikot ha'cenasot.

b'chomsh ha'rashon shel shnوت ha'tshuim ha'truba ha'fur ba'ha'cenasot, v'nrasim shia b'midat ai-heshuvon ba'ha'tchlikot ha'cenasot shel shc'rim bat'kofa 1967 ud 1994. uliyah zo shel ai-heshuvon b'atah la'achor yicivot (um netiya kala li'ridah) ba'snوت ha'smonim, sho'afinu beremt ai-heshuvon goba'ah ba'ha'cenasot shel ha'sb'utim, cat'utzah mah'atz ha'infaltsia. ha'tpetzotot zo mu'la' at ha'shala am gal ha'uliyah ful meshmu'utit la'ha'cenasot ai-heshuvon ba'ha'tchlikot ha'cenasot? sha'ala zo mat'hazot le'noch ha'roma ha'goba'ah shel ha'on anoshi, shma'afinut gal uliyah zo. hoo ni'tan apoa la'zafot li'ridah shel ha'tshuah la'on anoshi (ouma-ha-shel ha'fersiot ha'sher) ba'ukbot g'adol utirrot ha'on anoshi, v'ailu ha'ntu'im ba'po'el moraisim, ca'mor, at ha'hef.

**לוח 1 : מזדי ai-shuvon b'kerb mishpachot ha'sb'irim (ha'cnesa b'roto)<sup>2</sup>**

חלקו shel ha'shiron ha'tchton		מדד gini'i	חלקו shel ha'shiron ha'uliyon
אחו'זים			
1.9	0.3337	24.6	1967-1969
2.9	0.3017	23.1	1970-1974
3.0	0.2963	22.5	1975-1979
2.4	0.3291	23.9	1980-1984
2.7	0.3229	24.4	1985-1989
2.6	0.3405	25.5	1990-1994

1. מדד gini'i choshev la'pi ushironi ha'cnesa v'la'ul smekh tzafiot bo'ddot.

2. ממוצע זה אינו כולל את שנת 1986, sheba la'ne'rek s'kar ha'cenasot.

המקור: עיבודו של סקר ha'cenasot.

1. גוזה לשלהי יצקי ולמשתתפי חסמיינר במחלחת המחבר של בנק י'שראל על חערותיהם המועילות.

2. מס'ר בעבודות טיפלו בהשלכות המקורי-כלכליות (מאזן תשומות, צמיחה, אבטלה וכו') של gal ha'uliyah:

Flug, Hercowitz and Levi (1994), Hercowitz and Meridor (1991, 1993), Hercowitz, Kantor and Meridor (1993), Beenstock and Ben Menahem (1995).

gal ha'aliyah ha-nochchi domha b-madzi, la'aliyah ha-hamoniya um koms ha-madzina, akh shonah minna baherkev lo pi makzuvot v-romat ha-schela. Behrel (1965) nitach at ha-shpout gal ha'aliyah be-shnatiya ha-rashonot shel ha-madzina ul mebanha ha-scher v-romato. ha'aliyah ha-hamoniya be-eshor ha-rashon shel ha-madzina b-nigod chrif lo zo shel shnوت ha-tshuvim ofiyya b-shpau shel uobdim b-lati makzuvim. Behrel ha-ra'a ci b-shnوت 1948 ud 1958 ha-torathvo ha-parsi ha-scher ha-chisim le-pi moshel id biin mmoatz ha-scher shel kbozot shel bailei scher nmoek libi kbozot shel bailei scher noba.

ha'aliyah meshpi'ah ul ai-hsho'ion drak shelosha afikim: shinuyim b-shiur ha-abtala, shinuyim b-harkev ha-icuz ha-uboda v-shinuyim b-harkev ha-bikoshim. M'sefar makhri'im ha-ra'a ci shiur ha-abtala mmala tefkid merkazi b-hesber ai-hsho'ion bi-yisrael (dzhon, 1995), v-ckh nafsef ha-toromah shel gal ha'aliyah la-ai-hsho'ion. Le-umot zot la-nemzah ha-shpout yishira (shembatot at ha-shinuyim ba-icuz ha-uboda v-bikoshim) shel ha-uolim, shnodiya ul yidi ha-ikuf ha'aliyah ychshit la-oculosiya, ul ha-tchlikot ha-hanassot b-kurb shc'rim b-shnوت 1960 ud 1992. Af ul pi ken sbari' shel ha'aliyah meshpi'ah gem yishrot akh b-pigor, v-olai af pigor rab, ul ha-tchlikot ha-hanassot b-kurb shc'rim. Uikr ha-shpout batow ha-katzor kshor b-shiur ha-abtala v-bahatrichot zmanit ba-icuz ha-uboda shel uobdim b-lati makzuvim. Ha-tkribot ha-mashk ha-yisraeli la-tuusoka mala le-kraot ha-machzit ha-shniya shel ueshor ha-tshuvim v-teipos shel ha-uolim klapfi mu'ala le-uber moshel ha-yad ha-mkorri yizro di-nimika sheushova le-hiyyot shonah b-ha-shpouta ul ai-hsho'ion.<sup>3</sup>

M'tarat ha-uboda ha-nochchiya hia la-hatmekd b-ha-shpouto ha-rashonot shel gal ha'aliyah ul ha-tchlikot ha-hanassot b-kurb aculosiyut ha-wotikim v-baoculosiyah kolha<sup>4</sup> b-shnوت 1990 ud 1994. Ba-uboda shni rbdim: ha-robd ha-rashon yokdush la-ti'or ha-ubodot. Canu nemoed ul mazbm shel ha-uolim ychshit la-matzb aculosiyah ha-kolotot, v-ken nbadok at mazbm la-oruk zmn - am chl shifor b-matzb ha-cclli. Seif 2 yiskor at basis

<sup>3</sup> Friedberg (1996) b-dkha at ciyad m'sekl ha-uolim ha-shc'rim b-powul ychshit la-moueskim ha-wonikim b-moshel id m'sosim meshpi'ah ul shc'rim shel ha-wotikim ba-otno moshel id. Nmaza shayidol bn 10 achzotim shel ha-tuusoka b-moshel id calshon, tonspft shcolah uolim - goramt li-riydh bat 3.24 achzotim b-scher shl v-tik le-shut utvoda. Aolim shimush b-mesh'tana azur (m'sekl ha-uolim, lpi ha-zharotm be-ut ro'otnu moshel id uliyitam, ychshit la-wotikim b-moshel id m'sosim) chibb dzooka ha-shpout chiyabit b-lati mobchakt ul shc'rim shel ha-wotikim.

<sup>4</sup> Merbit ha-ubodot usko b-ha-shpout gal ha'aliyah ul ha-uolim uzems. Befret niso la-amod at ha-fsd ha-hon ha-anoshi shnorgot cmotza'ah mn ha-higra, zmanu ha-nedresh lmazoa at ha-mashra (hamla'ah) ha-rashona v-habdi li ha-tuusota le-hon anoshi shnecer b-baruchim le-umot ha-hon ha-anoshi shnecer baratz:

Flug and Kasir (1993), Flug, Kasir and Ofer (1992), Beenstock and Ben Menahem (1995), Eckstein and Shachar (1995), Friedberg (1992), Weiss and Gotlibovski (1995).

הנתונים של המחקר. בסעיף 3 נבדוק אם הוצאה העולים מהמידגם גורמת לשינוי בມוגמות התרחבותו של אי-השוויון. בסעיף 4 נבדוק את המובקות הסטטיסטיות של השינויים באי-השוויון. בסעיף 5 נשתמש בנוסחת הפרוק של אי-השוויון אוכלוסייה לאי-שוויון בין-קבוצתי, אי-שוויון תוך קבוצתי וגורם הריבוד. זאת כדי לאמוד את התרומה ה"יחסונאית" של העולים להתרחבות הניכרת של אי-השוויון בהתקנות ההכנסות. הרובד השני עוסק במכניזם הכלכלי שיכל להסביר את ההנפתחויות. עיקר הדיון עוסק בדימיקה שנוצרת בעקבות גל העליה: נסה למדוד על מידת הפרמננטיות של התרחבות אי-השוויון שנפתחה בשנים האחרונות. נסיים בסיכום הממצאים העיקריים של העבודה.

## 2. הנתונים

תוצאות העבודה מבוססות על סקרי הכנסות לשנים 1967 עד 1994. סקר הכנסות נערך בכל שנה כנספה לסקר כוח אדם. רבע ממשקוי הבית במדגם השנתי של סקר כוח אדם נשאלים על הכנסותיהם. אוכלוסיית המדגם כוללת כ-6,000 משקי בית (בשנים 1990 עד 1994) המתגוררים ביישובים עירוניים, והאוכלוסייה הנסקרה מייצגת<sup>5</sup> כ-80 אחוזים מן האוכלוסייה בישראל. מספר משקי בית במדגם שבראשם עמד עלה שכיר, שהגיע לאחר 1989, עמד על 533 בשנת 1994, בהשוואה ל-212 משקי בית בשנת 1991.

הנתונים המקוריים של הסקר מבוטאים לפי רמת המחיירים הממוצעת בשנת הסקר. נתוני הכנסות שמופיעים בלוחות של עבודה זו הותאמו לרמת מחירים אחידה - הרמה הממוצעת בשנת 1994 - כדי לנטרל שינויים נומינליים. התוצאות שיוצגו בהמשך מקבלות יתר וזוקף כ舍מייאים בחשבן את מדדי המחיירים לסל הצרכיה של עשירון, הוביל לפערים ריאליים גדולים עוד יותר. סל הצרכיה מدد המחיירים לסל הצרכיה של אותו עשירון, הוביל לפערים ריאליים גדולים עוד יותר. סל הצרכיה (לפי סקר הוצאות המשפחה לשנת 93/92) של החמשון התחזון עלה בשיעור מצטבר של 103 אחוזים בתקופה 1990 עד 1994, בעוד שמדד סל הצרכיה של החמשון העליון עלה באותה תקופה. בשיעור מצטבר בן 98 אחוזים. הסיבה לכך היא שמשקל הצרכיה של שירותי דואר שמחירותיהם האמינו מאז החל גל העליה, גדול יחסית בקרב העשירונים התחתונים (במיון לפי הכנסה נטו). עם זאת יש לציין כי מدد

<sup>5</sup> נתוני סקר חחנסות אינם מכסים באופן ראוי את העצמאים.

שכר הדירה עלה בשיעור נמוך יותר ויתכן כי הוא המדרד הרלוונטי לגבי החמשונים התחזוניים שאינם בעלי דירות בשכונות גבוהות. מושט לכך החלטת להשתמש במדד הכללי.

יש לציין, שעל פי נתוני סקר ההכנסות ל-1994, על השכר הממוצע לשכיר, בשיעור ריאלי של 7.7 אחוזים, ואילו שיעור עלייתו (על פי נתוני המוסד לביטוח לאומי) היה 3.2 אחוזים בלבד. הפער בין שתי ההגדרות מופיע את מרבית השנים ונובע ככל הנראה מן המועסקים בשרותי חלקיות. פער גדול זה יוצר תחושת אי נוחות לגבי נתוני הסקר.

### **3. תיאור העובדות**

התחלקות ההכנסות בין משקי הבית הוא אינדיקטור להתפלגות הרווחה בחברה. ההכנסה הלאומית מוחלקת בין בעלי ההון לבין העובדים. השיעורים בהתפלגות ההכנסות יכולים לנבוע ממשינויים בהתחלקות ההכנסות בקרב המועסקים (אפילו למשקל נתון של השכר בהכנסה הלאומית) - בהתפלגות הכנסות האישית, ובהתחלקות ההכנסה בין תמורה להון פיסי לבין תמורה לעובדה - התפלגות הכנסות פונקציונלית.

#### **3.1 התפלגות ההכנסות האישית**

השפעה משמעותית של העלייה על התחלקות ההכנסות החלה רק בשנת 1991. אמנם הגיעו כ-200 אלף בעליים כבר בשנת 1990, אך מרביתם באו לקראת סוף השנה, והשפעתם על הגודלים הממוצעים ב-1990 הייתה יחסית. מספר התצפויות בסקר ההכנסות לשנת 1990, אלו שעלו לאחר 1989 הוא 104 (מתוכם 15 תצפויות בלבד של משפחות שכיריים), מספר מייצג כ-20 אלף משקי בית בעליים בלבד.

לוח 1 מציג את ההתפתחות ההיסטורית של אי-השוון בהתחלקות ההכנסות (ברוטו<sup>6</sup>) בקרב משקי בית שבראשם שכיריים בשנים 1967 עד 1994. העובדה הבולטת על פי נתונים אלו היא שבשנתיים 1990 עד 1994, שבו הגיעו כ-610 אלף בעליים (מרביתם מברח"ם לשעבר), התרחיב אי-השוון על סמך מד גיני - הן בהשוואה לתקופה שלפני גל עלייה והן בהשוואה לכל התקופות מאז 1967. יש לציין כי במחצית הראשונה של שנות השמונים התרחיב אי-השוון בהתחלקות ההכנסות, ובמחצית השנייה של

<sup>6</sup> הכנסה ברוטו כוללת את החכنسה חכללית, שעיקרה חכנסת מעבודה, ואת החכנסה מתשלומי העבודה. השימוש באוכלוסיות השכירים בלבד נובע מגבלת נתונים.

שנות השמונים הייתה התייצבותה. התרכבות אי-השוויון שנלוותה לגיל העלייה אינה מבטאת איפוא המשך מגמה. מזרים (חקים) חולפים לאי-השוויון מראים תמונה דומה.

כדי לבדוק את השפעתם של העולים על אי-השוויון בהתקלות הכנסות בקרב וותיקים בוצע תרגיל פשוט: מן המדגים של סקר הכנסות הוצאו כל הפרטים ששנת עלייתם היא לאחר 1989. האוכלוסייה למעט העולים, מונה לפי עירוני משקי בית לפי גובה ההכנסה וכן חשוב מכך גינני. התוצאות מובאות בלוחות 2 ו-3, ומהן עולה שתוואי אי-השוויון של האוכלוסייה למעט העולים (דהיינו האוכלוסייה הותיקה) מתפתח באותו דומה לזו של האוכלוסייה כולה (כולל עולים). יתר על כן, גידול של אי-השוויון בקרב הוותיקים אפילו חריף מעט יותר. יש לציין עם זאת כי לכל שנה בנפרד רמת אי-השוויון באוכלוסיית הוותיקים נמוכה יותר - אמנים במידה מתונה - מאשר באוכלוסייה הכוללת את העולים.

לוח 2 מראה כי לאורך המhäצית הראשונה של שנות התשעים אנו עדים להתרחבות גדולה יחסית של אי-השוויון בהתקלות הכנסות בקרב שכירים. מכך גינני להתקלות הכנסה מעובודה (המשמש אינדיקציה להתפלגות היכולת הכלכלית) בין עירוני משקי בית שבראשם שכירים עלה מ-3673.0 בשנת 1990 ל-4081.0 בשנת 1994. אי-השוויון מתרחב גם כמשמעותם בחשבו את השפעת מדיניות הממשלה לצמצום אי-השוויון על-ידי תשלום העברה ומסים. אמנים אמצעי מדיניות אלו פועלים להקטנת רמת אי-השוויון בהתקלות הכנסות, אך לא היה בהם כדי להשפיע על התוואי לאורך תקופה גל העלייה. אי-השוויון בהתקלות הכנסות בקרב כלל המשפחות (שכירים, בלתי מועסקים ופנסיונרים) גדל במידה מתונה יותר. מכך גינני להתקלות הכנסות נטו של כלל המשפחות (המשמש אינדיקציה להתפלגות הרווחה) גדול מעט בשנת 1993 בהשוואה ל-1990, ואילו בשנת 1994 הוא גדול במידה משמעותית (לוח 3) - לשנה זו נתיחס בנפרד בהמשך.

**ЛОЧ 2 : מזר ג'יני בקרב משפחות השכירים<sup>1</sup>**

ההכנסה נטו		ההכנסה ברוטו		ההכנסה מעובدة		
סך האוכלוסייה למעט בעליים	סך האוכלוסייה	סך האוכלוסייה למעט בעליים	סך האוכלוסייה	סך האוכלוסייה למעט בעליים	סך האוכלוסייה	
0.2848	0.2854	0.3309	0.3315	0.3661	0.3673	1990
0.2920	0.2961	0.3400	0.3444	0.3830	0.3913	1991
0.2957	0.2991	0.3480	0.3522	0.3841	0.3919	1992
0.2873	0.2895	0.3396	0.3427	0.3786	0.3848	1993
0.3076	0.3126	0.3606	0.3665	0.3987	0.4081	1994

1 מזר ג'יני חושב על סמך תצפיות בזדדות.  
המקור: עיבוחים של סקרי הכנסות.

**ЛОЧ 3 : מזר ג'יני בקרב כלל המשפחות<sup>1</sup>**

ההכנסה נטו		ההכנסה ברוטו		ההכנסה מעובدة		
למעט בעליים	סך האוכלוסייה	למעט בעליים	סך האוכלוסייה	למעט בעליים	סך האוכלוסייה	
0.3637	0.3662	0.4142	0.4169	0.5679	0.5747	1990
0.3685	0.3726	0.4195	0.4229	0.5722	0.5855	1991
0.3743	0.3772	0.4287	0.4312	0.5754	0.5840	1992
0.3689	0.3679	0.4235	0.4217	0.5731	0.5778	1993
0.3829	0.3832	0.4388	0.4388	0.5834	0.5876	1994

1 מזר ג'יני חושב על סמך תצפיות בזדדות.  
המקור: עיבוחים של סקרי הכנסות.

**לוח 4 : מזד ג'יני בקרב העולים<sup>1</sup>**

ההכנסה נטו		ההכנסה ברוטו		ההכנסה מעובודה		
השכירים	המשפחות	השכירים	המשפחות	השכירים	המשפחות	
N.A	0.3771	N.A	0.3763	N.A	0.9049	1990
0.3177	0.3765	0.3228	0.3873	0.4163	0.6921	1991
0.2666	0.3468	0.2733	0.3576	0.3457	0.5788	1992
0.2534	0.3192	0.2708	0.3349	0.3220	0.5375	1993
0.2731	0.3332	0.3017	0.3611	0.3634	0.5420	1994

1 מזד ג'יני חושב על סמך תצפיות בודדות.  
המקור: עיבודים של סקרי הכנסות.

לוח 4 מראה את מזדי אי-השוון בהתחלקות הכנסות בקרב העולים. ראשית, רואים מגמת הצטמצמות של אי-השוון של ההכנסה מעובודה בקרב כלל משפחות העולים. מגמה זו מבטאת שתי התפתחויות: ירידת שיעור האבטלה בקרב העולים והצטרפות של העולים לשלבים גבוהים יותר במדד הכנסות (ומשלח היד); עוד ניתן לראות את השפעתם המשמעותית של אמצעי המדייניות שננקטו לצמצום רמת אי-השוון - בפרט תשלוםיה העברתי. כך, למשל, עמד מזד ג'יני של ההכנסה בקרב כלל משפחות העולים בשנת 1991 על 0.6921, ואילו לאחר השפעת תשלוםיה העברתי הוא ירד ל-0.3873.

אי-השוון בהתחלקות הכנסות מבטא את מצבם היחסי של משקי הבית, ולכן יתכן שהוא יתרחב תוך שיפור במצבם המוחלט של העשירונים התחתונים. לוחות 5 ו-6 (ולוחות הנספה) מביאים אינפורמציה של ההכנסה של חמישוני משקי בית לפי הגדרות שונות. בולטות ירידת הכנסתם של שני העשירונים התחתונים ועליתת הכנסתם של שני העשירונים העליונים. ההכנסה מעובודה בחמשון התחתון של משפחות השכירים ירדה במצטבר בכ-17 אחוזים לתקופה 1989 עד 1994, ואילו הכנסתתו של החמשון העליון עלה במצטבר בכ-12 אחוזים באותה תקופה. ירידה פחותה חזקה הייתה בחמשון התחתון של הוותיקים (האוכלוסייה למעט עולים) - כ-9 אחוזים. יש לציין כי ירידת הכנסתו של

החמישיון התחתון אינה תופעה של שנה בודדת אחת, אלא ביטוי למגמה מתמשכת של ירידת, ועובדת זו חשובה להבנת המסלול הדינמי שעבר המשק בעקבות גל העלייה. הממצא הבולט הוא איפוא התרחבות אי-השוויון בהחלקות הכנסות תוך כדי ירידת ריאלית של הכנסת החמישיון התחתון ועלית הכנסה של החמישיון העליון.

לוח 5 מראה מגמת גידול דומה של אי-שוויון כאשר מוצאים מהמידגס את העולים שלא עבדו (מובטלים ופנסיונרים). העובדה המעניינת היא שהכנסה הממוצעת מעובודה בקרב העולים השפירים נמוכה במידה משמעותית מזו של הוותיקים, וזאת גם בשנת 1994. הואל והעולים מאופיינים, במשמעות, ברמה גבוהה יותר של הון אנושי, ובנהנזה שחלקם ישתכרו בטוחה הארוך והכנסה התואמת את כישורייהם עשויה הכנסות הממוצעת להיות גבוהה מזו של הוותיקים. מכאן משתמש שתהליך ההסבה שעוברים העולים רחוק מלהגיע לmitsio, וההשפעה הדומיננטית היא למעשה זו של אי ההתאמאה של שכרים לכישורייהם בטוחה הקצר.

ЛОח 5 : התחלקות הכנסות מעובודה בין חמישיון משקי בית שבראשם שכירים<sup>1</sup>

על פי גובה ההכנסה החודשית מעובודה למשך בית (מחרי 1994)

שם הscalar	הכנסה הממוצעת						שם הscalar
	חמישיון משקי בית			תחתון			
עלינו	אמצעי	הulosim	הulosim	הulosim	הulosim	הulosim	הulosim
סך	סך	סך	סך	סך	סך	סך	סך
הוותיקים	האוכולוסייה	הוותיקים	הוותיקים	האוכולוסייה	הulosim	הוותיקים	אוכולוסייה
13,312	13,312	5,168	5,168	1,733	1,733	6,253	6,253
12,365	12,355	4,910	4,892	1,658	1,640	NA	5,872
12,937	12,719	4,899	4,705	1,567	1,442	2,676	5,978
13,769	13,357	5,193	4,899	1,618	1,501	3,181	6,315
13,210	12,656	5,110	4,733	1,584	1,491	3,494	6,155
14,936	14,268	5,488	4,996	1,582	1,438	3,635	6,733
							6,301
							1994

1 מדד גני חושב על פי עשרוני הכנסה ולא על סמך תצפיות בודדות.  
המקור: *עיבודים של סקרי הכנסות*.

**לוח 6 : התחלקות ההכנסות מעובודה בין חמיישוני משקי בית  
על פי גובה ההכנסה החודשית מעובודה למשך בית (מחרי 1994)**

	סך הוותיקים עליוו	חמיישוני משקי בית						הכנסה הממוצעת			שם השכר
		סך האוכלוסייה אמצעי	תחתון		סך הוותיקים הulosim	סך האוכלוסייה הulosim	סך הוותיקים הulosim	סך הוותיקים הulosim	סך הוותיקים הulosim		
11,684	11,684	3,255	3,255	0	0			4,269	4,269	1989	
10,853	10,774	3,004	2,909	0	0	259	3,966	3,899	1990		
11,367	11,092	3,012	2,770	0	0	1,382	4,107	3,915	1991		
12,005	11,549	3,153	2,898	0	0	2,022	4,311	4,082	1992		
12,605	11,085	3,084	2,876	0	0	2,356	4,195	3,958	1993		
13,034	12,426	3,242	3,005	0	0	2,602	4,626	4,347	1994		

המקור: עיבודים של סקרי הכנסות.

לוח 6 מראה כי ההכנסה מעובודה בקרבת כלל העולמים עלתה עלייה תלולה בשנת 1991; וזה ביטוי בעיקר לירידת שיעור האבטלה בקרבת העולמים. מגמת הגידול בהכנסה מעובודה נשכנת לאורך כל התקופה 1991 עד 1994. שיעור הגידול המctrבר בתקופה זו הוא 88 אחוזים, אך יש לזכור כי הרמה נמוכה. רמת ההכנסה הממוצעת של העולמים מעובודה בשנת 1990 נמוכה למדי, 259 שקלים לחודש במחרי 1991, ומעטה אף היא שהдинמיקה של גל העלייה מתהילה למעשה רק בשנת 1991. הכנסותם של העולמים מעובודה גדולות גם בשנת 1993, וזאת תוך ירידת ההכנסה מעובודה של הוותיקים.

### 3.2 התפלגות ההכנסות הפונקציונלית

בטעין זה נבדוק את השפעת העלייה על רמת השכר ועל התמורה לעובודה, ונעמת את הנתונים עם מודל כלכלי סטנדרטי. במודל צמיחה ניאו-קלסי גידול האוכלוסייה (במקרה שלנו - בעקבות גל העלייה) גורם לדילול ההון לעובד, ובעקבותיו לירידת השכר לעובד ולעלית התמורה להון. תוספת אוכלוסייה מביאה איפוא להתרחבות אי השוויון של התחלקות ההכנסות הפונקציונלית - גידול חלקה של התמורה להון על חשבון חלקו של השכר. בלוח 7 רואים כי אכן ב-1990 ובשנים שאחריה חלוקם של

תשלומי השכר בתוצר אכן ירד. עליית התמורה להון פיסי יוצרת תמרץ לצבירת הון, שמכומנת בחלוקת על ידי חוב מחייב. תהליך התאמת ההון למלאי הרצוי אינו מהיר, בשל הווצאות והתאמה הכרוכות בהשקעות רחבות היקף: רק לאחר סוף התקופה הננסרת רואים את ירידת חלקה של התמורה להון בתגובה על גידול של מלאי ההון, אולם שיעור התמורה להון עדין גבוה מרמתו לפני גל העליה. יוצא אפוא, שהתרחבות הפערים בהכנסות בקרב שכירים באה במקביל לגידול ואי-שוויון בין העובדים (השכירים) לבין בעלי ההון. לאחר סוף התקופה הננסרת מת蹉ש תהליך הפוך-הצטמצמות אי-שוויון הפונקציונלי (מגמה הנמשכת גם ב-1995).

**לוח 7: חלקו של התמורות לעבודה ולהון בתוצר המקומי-global במחירים גורמי הייצור,  
בסקטור העסקי, במחירים שוטפים**

1994	1993	1992	1991	1990	1989	1988	1987	1986	
100	100	100	100	100	100	100	100	100	התוצר המקומי-global
62	60	59	59	60	61	61	60	57	ההכנסה משכר
38	40	41	42	40	39	39	40	43	הכנסות אחרות - סך הכל
14	14	14	15	17	18	18	18	17	התמורה לעובודה של לא שכירים - זקיפה
24	26	27	26	23	22	21	22	26	התמורה להון
77	74	73	74	77	78	79	78	74	התמורה לעובודה
13.4	14.5	15.4	14.3	11.6	10.4	10.2	8.3	9.4	שיעור התשואה להון

המקור: חשבונות לאומיים 1980-1995 פרטום מס' 9, 1996, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

**4. המובהקות הסטטיסטית של השינויים במדד גיני**

**4.1 מבוחן Jackknife**

מטרת סעיף זה היא לבדוק אם השינויים הנצפים במדד גיני לאורך השנים, ובפרט מאז החל גל העליה, מובאים סטטיסטית. סטיית התקן של מדד גיני חושבה בשיטת Jackknife. לפי שיטה זו מוציאים בכל פעם צפיפות מן המדגמים, מחשבים את מדד גיני בלבדיה וכן מתקבלת סזרה של מדדי גיני המאפשרת לחשב את סטיית התקן. Yitzhaki (1991) הציע דרך טכנית פשוטה לחישוב סטיית התקן שמנועת את הצורך בחישוב אלף מדדי גיני. גישה זו אינה מתחשבת, כפי שנראה, במשקל השונה של כל

תצפית (שמשמש כמקדם מעבר מן המדגם לאוכלוסייה). אך ההשלכות הכמותיות של מגבלה זו מצומצמות למדגמי<sup>7</sup>. גישה זו מתאימה אם המדגמים שמהם נאמדו מדדי גיני הם בלתוי תלוים.

האומד למדד גיני<sup>8</sup>,  $\bar{U}$  הוא:

$$(4.2) \quad V = \frac{(N-1)}{N} \sum_{k=1}^N [U(N,k) - \bar{U}(N,k)]^2 ,$$

כאשר  $U(N,k)$  הוא האומד למדד גיני שਮותבسط על המדגם ללא התצפית ה- $k$ :

$$(4.3) \quad U(N,k) = A \left\{ \sum_{j=1}^N j y_j - k y_j - \sum_{j=k+1}^N y_j \right\} - B \bar{y}(N,k) ,$$

כאשר:

$$A = \frac{1}{(N-1)(N-2)} ,$$

$$B = \frac{N}{2(N-2)} ,$$

$$\bar{y}(N,k) = \frac{1}{N-1} [N \bar{y} - y_k] .$$

אם כן, המבחן לMOV במשהו במדד גיני, למשל על פני זמן, הוא:

$$(4.4) \quad t_c < \frac{U_t - U_{t-1}}{\sqrt{V_t + V_{t-1}}} ,$$

כאשר  $t_c$  הוא הערך הקרייטי של הסטטיסטי  $t$ .

<sup>7</sup> כפי שניתן לראות בלוח 8, מדד גיני שאינו מתחשב במשקלות חסומיות של התצפיות שווה בקרוב למדד גיני המביא בחשבון את חסומיות.

<sup>8</sup> למעשה זהו אומד המכפלה של מדד גיני. קשר בין  $U$  למדד גיני ליניארי:  $GINI = \frac{2U}{y}$

## 4.2 התוצאות

לוח 8 מציג את התוצאות לגבי המובקהות הסטטיסטיות של השינויים במדד ג'יני לפי המתודולוגיה שהוצגה בסעיף קודם. השוואת מדד ג'יני בין כל שתי שנים עוקבות מראה כי על פי רוב השינויים הנכפים במדד ג'יני הם מובהקים סטטיסטיים. עוד נמצא כי השינוי במדד ג'יני בשנת 1993 בהשוואה ל-1992 מובהק רק במידה גבולית. מידת המובקהות הסטטיסטיות אינה מתואמת בהכרח עם גודלם של השינויים במדד ג'יני, והතוצאה לגבי השינוי שהוא בשנת 1990 בהשוואה לשנת 1989 מכחישה זאת.

**לוח 8: מבחן Jackknife למדד ג'יני**

המודול הקודמת השנה הprecedent year	מדד סטטיסטי לעומת 1991	מדד סטטיסטי לעומת 1989	מדד ג'יני משוקלל 2*U:y	מדד ג'יני לא משוקלל 2*U:y	ההוכנשת המוצעת y	אומד לג'יני U	השונות V	
			0.3371	0.3371	3598	606	193	1989
3.048		3.048	0.3315	0.3357	3948	663	147	1990
6.567		8.761	0.3444	0.3419	4699	803	312	1991
6.877	15.731	15.731	0.3522	0.3599	5473	985	386	1992
1.729	15.271	16.932	0.3427	0.3422	6048	1035	447	1993
6.421	11.727	16.544	0.3665	0.3638	7343	1336	1751	1994

כל השינויים שחלו במדד ג'יני מאז החל גל העלייה נמצאו מובהקים סטטיסטיים. תוצאה זו מתבלטת על יד השוואת מדד ג'יני בכל אחת מעשנים בתקופה 1990 עד 1994 למדד זה בשנת הבסיס 1989, שבה גל העלייה מבהיר ימешער. שימוש ב-1991 כسنة בסיס, שהיא כנראה שנת תחילת השפעתו המשמעותית של גל העלייה הניב תוצאות דומות. הסטטיסטי של מדד ג'יני לשנת 1994 לעומת 1989 עומד על כ-16, דבר המצביע על מובקהות סטטיסטיות גבוהה.

שתי מסקנות חשובות עלות מן התוצאות הללו: ראשית, הגידול המשמעותי שנצפה בא-השוון בהתחלקות ההוכנשות בישראל מאז החל גל העלייה הוא מובהק סטטיסטי; שנית, השינויים במדד

גיני - אפילו הם קטנים מאוד, כמו זה שחל בשנת 1990 ליום 1989 - נמצאו מובהקים סטטיסטיים. תוצאה זו מוסברת בעיקר בהיקפו הגדל יחסית של מודם סקר ההכנסות (כ-4,000 משקי בית).

## **5. תרומת העלייה לרמת אי-השוויון בהתקלדות ההכנסות**

חישוב מדד גיני למעט בעליים אינו מספק אינפורמציה מדויקת אודות השפעת העולים על רמת אי-השוויון. נמבחן זאת בדוגמה פשוטה. נניח שבבוצה A מרכיבת שני פרטים שהכנסתם זהה ועומדת על שקל אחד ובבוצה B מרכיבת אף היא שני פרטים שהכנסתם זהה ושווה למיליאן שקלים. בחישוב מדדי גיני ל\_kbוצה A, ל\_kbוצה B ולאוכלוסייה כולה (שמרכיבת מ-A ו-B) יתקבל שוויון מוחלט בכל אחת מן הקבוצות ואי-שוויון חריף באוכלוסייה כולה. כדי להתגבר על בעיות זו נשתמש בטכניקה של פירוק מדד גיני.

### **5.1 פירוק מדד גיני**

(1991) Yitzhaki and Lerman הראו כי ניתן לפרק את מדד גיני של האוכלוסייה כולה לפי קבוצות אוכלוסייה שונות שלושה גורמים: אי-שוויון תזק-קבוצתי, אי-שוויון בי-קבוצתי וריבוד קבוצתי (stratification). פירוק זה מאפשר לדון בא-השוויון באוכלוסייה לפי התרומה הסగולית של קבוצה (או קבוצות) בעל מאפיין ייחודי, שניתן להוינו כאקסוגני לפרט, כדוגמת העולים. בחרנו בטכניקה זו משום שהשימוש במדד גיני כאינדיקטור לרמת אי-השוויון רב הרבה יותר מע השימוש במדד Theil. Amens פירוק מדד Theil קל יותר להבנה (ולביצוע) מאשר פירוק גיני, אולם אינטואיטיבית קל יותר להבין את מדד גיני. הצגת הפירוק בסעיף זה שונה מזו של (1991) Yitzhaki and Lerman נותנת ביטוי להבדלי המשקל בין התצפויות השונות. כדי להקל על הקריאה מוצגת נוסחת הפירוק באופן מלא (self contained) תוך הקפדה על כתיבה מדויקת של הסימנים.

**נוסחת הפירוק :**

$$(5.1) \quad G = \sum_{i=1}^K S_i G_i + \sum_{i=1}^K S_i G_i Q_i (P_i - 1) + GB,$$

כאשר  $G$  הוא מזד גיני לא-השוון באוכלוסייה כולה,  $S_i$  מסמן את המשקל של קבוצה  $i$  בהכנסה הכוללת,  $G_i$  מסמן את מזד גיני בקבוצה  $i$ ,  $Q_i$  מסמן את מקדם הריבוד של קבוצה  $i$ ,  $P_i$  מסמן את משקל קבוצה  $i$  באוכלוסייה,  $K$  מסמן את מספר הקבוצות, ו-  $GB$  - את אי-השוון הבין קבוצתי. האיבר הראשון במשוואה (5.1) מבטא את תרומת אי-השוון התוך-קבוצתי לרמת אי השווון באוכלוסייה כולה. הוא מושפע משני גורמים: המשקל של כל קבוצה בסך הכנסה ובמדד גיני קרוב כל קבוצה.

מדד גיני בקרוב קבוצת פרטים המשתייכת לקבוצה  $i$ , שמוסמן ב-  $G_i$  הוא:

$$(5.2) \quad G_i = \frac{2 \text{Cov}_i(y_{ij}, F_i(y_{ij}))}{y_i},$$

כאשר

$$\text{Cov}_i(y_{ij}, F(y_{ij})) = \sum_{j=1}^{M_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)(F_{ij}(y_{ij}) - \bar{F}_i) \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^{M_i} w_{ij}}$$

כאשר  $y$  הוא הכנסה של משק בית (תצפית)  $j$ ,  $w_j$  הוא המשקל המיויחס לתצפית  $j$  במדד גדי לתרגם זאת לאוכלוסייה, ו-  $M_i$  הוא מספר משקי בית בקבוצה  $i$ .  $\text{Cov}$  הוא המתאים בין הכנסת משק בית  $j$  למיקומו היחסי בקבוצה  $i$ .

$$F_i(y_{ij}) = \frac{R_{ij,i}}{M_i} = \frac{\sum_{h=1}^{j-1} w_{ih} + 0.5w_{ij}}{\sum_{j=1}^{M_i} w_{ij}},$$

כאשר  $R_{ij}$  הוא המיקום (rank) של משק בית  $j$  בקבוצה  $i$ .

המשקל של קבוצה  $i$  בסך ההכנסה, שמוסמן ב- $S_i$ , הוא:

$$(5.3) \quad S_i = \frac{\sum_{j=1}^{M_i} y_j w_{ij}}{\sum_{j=1}^N y_j w_{ij}},$$

האיבר השני במשוואה (5.1) מבטא את גורם הריבוד ומוספע מאربעה גורמים: השיעור באוכלוסייה, המשקל בהכנסה, אי-השוויון התוך-קבוצתי ומקדם הריבוד. מקדם הריבוד, שמוסמן ב- $Q_i$ , משקף את מידת החפיפה בין קבוצות אוכלוסייה. מקדם הריבוד קטן ככל שמידת החפיפה גדולה, והוא תחום בין -1 ל-1.

$$(5.4) \quad Q_i = \frac{\text{Cov} [y_{ij}, (F_i(y_{ij}) - F_{ni}(y_{ij}))]}{\text{Cov}_i(y_{ij}, F_i(y_{ij}))}.$$

המונה של מקדם הריבוד מבטא את המיתאמים בין ההכנסה של משק בית  $j$  לשיעיך לקבוצה  $i$  לבין מיקומו היחסי במדד ההכנסות של שאר האוכלוסייה, שמוסמן ב- $F_{ni}(y_{ij})$ , דהיינו למעט קבוצה  $i$ . זאת לאחר שדורגו לפי סדר עולה ההכנסות של שאר האוכלוסייה כולל ההכנסה של משק בית (תצפית)  $j$ . האומד לשיעור קבוצה  $i$  באוכלוסייה,  $P_i$ , הוא:

$$F_{ni}(y_{ij}) = \frac{R_{ij,ni}}{N - M_i}.$$

ושיעור קבוצה  $i$  באוכלוסייה,  $P_i$ , הוא:

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^{M_i} w_j}{\sum_{j=1}^N w_j}.$$

**האיבר השלישי** במשווהה (1.5) משקף את תרומת אי-השוון הבין-קבוצתי לרמת אי-השוון באוכלוסייה כולה. יש לציין, כי החישוב דלעיל של אי-השוון הבין קבוצתי מניב תוצאות שונות בהשוואה לחישוב מzd גיני על פי השטח הכלוא בעקבות לורנס.

$$(5.5) \quad GB = \frac{2\text{Cov}(y_i, F(y_i))}{y},$$

GB מחושב לפי המיתאמים של הכנסה הממוצעת של קבוצה ? עם המיקום היחסי של הכנסת קבוצה ? במדד הכנסות באוכלוסייה לפי קבוצות. המיתאמים מוכפל ב-2 ומוחלק בהכנסה הממוצעת באוכלוסייה כולה.

## 5.2 התוצאות

אוכלוסיית המדגם של סקר ההכנסות חולקה לשתי קבוצות - עולים וותיקים. משק בית הוגדר כשייך לקבוצת העולים אם ראש הבית עלה לישראל לאחר שנת 1989. אפיון קבוצות לפי שנת העלייה מאפשר את הפירוק, שכן אפיון זה הוא אקסוגני לפרטים. השתמשנו בנוסחת הפירוק של אי-השוון כדי ללמוד על התרומה הסగולית של העולים לרמת אי-השוון בהתחללות הכנסות ברוטו של אוכלוסיית השכירים בישראל<sup>9</sup>. התוצאות מוצגות בלוח 9.

לוח 9 עולה כי תרומותם של העולים לרמת אי-השוון בשנת 1990 היא זניחה (שתי עשריות אחוז בלבד), בשל משקלם הקטן באוכלוסייה, אולם היא גדולה והולכת עם השנים. תרומת רכיב אי-השוון התוך-קבוצתי של העולים בלבד (בהתחשב במשקלם בסך הכנסה) עلتה לרמה של 2.7 נקודות אחוז בשנת 1994. בעוד, שתרומות רכיב זה של הוותיקים נשארה קבועה בקירוב לאורץ השנים. מגמת גידול הייתה בתרומה השולית של אי-השוון הבין-קבוצתי, ובשנת 1994 הוא הגיע לשיא, כ-3.2 נקודות אחוז. מידת החפיפה בין העולים לבין הוותיקים קטנה לאורך זמן, וכך תרם גורם הריבוד לצמצום אי-השוון. לעומת זאת נשארה תרומת אי-השוון התוך-קבוצתי של העולים והוותיקים גם

<sup>9</sup> נעשה גם פירוק לפי הכנסה נטו בכלל האוכלוסייה, וחתקלו תוצאות דומות לגבי תרומות רכיב אי-השוון התוך-קבוצתי, אך שונות לגבי אי-השוון הבין-קבוצתי. ניתן לקבל מן מחברים את התוצאות. גם Achdut (1996) ניתחה את השפעת העלייה על אי-השוון באמצעות פירוק מzd גיני, אולם זאת רק לשנת 1993.

יחד יציבה בשנתיים הראשונים (1990-1991), ועלתה בשנת 1992. היא חוזרת לרמתה הקודמת ב-1993, אך שבה ועלתה ב-1994.

יוצא אפוא כי רוב רובו של גידול אי-השוויון בהתחלקות הכנסות מאז 1989 נבע מעליית תרומותם של העולים דרך אי-השוויון התוך-קבוצתי ואי-השוויון הבין-קבוצתי. תוצאה זו מתyiישבת עם הדיון בסעיף 3, שהראה כי התרכבות אי-השוויון באוכלוסייה נשמרת גם כמשמעותיים מהחישוב את העולים. זאת מושם שהתרכבות אי-השוויון בקרב הוותיקים לוותה בירידת משקלם בסך הכנסה.

#### לוח 9: פירוק מדו"גיני להתפלגות הכנסה ברוטו בקרב שכירים

G	תרומות אי-שוויון- קבוצתי באוכלוסייה	תרומות אי-שוויון- הבין- קבוצתי G B	תרומות הריבוד $S_i G_i Q_i (P_i - 1)$	שיעור האוכלוסייה $P_i$	מקדם הריבוד $Q_i$	תרומות אי-שוויון- התוך- קבוצתי $S_i G_i$	אי-שוויון- התוך- קבוצתי $G_i$	המשקל בכנסה $S_i$	
									<b>1990</b>
			-0.0005	0.993	0.2209	0.3297	0.3309	0.996	הוותיקים
			-0.0002	0.007	0.2115	0.0011	0.3082	0.004	הulosים
<b>0.3315</b>	<b>0.0014</b>	<b>-0.0007</b>	<b>1.000</b>			<b>0.3308</b>		<b>1.000</b>	<b>סך הכל</b>
									<b>1991</b>
			-0.0042	0.943	0.2248	0.3283	0.3400	0.966	הוותיקים
			-0.0011	0.057	0.1039	0.0111	0.3228	0.034	הulosים
<b>0.3444</b>	<b>0.0103</b>	<b>-0.0053</b>	<b>1.000</b>			<b>0.3394</b>		<b>1.000</b>	<b>סך הכל</b>
									<b>1992</b>
			-0.0052	0.907	0.1711	0.3289	0.3480	0.945	הוותיקים
			-0.0034	0.093	0.2506	0.0150	0.2733	0.055	הulosים
<b>0.3522</b>	<b>0.0170</b>	<b>-0.0086</b>	<b>1.000</b>			<b>0.3439</b>		<b>1.000</b>	<b>סך הכל</b>
									<b>1993</b>
			-0.0042	0.873	0.1053	0.3118	0.3396	0.918	הוותיקים
			-0.0044	0.127	0.2247	0.0222	0.2708	0.082	הulosים
<b>0.3427</b>	<b>0.0173</b>	<b>-0.0086</b>	<b>1.000</b>			<b>0.3340</b>		<b>1.000</b>	<b>סך הכל</b>
									<b>1994</b>
			-0.0077	0.857	0.1635	0.3288	0.3606	0.912	הוותיקים
			-0.0040	0.143	0.1774	0.0266	0.3017	0.088	הulosים
<b>0.3665</b>	<b>0.0228</b>	<b>-0.0117</b>	<b>1.000</b>			<b>0.3554</b>		<b>1.000</b>	<b>סך הכל</b>

## 6. "מודל" אמפירי של השפעת גל העלייה

ראינו שפער הכנסה בין משקי הבית (בהתחרות שוננות) התרחבו בחום שנות הראשונות, וזאת לאחר יציבות בשנות השמונים. גידולו של אי-השוויון בהתחקלות הכנסה היה מלאה בירידת הכנסותם של העשירונים התחתונים. בסעיף זה נציג השערות בדבר הדינמיקה שהתפתחה בעקבות גל העלייה, שנראה כגורם אקסוגני<sup>10</sup> היכול להסביר את ההתרחשויות.

שיעור האבטלה הוא אחד הגורמים החשובים ביותר בהשפעתם על התפתחות אי-השוויון בהתחקלות הכנסות בישראל. (על מידת המি�タנס בין שיעור האבטלה למדד אי-השוויון ניתן ללמוד מדיגרמה 2). נמצא זה משותף לכל החוקרים שנעשו בישראל. הגידול הרב של היצע כוח העבודה בעקבות גל העלייה לא נקלט במלואו בשלבים הראשונים וכך עלה שיעור האבטלה. לאור זאת נראה שיעור האבטלה נראה כמשתנה מתווך אפשרי של השפעת גל העלייה על אי-השוויון.

גל העלייה, שהחל בשלהי 1989, הביא בשלביו הראשונים לעליית שיעור האבטלה, כאמור, שהגיע לשיא בשנת 1992 (11.2 אחוזים)<sup>11</sup>. שיעור האבטלה בקרב העובדים עמד על כ-40 אחוזים בשנת 1991, וירד לכ-10 אחוזים בשנת 1995. מידי העלייה, עובדות היות בלתי צפוייה וריכוז של העובדים במספר משלחי יד (למשל, בואם של 54,000 מהנדסים בתקופה 1990 עד 1993, לעומת כ-30,000 בלבד שהועסקו בשנת 1990) היו בין הגורמים העיקריים לשיעור האבטלה (ابتלה מחזורת, חיכוכית ומבנית).

להלן בעקבות עבודה קודמת (זהן 1995) שהראהה כי שיעור האבטלה מלא תפקיד מרכזי בהסביר התפתחות אי-השוויון, נבדוק באמצעות משווה רגסיבית דומה את השפעת העלייה על אי-השוויון על ידי הרחבת תקופת המחקר עד 1994. בלוח 10 מובאות התוצאות של ה"מודל" האמפירי. שוב נמצא כי שיעור האבטלה מלא תפקיד חשוב בהסביר אי-השוויון. השפעת האבטלה מבטאת ככל הנראה את שחיקת כוח המיקוח היחסי של עובדים בלתי מיומנים המשתייכים לעשירונים התחתונים בהשוואה לזה של עובדים מיומנים שימושיים לעשירונים העליונים.

<sup>10</sup> מובן שיש מידה מסוימת של אנדרוגניות במספר העובדים שmagic לתנאים הכלכליים בישראל ולהתפתחויות הפוליטיות כדוגמת מלחמת המפרץ.

<sup>11</sup> גורמים קבועים כמה זמן עבר עד שהעולם מוצאים עבודה ממשה מלאה מנותחים אצל Eckstein and Shachar (1995) ואחרים.

**לוח 10: השפעת גל העלייה על אי-השוויון בקרב השכירים בתקופה 1967 עד 1994**  
**(המשתנה המושבר: מדץ גיני - GINI)**

(3)	(2)	(1)	
0.421 (4.1)	0.286 (35.1)	0.281 (37.7)	הקבוע
	-0.0004 (1.42)	-0.0001 (0.41)	T
0.006 (6.43)	0.007 (6.51)	0.006 (6.11)	U
9.933E-05 (3.82)	9.620E-05 (3.81)	8.053E-05 (3.01)	INF
-0.014 (1.4)			InGDP
-0.004 (0.32)	-0.004 (0.32)		D91
0.002 (0.12)	0.001 (0.09)		D92
-0.0001 (0.01)	0.0004 (0.03)		D93
0.037 (3.13)	0.0381 (3.15)		D94
0.742	0.743	0.668	Adgusted R <sup>2</sup>
1.298	1.31	1.262	D.W.

\* בסוגרים מופיעים ערכי t.

#### הסימנים

- הלוגריתם הטבעי של רמת התוצר לנפש; - InGDP
- שיעור האבטלה; - U
- שיעור האינפלציה; - INF
- הזמן; - T
- משתנה דמה לשנת 1991; - D91
- משתנה דמה לשנת 1992; - D92
- משתנה דמה לשנת 1993; - D93
- משתנה דמה לשנת 1994; - D94

<sup>7</sup> אמנים גל העלייה הגדיל את משקלם היחסי של בעלי השכלה גבוהה אולם בשלבים הראשונים הцентрפו העולים להציג העובדים הבלטי מיוםנים והקטינו עוד יותר את כוח המיקוח של העובדים בעשיירונים התתחטוניים. זאת מושם שקליטת גל העלייה, בשל מימדיה העצומים, חיבה את חלק הארי של העולים לרזרת במידרג העיסוקים - ככלומר להתרחק ממשלח ידם בארץ המוצא<sup>12</sup>. בשלב ראשון, הם פנו, על אף רמת ההון האנושי הגבוה שלהם לעובדות בלתי מיוםנות שלא תאמו את CISORIHIM - זה בשלא ידיעת השפה העברית והן בשל אי ההתאמה שנוצרה - בטוחה הקצר - בין עיסוקיהם לבין צורכי הייצור של הסקטור העסקי. גורם חשוב נוסף שמקטיב את הירידה במידרג העיסוקים הוא המיתאמ הגבוה בין מחירי הדירות לאפשרויות התעסוקה של אקדמיים. העולות הגבוהה של שירותי הדירות באיזור המרכזו דחפה חלק מן העולים האקדמיים להעדיף את הפריפריה אף שהסיכוי למצוא עבודה מתאימה באיזורים אלו קטן יותר (גוטליבובסקי, 1996).

הרגושיות המוצגות בלוח 10 כוללות משתנה דמה שנתי לכל אחת מן השנים 1991 עד 1994. נמצא, כי למעט 1994, שאליה נחזר בהמשך, כל משתני הדמה אינם מובהקים סטטיסטיות. תוצאה זו פירושה כי השפעת העלייה נטפסת כמעט כולה דרך השפעת שיעור האבטלה על אי-השוויון. לפי מקדמי רגרסיה 2, תרומות העלייה להתרחבות אי-השוויון דרך ההשפעה החלקית של שיעור האבטלה נמדת בשיא השפעתה בשנת 1992, ב-1.5 נקודות אחוז. למעשה היא מסבירה את כל השינוי שהוא במדד גיני בשנת 1992 לעומת 1989 (סדרות הנתונים של מדד גיני לצורך האמידה חישובו על סמך שעירוניים).

משתנה הדמה לשנת 1994 נמצא מובהק, ופירושו של דבר כי אין בכוחם של המשתנים המסבירים שנכללו ברגרסיה להסביר את התפתחות אי-השוויון בשנת זו. שתי אפשרויות עיקריות יכולות להתיחס עם ממצא זה. הראונה - המשך התקרב לתעסוקה מלאה, והשפעת גל העלייה על אי-השוויון פועלת דרך ערוצים אחרים; השנייה - התறחות אי-השוויון בשנת 1994 מקורה בתהליך אחר המתרחש במשק, שאינו מושפע על המשתנים המסבירים המצוים במשוואת האמידה<sup>13</sup>. נתיחס תחילת לאפשרות הראשונה ואחר כך ננסה להעריך את השנייה.

<sup>12</sup> עופר, פלוג וקסיר (1992) מצאו ש-40 אחוזים מעולי שנות השבעים מברח"ם שינוי את משלח חד. פלוג וקסיר (1993) חראו ש-70 אחוזים מן העולים האקדמיים לא מצאו עבודה במקומות.

<sup>13</sup> יש המעלים את חסברה כי 1994 הייתה שנה חריגת, בשל בעיות מדינית. זאת מושם שהשכר הורייאלי לפי סקר החכניות גדל בשיעור רב יותר מאשר על פי מקורות אחרים.

ירידת שיעור האבטלה, שהיה גורם השפעה מרכזי בשלבים הראשונים של גל העלייה, התרחשה בזמן קצר יחסית. אף שעברו חמיש שנים מאז החל גל העלייה העולים עדין ורחוקים ממרכז הפוטנציאלי הגלום בrama הגבואה של הונם האנושי. לוח 11 אמן מראה מובילות כלפי מעלה של העולים, שמתבטאת בגידול משמעותי משמעותי של הכנסתם מעובודה. ההכנסה מעובודה של עולי 1990 גדלה ריאלית בשיעור שנתי ממוצע של כ-27 אחוזים בתקופה 1990 עד 1994 - שיעור העולה בהרבה על צמיחת השכר הממוצע במשק באותה תקופה. ברם השלמת הטיפוס כלפי מעלה תאריך זמן רב, ואינדיקציה לכך היא העובודה שהכנסת העולים עדין נמוכה בהרבה מזו של הוותיקים. תוך כדי תהליך ההסתגלות ווכשימים העולים ידעה בשפה עברית, לומדים את דפוסי חיפוש העבודה בכלכלת שוק חופשי, ומשכיעים בהכשרה נוספת, הנדרשת לשם התאמת הכישוריים לטכנולוגיה (במבנה הרחב) הנהוגה בכלכלת ישראל.

**לוח 11: ההכנסה הממוצעת של העולים השכירים לפי שנות ותק בארץ (מחרי 1994)**

1994	1993	1992	1991	1990	
4,540	3,883	3,460	2,821	1,766	1990 עולי
3,453	3,448	2,901	1,976		1991 עולי
2,877	2,891	2,001			1992 עולי
2,707	1,554				1993 עולי
1,915					1994 עולי
3,635	3,494	3,181	2,676	1,766	ההכנסה הממוצעת

המקור: **עיבודים של סקרי הכנסתות.**

נראה כי הגורם שפועל בשלבי הבניינים - ככלمر משנת 1994 ואילך - הוא השינוי בהרכבת הייצע כוח העבודה תוך התקשרות לתעסוקה מלאה: משקלם של העובדים הבלטי מיוםנים גדול מאוד בהשוואה לתחילת גל העלייה. במידה שקיים השלים ביצור בין כל גורמי הייצור (מלאי ההון, עובדים

מיומנים ועובדים בלתי מיומנים) ירד שכטם היחסי של העובדים הבלטיים מיומנים ואילו השווין יתרחב<sup>14</sup>.

זאת איפלו ללא כל שינוי בשיעור האבטלה.

לאחר תקופת ההסתגלות זו מצד העובדים והן מצד הפירמות, עשוי להתחל תהליך הפוך מזה שהתרחש בראשית גל העלייה: מגמה גידול משקלם היחסי של העובדים המיומנים (בעלי הון אנוש).

בתנאים רגילים של פונקציית הייצור (תק"ל) תפעל מגמה זו לעליית שכטם היחסי של עובדים בלתי מיומנים, ולהתכווצות אי-השוון בהתחלקות ההכנסות של שכירים.

התפתחות זו, שלפיה תחילתו של גל העלייה מאופיינית בהתרחבות אי-השוון בחתולקות ההכנסות וายלו בשלבי המאוחרים צפי אויל צמצום של אי-השוון, עלולה להיות מופרעת על ידי מספר גורמים: ראשית, יתכן שפונקציית הייצור מאופיינית ביחס השלמה בין הון פיסי להון אנושי וביחס תחרות בין הון פיסי לעובדה בלתי מיומנת. Flug and Hercowitz (1995) הראו, בפאנל של כ-40 מדינות, כי הפרשי השכר בין עובדים מיומנים לעובדים בלתי מיומנים הם פונקציה חיובית של ההשעעה בצד ובמכנות<sup>15</sup>. תוצאה של פיה יתכן כי מלאי ההון והעובדים הבלטיים מיומנים הם תחליפים (נטו) בייצור. במקרה כזה המעבר הצפוי של עובדים כלפי מעלה (קרוב לשלוח היד המקורי) מהוות תמרץ נוסף לגידול מלאי ההון הפיסי (מן יחס הרשלמה), שהוא גורם ייצור המתחרה בעובדים הבלטיים מיומנים. כתוצאה לכך עלול שכטם של העובדים הבלטיים מיומנים להמשיך לזרת גם לאחר מעברים של העובדים כלפי מעלה. שנית, חלק מן העובדים שהגיעו עם הון אנושי ספציפי מאוד (לדוגמה צייר כניסה) עלולים להלך בעובדה בלתי מיומנת לזמן רב, ולמעשה הם יאבדו את מרבית ההון האנושי שהיוו עלייהם כלפי מעלה. שלישי, עובדים בגיל מבוגר יחסית עלולים למצוא את עצם מחוץ לשוק העבודה לאחר תקופת הגיעו<sup>16</sup>. שלישית, עובדים בגיל מבוגר יחסית עלולים למצוא את עצם מחוץ לשוק העבודה לאחר תקופת ההסתגלות<sup>17</sup>. לבסוף, חלק מן העובדים אינם עומדים בקשרי תקופת הקליטה ונוטשים את ישראל.

<sup>14</sup> ירידת השכר לעובדה בלתי מיומנת וعليית וחScar לעובדה מיומנת באותו זמן, מגדילה את חתושאה להון אנושי, ויצרת ומרץ להשקיע יותר בחון אנושי. מעברים הצפוי של חלק מן העובדים לאוכלוסיות העובדים המיומנים פירושה עליה זמינות של התשואה להשקעה בחון אנושי. בשל זמינותה של עלייה זו יחסטו חותוקים להשקיע בחון אנושי, וכן נמנע קיזוז של התחרבות אי-השוון מכיוון זאת.

<sup>15</sup> חס גם מצאו כי הפרשי השכר מצטמצמים עם עליית החשקה האחראית (בעיקר תשתיות). אולם גידול זהה של החשקה במכוונות וציד ושל החשקה האחראית מוביל להתרחבות אי-השוון.

<sup>16</sup> Weiss and Gotlibovski (1995) נמצא כי חפסד חנון האנושי של העובדים נמדד ב-1.9 שנים לימוד ממוצע. <sup>17</sup> שמואל אמר מצא כי לאחר 5 שנים וותק בארץ רק מיעוט זינח של עובדים אקדמיים מבוגרים מצלחים לחיכלן מעבודות שאין תואמות את CISORיהם.

## 6.1 הסברים אחרים

במקביל לתהליך קליות העולים פועל גורמים נוספים, כמו צמיחה כלכלית מואצת, מדיניות הממשלה, התהילך המדיני, כניסה העובדים הזרים והחלטות כוחו של האיגוד המקצועי. נסה לעמוד על תרומותם האפשריות של חלק מגורםים אקסוגניים אלו לשינויים בהתקנות הרכבות כדי ללמוד על תרומתה הסගלית של העליה להתרבות אי-השוויון. תחילת נערכץ את השפעתה האפשרית של צמיחה מושתת כישוריים שמזכרת כגורם מרכזי להתרבות הפרשי השכירות בארץ, ואחר כך ונחזור לדון בגורמים הייחודיים לישראל.

### 6.1.1 צמיחה מושתת כישוריים

אחד ההסבירים העיקריים להרעה מתמשכת של אי-השוויון בארץ<sup>18</sup> בין 1973 ו-1989 (1993), Juhn, Murphy and Pierce (1993) הוא הטעיה לטובות שירותים מקצועיים, שנלווה לשיפורים הטכנולוגיים. השאלה המרכזי שמתעוררת היא אם הסבר זה פירושו בעיקר עלייה התשואה להון אנושי כישוריים נרכש - או עלייה התשואה להון אנושי מולד. בעקבות עליית התשואה להון אנושי נרכש יתכן לאורך זמן הנסיבות אי-השוויון, אף כי תהליך זה נמשך זמן רב<sup>19</sup>. לעומת זאת לא צפוייה סגירתה פורום בהכנות אם השיפורים הטכנולוגיים מושתת לטובות כישוריים מולדדים.

סביר להניח כי ההטיה של השיפורים הטכנולוגיים, במידה שהיא קיימת, אינה ייחודית לארה"ב, אלא משתפת לכל הארצות המפותחות, ובכללן ישראל. הסדרה השנתית של מדד גני ש摹וצגת בתרשים 1 מראה מגמה מתמשכת של התרבות אי-השוויון בשנים 1976 עד 1994, תוך "הפרעות" מפעם לפעם. בכל זאת ניתן לציין מספר הבדלים בין ישראל לארה"ב: ראשית, תוצאות הרגרסיה מראות בבירור כי במידע אי-השוויון אין מגמת זמן (מעבר למה שנבעה מוגמת הזמן של המשתנים המסבירים). נמצא זה אינו עולה בקנה אחד עם הטיעון דלעיל<sup>20</sup>. כמובן אין תמייה לטענה שהתרבות אי-השוויון בישראל בשנות התשעים נובעת מצמיחה מושתת כישוריים. שנית, אי-השוויון שمر על יציבות לאורך כל שנות השמונים למעט התקופה שלפני תכנית הייצוב ואחריה. שלישית,

<sup>18</sup> נדרש זמן כדי שהציבור יוכל שהעליה היא פרמננטית וזמן נוסף לבצע את החשקעה בהון אנושי.

<sup>19</sup> ניתן לטוען כי המגמה ארוכת הטווח של עליית שיעור האבטלה, שנפתחה במשק הישראלי, מתלווה לצמיחה מושתת כישוריים, ושיעור האבטלה מתפרק כמעט מתיוך בלבד. אולם אין מגמת זמן בשיעור האבטלה של ארה"ב.

התרכבותו של אי-השוויון בשנות התשעים לוותה בירידה ריאלית של הכנסת העשירונים התתתוניים, דבר שלא קרה על פני רוב המhäצית השנייה של שנות השמונים.

#### 6.1.2 מדיניות הממשלה

מדיניות חלוקת הכנסות מחדש דרך תשלום העברה ומסים לא מנעה את מגמות התרכבות ושל אי-השוויון, ואף תרמה להחדרפה, בהגדירות מסוימות. מלוח 3 עולה, כי מدد ג'יני להתחלקות הכנסות מעובזה בקרב האוכלוסייה עלה בשיעור של 2 אחוזים בשנת 1994 בהשוואה ל-1990. מدد ג'יני להתחלקות הכנסות ברוטו, הכוללות תשלום העברה, עלה בשיעור רב יותר - 4.9 אחוזים בהשוואה ל-1990, ובניכוי תשלום המשם הוא עלה ב-4.3 אחוזים. פירושו של דבר שלאחר התערבות הממשלה התרכב אי-השוויון יותר מאשר בהיעדרה.

מדיניות השכר בסקטור הציבורי משפיעה במישרין על התחלקות הכנסות מעובזה. לפיכך נבדקה גם השפעת תוכנות השכר שניתנו בשנים האחרונות -- בעיקר בשנת 1994 -- לעובדי הסקטור הציבורי. פירוק מدد ג'יני של התחלקות הכנסות באוכלוסיית השכירים לשתי קבוצות עובדים: עובדי הסקטור הציבורי ועובדיו הסקטור העסקי - מלמד כי תרומת עובדי הסקטור הציבורי לאי-השוויון לא גדולה לאורך התקופה הנחקרת. ההשתmöglichkeiten לסקטור הציבורי אינה אקסוגנית לחלוtin (אפילו בתקופת זמן קצרה) ולכן יש להתייחס לתוצאות אלו בזיהירות.

#### 6.1.3 התהיליך המדיני

התהיליך המדיני באזוריינו יחד עם סיום המלחמה הקלה והתפרקות ברית המועצות שקדמו לו, פתחו שוקים חדשים בפני סחרות ישראלית, ואפשרו יבוא מארצות שקדם לכך היו חסומות בפני המשק הישראלי. פיתחת המשק ליבוא זול יותר תרמה לירידת מחירי המוצרים הסופיים, ובכך יכולה להשפיע על כוח הקנייה של עשירונים שונים. השפעה זו באה לידי ביטוי במידה הכנסה הריאלית של כל עשירון לפי ממד המוצרים הרלוונטי לגביו. פיתחת המשק בפני יבוא משפיעה גם על הייצור דרך תושמות הבניינים, ובכך יכולה ליצור הסטה של הייצור. פיתוח שוקים חדשים ליצוא הישראלי יחד עם הסטה אפשרית של הייצור מצד היבוא עשויים לגרום לשינוי הרכב הייצור לטובות ענפים מתקדמים יותר, ובכך להגדיל את הביקוש לעובדים מיומנים. לא נראה כי הייצור למדינות מזרח אירופה, שעד

להתפרקות בריה"ם לא הייתה ליצרנים מישראל גישה אליהן, חייב הסטה של הייצור לענפים מתקדמים. פтиחת שוקים חדשים בעקבות התהיליך המדיני בהיקף משמעותי החלה רק לאחר הסכם אוסלו, שנחתם בספטמבר 1993, וכן השפעתו של התהיליך המדיני עדין לא באה לידי ביטוי משמעותי בתקופה הנiska (1990 עד 1994).

הפיגועים שליוו את התהיליך המדיני אילצו את קובעי המדיניות להטיל מגבלות על מעבר עובדים משטחי יהודה, שומרון וחבר עזה. לצד הטלת הסגר הוחלט גם על התורת כניסה העובדים זרים. השפעת גידולו של מספר העובדים הזרים, שהחל לאחר הסכם אוסלו, אמורה לבוא לידי ביטוי בשנים הקרובות. התהיליך המדיני וכניסת העובדים הזרים אינם יכולים אפוא להסביר את התurbות אי-השוון בהתחלקות ההכנסות בתקופה הנiska.

## 7. סיכום

עובדת זו בדקה את השפעת גל העלייה, שהגיע מברחה"ם בשלבי 1989, על אי-השוון בהתחלקות ההכנסות. אי-השוון בהתחלקות ההכנסות בקרבת שכיריהם התרחב בחום השראון של שנות התשעים, לאחר יציבות בשנות השמונים. במקביל התרחב אי-השוון בין העובדים לבין בעלי ההון. ההכנסה ברוטו של החמשון התחתנו של משקי הבית שבראשם שכיריהם הייתה ב-1994 נמוכה ריאלית בכ-7 אחוזים מאשר ב-1989, ואילו ההכנסה ברוטו של החמשון העליון הייתה ב-1994 גבוהה ריאלית בכ-8 אחוזים מאשר ב-1989. נמצא מעורר מחשבה שהתקבל בעבודת זו הוא ירידת ההכנסה הריאלית מעובדת של החמשון התחתנו של הוותיקים, לעומת עלייה ריאלית בחמשון העליון.

עוד עולה מן העבודה, שהשינויים אשר נצפו במשך התקופה הנiska במדד גיני היו מובהקים סטטיסטי. תוצאה זו אינה מתואמת עם גודלם של השינויים במדד גיני: גם שינויים קלים במדד גיני נמצאו מובהקים. התurbות אי-השוון בהתחלקות ההכנסות בישראל, מאז החל גל העלייה, אינה אפוא שינוי סטטיסטי זמני.

הפרוזת האוכלוסייה לעולים ולוותיקים מראה, כי העולים תורמים משמעותית להתרחבות אי-השוויון בהתקנות הכנסות במחצית הראשונה של שנות התשעים. תרומת העולים לרמת אי-השוויון בהתקנות הכנסות ברוטו בקרב שכירים, על פי מדד גיני, היא 3.8 נקודות אחו. ההתרחבות אי-השוויון בהתקנות הכנסות מוסברת בובאים של העולים. העורך העיקרי שבן פעיל גל העלייה להרחבת הפערים בהכנסות הוא עליית שיעור האבטלה, שגרמה לכרסום כוח המיקוח הייחסי של העובדים המצוים בעשרוניות התחרותוניות. שחיקת כוח המיקוח של העובדים הבלטי מיום נסעה גם מפניותם של העולים בטוויה הקצר לעבודות בלתי מיומנות, מה שלוחץ על השכר הייחסי של עובדים בלתי מיומנים כלפי מטה. לא נמצא במסגרת העבודה הסבר לגידול החד של אי-השוויון בשנות 1994. יתכן ששנת 1994 היא נקודת ציון לשלב נוסף בתחום קליטת העלייה מבחינות השפעתה על אי-השוויון.

על אף רמת ההשכלה הגבוהה של העולים, הכנסות מעובודה בשנת 1994 הייתה כ-54 אחוזים בלבד מזו של הוותיקים. עם זאת אנו עדים למוביליות כלפי מעלה של העולים. הכנסות גדרה ככל שגדל הוווק בישראל. צפי מעבר של עולים כלפי מעלה במדרג העיסוקים, כמו גידול משקלם הייחסי של עובדים מיומנים בקרבם, שפירשו השפעות הפוכות אוליו שהיו בתחילת גל העלייה. ותהליך זה אורך זמן רב, אבל יש בכוחו לגרום להתקומות אי-השוויון בהתקנות הכנסות. בהקשר זה, יש לציין, שההתפלגות הכנסות הפונקציונלית אומנם התרחבה בראשית קליטת העלייה אך החל כבר בתחום ההתקנות לעבר התקנות הכנסות שוויונית יותר.

**לוח נספח 1 : התחלקות ההכנסות ברוטו בין חמישוני משקי בית  
במיון לפי גובה החכنسה החודשית ברוטו למשך בית (מחרי 1994)**

חמשוני משקי בית						החינוך המומוצעת			שנת הספר
עלין		ממוצע		תיכון		האוכלוסייה	חותикиים	האוכלוסייה	
וותיקים	אוכלוסייה	וותיקים	אוכלוסייה	וותיקים	האוכלוסייה	העולם	האוכלוסייה	חותикиים	
12,759	12,759	4,337	4,337	1,210	1,210		5,527	5,527	1989
11,869	11,805	4,079	4,016	1,171	1,146	2,065	5,196	5,139	1990
12,296	12,028	4,148	3,983	1,174	1,141	3,115	5,323	5,165	1991
13,209	12,724	4,323	4,092	1,184	1,145	3,184	5,606	5,363	1992
12,845	12,304	4,284	4,074	1,186	1,172	3,564	5,532	5,279	1993
14,371	13,706	4,561	4,276	1,202	1,182	3,716	6,030	5,713	1994

המקור: עיבוזים של סקרי הכנסות.

**לוח נספח 2 : התחלקות ההכנסות ברוטו בין חמישוני משקי בית שבראשם שכיריהם  
במיון לפי גובה החכנסה החודשית ברוטו למשך בית (מחרי 1994)**

חמשוני משקי בית						הכנסה ממוצעת			שנת הספר
עלין		ממוצע		תיכון		אוכלוסייה	וותיקים	האוכלוסייה	
וותיקים	אוכלוסייה	וותיקים	אוכלוסייה	וותיקים	האוכלוסייה	עולם	אוכלוסייה	וותיקים	
12,173	12,173	4,974	4,974	2,105	2,105		6,030	6,030	1985
12,767	12,767	5,505	5,505	2,323	2,323		6,449	6,449	1987
13,524	13,524	5,928	5,928	2,487	2,487		6,862	6,862	1988
14,491	14,491	5,980	5,980	2,492	2,492		7,110	7,110	1989
13,474	13,456	5,679	5,661	2,403	2,390		6,693	6,677	1990
13,881	13,675	5,725	5,569	2,347	2,257	3,948	6,805	6,656	1991
15,070	14,621	5,973	5,700	2,433	2,319	4,065	7,224	6,943	1992
14,571	14,011	5,991	5,633	2,466	2,345	4,378	7,140	6,789	1993
16,506	15,718	6,473	5,966	2,479	2,311	4,487	7,807	7,343	1994

המקור: עיבוזים של סקרי הכנסות.

**לוח נספח 3 : התחלקות ההכנסות נטו בין חמישוני משקי בית שבראשם שכיריהם**

**במיון לפי גובה ההכנסה החודשית נטו למשק בית (מחרי 1994)**

חמשוני משקי בית							הכנסה ממוצעת			שנת הסקר
עליון		אמצעי		תחתון						
וותיקים	ואוכלוסיה	וותיקים	ואוכלוסיה	וותיקים	ואוכלוסיה	עלים	וותיקים	ואוכלוסיה	עלים	
10,220	10,220	4,967	4,967	2,269	2,269		5,544	5,544	1989	
9,794	9,788	4,836	4,826	2,223	2,212		5,370	5,358	1990	
10,169	10,067	4,963	4,859	2,194	2,122	3,775	5,517	5,427	1991	
10,787	10,540	5,142	4,971	2,284	2,191	3,854	5,767	5,597	1992	
10,393	10,103	5,131	4,918	2,318	2,221	4,061	5,688	5,482	1993	
11,674	11,253	5,480	5,142	2,323	2,184	4,037	6,160	5,863	1994	

המקור: עיבודים של סקרי הכנסות.

**לוח נספח 4 : התחלקות ההכנסות נטו בין חמישוני משקי בית**

**במיון לפי גובה ההכנסה החודשית נטו למשק בית (מחרי 1994)**

חמשוני משקי בית							הכנסה ממוצעת			שנת הסקר
עליון		אמצעי		תחתון						
וותיקים	ואוכלוסיה	וותיקים	ואוכלוסיה	וותיקים	ואוכלוסיה	עלים	וותיקים	ואוכלוסיה	עלים	
9,270	9,270	3,803	3,803	1,198	1,198		4,454	4,454	1989	
8,897	8,857	3,669	3,621	1,162	1,138	2,040	4,397	4,256	1990	
9,245	9,115	3,783	3,660	1,166	1,133	3,004	4,433	4,332	1991	
9,752	9,481	3,917	3,750	1,176	1,137	3,041	4,609	4,452	1992	
9,469	9,177	3,867	3,732	1,176	1,163	3,354	4,542	4,389	1993	
10,452	10,082	4,115	3,913	1,190	1,169	3,392	4,901	4,694	1994	

המקור: עיבודים של סקרי הכנסות.

### רשימת ספרות

אמיר, שמואל, "תהליכי הקליטה של עולים אקמאים מבריתם בשוק העבודה הישראלי: 1978-1984," מכון ישראלי בינלאומי לסקור מדיניות כלכלית שימושית, אוקטובר 1993.

בהרל, אורן, "השפעת העלייה ההמונייה על השכר בישראל" מכון פאלק למחקר כלכלי בישראל, ירושלים, מרץ 1965.

גוללבובסקי, מנחם (1996), "השתלבות העולים בשוק העבודה בישראל והקשר בין התנאים בשוק הדירות לאיכות השתלבות בשוק העבודה", פרק בדוקטורט (בשלבי השלמה).

דנון, מומי, "השפעת משתנים מקרו-כלכליים על התחלקות הכנסות בישראל" סקר בנק ישראל 69, מאי 1995, 48-21.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקרי הכנסות לשנים שונות.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, חשבונות לאומיים 1980-1995 פרסום מס' 9, 1996.

Achdut, Lea. (1996), "Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel 1979-93", *Economica* 63, S1-S27.

Beenstock, Michael and Yitzhak Ben-Mahem (1995), "the Labour Market Absorption of CIS Immigrants to Israel: 1989-1994," Falk DP 95-05.

Eckstein, Zvi and Ron Shachar (1995), "On the Transition to Work of New Immigrants 1990-92," Falk DP 95-04.

Flug, Karnit and Zvi Hercowitz (1995), "Some International Evidence on Equipment-Skill Complementarity," unpublished paper, Department of Economics, Tel-Aviv University.

Flug, Karnit, Zvi Hercowitz and Anat Levi (1994), "A Small-Open- Economy Analysis of Migration," Foerder Institute Working Paper No. 13-94.

Flug, Karnit, Nitsa (Kliner) Kasir and Gur Ofer (1992), "The Absorption of Soviet Immigrants into the Labor Market from 1990 Onwards: Aspects of Occupational Substitution and Retention," Bank of Israel Discussion Paper No. 92.13

Friedberg, Rachel (1992), "You Can't Take it With You? Immigrant Assimilation and Potability of Human Capital: Evidence From Israel" Falk Institute Discussion Paper No. 95.02.

Friedberg, Rachel (1996), "The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market," mimeo, May.

Hercowitz, Zvi and Leora Rubin Meridor (1991), "Macroeconomic Implications of Mass Immigration to Israel," Foerder Institute Working Paper No. 29-91.

---

(1993), "Macroeconomic Ramifications of the Mass Immigration into Israel: An Update and Reexamination," The Economic Quarterly 40 no. 3, pp. 377-390.

Hercowitz, Zvi, Nirit Kantor and Leora Rubin Meridor (1993), "Immigration and Growth Under Imperfect Capital Mobility: The Case of Israel," Sackler Institute Working Paper 12-93.

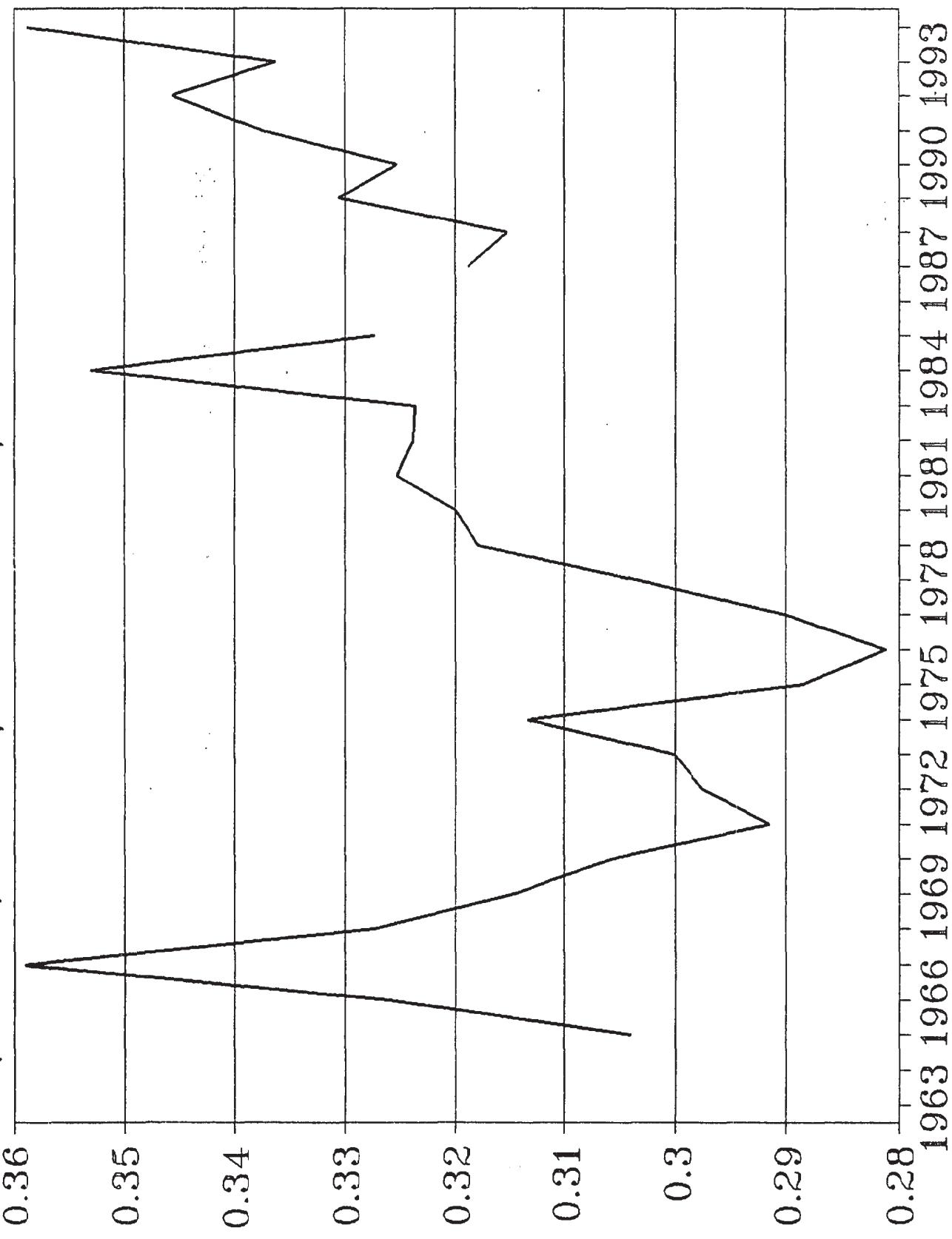
Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce (1993), "Wage Inequality and the Rise in the Returns to Skill," *Journal of Political Economy* 101, pp. 410-442

Yitzhaki, Shlomo and Robert Lerman (1991), "Income Stratification and Income Inequality," *Review of Income and Wealth* 37(3), pp. 313-329.

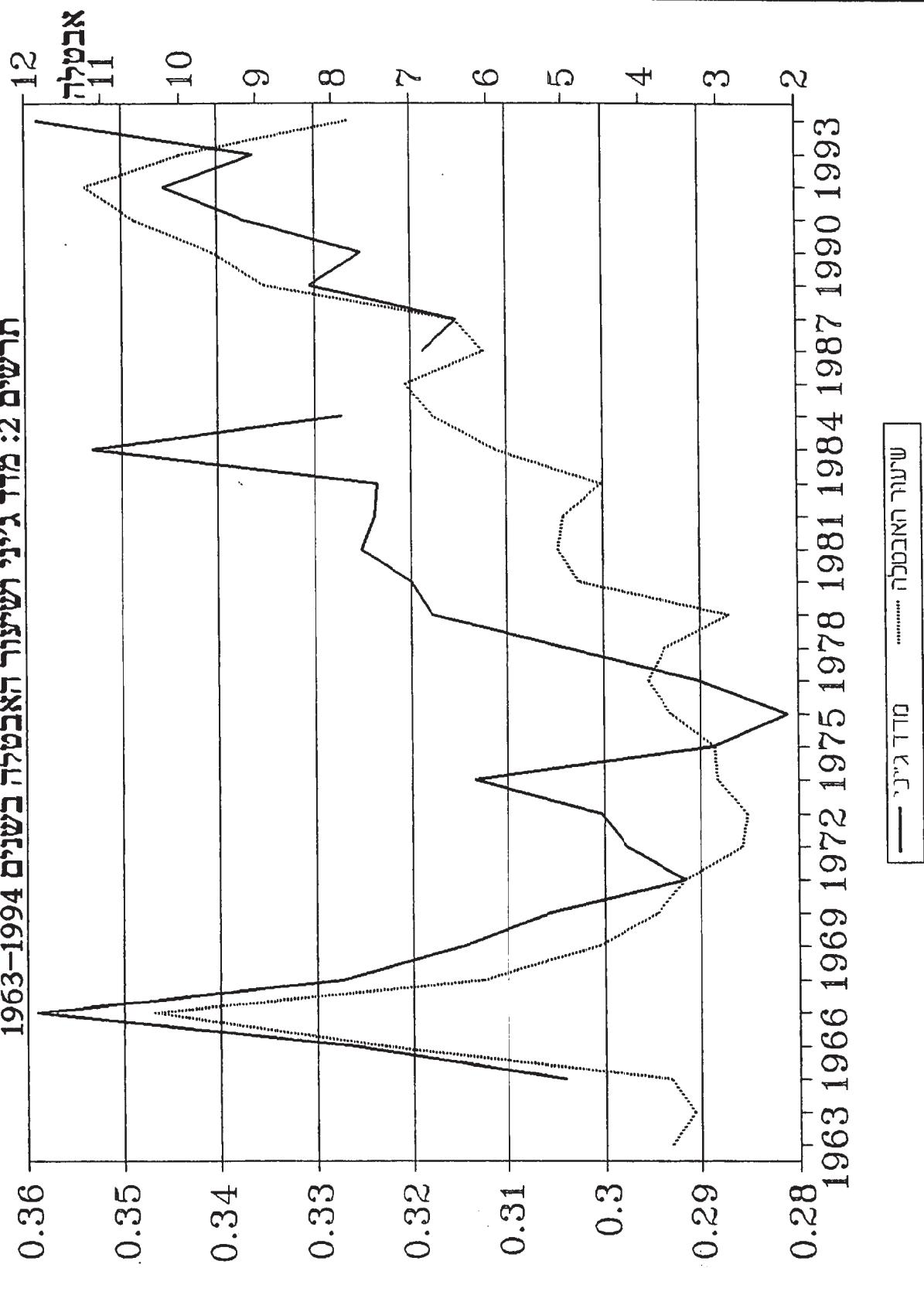
Weiss, Yoram and Menachem Gotlibovski (1995), "Immigration, Search and Loss of Skill," Foerder Institute Working Paper 34-95.

Yitzhaki, Shlomo (1991), "Calculating Jackknife Variance Estimators for Parameters of -Gini Method", *Journal of Business and Economic Statistics* Vol.9, April, No.2, pp 235  
239.

תרשים 1: מדר ג'ני להחלקות הנטשות ברטוי שכיריהם (1963-1994)



### תרשים 2: מוד ג'ני השער האבטלה בשנים



רשימת המאמרים בסדרה

- R. Melnick and Y. Golan - Measurement of Business Fluctuations in Israel. 91.01
- 91.02 י. ארטשטיין, צ. זוסמן - דינâmika של עליות שכר בישראל: כוחות שוק והשוואת בינוונויות.
- M. Sokoler - Seigniorage and Real Rates of Return in a Banking Economy. 91.03
- E.K. Offenbacher - Tax Smoothing and Tests of Ricardian Equivalence: Israel 1961-1988. 91.04
- 91.05 ג. עופר, ק. פלוג, נ. (קלינר) כסיר, - קליטה בתעסוקה של בעלי בריה"מ בשנת 1990 ובהלאה: היבטים של שמירה והחלפת משלחי יד.
- 91.06 צ. זוסמן, ד. זכאי, - פעורים בין בכירים וזרעים ומשברים במערכת ציבורית: שכר הרופאים בשנים 1974 עד 1990.
- M. Beenstock, Y. Lavi and S. Ribon - The Supply and Demand for Exports in Israel. 91.07
- R. Ablin - The Current Recession and Steps Required for Sustained Sustained Recovery and Growth. 91.08
- 91.09 צ. הרקוביץ, ל. (רובין) מרידור - ההשלכות המקrho-כלכליות של עליה המונית לישראל.
- M. Beenstock - Business Sector Production in the Short and Long Run in Israel: A Cointegrated Analysis. 91.10
- 91.11 א. ארנון, ד. עמיחי, - הפרטה וגבולה.
- 91.12 ק. פלוג, נ. כסיר (קלינר) - עלות העבודה בתעשייה הישראלית.
- A. Marom - The Black-Market Dollar Premium: The Case of Israel. 91.13
- A. Bar-Ilan and A. Levy - Endogenous and Exogenous Restrictions on Search for Employment. 91.14

M. Beentstock and S. Ribon- The Market for Labor in Israel.	91.15
ד. אלקיים, - השפעת המדיניות המוניטרית על פער הריביות במדד השקל הלא צמוד 1986 עד 1990.	91.16
מ. דהן, - בחינת מדרד הרוחף הפיסකלי של ה-IMF עבור המשק הישראלי לשנים 1990 עד 1964.	92.01
O. Bar Efrat - Interest Rate Determination and Liberalization of International Capital Movement: Israel 1973 - 1990.	92.02
Z. Sussman and D. Zakai - Wage Gaps between Senior and Junior Physicians and Crises in Public Health in Israel, 1974-1990.	92.03
צ. ויס, ע. לויtan - התפתחות תשלומי העברה בישראל, 1965 עד 1989.	92.04
O. Liviatan - The Impact of Real Shocks on Fiscal Redistribution and Their Long-Term Aftermath.	92.05
A. Bregman, M. Fuss and H. Regev - The Production and Cost Structure of the Israeli Industry: Evidence from Individual Firm Data.	92.06
M. Beenstock, Y. Lavi and A. Offenbacher - A Macroeconometric Model for Israel 1962-1990: A Market Equilibrium Approach to Aggregate Demand and Supply.	92.07
ס. ריבון, - מודל חודשי לשוק הכספי.	92.08
R. Melnick - Financial Services, Cointegration and the Demand for Money in Israel.	92.09
מ. ברון, - העליות לארץ והשפעתן על הפסיכומטרוגרפיה של האוכלוסייה והן ההון האנושי.	92.10
ד. זינגר, - גורמים הקובעים את ההסתברות של פירמות להיסגר.	92.11
R. Melnick - Forecasting Short-Run Business Fluctuations in Israel.	92.12

- K. Flug, N. Kasir and G. Ofer - The Absorption of Soviet Immigrants into the Labor Market from 1990 Onwards: Aspects of Occupational Substitution and Retention. 92.13
- א. ארנון, ח. פרשטיין, - הפרטת מונופוליים טבאיים: הריצה אחר הבלתי מוכח. 92.14
- B. Eden - How to Subsidize Education and Achieve Voluntary Integration: An Analysis of Voucher Systems. 93.01
- א. ברגמן, א. מרום, - גורמי צמיחה בסектор העסקי בישראל (1958 עד 1988). 93.02
- מ. דהן, - צמיחה כלכלית תחת איום ביטחוני. 93.03
- ק. פלוג, נ. (קלינר)קסיד - קליטה בתעסוקה של בעלי חבר המדינה - הטווח הקצר. 93.04
- מ. דהן, - האם קיימת יריבות בין שיוויון בחלוקת ההכנסות להחפות כלכלית?: המקרה של ישראל. 93.05
- צ. הרקוביץ, ל. מרידור - ההשלכות המקרו-כלכליות של עלייה המונית לישראל: עדכון ובחינה מחודשת. 93.06
- A. Arnon, D. Gottlieb - An Economic Analysis of the Palestinian Economy: The West Bank and Gaza, 1968-1991. 93.07
- צ. הרקוביץ, ל. מרידור, נ. קנטור - הגירה וצמיחה בתנאים של ניידות הון בלחץ משוכלת: גל העלייה לישראל בראשית שנות התשעים. 93.08
- K. Flug, N. Kasir - The Absorption in the Labor Market of Immigrants from the CIS - the Short Run. 93.09
- R. Ablin - Exchange Rate Systems, Incomes Policy and Stabilization Some Short and Long-Run Considerations. 94.01
- B. Eden - The Adjustment of Prices to Monetary Shocks When Trade is Uncertain and Sequential. 94.02

מ. ברון, - האחזית הדמוגרפית ולקחה.	94.03
K. Flug, Z. Hercowitz and A. Levi - A Small-Open-Economy Analysis of Migration.	94.04
R. Melnick and E. Yashiv - The Macroeconomic Effects of Financial Innovation: The Case of Israel.	94.05
צ. הרקוביץ, מ. סטרבצ'ינסקי, - מדיניות חוב ציבורי בישראל.	94.06
א. בלט, - חוזים כחמי כניסה בשיווק דלק לתחנות תילוזק: בחינת החלטת הממונה על הגבלים עסקיים לפיה מערכת ההסדרים הקיימת היא בגדר הסדר כובל.	94.07
מ. דהן, - צמיחה כלכלית, פעילות בלתי חוקית והמלחמות הכנסרת.	94.08
A. Blass - Are Israeli Stock Prices Too High?	94.09
א. ארנון, ג'. ויינבלט, - פוטנציאל הסחר בין ישראל, הפלסטינים וירדן.	94.10
A. Arnon and J. Weinblatt - The Potential for Trade Between Israel, the Palestinians, and Jordan.	
מ. דהן, מ. סטרבצ'ינסקי, - תקציב הסktor הציבורי וצמיחה כלכלית בישראל.	94.11
ק. פלוג, נ. (קלינר) קסир - הזכות לחוק שכיר המיניום בסקטור העסקי.	94.12
B. Eden - Inflation and Price Dispersion: An Analysis of Micro Data	94.13
א. ספיק, - משור קרגנות הפנסיה בישראל: מסגרת מושגית ובוחנת המלצות לפתרון.	94.14
ל. מרידור, ש. פסח - שער החליפין הריאלי בישראל: פרספקטיב של שלושה עשורדים.	94.15
B. Eden - Time Rigidities in The Adjustment of Prices to Monetary Shocks: An Analysis of Micro Data.	94.16
O. Yosha - Privatizing Multi-Product Banks.	94.17

B. Eden - Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Baumol-Tobin Model	95.01
B. Bar-Nathan, M. Beenstock and Y. Haitovsky - An Econometric Model of The Israeli Housing Market.	95.02
מ. דהן - אוכלוסייה אנדרוגנית והתחלקות הכנסות.	95.03
A. Arnon and A. Spivak - A Seigniorage Perspective on the Introduction of a Palestinian Currency.	95.04
י. לביא, - האם השינוי בהכנסה השוטפת מורם להסביר השינוי בתצורת CISRAL? בוחינה אמפירית של תיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם צפיפות רצינונאליות.	95.05
M. Bruno and R. Melnick - High Inflation Dynamics: Integrating Short-Run Accommodation and Long-Run Steady-States	95.06
ע. יושע, י. יפה - הרפורמה בשוק ההון והשפעתה: ניתוח מזוית "המבנה הענפי"	95.07
M. Strawczynski - Capital Accumulation in a Bequest Economy.	95.08
ד. שיפר - על סעיף הדיוור ככቤלות הדיררים במדד המחרירים לצרכן.	95.9
א. בן בטט - משטר שער החליפין, המדיניות המוניטרית וייעד האינפלציה.	95.10
A. Arnon and A. Spivak - Monetary Integration Between the Israeli, Jordanian and Palestinian Economies	95.11
נ. לויtan - המשבר במקסיקו - פירושים ולקחים.	95.12
ר. כהן, ב. סורני - איתור יעד ביןים למדינות מוניטרית בישראל 1988-1994	95.13
א. בלט - ביצועי קופות הגמל ומבנה שוק: 1987-1994.	96.01
ח. בר, ע. יושע, י. יפה - פיקוח על בנקים, בורסה ובעלי עניין: עדויות על פירמות בישראל.	96.02

A. Blass and R. S. Grossman - A Harmful Guarantee? The 1983 Israel Bank Shares Crisis Revisited	96.03
Z. Sussman and D. Zakai - The Decentralization of Collective Bargaining and Changes in the Compensation Structure in Israeli's Public Sector.	96.04
M. Strawczynski - Precautionary Savings and The Demand for Annuities.	96.05
מ. דהן, צ. הרקוביץ - מדיניות סיטקאלית והחיסכון הלאומי במשק פתוח.	96.06
י. ג'יברה, ד. צידון - יעילותם של המכרז המוניטרי וההלוואה במכסה כלים למדיניות מוניטרית.	96.07
מ. דהן א. בן-פורט - גל העלייה ואי-השוויון בהתחלקות ההכנסות.	96.08