

## כניסת זרים ודחיקת מקומיים מתעסוקה בישראל

שמואל אמיר  
דניאל גוטליב

אנו מודים לשאול לאך, לרות קלינוב ולמשתתפי הסמינר במחלקה לכלכלה של האוניברסיטה העברית על הערותיהם המועילות. תודתנו לאביטל סיניאנסקי ולליאוניד קושניר על עבודתם היעילה בעיבוד הנתונים של המחקר. אנו אסירי תודה למנהל לתכנון, מחקר וכלכלה במשרד התעשייה, המסחר והתעסוקה על מימון הוצאות המחקר. אנו מודים למאגר הנתונים במדעי החברה של האוניברסיטה העברית על שהכינו עבורנו את קובץ נתוני הפנל של סקרי כוח אדם 1980-2002.

### על המחברים

ד"ר שמואל אמיר, חוקר בחוג לכלכלה באוניברסיטה העברית בירושלים. תחום התמחותו כלכלת עבודה.

ד"ר דניאל גוטליב, לשכת הנגיד בנק ישראל והחוג לכלכלה באוניברסיטת בן - גוריון, תחום התמחותו מדיניות חברתית

עמ' 3	תמצית
עמ' 5	פרק א' – מבוא
עמ' 9	פרק ב' - סקירת ספרות
עמ' 13	פרק ג' - השערות המחקר ומתודולוגיה
עמ' 19	פרק ד' - בסיס הנתונים והתפתחותם בשנות ה-90
עמ' 25	פרק ה' - המודל האמפירי ותוצאות אמידתו
עמ' 31	פרק ו' - ניתוח הממצאים וסיכומם
עמ' 35	ביבליוגרפיה
עמ' 39	נספחים



**תמצית**

במחצית השנייה של שנות ה-90 חל גידול מהיר במשקל העובדים הלא-ישראלים בשוק העבודה הישראלי-שיעורם יחסית לכוח העבודה בסקטור העסקי עלה מ 8% ב 1994 לכמעט 16% בשנת 2000. במקביל עם האצת כניסתם לשוק העבודה גברו האבטלה והיציאה משוק העבודה בקרב הישראלים ובמיוחד אצל מיעוטי ההשכלה שביניהם. בקרב קובעי מדיניות מקובלת ההנחה כי הזרים דחקו ישראלים מיעוטי השכלה ממקומות עבודתם, ואולם הנחה זאת טרם בוססה דיה בדרך מחקרית. ממצאי מחקרים הראו כי כניסת הזרים השפיעה על ישראלים מיעוטי השכלה לצמצום שכרם היחסי ולהקטנת השתתפותם בכוח העבודה, אך טרם אובחן קיומו של קשר ישיר בין כניסת הזרים לבין דחיקת מועסקים ישראלים ממקומות עבודתם. יתר על כן, רוב הספרות הבי"ל על כניסת עובדים מחו"ל למשקים מפותחים לא הצליחה לאתר השפעות ניכרות על שווקי העבודה המקומיים. במחקר זה אנו בוחנים באופן ישיר באיזו מידה כניסת עובדים לא-ישראלים בשנות ה 90 הביאה לנשירה מתעסוקה של עובדים ישראלים. לשם כך אנו משתמשים בנתונים שהוכנו במיוחד עבור מחקר זה- נתוני פנל מסקרי כוח אדם ואומדנים של יחס החלפה של משפחות מועסקים (זכאות לקצבאות להבטחת הכנסה מול כושר השתכרות בשוק העבודה). הממצאים מראים שכניסת עובדים לא-ישראלים דחקה גברים ישראלים מתעסוקה במגזר העסקי אך לא השפיעה במגזר הציבורי. ההשפעה במגזר העסקי הייתה ניכרת: כתוצאה ישירה מכניסת הלא-ישראלים בין השנים 1994-2000 נשרו מתעסוקה כ- 18.5 אלף גברים ישראלים, ועוד כ 13.5 אלף כתוצאה משינויים בשכר הפוטנציאלי של המועסקים - שינויים שגם הושפעו מכניסת הלא-ישראלים. ממצא אחר מצביע על כך שגם כניסת עולים חדשים השפיעה במידה ניכרת על נשירת ישראלים ותיקים מתעסוקה במגזר העסקי, וזאת בסתירה לממצאים של מחקרים קודמים בנושא.

**פרק א' - מבוא**

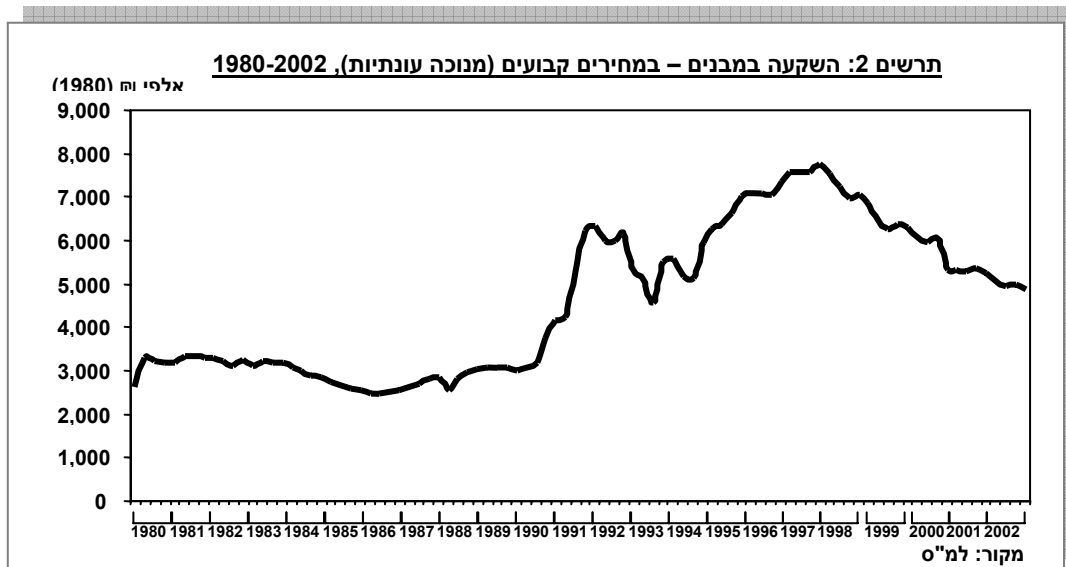
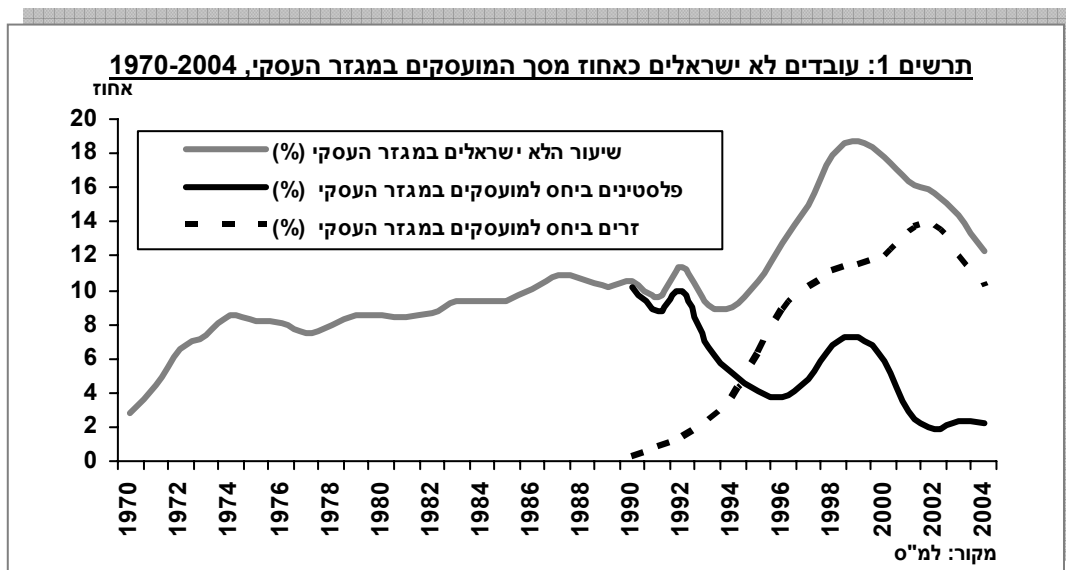
במחצית השנייה של שנות ה 90 חל גידול מהיר במשקל העובדים הלא-ישראלים בשוק העבודה הישראלי-שיעורם יחסית לכוח העבודה בסקטור העסקי עלה מ 8% ב 1994 לכמעט 16% בשנת 2000 (תרשים 1). במקביל עם האצת כניסתם לשוק העבודה גברו האבטלה והיציאה משוק העבודה בקרב הישראלים ובמיוחד אצל מיעוטי ההשכלה שביניהם<sup>1</sup>. בקרב קובעי מדיניות מקובלת ההנחה כי הזרים דחקו ישראלים מיעוטי השכלה ממקומות עבודתם, ואולם הנחה זאת טרם בוססה דיה בדרך מחקרית. יתר על כן, רוב הספרות הבי"ל על כניסת עובדים מחו"ל למשקים מפותחים לא הצליחה לאתר השפעות ניכרות על שווקי העבודה המקומיים. במחקר זה אנו בוחנים באופן ישיר באיזו מידה כניסת עובדים לא-ישראלים בשנות ה 90 הביאה לנשירה מתעסוקה של עובדים ישראלים.

#### תופעת מהגרי העבודה (ה- Guest workers) - הרקע הבינלאומי

הפער הגדול ברמות השכר ובתנאים הסוציאליים שקיים בין הארצות המפותחות לבין הפחות מפותחות, יוצר תמריץ חזק להמוני אנשים מיעוטי השכלה בארצות אלו לחפש עבודה ארעית במשקים המפותחים: עם שכר סף הנופל בהרבה מזה של המקומיים, הם מצליחים לעסוק שם בעבודות פיזיות פשוטות גם ללא ידיעת השפה המקומית וללא השקעה בהתמחות. בתמורה הם משתכרים שכר נמוך מאד במונחים מקומיים, אך עדיין גבוה כמה מונים מזה המקובל לגבי עבודה פשוטה במולדתם. מהגרי עבודה זרים כאלה מהווים במשקים המפותחים תחליף זול למיעוטי ההשכלה והמיומנות המקומיים, והמעסיקים מרוויחים מהחלפת עובדים מקומיים כאלה בזרים. הנסיון שהצטבר במדינות המפותחות במחצית השנייה של המאה ה 20 עורר בהן את החשש שכניסה המונית של עובדים זרים כאלה אליהן פוגעת בתעסוקה ובשכר של השכבות החלשות שלהן, ומגבירה את אי השוויון החברתי. ואכן נראה כי חשש זה הוא המניע את רוב המדינות המפותחות בימינו להסתגר בפני כניסת מהגרי עבודה זרים.

שוק העבודה הישראלי נפתח להמוני עובדים ארעיים מהעולם השלישי כבר לפני 35 שנים - הפלסטינים מהשטחים שנכנסו בעקבות מלחמת ששת הימים ונקלטו רובם בענפי הבנייה והחקלאות. משקלם היחסי בשוק העבודה טפח במהירות והתייצב כבר במחצית שנות ה 70 על קרוב ל 8% מן המועסקים בסקטור העסקי (תרשים 1) - רמה שהתקיימה עד סוף שנות ה-80. משקלם בתקופה האמורה שיקף יציבות יחסית גם בהשקעה הריאלית במבנים של ענף הבנייה (תרשים 2), שהעסיק, כאמור, חלק ניכר מהעובדים הפלסטינים. יציבות זאת בבנייה ובתעסוקת הפלסטינים לא הופרה בשנותיים הראשונות של ה"אינטיפדה" הראשונה (1987-1989), אך התערערה מיסודה בראשית שנות התשעים כתוצאה ממספר גורמים וביניהם: גל העלייה ההמונית מחבר המדינות שהחל ב 1990 והביא לגידול חד בהשקעה בבנייה; מלחמת המפרץ בראשית 1991 וסדרת זעזועים בטחוניים שהחמירו בהדרגה והביאו בראשית 1993 לבלימת הכניסה לשוק העבודה הישראלי בפני רוב העובדים הפלסטינים, ולפתיחתו לאחר מכן בפני המוני עובדים זרים מארצות מזרח אירופה והעולם השלישי.

<sup>1</sup> שיעור האבטלה הממוצע בכוח העבודה עלה בין השנים 1995 - 2000 מ 6.3% ל 8.9%, ובקרב בעלי 0-8 שנות לימוד מ 7.4% ל 14%, בהתאמה (הלמ"ס).



תרשים 2 מראה כיצד היקף ההשקעה במבנים התרחב עד 1997 - גידול חד בשנים 1991-1992, ולאחר הצטמצמות זמנית - המשך גידול בשנים 1995-1997. אחרי 1997 חלה תפנית ברורה ומגמת ההתרחבות התחלפה בירידה נמשכת בהיקף הפעילות. תרשים 1 מראה את הגידול החד שחל במחצית השנייה של שנות התשעים במשקל העובדים הלא-ישראלים בסקטור העסקי. מגמה זאת נמשכה גם אחרי 1997, למרות הירידה הניכרת בהיקף הבנייה וההתמתנות בפעילות הכלכלית. עם התלקחות מעשי האיבה עם הפלסטינים ("האינטיפדה השנייה") בסוף שנת 2000 נבלמה כניסת העובדים הפלסטינים לישראל. זרם הזרים הנכנסים מחו"ל המשיך לגאות במשך שנתיים נוספות למרות שבשנים אלו חלה החמרה ניכרת במיתון הפעילות הכלכלית. רק בשנת 2003 נקטה הממשלה לראשונה בצעדי מדיניות יעילים<sup>2</sup> שהביאו להיפוך המגמה - לצמצום במספר העובדים הזרים.

<sup>2</sup> עיקרי המדיניות - צמצום היקף ההעסקה של זרים חוקיים, ייקור מסויים של עבודת זרים למעסיקים והקמת מנהלת הגירה (אוגוסט 2002) שהצליחה להפעיל מבצע גירוש רב-היקף של שוהים לא חוקיים שהפחית את מספרם במידה ניכרת.

סדר העבודה הוא כדלקמן: פרק ב' דן בסקירת הספרות האמפירית של הנושא; השערות המחקר והמתודולוגיה מובאים בפרק ג'; תיאור בסיס הנתונים הייחודי והתפתחות המשתנים בשנות ה-90 מובאים בפרק ד'; בפרק ה' מוצגים המודל האמפירי ותוצאות האמידה של המשוואות; ניתוח הממצאים וסיכומם בפרק ו'.



קיימת ספרות ענפה על ההשפעות של כניסת עובדים מחו"ל על המשקיים המפותחים. ניתן היה להניח שגלי הגירה ישפיעו על התעסוקה והשכר של המקומיים, אך ממצאי רוב המחקרים על השפעות הגירה לארה"ב, למערב אירופה וגם לישראל אינם תומכים בכך - ברובם לא ניכרות השפעות על השכר והתעסוקה של המקומיים. תוצאות כאלו התקבלו במחקרים שבחנו את השפעות ההגירה במדגם של ערים שונות בארה"ב (Altonji and Card 1991, ואחרים). (Pischke & Velling (1997) הגיעו לתוצאות דומות כאשר בחנו השפעות כאלה במדגם של מחוזות גרמניים.

גם מחקרים שהתבססו על ניסויים טבעיים - הגירה כתוצאה מתהפוכות פוליטיות בארצות המקור של המהגרים - הצביעו על השפעות מועטות בלבד: כך Card (1990) לגבי גל מהגרים לארה"ב מקובה, Hunt (1992) לגבי שיבת פליטים צרפתים מאלג'יריה למולדתם ו Carrington and de Lima (1996) לגבי שיבת פליטים פורטוגיזים מאפריקה.

Friedberg (2001) ו Cohen-Goldner & Paserman (2004) חקרו את גל העלייה ההמונית מחבר המדינות לישראל בשנות ה 90 וגם ממצאיהם אינם מצביעים על קיום השפעות על השכר והתעסוקה של המקומיים. בעוד Friedberg בחנה השפעות על השכר, התמקדו Paserman & Cohen בהשפעות על ההסתברות של מועסקים מקומיים לנשור מתעסוקה- ולשם כך השתמשו בנתוני פנל של ראיונים חוזרים בסקרי כוח אדם של הלמ"ס.

אחד הקשיים באיבחון השפעות של מהגרים נובע מכך שנתקלים בו בבעיה בסיסית של אינדוגננות: תנאי התעסוקה והשכר השוררים במדינה הקולטת במשלחי יד וסקטורים שונים ובערים שונות, אמורים להשפיע על החלטות המהגרים בבחירת מקומות המחיה וסוגי העיסוק - הם יעדיפו עיסוקים ויתיישבו בערים שבהם תנאי הביקוש תואמים יותר את היצע העבודה שלהם. מכאן שבעיית האינדוגננות מתעוררת כאשר השפעות כניסת המהגרים נחקרות בחתכי רוחב של סקטורים ועיסוקים, ושל ערים שונות. כדי להתגבר על בעיה זאת של סימולטניות, התחייב שימוש בשיטת משתני עזר (כמו Friedberg 2001).

מספר מחקרים מסבירים את הקושי העיקרי באבחון ההשפעות בכך, שבתקופתנו שוק העבודה מתאפיין בגמישות תחלופה בין-אזורית גבוהה הודות לניידות העובדים, תנועות ההון והסחר הבין-אזורי, ולכן כל שינוי אזורי בהיצע העבודה מתפזר מיד ונספג באזורים האחרים ובכלל המשק (Borjas, Freeman and Katz; 1996). כך למשל מסביר Card (2001) את הקושי לזהות השפעות של כניסת מהגרים לשוק העבודה בכך שבאזורים ובמשלחי יד נתונים מהגרים ומקומיים הם תחליפים מושלמים. בגישה דומה מסיק Borjas (2003) שכל נסיון לבסס מחקר על שונות אזורית של שיעורי הגירה יכשל בגלל גמישות התחלופה הבין-אזורית. הוא מניח לעומת זאת כי עובדים בעלי השכלה פורמלית נתונה אך נסיון שונה אינם תחליפים מושלמים. במישור הכלל משקי הוא בוחן את התפלגות המהגרים והמקומיים באשר להון האנושי שלהם (שנות נסיון X שנות לימוד) ומוצא כי בתוך קבוצות הון אנושי כאלה היצע המהגרים משפיע להקטנת שכר המקומיים.

כאשר באים לדון בהשפעות של כניסת מהגרי עבודה לישראל כמו העובדים הזרים והפלסטינים, מן הראוי להבחין בהבדלים המהותיים הקיימים בין מאפייניהם, לבין אלה של מהגרים: ככלל, התנהגותם של מהגרים מודרכת משאיפה להשתלב בשוק העבודה ולמצוא את מקומם הראוי בחברה המקומית. מהגרי העבודה הזרים לעומת זאת אינם מעוניינים כלל בהשתלבות ארוכת טווח בשוק העבודה ובחברה

המקומיים (בר-צורי 2001), וכך גם לא הפלסטינים: הם מחפשים מקור פרנסה ארעי - של השתכרות מעבודה פשוטה עד יעבור זעם, אם לקראת שיבה עתידית לארץ מוצאם או להמשך נדידה לארצות אחרות (לגבי הזרים), ואם לקראת פתרון כלכלי-מדיני שונה (לגבי הפלסטינים).

המהגרים מתאפיינים בדרך כלל בהרכב הטרוגני של תכונות כלכליות. בארה"ב מתישבים המהגרים בערים שהאוכלוסייה הותיקה בהן בעלת הרכב תכונות דומה (Card 2001), וגם בישראל מתאפיינים העולים במגוון עשיר של תכונות כלכליות (Cohen-Goldner & Paserman 2004). בניגוד להם, הזרים והפלסטינים העובדים בישראל מתאפיינים בהומוגניות רבה בתכונותיהם הכלכליות וגם בתחומי עיסוקיהם: ככלל הם מיעוטי השכלה בעלי מיומנות נמוכה (בר-צורי 2001) ועיסוקיהם מוגבלים למספר מצומצם של עבודות פיזיות פשוטות.

כאשר מדובר במהגרים, הקושי הרב להבחין בהשפעות כניסתם מתקשר, כאמור לעיל, עם התפזרות הרבה בין תחומי העיסוק השונים בשוקי העבודה המקומיים, ואולם קושי זה לא קיים לגבי מהגרי העבודה בישראל: נוכח ההומוגניות הרבה בתכונותיהם הכלכליות ונוכח עיסוקם הבלעדי בעבודות הפשוטות קל יותר לאבחן בהשפעות של כניסתם לסקטורים הספציפיים בשוק העבודה המקומי. כך גם קטנה הסבירות של קיום השפעות אינדוגניות הנובעות מבחירת העיסוק והסקטור על ידי הזרים הנכנסים לשוק העבודה.

באשר למחקרים על השפעתם של מהגרי עבודה בארצות אחרות מן הראוי להזכיר את De New & Zimmermann (1994) שדנו בשאלה אם מהגרי העבודה הזרים בגרמניה בשנות ה-80 היוו גורם ייצור תחליפי או משלים למועסקים המקומיים שם: הם מצאו שההשפעה הדומיננטית הייתה של תחלופה - הפחתת השכר של המקומיים, ובמיוחד של עובדי הכפיים שביניהם. השפעת מהגרי העבודה המקסיקניים בארצות הברית (קליפורנייה) נחקרה על ידי Bean et al. (1988) ו Taylor et al. (1988) שמצאו דוקא השפעות השלמה לגבי גברים מקומיים, ואילו השפעות תחלופה רק אצל נשים. כל העבודות הללו חקרו פונקציות שכר- את ההשפעות על השכר היחסי של עובדים מקומיים שונים.

#### **השפעת כניסתם של עובדים לא-ישראלים על עובדים ישראלים נדונה גם במחקרים בישראל:**

Beenstock & Klinov (1998) חקרו את הגורמים שהשפיעו על ההסתברות של מועסקים ישראלים לנשור מתעסוקתם בשנים 1969-1992, וזאת בעזרת נתוני פנל של ראיונים חוזרים בסקרי כוח אדם. בצד השפעות של גורמים רבים נוספים, הם בחנו את ההשפעה של גידול במשקל העובדים הפלסטינים בקרב כלל המועסקים המקומיים והגיעו לממצאים סותרים: השפעה חיובית על נשירה לאבטלה בשנים 1969-1991, לעומת השפעה שלילית על נשירה לאי-תעסוקה בשנים 1979-1991. באשר להשפעות בשנות ה-70, התעלם המחקר מן השינויים הגדולים שחלו אז במדיניות הרווחה- הנהגת קצבאות נכות, והגדלה ניכרת של קצבאות ילדים שהביאה כשלעצמה ליציאת ישראלים מיעוטי השכלה רבים מכוח העבודה (Amir 1979). ניתן לייחס לגורם זה השפעה אינדוגנית במודל ששימש מחקר זה, שהיה בה כדי להטות את אומדני ההשפעות של כניסת הפלסטינים בשנות ה-70.

גוטליב (2002) חקר את ההשפעה שהייתה בשנים 1995-2000 לכניסת עובדים לא-ישראלים על משתנים שונים של שוק העבודה. לגבי השכר היחסי של שכירים ישראלים - הוא מצא בעזרת מודל חתכי רוחב של ריבועים פחותים, כי ליחס של עובדים לא-ישראלים לישראלים בענף הייתה השפעה שלילית (של תחלופה) על שכר ישראלים מיעוטי השכלה (פחות מ- 12 שנות לימוד) בתעשייה, בחקלאות ובשירותים העסקיים, ואילו השפעה חיובית (של השלמה) על בעלי השכלה גבוהה יותר (12 ש"ל ומעלה) - באותם ענפים וגם בבנייה. את הממצא לפיו השפעת התחלופה על מיעוטי השכלה ישראלים לא ניכרה בענף עתיר עבודת זרים כמו הבנייה אלא דווקא בתעשייה, מייחס גוטליב לקיומה המשוער של גמישות תחלופה בין-ענפית גבוהה בקרב מיעוטי ההשכלה הישראלים: רמת התמחותם הנמוכה מסבירה לדעתו את הגלישה המהירה של השפעת התחלופה לכלל הענפים תוך התכנסות לשיווי משקל כללי.

גוטליב בחן גם את ההשפעה של משקל העובדים הזרים על ההסתברות של ישראלים להשתתף בכוח העבודה, וזאת תוך התחשבות בקיום מערכת תשלומי רווחה ובשינויים שחלו בה: נמצא כי הסתברות הישראלים להשתתף ירדה עם הגידול בשיעור העובדים הלא-ישראלים וגם עם הגידול של יחס ההחלפה שלהם (הכנסה פוטנציאלית מתשלומי רווחה יחסית להכנסה הפוטנציאלית מתעסוקה). נבחנה גם ההשפעה של משקל העובדים הזרים על ההסתברות של ישראלים השייכים לכוח העבודה להיות מועסקים, ואולם השפעה מובהקת כזו לא נמצאה.

## **פרק ג' - השערות המחקר ומתודולוגיה**

### השערות המחקר

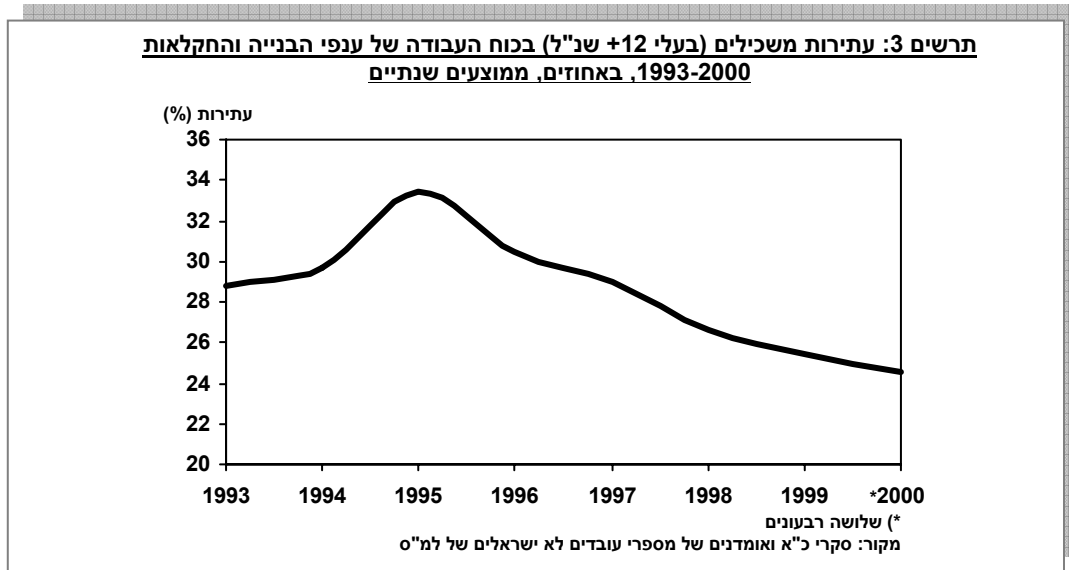
המחקר בוחן את ההשערה שהגידול החד בהיצע העבודה הבלתי מיומנת דחק בשנות ה-90 עובדים ישראלים ממקומות העבודה שלהם. מכאן היה צפוי שכניסתם של גלי העובדים הלא-ישראלים תגדיל את הסתברויות המעבר של מועסקים ישראלים אל מחוץ לתעסוקה – לאבטלה, ולחילופין לנשירה מכוח העבודה. ניתן להניח שזעזועי ההיצע האמורים השפיעו בטווח הנראה לעין אך ורק בסקטור העסקי, מאחר והתעסוקה בסקטור הציבורי לא נגזרת משיקולי רווח.

המוני העובדים הזרים הלא מיומנים שנכנסו לשוק העבודה הישראלי בשכר נמוך מאד<sup>3</sup>, התחרו ישירות במיעוטי ההשכלה הישראלים בסקטור העסקי: צמצום הביקוש להם גרר ירידה של שכרם והגבירה אצלם את הנטייה לנשור מתעסוקה. רמת ההתמחות של רוב המועסקים מיעוטי ההשכלה בסקטור העסקי היא נמוכה-תכונה שמקנה להם יכולת לעבור לעיסוקים מיעוטי ההשכלה בסקטור העסקי הם בעלי ניידות בין-ענפית גבוהה. לכן ניתן לצפות לכך שההשפעות האמורות על מיעוטי ההשכלה המקומיים שנבעו מכניסת עובדים לא-ישראלים לענף מסוים, גלשו במהירות גם לענפים אחרים שבהם עבודה פשוטה, וביניהם גם לאלה שלא היו מעסיקים ראשיים של עובדים לא-ישראלים. דהיינו, יתכן כי דחיקת מיעוטי ההשכלה הישראלים מתעסוקה כתוצאה מכניסת הלא-ישראלים חלה במקביל ברוב הענפים של הסקטור העסקי.

באשר למועסקים הישראלים המיומנים והמשכילים, כניסת גלי הלא-ישראלים הייתה עשויה להשפיע עליהם בדרכים שונות, תלוי בתנאי הייצור שהתקיימו:

בהנחה שטכנולוגיות הייצור היו קבועות, ולא הושפעו מכניסת הלא-ישראלים - ניתן היה לצפות להשפעות השלמה על העובדים המשכילים - כאשר הוזלת העבודה הפשוטה מביאה להגברת תפוקה שגוררת גם גידול בביקוש למשכילים. אם, לעומת זאת, יתברר שהכניסה ההמונית של הזרים בשכר נמוך במיוחד שינתה טכנולוגיות והגדילה את עתירות העבודה הפשוטה בייצור - כניסת הלא-ישראלים היתה גוררת החלפת עבודה מיומנת בפשוטה, וגורמת כשלעצמה, לצמצום הביקוש לעובדים משכילים. בהנתן שהשפעה זאת היתה הדומיננטית, כניסת הלא-ישראלים היתה גורמת בכללותה להשפעת תחלופה לגבי כלל המועסקים הישראלים בסקטור העסקי - ולדחיקה מתעסוקה של משכילים ומיעוטי השכלה כאחד. אינדיקציה לדרך שבה כניסת הלא-ישראלים השפיעה על טכנולוגיית הייצור במחצית השנייה של שנות ה-90 ניתן למצוא בהתפתחות הרכב העובדים<sup>4</sup> בענפי הבנייה והחקלאות, עתירי הזרים: אכן תרשים 3 מראה כי בענפים אלה חלה ירידה חדה בעתירות בעלי +12 שנות לימוד – דהיינו, כניסתם ההמונית של הלא-ישראלים מתקשרת עם דחיקה ניכרת מתעסוקה גם של ישראלים בעלי +12 שנות לימוד.

<sup>3</sup> חסרים נתונים סטטיסטיים אמינים על השכר ועלות העבודה של העובדים הזרים. בדיקה שנערכה במחלקת המחקר של בנק ישראל אמדה את העלות היחסית למעסיק של תשומת עובדים זרים בבנייה ובחקלאות בכ 60% מזו של פועלים ישראלים ו-80% מזו של פועלים פלסטינים. (נייר עבודה של מח' המחקר בנק ישראל, נוב' 2002).



באשר להשפעה של כניסת הזרים על יציאת מועסקים ישראלים אל מחוץ לכוח העבודה, ניתן לשער כי ברוב המקרים מעבר זה לא היה ישיר אלא התממש דרך שלב ביניים של אבטלה- זאת מתוך הנחה שרובם של אלה שנפלטו בסופו של דבר אל מחוץ לכוח העבודה היו זכאים לדמי אבטלה במשך תקופה מסוימת לאחר אובדן משרתם. מכאן ספק אם ניכר קשר ישיר בין כניסת הזרים לבין מעבר מתעסוקה אל מחוץ לכוח העבודה תוך שנה יחידה (ראה להלן).

באשר להשפעה על תעסוקת נשים, הרוב הגדול של העובדים הלא-ישראלים בתקופת המחקר היו גברים<sup>5</sup> שהועסקו בעבודות פיזיות פשוטות- עיסוקים שבהם לא התחרו ישירות במועסקות ישראליות. אכן לא מצאנו קשר שיטתי בין כניסת הזרים לבין תעסוקת הנשים המקומיות והתמקדנו בחקר ההשפעות באוכלוסיית המועסקים הגברים.

<sup>4</sup> מגבלת נתונים לא מאפשרת מעקב שנתי אחרי התפתחות עתירות ההון הפיזי ששימש לייצור בענפים אלה.

<sup>5</sup> חורגות מכלל זה עובדות הסייעוד שהיוו בתקופת המחקר פחות מ 5% מכלל העובדים הלא-ישראלים. עם זאת מספרן גדל בסוף התקופה.

**מתודולוגיה**

התקופה הנחקרת - השנים 1991-2000. מודל רבעוני (כולל 40 רבעונים).  
המשתנה הנחקר – שיעורי מעבר שנתיים בין מצבי תעסוקה של מועסקים ישראלים  
- שינויים שחלו בין רביעים מקבילים בשנים חולפות.  
האוכלוסייה הנחקרת - גברים ישראלים מועסקים בני 25-54.

שוק העבודה הבלתי מיומנת בישראל.  
הביקוש המקומי לעבודה בלתי מיומנת נגזר מן התוצר של הענפים עתירי עבודה פשוטה.  
ההיצע המקומי של עבודה בלתי מיומנת נובע ממספר מקורות:  
(1) ישראלים מיעוטי השכלה  
(2) פלסטינים שמחפשים עבודה בישראל  
(3) מהגרי עבודה מארצות העולם השלישי.

- (1) בהנתן מערכת ההעדפות האישיות- בין עבודה לפנאי, נגזר היצע הישראליים (א) מגודל אוכלוסיית מיעוטי ההשכלה בגילי העבודה, ו (ב) מהשפעה של שינויים במדיניות הרווחה על הזכאות לתמיכה כלכלית של המדינה הניתנת לפרטים בגילאי עבודה שאינם עובדים, ומשינויים במבנה השכר.
- (2) היצע העבודה של הפלסטינים נגזר מגודל האוכלוסייה בגילי עבודה שלהם ומן הביקוש לעבודתם בשווקי העבודה האלטרנטיביים לשוק הישראלי - בשטחים ובמדינות ערב. מעבר לכך תלויה כניסתם לשוק העבודה הישראלי בהגבלות הבטחוניות/מנהליות שנקבעות מעת לעת.
- (3) היצע מהגרי העבודה מחו"ל נגזר מן המליונים הרבים של מיעוטי השכלה במדינות העולם השלישי שמחפשים עבודה במשקים המפותחים. נוכח היקפו המצומצם יחסית של שוק העבודה הישראלי ניתן להניח כי לולא ההגבלות המנהליות על כניסתם לארץ היה ההיצע שלהם לשוק העבודה המקומי גמיש לחלוטין ובשכר הנופל במידה ניכרת משכר הסף של מיעוטי השכלה ישראלים, ואף מזה של הפלסטינים. מערכות מנהליות שונות מגבילות את מספר העובדים הזרים בעלי היתרי עבודה השוהים בארץ וגם את מספרם של אלה השוהים באופן בלתי חוקי. הגבלות מנהליות אלו נגזרו ממדיניות הממשלה שהייתה נתונה מידי פעם לתנודות כתוצאה מלחצים פוליטיים מצד מעסיקים וממאבקי כוח במשרדי הממשלה. אך מעבר לכך, המערכות המנהליות המופקדות על בלימת הכניסה ארצה ומניעת השהייה הבלתי חוקית של מהגרי עבודה זרים אינן יעילות דיו, ובמחצית השנייה של שנות ה 90 הצליחו מידי שנה רבבות להסתגל ארצה ולשהות באופן בלתי חוקי.  
בין שלושת סוגי העובדים מיעוטי המיומנות המוזכרים קיימת בשוק העבודה מערכת של זיקות תחלופה: הביקוש לסוג אחד של עובדים קטן עם גידול ההיצע של האחרים, וגובר עם צמצומו.

הומוגניות העבודה של לא-ישראלים: נוכח הדמיון הרב בסוגי העיסוקים בשוק העבודה הישראלי ובתכונות הכלכליות האישיות של הפלסטינים ושל מהגרי העבודה הזרים, העדפנו להתייחס אליהם במחקר כאל גורם ייצור הומוגני, וזאת גם בהתחשב בהעדר כל נתוני מיקרו על מהגרי העבודה הזרים,<sup>6</sup>

העדר זיהוי אקונומטרי של היצע העובדים הזרים: נוכח מכלול הגורמים האמורים שהשפיעו בדרכים שונות על כניסת עובדים לא-ישראלים לסוגיהם השונים לשוק העבודה הישראלי, לא התאפשר זיהוי אקסוגני של היצע העבודה שלהם במודל אקונומטרי. לכן, כדי לאמוד את ההשפעות של כניסתם על הנשירה מתעסוקה של הישראלים באופן בלתי מוטה ככל האפשר, אנו מנכים במודל האמפירי את השפעות מירב הגורמים האחרים שאמורים להשפיע גם כן על הנשירה, וביניהם:

(א). שינויים בביקוש לעובדים ישראלים - כתוצאה מהתפתחות התוצר העסקי, וכתוצאה משינויים בפעילות ענף הבינוי - בהשקעה הריאלית במבנים, המשקפת ביקוש לבעלי מיומנות נמוכה.

(ב). שינויים בהיצע עובדים ישראלים: אם מערכת ההעדפות של הישראלים לא השתנתה בתקופת המחקר, יושפע ההיצע שלהם בעיקר על ידי

(1) שינויים בגודל של אוכלוסיית מיעוטי ההשכלה בגילי עבודה.

(2) כניסת עולים חדשים, בהנחה שהשפעתם שונה מזו של האוכלוסייה הותיקה.

(3) שינויים ביחס ההחלפה של המועסקים - הוא היחס בין זכאותם להבטחת הכנסה כאשר אינם עובדים לבין כושר ההשתכרות שלהם בשוק העבודה: שינויים שעשויים לשקף, כאמור, התפתחויות על פני זמן במדיניות הרווחה מחד גיסא ובמבנה השכר במשק מאידך גיסא. צפוי ששינויים כאלה ישפיעו על מחיר הפנאי בעיני הפרטים ועל ההחלטותיהם באשר ליציאה לעבודה.

<sup>6</sup> בין מיעוטי השכלה ישראלים לבין העובדים הלא-ישראלים קיים שוני ניכר במבנה העיסוקים: בעוד הפלסטינים והזרים מועסקים כמעט בלעדית בעבודות פיזיות פשוטות בענפי הבנייה, החקלאות ושירותי הנקיון, העיסוקים של עובדים מיעוטי השכלה ישראלים מתפלגים בין מכלול רחב יותר, כאשר רובם בתעשייה, במסחר, בתחבורה ובענפי שירותים שונים, ומיעוטם בבינוי, בחקלאות ובשירותי הנקיון.



**פרק ד' - בסיס הנתונים והתפתחותם בשנות ה-90'**

### בסיס הנתונים

(1) נתוני פנל מסקרי כוח אדם של הלמ"ס האומדנים של שיעורי המעבר של ישראלים בין מצבי תעסוקה ואי-תעסוקה שונים מתבססים על נתוני פנל מיקרו מסקרי כוח אדם של הלמ"ס. נתוני פנל אלה נגזרים מראיונים חוזרים של פרטים במדגמים של סקרים אלה.<sup>7</sup>

מדגם נתוני הפנל עבור מחקר זה הוכן על ידי מאגר הנתונים של הפקולטה למדעי החברה באוניברסיטת העברית.<sup>8</sup> המחשה של מספרי תצפיות, שיעורי נפל ושחיקה במדגם של נתוני פנל מוצגת בנספח א.

(2) נתונים על עבודת פלסטינים בישראל הם רבעוניים. מקורם היה עד 1994 בסקרי משפחות בשטחים שנעשו על ידי הלמ"ס. החל ב-1995 מתבססים נתוני הלמ"ס על סקרי כוח אדם של הלמ"ס הפלסטינית.

(3) נתונים על עבודת זרים (ראה נספח ב') כידוע אין סקרים סטטיסטיים ישירים על עובדים זרים, אלא רק כמה מקורות מידע חלקיים – כגון מס' היתרי עבודה, דווחים של מעסיקים לביטוח הלאומי על עובדים זרים מבוטחים, נתונים על זרמים של בעלי היתרי עבודה, ושל תיירים נכנסים ויוצאים במעברי גבולות שחלקם למעשה מהגרי עבודה, וכיו"ב. הלמ"ס משתמשת במכלול הנתונים החלקיים האמורים ובמערכת החשבונאות הלאומית כדי לגזור אומדנים רבעוניים של מס' מועסקים זרים ושל תשומת העבודה שלהם לפי ענפים ראשיים: דהיינו, היא מפיקה אומדנים אלה על ידי מניפולציה בין אומדני תוצר, ביקוש נגזר לעבודה, וניכוי התשומות של ישראלים ופלסטינים על פי נתונים מסקרי כוח אדם<sup>9</sup> מחד גיסא, ואומדנים של מספרי עובדים זרים-חוקיים ולא-חוקיים- מאידך גיסא.

<sup>7</sup> אומדנים של שיעורי מעבר של ישראלים ממצב תעסוקה אחד למשנהו (מועסק/בלתי מועסק/לא שייך. אם מועסק- ענף כלכלי, משלח יד וכדומה) מתבססים על נתוני פנל מסקרי כוח אדם של הלמ"ס. סקרים אלה רבעוניים, ורוב הנכללים במדגמים שלהם מרואיינים ארבע פעמים (ב 4 פקידות) על פני 15 חודשים: בשני רבעונים סמוכים (בפקידות 1 ו 2), ואחרי 9 חודשים - בשני רבעונים סמוכים נוספים (בפקידות 3 ו 4). על ידי כך ניתן לעקוב אחרי שינוי תכונות כוח העבודה של אותו פרט על פני 15 חודשים ב 4 נקודות זמן. האומדנים של שיעורי המעבר ניגזרו ממעקב אחרי השינויים על פני זמן במצבי התעסוקה של אותם פרטים במדגם, ומתבססים על סקרים משנים רציפות. המדגם לצורך האומדן של שיעורי מעבר שנתיים נבנה בדרך הבאה: מתוך כלל הנדגמים בשנים 1990-2001 זוהו כל אלה שהופיעו ב 2 פקידות עם מרווח של 12 חודשים ביניהם, דהיינו אלה שדווחו בפקידה הראשונה וגם בפקידה שלישית, בתוספת אלה שדווחו בפקידה שנייה וגם ברביעית (1, 3+2). מדגם פנל זה של שינויים שנתיים במצבי תעסוקה של פרטים מאפשר לאמוד את שיעורי המעבר השנתיים בין מצבי התעסוקה השונים.

<sup>8</sup> כאמור, מדגמים של נתוני פנל כאלה הוכנו בעבר גם עבור המחקרים (אמיר וקלינוב 2003), (Cohen-Goldner & Paserman 2004) ו (Beenstock & Klinov 1998).

<sup>9</sup> כולל סקרי כ"א של הלמ"ס הפלסטינית

(4) נתוני יחס ההחלפה של הפרטים- הגברים המועסקים

יחס ההחלפה T מתייחס למצבים היפוטטיים חילופיים שניצבים בפני הפרטים שהתנהגותם נחקרת. הוא מוגדר כיחס שבין ההכנסות הצפויות לפרט כאשר אינו משתתף בכוח העבודה, לבין אלו הצפויות לו כאשר הוא פעיל באופן מלא בשוק העבודה. ההכנסות מתייחסות למשקי הבית של הפרטים הנחקרים.

יחס ההחלפה של פרט i מוגדר  $T_i = \text{Ti mone} / \text{Ti mehane}$ , כדלהלן:

Ti mone - ההכנסות הצפויות למשק הבית של פרט i כאשר אינו משתתף בכוח העבודה: אלה שוות לסכום של  $IS_i + CHI$ , כאשר  $IS_i$  - תשלומי הבטחת ההכנסה הצפויים למשק בית של פרט בגיל עבודה שאינו עובד, ו  $CHI$  - קצבאות הילדים שלהם זכאית המשפחה. היות שהן מתקבלות ללא קשר להשתתפות בכוח העבודה הן מוצבות הן במונה והן במכנה.

Ti mehane - ההכנסות הצפויות למשק בית של פרט i מפעילות מלאה בשוק העבודה: אלה שוות לסכום של  $W_{mi} + CHI$ , כאשר  $W_{mi}$  - כושר ההשתכרות של פרט i ושל בני ביתו בשוק העבודה, ו  $CHI$  - קצבאות הילדים של המשפחה.

נתוני הפנל מסקרי כוח אדם המשמשים מחקר זה לא כוללים מידע על הכנסות כספיות. יש בהם מידע על הרכב משקי הבית (מספרי הנפשות, הילדים והמפרנסים) אך בנתונים ששימשו מחקר זה לא התאפשר זיהוי של פרטים שונים במשקי בית ספציפיים (כמו למשל זיהוי בנות הזוג של הגברים שבקובץ). הנתונים על הגברים המועסקים שנחקרים כוללים את תכונות הונם האנושי (השכלה, גיל, משלח יד וענף) וכן, כאמור, את ההרכב של משק הבית שלהם.

אומדן יחס ההחלפה של התצפיות נעשה תחת מגבלת הנתונים האמורה ועל בסיס הנחה מפשטת שהגברים המועסקים הם ראשי משפחות - מפרנסים ראשיים של משקי הבית. בעזרתם נאמדו שני הרכיבים של יחס ההחלפה ונזקפו לתצפיות בקובץ ערכי  $T_i$  mone,  $T_i$  mehane ו  $T_i$  המתאימים.

המקורות לאומדנים האמורים הם (ראה נספח ג):

(א) פונקציות שכר בתקופות המחקר השונות שהתבססו על סקרי הכנסות של הלמ"ס. אומדני הפרמטרים של פונקציות אלו שמשו לאמידת כושר ההשתכרות של תצפיות המועסקים על פי תכונות ההון האנושי שלהם.

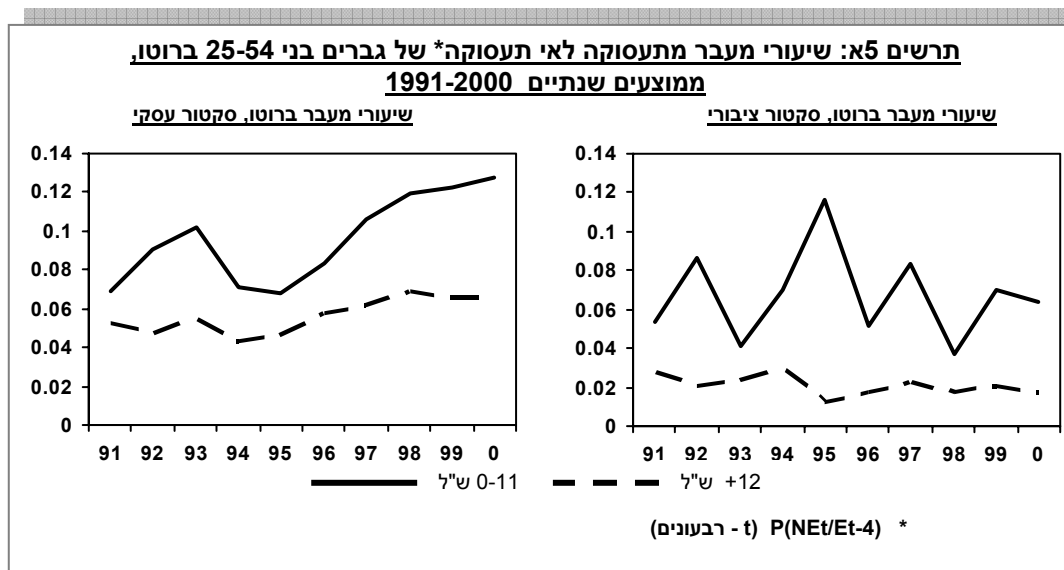
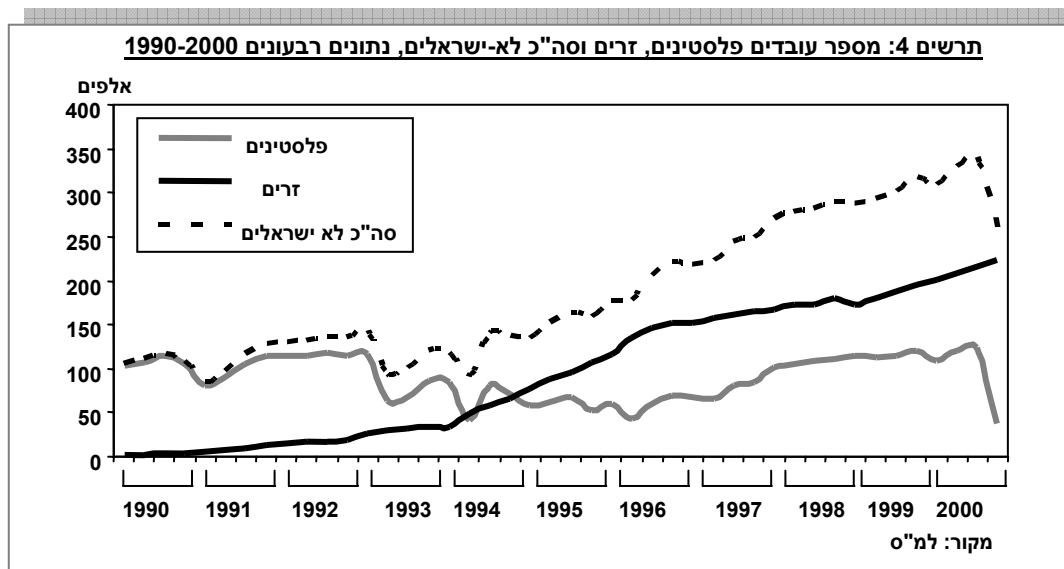
(ב) פונקציות של הכנסה משפחתית נוספת על זו של המועסק, שהתבססו גם הן על סקרי הכנסות אלה. אומדני הפרמטרים של פונקציות אלו שמשו בדרך דומה לאומדן ערכים של כושר השתכרות של מפרנסים נוספים במשקי הבית של התצפיות - זאת על פי מספר המפרנסים במשק הבית ותכונות ההון האנושי של הגבר המועסק.

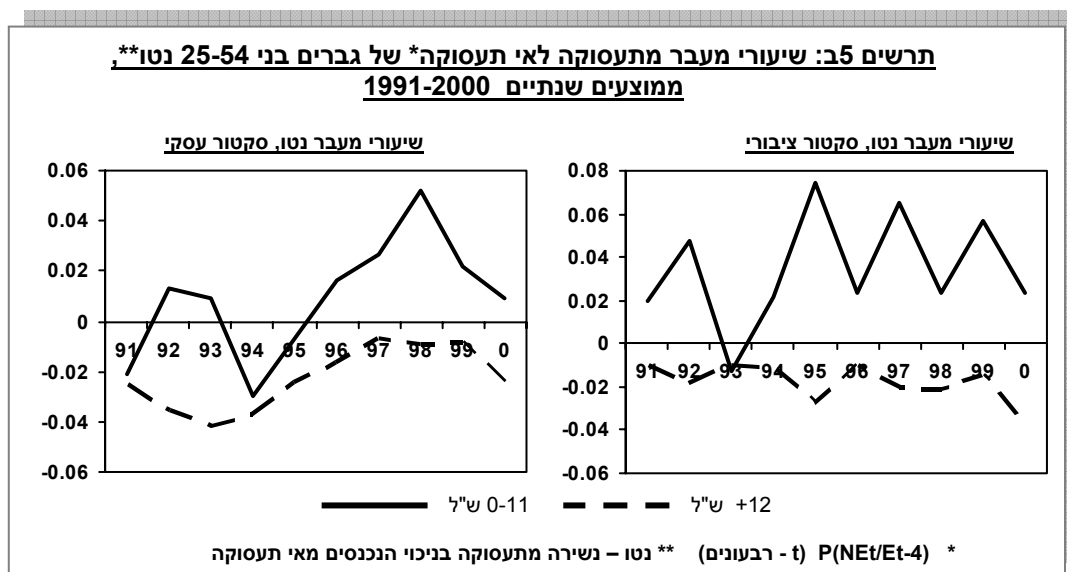
(ג) פונקציית זכאות להבטחת הכנסה, מתבססת על מערכת חוקים ותקנות של המוסד לביטוח לאומי בתקופות השונות. ערכי הבטחת ההכנסה נזקפו למשקי הבית של התצפיות, לפי ההרכב המשפחתי.

(ד) פונקציית זכאות לקצבאות ילדים, מתבססת גם כן על נתוני המוסד לביטוח לאומי בתקופות השונות. ערכי הקצבאות הללו נזקפו למשקי הבית של התצפיות על פי מספר הילדים.

**התפתחות המשתנים בשנות ה-90**

תרשים 4 מציג אומדנים רבעוניים של מספרי עובדים זרים, פלסטינים וסה"כ לא-ישראלים שהועסקו בשוק העבודה הישראלי בשנות ה-90. בולטות המגמות השונות של הפלסטינים מזה ושל הזרים מזה: מסתבר שגל העלייה הגדול מרוסייה הביא בראשית שנות ה-90 לגידול חד בהשקעה במבנים ובמקביל גם לגידול במספר העובדים הפלסטינים. מגמה זאת נקטעה בראשית 1993 כאשר הדרדרות במצב הבטחוני הביאה לבלימת הכניסה לישראל של העובדים הפלסטינים, התפתחות שזרזה את פתיחת השערים בפני כניסתם ההמונית של העובדים הזרים, שהחליפו את רוב הפלסטינים עד 1996. הגידול המהיר במספר העובדים הזרים נמשך גם לאחר מכן והתלווה מ-1997 גם בגידול מחודש במספר העובדים הפלסטינים. מסתבר שמגמת הגידול של העובדים הלא-ישראלים לא התהפכה גם אחרי 1997, כאשר הסתמנה ירידה בהשקעה במבנים והאטה בפעילות הכלכלית.





תרשים 5 מראה את שיעורי הנשירה הממוצעים מתעסוקה של גברים ישראלים בני 25-54 לפי שתי רמות השכלה ( 0-11 ו +12 ש"ל) ולפי סקטור (ס' ציבורי+פיננסי וס' עסקי אחר). מסתבר ששיעורי הנשירה מתעסוקה בסקטור העסקי ירדו עד 1995 אך עלו לאחר מכן עד סוף העשור- עלייה שהייתה תלולה במיוחד אצל מיעוטי ההשכלה. המגמות של שיעורי המעבר נטו (הנושרים בניכוי המצטרפים מאי-תעסוקה) הקבילו לרוב לאלה של שיעורי המעבר ברוטו (להוציא 1999 - 2000), דהיינו - במקביל להתפתחות שיעורי הפרישה מתעסוקה לא השתנו ברוב התקופה שיעורי ההצטרפות לתעסוקה. מכאן שהשינויים בשיעורי הפרישה מתעסוקה ברוטו מתואמים עם אלה של הפרישה נטו ומשקפים אותם בד"כ. לעומת מגמות אלו בסקטור העסקי, לא ניכרו מגמות דומות בסקטור הציבורי.

מן הנתונים על שיעורי המעבר בין מצבי תעסוקה מתברר שבתקופת המחקר חלה תחלופה רבה במיוחד בקרב המועסקים: למצבת הגברים המועסקים בני 25-54 בסקטור העסקי התווספו מידי שנה בממוצע כ 8% - מקרב אלה שלא היו מועסקים, ונגרעו ממנה כ 7%- שנשרו לאי-תעסוקה. הנתונים מראים גם ששיעור תחלופה גבוה זה היה יציב במשך כל התקופה הנחקרת. מכאן ניתן להסיק כי כמבחן לחשיבות השפעותיהם של הגורמים הנחקרים על שיעורי המעבר יש לראות את עוצמתם ומובהקותם הסטטיסטית, ולא את תרומתם היחסית הזעומה להסבר השונות הכללית הגדולה של המעברים בין מצבי התעסוקה.

על ההתפתחויות בתקופת המחקר של ממוצעי יחס ההחלפה ומרכיביו בקרב האוכלוסייה הנחקרת- ראו נספח ג.



**פרק ה' - המודל האמפירי ותוצאות אמידתו**

**המודל האמפירי**

המודל ריבועוני עבור התקופה 1991-2000 (כולל 40 רביעים).

נתוני המשתנה הנחקר לקוחים מפנל של סקרי כוח אדם בתקופה הנחקרת התצפיות במדגם כוללים את כל הפרטים שרואונו פעמיים בהפרש של שנה אחת. האוכלוסייה הנחקרת - גברים ישראלים בני 25-54 שהיו מועסקים בעת הראיון הראשון (ברביע t-4). המדגם כלל 61348 תצפיות<sup>10</sup>.

מבנה המודל - רגרסיות של ריבועים פחותים שאומדות את הקשרים שהתקיימו בין כניסת עובדים לא ישראלים לשוק העבודה הישראלי והתפתחות משתנים מסבירים נוספים- מחד גיסא, לבין הסתברויות הנשירה מתעסוקה של גברים ישראלים מועסקים מאידך גיסא. הסתברויות הנשירה כוללות מעבר מתעסוקה בתקופת הבסיס (t-4), לאי- תעסוקה, דהיינו לאבטלה או לחילופין לפרישה מכוח העבודה, ברביע t.

**המשוואות:**

$$P(Ne_t / E_{t-4}) = f(\alpha, D_1, D_3, D_5, D_6, \Delta T_i, \Delta Z \cdot Di, \Delta IC, \Delta YB, \Delta OI, \Delta M)$$

$$P(U_t / E_{t-4}) = g(\alpha, D_1, D_3, D_5, D_6, \Delta T_i, \Delta Z \cdot Di, \Delta IC, \Delta YB, \Delta OI, \Delta M)$$

$$P(Re_t / E_{t-4}) = l(\alpha, D_1, D_3, D_5, D_6, \Delta T_i, \Delta Z \cdot Di, \Delta IC, \Delta YB, \Delta OI, \Delta M)$$

$$^{11}(Z_t - Z_{t-8}) / (L_{0-11} + Z)_{t-8} = \Delta Z \text{ כאשר}$$

$$(X=IB, YB, OI, M) X_t - X_{t-8} = \Delta X$$

$$\Delta T_i \text{ mehane, } \Delta T_i \text{ mone - כני"ל, } T_i - T_{i-8} = \Delta T_i$$

$$= \Delta Z \cdot Di$$

$$(\Delta Z \cdot D_2 \cdot D_4 + \Delta Z \cdot D_2 \cdot D_5 + \Delta Z \cdot D_3 \cdot D_4 + \Delta Z \cdot D_3 \cdot D_5 + \Delta Z \cdot D_2 \cdot D_6 + \Delta Z \cdot D_3 \cdot D_6)$$

**כאשר המשתנים -**

$P(Ne_t / E_{t-4})$  - הסתברות המעבר מתעסוקה ברביע t-4 לאי-תעסוקה ברביע t.

$P(U_t / E_{t-4})$  - הסתברות המעבר מתעסוקה ב t-4, לאבטלה ברביע t.

$P(Re_t / E_{t-4})$  - הסתברות המעבר מתעסוקה ב t-4, לפרישה מכוח העבודה ברביע t.

<sup>10</sup> בבדיקות שערכנו לא נמצא קשר שיטתי בין כניסת הלא-ישראלים לבין תעסוקת נשים ישראליות. מכאן העדפנו להתמקד במאמר במועסקים גברים בלבד.

$\alpha$  = חוצה (Intercept)

$T_i$  = יחס החלפה של תצפית  $i$  ב  $t$ .

$T_i$  = אומדן הזכאות לתשלומי רווחה + קצב ילדים יחסית לכושר ההשתכרות + קצב ילדים ,

ו-  $T_i$  mone,  $T_i$  mehane - המונה והמכנה של המנה, בהתאמה.

$Z$  = סה"כ מספר עובדים לא ישראלים במשק ,

$OI$  = מספר העולים החדשים.

$IC$  = השקעה במבנים במחירי 1980 ( ביח' של אלפי ₪).

$YB$  = תוצר עסקי במחירים ויח' כנ"ל.

$M$  = אוכלוסיית הגברים בגילי עבודה בעלי 0-11 שנות לימוד.

משתני דמה  $D_i$  :

$D_1 \leftrightarrow D_{35+}$  = גילאי 35 - 54

$D_2 \leftrightarrow D_{-11}$  = בעלי 0-11 שנות לימוד

$D_3 \leftrightarrow D_{12+}$  = בעלי +12 שנות לימוד

$D_4 \leftrightarrow D_{AC}$  = מועסקים\* בבנייה ובחקלאות

$D_5 \leftrightarrow D_{OBS}$  = מועסקים\* בענפים אחרים בסקטור עסקי (להוציא ס' פיננסי)

$D_6 \leftrightarrow D_{PFS}$  = מועסקים\* בסקטור ציבורי ופיננסי .

$D_7 \leftrightarrow D_{BS}$  = מועסקים\* בסקטור עסקי (להוציא ס' פיננסי)

(\* - בתקופת הבסיס)

<sup>11</sup> מכאן שהפרמטרים של  $\Delta Z$  מוגדרים במונחי גמישויות יחסית ל-  $(L_{0-11} + Z)_{t-8}$ .

המודל האמפירי ותוצאות אמידתו

לוח 1. מעבר מתעסוקה לאי- תעסוקה ( $P(Ne_t/E_{t-4})$ , לפי סקטור, 1990-2000.

N=61480	mod1 (without $\Delta T_i$ )		mod2 (with $\Delta T_i$ )		mod3 ( with $\Delta T_i$ - mone/mehane)	
	parameter	t	parameter	t	parameter	t
$\alpha$	0.1451*	16.7	0.1401*	16.0	0.1626*	19.5
$D_{35+}$	-0.0271*	-10.8	-0.0265*	-10.6	-0.0255*	-10.2
$D_{-11x} D_{OBS}$	-0.0649*	-10.5	-0.0634*	-10.2	-0.0638*	-10.3
$D_{-11x} D_{PFS}$	-0.0713*	-7.95	-0.0705*	-7.88	-0.0715*	-8.00
$D_{12+x} D_{AC}$	-0.0643*	-8.12	-0.0647*	-8.17	-0.0668*	-8.44
$D_{12+x} D_{OBS}$	-0.0910*	-13.9	-0.0911*	-14.0	-0.0938*	-14.4
$D_{12+x} D_{PFS}$	-0.0969*	-14.4	-0.0975*	-14.5	-0.1003*	-14.9
$\Delta Z \times D_{-11}$ $\times D_{BS}$	<b>0.1041*</b>	<b>4.24</b>	<b>0.0841*</b>	<b>3.36</b>	<b>0.0633*</b>	<b>2.57</b>
$\Delta Z \times D_{-11}$ $\times D_{PFS}$	0.0283	0.56	0.0153	0.030	-0.0048	-0.09
$\Delta Z \times D_{12+}$ $\times D_{BS}$	<b>0.0816*</b>	<b>4.72</b>	<b>0.0800*</b>	<b>4.62</b>	<b>0.0444*</b>	<b>2.59</b>
$\Delta Z \times D_{12+}$ $\times D_{PFS}$	0.0053	0.26	0.0050	0.24	-0.0340	-1.57
$\Delta IC$	<b>-7.78 E-6*</b>	<b>-5.40</b>	<b>-7.28 E-6*</b>	<b>-5.08</b>	<b>-6.58 E-6*</b>	<b>-5.06</b>
$\Delta YB$	2.68 E-7	0.35	1.11 E-7	0.15	-	-
$\Delta OI$	<b>1.81 E-4*</b>	<b>3.12</b>	<b>2.53 E-4*</b>	<b>4.21</b>	<b>1.64 E-4*</b>	<b>2.76</b>
$\Delta M$	-6.08 E-5	-1.49	-6.38 E-5	-1.53	-	-
$\Delta T_i$	-	-	<b>0.2039*</b>	<b>3.91</b>	-	-
$\Delta T_i$ mone	-	-	-	-	0.0167	0.82
$\Delta T_i$ mehane	-	-	-	-	<b>-0.2516*</b>	<b>-9.18</b>
F value	67.8*		65.35*		79.86*	

ערכי t ומובהקויות סטטיסטיות מנוכות מהשפעות של heteroscedasticity.

\* - פרמטר מובהק ברמת  $\geq 1\%$ .

לוח 2. מעבר מתעסוקה לאי- תעסוקה  $P(Ne_t/E_{t-4})$ , לפי קב' ענפים וסקטור, 1990-2000.

N=61480	mod4 (without $\Delta T_i$ )		mod5 (with $\Delta T_i$ )		mod6 ( with $\Delta T_i$ - mone/mehane)	
	parameter	t	parameter	t	parameter	t
$\alpha$	0.1436*	14.2	0.1399*	13.8	0.1625*	16.4
$D_{35+}$	-0.0271*	-10.8	-0.0265*	-10.6	-0.0256*	-10.2
$D_{-11x} D_{OBS}$	-0.0632*	-7.30	-0.0633*	-7.31	-0.0638*	-7.38
$D_{-11x} D_{PFS}$	-0.0699*	-6.76	-0.0704*	6.82	-0.0715*	-6.92
$D_{12+x} D_{AC}$	-0.0703*	-6.61	-0.0716*	-6.73	-0.0740*	-6.95
$D_{12+x} D_{OBS}$	-0.0886*	-10.6	-0.0900*	-10.8	-0.0928*	-11.1
$D_{12+x} D_{PFS}$	-0.0956*	-11.3	-0.0974*	-11.5	-0.1003*	-12.5
$\Delta Z_x D_{-11}$ $x D_{AC}$	<b>0.1164**</b>	<b>2.06</b>	0.0852	1.49	0.0636	1.12
$\Delta Z_x D_{-11}$ $x D_{OBS}$	<b>0.1002*</b>	<b>3.85</b>	<b>0.0840*</b>	<b>3.19</b>	<b>0.0635**</b>	<b>2.44</b>
$\Delta Z_x D_{-11}$ $x D_{PFS}$	0.0284	0.56	0.0155	0.31	-0.0046	-0.09
$Z_x D_{12+}$ $x D_{AC}$	<b>0.1433*</b>	<b>2.88</b>	<b>0.1389*</b>	<b>2.80</b>	<b>0.1043**</b>	<b>2.1</b>
$\Delta Z_x D_{12+}$ $x D_{OBS}$	<b>0.0722*</b>	<b>4.06</b>	<b>0.0710*</b>	<b>3.99</b>	<b>0.0353**</b>	<b>2.00</b>
$\Delta Z_x D_{12+}$ $x D_{PFS}$	0.0055	0.27	0.0052	0.25	-0.0337	-1.66
$\Delta IC$	<b>-7.8E-6*</b>	<b>-5.43</b>	<b>-7.3E-6*</b>	<b>-5.11</b>	<b>-6.6E-5*</b>	<b>-5.09</b>
$\Delta YB$	2.77E-7	0.36	1.18E-7	0.16	-	-
$\Delta OI$	<b>1.82E-4*</b>	<b>3.14</b>	<b>2.54E-4*</b>	<b>4.22</b>	<b>1.65E-4*</b>	<b>2.78</b>
$\Delta M$	-6.0E-5	-1.48	-6.3E-5	-1.55	-	-
$\Delta T_i$	-	-	<b>0.2031*</b>	<b>3.90</b>	-	-
$\Delta T_i$ mone	-	-	-	-	0.0166	0.81
$\Delta T_i$ mehane	-	-	-	-	<b>-0.2514*</b>	<b>-9.17</b>
F value	59.5*		57.8*		70.02*	

ערכי t ומובהקויות סטטיסטיות מנוכות מהשפעות של heteroscedasticity.

\* - פרמטר מובהק ברמת  $\geq 1\%$ .

\*\* - פרמטר מובהק ברמת  $\geq 5\%$ .

לוח 3. מעבר מתעסוקה לאבטלה ואל מחוץ לכוח העבודה, 1990-2000.

N=61480	mod 7 $P(U_t/E_{t-4})$		mod 8 $P(Re_t/E_{t-4})$	
	parameter	t	parameter	t
$\alpha$	0.0763*	10.2	0.0688*	10.9
$D_{35+}$	-0.0107*	-5.88	-0.0164*	-9.10
$D_{-11x} D_{OBS}$	-0.0486*	-6.94	-0.0146*	-2.61
$D_{-11x} D_{PFS}$	-0.0503*	-6.06	-0.0194*	-2.92
$D_{12+x} D_{AC}$	-0.0457*	-5.32	-0.0247*	-3.63
$D_{12+x} D_{OBS}$	-0.0633*	-9.37	-0.0252*	-4.70
$D_{12+x} D_{PFS}$	-0.0714*	-10.5	-0.0240*	-4.37
$\Delta Z_x D_{-11}$ $x D_{AC}$	0.0225	0.51	<b>0.0900**</b>	<b>2.32</b>
$\Delta Z_x D_{-11}$ $x D_{OBS}$	<b>0.0883*</b>	<b>4.61</b>	0.0076	0.42
$\Delta Z_x D_{-11}$ $x D_{PFS}$	-0.0291	-0.87	0.0516	1.35
$Z_x D_{12+}$ $x D_{AC}$	<b>0.0870**</b>	<b>2.30</b>	0.0529	1.57
$\Delta Z_x D_{12+}$ $x D_{OBS}$	<b>0.0582*</b>	<b>4.83</b>	0.0010	0.77
$\Delta Z_x D_{12+}$ $x D_{PFS}$	0.0217	1.66	-0.0211	-1.35
$\Delta IC$	<b>-6.65E-6*</b>	<b>-6.99</b>	-1.45E-6	-1.57
$\Delta OI$	<b>2.35E-4*</b>	<b>5.68</b>	-6.72E-5	-1.70
F value		50.8*		22.9*

ערכי t ומובהקויות סטטיסטיות מנוכות מהשפעות של heteroscedasticity.

\* - פרמטר מובהק ברמת  $\geq 1\%$ .

\*\* - פרמטר מובהק ברמת  $\geq 5\%$ .

## **פרק ו' - ניתוח הממצאים וסיכומם**

**ניתוח הממצאים**

(1) 1-3 mod - גרסיות על מעבר מתעסוקה לאי-תעסוקה לפי סקטורים.

השפעות של כניסת הלא-ישראלים, יחס ההחלפה וכושר השתכרות - הממצאים מראים שכניסתם ההמונית לשוק העבודה הישראלי הביאה בתקופת המחקר לנשירה ניכרת מתעסוקה בסקטור העסקי, בקרב מיעוטי השכלה ומשכילים כאחד<sup>12</sup>. לעומת זאת וכצפוי, כניסתם לא השפיעה כלל בסקטור הציבורי והפיננסי.

גרסיית 2 mod מראה כצפוי, שליחס ההחלפה שנוקף למועסקים השונים השפעה חיובית ניכרת על הסתברות הנשירה שלהם מתעסוקה. כאשר מציבים בגרסיית 3 mod במקום יחס ההחלפה את רכיביו- המכנה והמונה בנפרד, מתברר כי למכנה- הערך הזקוף של כושר ההשתכרות וקצבאות הילדים של המועסק - יש השפעה שלילית ניכרת על הנשירה, ואילו למונה- הזכאות להבטחת הכנסה ולקצב' הנ"ל של המועסק- לא ניכרת השפעה. מכאן ניתן להסיק שההשפעה האמורה של יחס ההחלפה של המועסקים משקפת בעיקרה את השינויים בכושר ההשתכרות של התצפיות.

כאשר משווים את הפרמטרים של  $\Delta Z$  בשלשת הגרסייות 1- mod, 2 mod ו 3 mod, מתברר כי הצבה במודל של יחס ההחלפה- ובמיוחד של רכיביו, מצטמצמת את אומדני ההשפעות של השינוי במספר העובדים הלא-ישראלים  $\Delta Z$  על הנשירה מתעסוקה בסקטור העסקי. קיזוז חלקי זה של הפרמטרים משקף את השפעת אותם השינויים בשכר הפוטנציאלי של התצפיות שמתואמים עם כניסת הלא-ישראלים. נמצא, כאמור לעיל (גוטליב 2002), כי מבנה השכר של הישראלים הושפע בתקופת המחקר על ידי כניסת העובדים הלא-ישראלים. מכאן מתברר כי השפעת השינויים בשכר הפוטנציאלי של התצפיות משקפת לפחות בחלקה גם השפעה עקיפה של כניסת הלא-ישראלים לשוק העבודה - דהיינו שכניסתם הביאה לשינויים במבנה השכר שגרמו, כשלעצמם, להגברת הנשירה מתעסוקה: הגידול בהיצע הלא-ישראלים הקטין את הביקוש לישראלים, צמצם את שכרם ומכאן- הגביר את נטייתם לנשור מתעסוקה.

**ההשפעה המצטברת של כניסת הלא-ישראלים על הנשירה מתעסוקה של גברים ישראלים.**

אומדן ההשפעה המצטברת מתייחס לתקופה (1994<sup>(1)</sup> - 2000<sup>(3)</sup>) שבה נכנסו רוב העובדים הזרים לשוק העבודה הישראלי, כדלקמן:

(א) הגידול המצטבר של כניסת הלא-ישראלים  $\Delta Z$  יחסית למצבת מיעוטי השכלה

$$(L_{0-11} + Z) \text{ הגיע בתקופה זו לכ - } 40\%^{13}.$$

(ב) מצבת הגברים המועסקים בסקטור העסקי (בניכוי הפיננסי) הייתה במחצית השנייה של שנות

התשעים, בממוצע, כ 900 אלף- מהם כ 322 אלף מיעוטי השכלה.

<sup>12</sup> ההשפעה על המשכילים מוסברת, כאמור, בכך שהכניסה ההמונית בשכר נמוך במיוחד של הזרים השפיעה על שיטות הייצור- הגדילה עוד את עתירות העבודה הפשוטה בענפים עתירי העבודה - והקטינה בכך את הביקוש גם למועסקים בעלי 12+ ש"ל.

<sup>13</sup> j - רבעונים בתקופה (1999<sup>(4)</sup> - 95<sup>(1)</sup>), t - רבעונים בתקופה (2000<sup>(3)</sup> - 2000<sup>(1)</sup>).  

$$-1 = \Delta Z (94_{(1)} - 2000_{(3)}) \left[ \left( \prod_{t=1}^3 (1 + \Delta Z t) \right)^{\frac{3}{t}} \times \left( \prod_{j=1}^{20} (1 + \Delta Z j) \right)^{\frac{20}{j}} \right]$$

ג) את ההשפעה הכוללת נאמוד<sup>14</sup> בעזרת הפרמטרים של  $\text{mod } 1$ : הנשירה המצטברת "ברוטו" (הלא מנוכה) של מועסקים בסקטור העסקי כתוצאה מכניסת הלא-ישראלים הייתה של  $4.16\%$  ( $0.1041 \times 0.4$ ) מקרב מיעוטי ההשכלה, ושל  $3.26\%$  ( $0.0816 \times 0.4$ ) מקרב בעלי +12 ש"ל. מכאן נגזרת נשירה של כ-32 אלף מועסקים שהם כ- $3.6\%$  ממצבת הגברים בסקטור.

ד) את ההשפעה בניכוי השינויים בשכר הפוטנציאלי נאמוד בעזרת הפרמטרים של  $\text{mod } 3$ : נשירה של  $2.53\%$  ( $0.0633 \times 0.4$ ) מקרב מיעוטי ההשכלה, ושל  $1.78\%$  ( $0.0444 \times 0.4$ ) מקרב בעלי +12 ש"ל. נגזרת מכאן נשירה של כ-18.5 אלף מועסקים, שהם כ- $2.1\%$  ממצבת הגברים המועסקים בסקטור.

ה) לסיכום – ההשפעה הישירה של כניסת הלא-ישראלים הביאה לנשירה מתעסוקה של כ-18.5 אלפי גברים. ההשפעה הנוספת של שינויים בשכר פוטנציאלי של התצפיות נאמדת בנשירה מתעסוקה של כ-13.5 אלפי מועסקים נוספים (32-18.5). הערכתנו היא, כאמור, שגם השפעה נוספת זו נובעת בחלקה מכניסת הלא-ישראלים.

#### השפעות של משתני המקרו -

לכניסת גלי העלייה ארצה נמצאה השפעה חזקה על נשירת המועסקים הישראלים, וזאת בסתירה לממצאים של מחקרים קודמים בנושא (Friedberg (2001), Cohen-Goldner & Paserman (2004). שינויים בהשקעה במבנים השפיעו, כצפוי, שלילית על הנשירה מתעסוקה. לעומת זאת לא נמצאו ההשפעות המשוערות של שינויים בתוצר עסקי ושל שינויים בהיצע האוכלוסייה של גברים מיעוטי השכלה ובגילי עבודה. מתברר כי התפתחות התוצר העסקי לא התקשרה בטווח הקצר לביקוש לעבודה פשוטה ושיקפה במידה רבה תפוקות עתירות טכנולוגייה. העדר ההשפעה של היצע הגברים מעוטי ההשכלה נובע כנראה מן היציבות על פני זמן בגודלה של אוכלוסייה זאת.

#### השפעות קבועות על הנשירה מתעסוקה -

שלושת המודלים מראים כי בתקופת המחקר היו השפעות כאלו לתכונות אישיות ולסקטור/ענף של המועסקים: הסתברות הנשירה הייתה גדולה יותר בקרב גברים צעירים מיעוטי השכלה (0-11 ש"ל) בענפי הבנייה והחקלאות, ונמוכה יותר בקרב המבוגרים יותר (בני 35-54), ובקרב המשכילים (בעלי +12 ש"ל) בענפים אלה. מהשוואה בין ענפים/סקטורים מתברר שיחסית לענפי הבנייה והחקלאות, הסתברות הנשירה בענפי המשק האחרים הייתה נמוכה יותר וזאת בקרב בעלי כל רמות ההשכלה.

(2)  $\text{mod } 4-6$  - רגרסיות על מעבר לאי-תעסוקה לפי ענפים/סקטורים.

<sup>14</sup> לצורכי האומדנים של ההשפעות המצטברות נניח כי ההשפעות על כלל הגברים המועסקים זהות לאלו שבקרב בני 25-54 המיוצגים במדגם.

מודלים אלה מבחינים בין המועסקים בענפים עתירי עבודה לא-ישראלית של הבנייה והחקלאות ובין אלה שביתר הסקטור העסקי<sup>15</sup>. מתברר כי בעוצמת ההשפעות של  $\Delta Z$  על מועסקים מיעוטי ההשכלה אין שוני מובהק בין שתי קבוצות הענפים הנ"ל, ואילו ההשפעות על מועסקים בעלי +12 ש"ל נופלות בענפים האחרים של הסקטור העסקי במידה ניכרת מאלה שבענפי הבנייה והחקלאות. ממצא זה מתיישב עם ההשערה שגמישות התחלופה הבין-ענפית גדולה במיוחד בקרב מיעוטי השכלה שהם גם בעלי התמחות נמוכה- ולכן ההשפעה על מיעוטי ההשכלה בענפי הבנייה והחקלאות נפוצה במהירות לדומיהם בענפים האחרים, ואילו ההשפעה על המשכילים בענף נפוצה הרבה פחות למשכילים בענפים האחרים.

#### **השפעות יחס החלפה, כושר השתכרות וזכאות להבטחת הכנסה-**

חופפות את אלה במודלים הקודמים: הצבת יחס החלפה והצבת מרכיביו במודלים  $\text{mod } 5$  ו  $\text{mod } 6$ , בהתאמה, מצטמצמת גם כאן את אומדני ההשפעות של  $\Delta Z$  על הנשירה מתעסוקה בענפי הסקטור העיסוקי, ומעידה על כך שנשירה זאת מוסברת בחלקה על ידי שחיקת שכר שהושפעה כנראה בחלקה מהשפעות ההיצע של כניסת הלא ישראלים.

(3)  $\text{mod } 7-8$  - רגרסיית על מעבר מתעסוקה לאבטלה או לנשירה מכוח העבודה לפי ענפים/סקטורים.

#### **מעבר לאבטלה לעומת נשירה מכוח העבודה -**

מתברר שלגבי רוב הגברים המועסקים בענפי הסקטור העסקי השפעת הכניסה של הלא-ישראלים ניכרת במעבר מתעסוקה לאבטלה ולא בנשירה ישירה מכוח העבודה; ואולם מכלל זה יוצאים המועסקים מעוטי ההשכלה בענפי הבנייה והחקלאות - לגביהם כניסת הלא-ישראלים משפיעה בלעדית על נשירה ישירה מכוח העבודה. יתכן שההסבר לתופעה זאת הוא שרבים מקרב גברים אלה מגויסים לעבודה לסירוגין לפרקי זמן קצרים יחסית - לעבודה עונתית בחקלאות ולפרויקטים זמניים בבנייה. מכאן ניתן לשער שכאשר הם מאבדים את מקום עבודתם חסר לרבים מהם הוותק בעבודה שמזכה אותם לדמי אבטלה, ולכן הם נושרים ישירות אל מחוץ לכוח העבודה.

<sup>15</sup> המובהקות הסטטיסטית הנמוכה של השפעות  $\Delta Z$  על מועסקים מעוטי השכלה בענפי הבנייה והחקלאות מושפעת ממיעוט התצפיות שלהם במדגם שלנו: קשיים טכניים שהתעוררו בבניית המדגם בקישור התצפיות בשנים 1994-1995 גרמו בשנים אלו לנפל מוגבר, וכך הצטמצם בהן מאד מספר התצפיות הרבעוניות של מועסקים גברים מיעוטי ההשכלה בבנייה ובחקלאות (לפחות מ 60).

## **ביבליוגרפיה**

- 1) אמיר, שמואל. וקלינוב, רות. (2003) "שינויים בהשתתפות גברים בכוח העבודה ובשיעורי הנשירה ממנו, 1973-1998", הרשות לתכנון כוח אדם, משרד העבודה והרווחה, מאמר לדיון 12.03 (פברואר).
- 2) בר-צורי, רוני. (2001) "עובדים זרים ללא היתר בישראל, 1999", הרשות לתכנון כח אדם, משרד העבודה והרווחה, מאמר לדיון מס' 5.01 (מרץ), ירושלים.
- 3) גוטליב, דניאל. (2002) "השפעת עובדים לא-ישראלים על תעסוקה, שכר ואי שוויון: 1995 עד 2000", רבעון לכלכלה, שנה 49, מס' 4. עמ' 694-736, (דצמבר).
- 4) Altonji, J.G. and Card, D. (1991) "The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-skilled Natives" in *Immigration Trade and Labor*, edited by Abowd J. M. and Freeman R. B. University of Chicago Press.
- 5) Amir, S. (1979) "The Effect of Children's Allowance on Israel's Labor Supply", *Bank of Israel Economic Review* No. 47 (October), Jerusalem.
- 6) Bean, F.D., Lowell, B.L. and Taylor, L.J. (1988) " Undocumented Mexican Immigrants and the Earnings of other Workers in the US ", *Demography* 25, p. 35-49.
- 7) Beenstock, M. and Klinov, R. (1998) " The Determinants of Separations from Employment: Israel, 1969-1992", The Falk Institute, Discussion Paper No. 98.02, (March).
- 8) Borjas, G.J. (2003) " The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market", *Quarterly Journal of Economics* 118(4), (November) p.1335-1374.
- 9) Borjas, G.J, Freeman, R. B. and Katz, L. (1996) "Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market", *American Economic Review*, 86 (2), (May) p.246-251.
- 10) Card, D. (1990) "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market" , *Industrial and Labor Relations Review*, 43 (1), (January), p.245-257.
- 11) Card, D. (2001) "Immigration Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration" *Journal of Labor Economics*, 19 (1), (January), p. 22-64.
- 12) Carrington, W. J. and De Lima, P. J. F. (1996) "The Impact of 1970 s Repatriates from Africa on the Portuguese Labor Market" *Industrial and Labor Relations Review*, 49 (2), (January), p. 330-347.

- 13) CBS (2003), "Check and Recover: Foreign Workers Departures Model", Working paper prepared by Laura Staetsky, submitted to the Conference of European Statisticians in Geneva, 28-30 April 2003 as supporting paper for Session 3.
- 14) Cohen-Goldner, S. and Paserman, D. (2004) "Mass Migration to Israel and Natives' Transitions from Employment "The Falk Institute, Discussion Paper No. 04.01, (May).
- 15) De New, J.P. and Zimmermann, K.F.(1994)"Native Wage Impacts of Foreign Labor: A Random Effects Panel Analysis", *Journal of Population Economics*,7, p.177-192.
- 16) Friedberg, R.M.(2001) "The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, 116(4) (November) p.1373-1408.
- 17) Hunt, J. (1992) "The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market", *Industrial and Labor Relations Review*, 45 (2),(April) p. 556-572.
- 18) Pischke, J.S. and Velling, J. (1997) " Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets" *Review of Economics and Statistics*,79(4), (November) p. 594-604.
- 19) Taylor, L.J., Bean, F.D., Rebitzer, J.B., Gonzalez, S., Lindsay, B. and Lowell, B.L. (1988) " Mexican Immigrants and the Wages and Unemployment of Native Workers", Working Paper PRIP-UI-1, The Urban Institute.
- 20) Warren, Robert(1986)"The INS Nonimmigrant Information System : Assessing the Statistics of Nondeparture" ,In Bureau of the Census Second Annual Research Conference, March 23-26 ,1986: Proceedings. U.S. Bureau of the Census, 1986, pp. 650-664.





**שעורי נפל (Attrition rates) והתפלגויות לפי תכונות במדגמי פנל של סקרי כוח אדם<sup>16</sup>,  
בשנים 1994-1998.**

השוואות בין מדגמים של כלל התצפיות עם אלה של תצפיות עם פקידות חוזרות בפנלים שלהן.

מספרי התצפיות במדגמים לפי סדר ומספר הפקידות בפנל שלהן, ושיעורי הנפל של המדגמים, 1994-1998.

85126	מס' תצפיות במדגם השלם
1994-1998	הפקידות <sup>17</sup> בפנל
7932	1
3830	2
4032	3
8406	4
12737	12
246	13
124	14
2091	23
197	24
13179	34
3871	123
708	124
4297	234
653	134
22523	1234
32495	מס' תצפיות במדגם 13 ו/או 24
0.618	שיעור נפל

<sup>16</sup> גילאי 25 ומעלה.

**ההתפלגויות לפי תכונות**

השוואת המדגם השלם עם המדגמים של תצפיות עם פקידות נבחרות (באחוזים).

התפלגות לפי גילים:

קבוצות הגיל	מדגם שלם	מדגם 13 ו/או 24
25-34	8.16	5.30
35-49	52.02	51.92
50-54	11.35	12.21
55-59	9.64	10.43
60-64	9.02	9.90
+65	9.82	10.24
סה"כ	100	100

התפלגות לפי שנות לימוד:

קבוצות שנות לימוד	מדגם שלם	מדגם 13 ו/או 24
0-8	22.55	24.15
9-12	40.85	40.90
13-15	17.76	16.19
+16	18.84	18.76
סה"כ	100	100

שיעורי המשתייכים לתכונות אחרות:

תכונות שונות	מדגם שלם	מדגם 13 ו/או 24
שייכים לכ"ע	66.14	63.85
גברים	48.25	47.43
ערבים	9.21	12.04
נשואים	82.98	83.48
מועסקים שאינם שכירים	11.57	7.10

**נתונים על עובדים זרים מחו"ל המועסקים בישראל**

עובדים זרים מחו"ל מועסקים בישראל בהיקף משמעותי מן הבחינה הכלכלית רק החל בשנת 1994. טרם נערכו סקרים סטטיסטיים שהקיפו את אוכלוסיית העובדים הזרים בישראל (שרובם ללא היתרי עבודה) ולכן המידע הסטטיסטי עליהם מתבסס על אומדנים הגזורים ממקורות מידע עקיפים כלהלן:

**1) אומדנים של מספרי עובדים זרים בעלי היתרי עבודה**

(א) עובדים זרים שהעסקתם מדווחת על ידי מעסיקה למוסד לביטוח לאומי: הלמ"ס מפרסמת מאז 1994 נתונים חודשיים על מספרי משרות שכיר ושכר ממוצע למשרת שכיר לפי ענף של עובדים מחו"ל. נתונים אלה<sup>18</sup> התבססו ב 1994 על מפקד של כל המפעלים שדיווחו על עובדים מחו"ל, והחל ב 1995 על מדגם של כ 2500 מפעלים שאותו מעדכנת הלמ"ס באופן שוטף. אומדנים אלה של משרות שכיר השוותה הלמ"ס עם נתוני משרד הפנים מביקורת הגבולות על כניסות ויציאות לחו"ל של עובדים זרים בעלי היתרי עבודה, ומצאה מתאם גבוה בין האומדנים השנתיים משני המקורות<sup>19</sup>.

(ב) מספרים של היתרי העסקה של עובדים זרים שמוקצים על ידי שירות התעסוקה למעסיקים בענפים השונים - נתונים חודשיים המתפרסמים על ידי שירות התעסוקה מ 1993 ואילך. נתונים אלה אינם תואמים את מספרי העובדים המורשים בפועל, כי לסירוגין, חלק ניכר של ההיתרים לא מנוצל – זאת כתוצאה מהפסקות בתהליכי הייצור ומעייכובים בהבאת העובדים ארצה.

**2) אומדנים של מספרי עובדים זרים בלתי חוקיים בישראל.**

הלמ"ס מבססת אומדנים אלה על נתונים מביקורת הגבולות. היא יוצאת מן ההנחה שרובם הגדול של עובדים אלה שמקורם בארצות המתפתחות האופייניות, נכנסו לארץ עם אשרות תייר והמשיכו לשהות כאן באופן בלתי חוקי לאחר פקיעת תוקף האשרות. על פי הנחה זאת הלמ"ס אומדת את מלאי העובדים הבלתי חוקיים בכל עת על ידי צבירת מספרם של תיירים כאלה שהגיעו בעבר וטרם יצאו<sup>20</sup>. ואולם, שיבושים בנתוני ביקורת הגבולות לא מאפשרים לגזור מהם את הנתונים המבוקשים באופן ישיר: קשיים בזיווג רשומות נכנסים עם רשומות היוצאים גורמים לניפוח ניכר של אומדן התיירים הנותרים בארץ (קשיים אלה אופייניים גם למערכות של ביקורת גבולות במדינות אחרות). כדי להתגבר על קושי זה אימצה הלמ"ס שיטה שפותחה על ידי שירות ההגירה והאזרח של ארה"ב (Warren 1986): על פי שיטה זאת אומדים את הטעות הבסיסית של מערכת ביקורת הגבולות - את שיעורם של אלה מקרב התיירים הנכנסים שנרשמים בטעות כנותרים בארץ, וזאת בדרך הבאה:

<sup>18</sup> לנתוני משרות השכיר של המוסד לביטוח לאומי מספר מגבולות בקשר לאומדן של מספרי מועסקים ושל תשומת עבודה של עובדים זרים בעלי היתרי עבודה: (1) הם מתייחסים למשרות ולא לפרטים – עובדים עשויים לעבוד ביותר ממשרה אחת, אך להערכת הלמ"ס הסטייה באומדן הנובעת מגורם זה מזערית. (2) על פי תקנות המוסד לביטוח לאומי רשאים מעסיקים לכלול בדיווח גם עובדים חסרי היתרי עבודה, אך גם גורם זה נחשב שולי בעיני הלמ"ס. (3) הנתונים האמורים של המוסד לביטוח לאומי אינם כוללים עובדים במשקי בית המבוטחים על ידי מעסיקהם.

<sup>19</sup> המידע מביקורת הגבולות נאסף על ידי משרד הפנים ובמקביל גם על ידי משטרת הגבולות. נתוני משרד הפנים מפורטים יותר והלמ"ס השתמש בעבר רק בהם. איכות הנתונים של ביקורת הגבולות סבלה מאז ומתמיד מפגמים רבים כתוצאה מאי דיוקים ברישום ומפגורים בדיווח. מאז 1998 חלה הידרדרות נוספת באיכותם בגלל שינויים שהונהגו בשיטות הרישום והדיווח. (ראה CBS 2003).

<sup>20</sup> זאת בנוסף לאלה שנכנסו עם אשרת עבודה ונשארו מעבר לזמן.

- (א) בוחרים קבוצת מדינות שלגביהן ידוע, שמקרב התיירים שלהן, שיעורם של הנשואים ללא אשרה תקפה בארץ נמוך במיוחד<sup>21</sup>.
- (ב) לגבי קבוצת מדינות זו אומדים מנתוני ביקורת הגבולות את שיעורם הממוצע של אלה מקרב התיירים הנכנסים שלא נרשמו לכאורה כיוצאים בזמן, ורואים בו את שיעור הטעות הבסיסית של מערכת ביקורת הגבולות.
- (ג) את שיעור הטעות הזה מנכים לגבי המדינות השונות מן האומדן הגולמי (המנופח, כאמור) של שיעור התיירים הנכנסים שיציאתם לא נרשמה.

מאז 1995 נעזרת הלמ"ס בשיטה האמורה כדי לאמוד את מספר העובדים הבלתי חוקיים בארץ ופרסמה אומדנים לסופי שנים קלנדריים.

מאז ראשית שנת 2000 הפסיק משרד הפנים לעדכן את הנתונים על יציאת תיירים מקובץ ביקורת הגבולות, ולכן נמנע מהלמ"ס להמשיך ולבסס אומדנים אלה על נתונים אלה<sup>22</sup>.

לאחרונה החליטה הלמ"ס להשתמש בנתונים מקובץ ביקורת הגבולות של משטרת ישראל שאיסופם לא הופסק בשנת 2000, ולעדכן בעזרתם את האומדנים השנתיים עד שנת 2002 (עדכון זה נעשה- ראה ההודעה לעיתונות של הלמ"ס מ 29.6.03). בנוסף לכך בחנה הלמ"ס את נתונים על זרמים ומלאים של ע' זרים לא חוקיים מאז 1995 גם בחתך רבעוני ופרטה מערכת של אומדנים רבעוניים מאז 1995.

### 3) אומדנים של מספרי עובדים זרים ותשומת עבודתם בענפי המשק השונים.

הלמ"ס עורכת אומדנים אלה במקביל לאומדני התוצר במסגרת המערכת של החשבונאות הלאומית. מאז 1995 היא מפרסמת אומדנים רבעוניים לגבי ענף הבנייה, ואומדנים שנתיים לגבי יתר הענפים. את אומדני העובדים הזרים היא מבססת על שילוב מידע על הפעילות הריאלית של הענפים, הנתונים על תשומת העבודה של הישראלים והפלסטינים בענפים, ועל מקורות המידע המפורטים לעיל לגבי העובדים הזרים - חוקיים ולא חוקיים כאחד.

בנוסף לפרסומים האמורים מכינה הלמ"ס פירוט רבעוני של מערכת החשבונאות הלאומית האמורה הכוללת אומדני תוצר, עובדים ותשומת עבודה של ענפי המשק השונים.

### 4) איכות האומדנים על עובדים זרים בישראל- סיכום

מן הפרטים האמורים על מקורות המידע ועל שיטות האומדן מתברר כי אומדני הלמ"ס לגבי מספרי העובדים הזרים, בסה"כ ובענפים השונים, לא מתבססים על איסוף ישיר של מידע מאוכלוסייה זאת או ממדגם שמייצג אותה. בעוד שלגבי עובדים זרים בעלי היתרי עבודה יש מידע שוטף מצד המעסיקים (אם כי גם זה אינו מלא וממצה במידה הרצויה), המידע על העובדים הבלתי חוקיים נובע כולו מאינדיקטורים עקיפים שגם מדידתם נתקלת בקשיים גדולים.

מגבלה פחות חמורה היא העדר נתונים אישיים על העובדים הזרים: זאת מאחר ומדובר בציבור שמורכב כמעט כולו מבעלי השכלה והתמחות נמוכות, שמועסק, רובו ככולו, באותן עבודות אופייניות (בר-צורי 2001). הסתייגויות אלה ישימות גם לגבי העובדים הפלסטינים, ונראה כי ההתייחסות אליהם כאל גורם ייצור הומוגני בתכונותיו הכלכליים לא מהווה מגבלה חמורה במחקר.

<sup>21</sup> בשנים האחרונות נכללו בקבי' מדינות זו - יפן, דנמרק, שוויץ, גרמניה, פינלנד, שבדיה, הונג-קונג, אינדונזיה וסינגפור.  
<sup>22</sup> ראה גם הלמ"ס: הודעה לעיתונות מס' 253/2001, מ 30 אוק. 2001.

**המקורות לאומדני יחס ההחלפה ומרכיביו והתפתחותם בתקופת המחקר**

1. המקורות לאומדני יחס ההחלפה ומרכיביו של אוכלוסיית המחקר- הגברים המועסקים בני 25-54 – כלהלן:

א. פונקציית שכר לאומדן כושר השתכרות:

לוח נספח ג' 1:

*2 SLS לוג שכר ריאלי	רגרסיה שיטת אמידה משתנה תלוי
1.730901	C
0.186521	דמי לאום(יהודי=1)
0.206853	דמי מגדר(גבר=1)
0.031297	ניסיון
-0.000382	ניסיון <sup>2</sup>
-0.187466	דמי עולה(עולה=1)
-0.047686	דמי שנת 92
0.036477	דמי שנת 94
-0.060701	דמי שנת 96
-0.158005	דמי שנת 97
-0.179545	דמי שנת 98
-0.236296	דמי שנת 99
0.176676	מצב משפחתי
0.028237	נשוי=1
0.06183	רווק=1
0.038037	אלמן=1
-0.239078	שנות לימוד
-0.296663	ב"ס אחרון:
-0.15783	עלתיכוני
0.15689	מקצועי אחר
0.11258	תיכון עיוני
-0.693083	תיכון מקצועי
0.014116	ישיבה
7.309321	יחס שכירים ישראלים/שכירים לא ישראלים
-4.879035	יחס שכירים ישראלים/שכירים לא ישראלים 0-11 שנות לימוד
0.314281	R <sup>2</sup> מתואם
117040	מס' התצפיות הכלולות:
* כל המשתנים מובהקים ברמה של 5%	

פונקציית השכר של לוח נספח ג.1 משמשת לאמידת כושר ההשתכרות<sup>23</sup> של בני משק הבית בגיל העבודה. עריכת אומדן זה נחוצה מאחר שאין מידע לגבי רמות השכר של פרטים בנתוני המעקב של סקר כוח האדם. עם זאת כן קיים מידע שהוא משותף לנתוני המעקב של סקר כוח אדם ולסקר ההכנסות. לכן ניתן לאמוד את השכר הפוטנציאלי בסקר המעקב באמצעות שימוש בקשר האמפירי הגלום בסקר ההכנסות בין השכר לבין המשתנים המסבירים. הרגרסיה נאמדה בשיטת ה-2SLS, וזאת כדי לתקן הטיה סימולטאנית מסויימת במשתנה היחס הקיים בין מספר השכירים הישראלים לבין זה של העובדים הלא-ישראלים. התוצאות מובהקות ובכיוונים הצפויים בדומה לתוצאות של עבודות קודמות (ראה גוטליב, 2000).

**ב. פונקציית הכנסה משפחתית נוספת של המועסקים.**

העדר מידע לגבי קירבה משפחתית בסקר המעקב לא אפשר להשתמש בפונקציית השכר גם ליתר המפרנסים במשק הבית. לכן נאלצנו לאמוד את ההכנסות של יתר המפרנסים במשק הבית באמצעות רגרסיות מיוחדות, המוצגות בלוח נספח ג.2 להלן.

רגרסיות הכנסה משכר של יתר בני הבית בגיל העבודה<sup>1</sup> (שיטת אמידה OLS)

לוח נספח ג' 2

הכנסה משפחתית ללא הכנסה של ראש משק הבית									משתנה מוסבר
1999	1998	1997	1996	1995	1994	1993	1992	1991	
-3856.143	-3406.985	-3792.494	-3344.142	-3082.084	-3217.746	-2310.05	-2154.676	-1896.166	C
448.7803	333.0944	107.7014*	116.4956*	206.3113	-61.69949*	76.43723*	136.0824*	74.73134*	דמי לאום (יהודי=1)
34.85288	11.8827	28.31038	24.31786	15.62699	37.21564	13.30217	12.52842	11.93454	שנות לימוד
0.060831	0.060619	0.123268	0.125013	0.113735	0.078395	0.090847	0.072554	0.05366	הכנסה של ראש משק בית
3158.009	2700.528	3176.577	2819.062	2429.898	2161.539	1824.685	1682.738	1483.73	מס' מפרנסים
25.83815	28.94567	-0.876567*	-0.258311*	-0.411761*	8.160834	0.090719*	-0.256261*	2.078646*	גיל
-652.5653	-248.531	-224.9356	-259.1053	7.09421*	238.235	57.36888*	71.24413*	60.04904*	דמי מגדר (גבר=1)
-53.40104*	225.0254	-323.4135	-274.5211	-142.139*	10.63455*	-30.15752*	-21.0546*	-34.60598*	מצב משפחתי (רווק=1)

1 נתונים נומינליים  
\* מקדמים שרמת מובהקותם  $\alpha > 5\%$

**ג. פונקציית זכאות להבטחת הכנסה כאשר הפרטים אינם עובדים.**

פונקציית הזכאות להבטחת הכנסה נעשתה על בסיס התעריף המתאים למירב הקריטריונים שניתן לזהות בקובץ של סקר כוח האדם. אלה כללו את המצב המשפחתי (בודד או זוג), מספר הילדים (0, 1 או 2 ויותר) וגיל ראש משק הבית (קצבה רגילה או מוגדלת). ניצול מידע זה איפשר אומדן משופר של גובה גימלת הבטחת הכנסה.

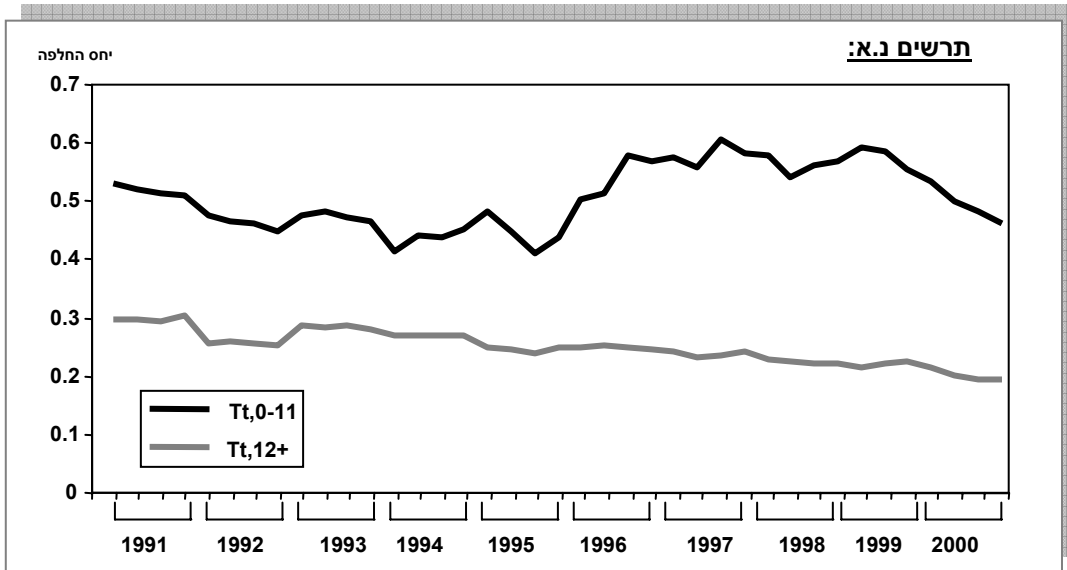
**ד. פונקציית הזכאות לקצבאות ילדים.**

פונקציית הזכאות לקצבאות ילדים נעשתה על בסיס התעריף שמתאים למספר הילדים של משקי הבית ונתוני המוסד לביטוח לאומי בשנים השונות של תקופת המחקר.

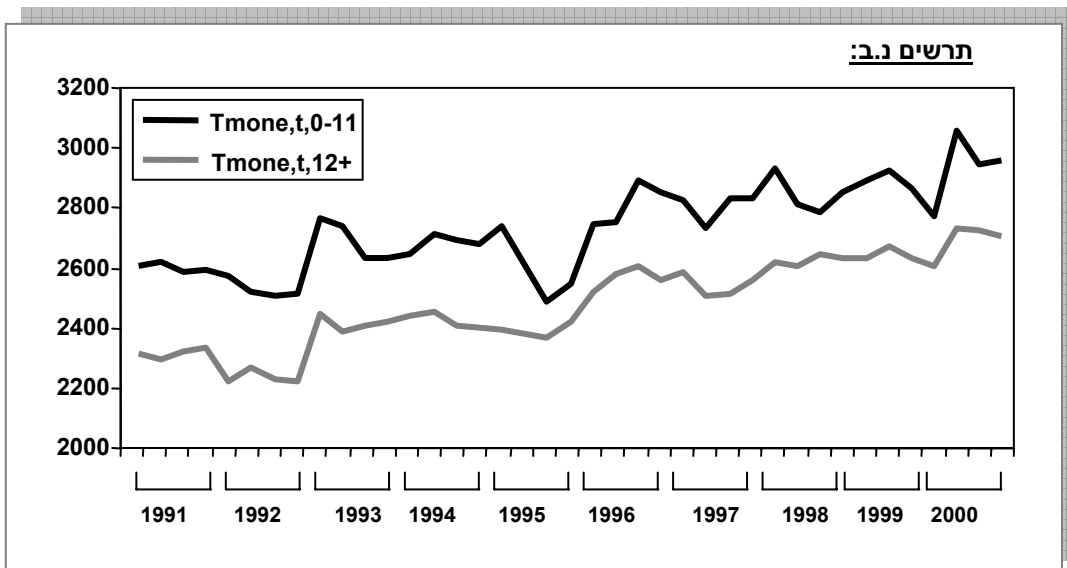
<sup>23</sup> לוג השכר במחירים קבועים, מנוכים במדד המחירים לצרכן

2. ממוצעי יחס ההחלפה ומרכיביו של אוכלוסיית המחקר- ההתפתחויות שחלו בהם בשנים 1991-2000, נתונים רבעוניים (t) לפי קבוצות שנות לימוד (s).

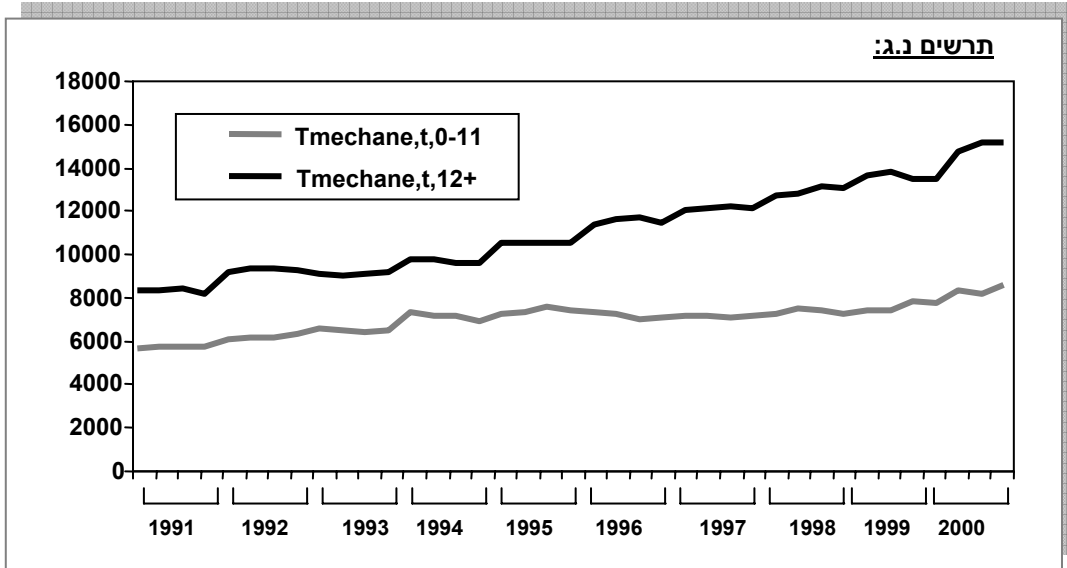
א. יחס ההחלפה (Ts,t)



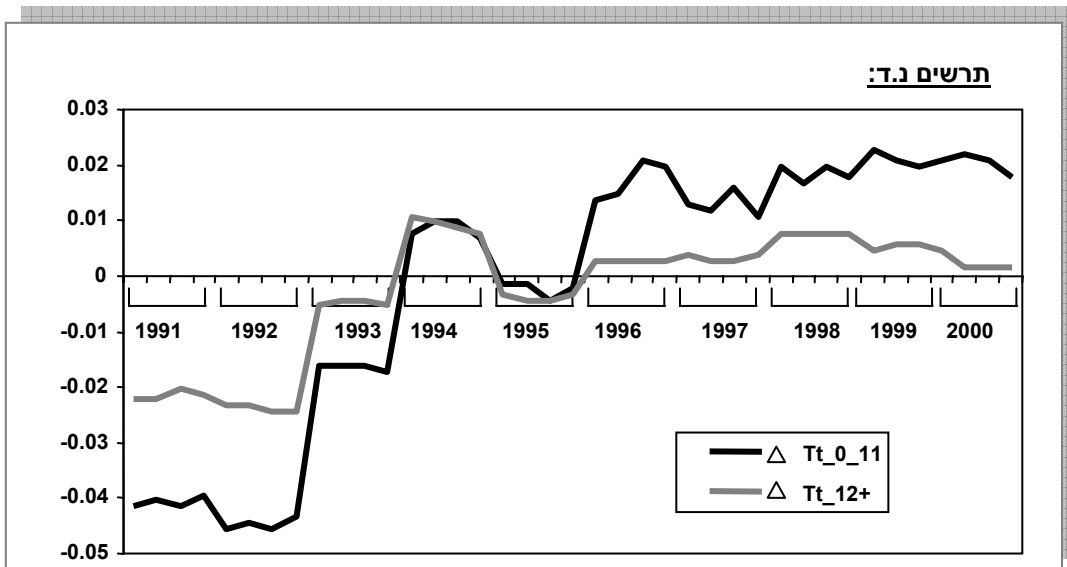
ב. זכאות לתשלומי הבטחת הכנסה וקצבאות ילדים (Tmone,s,t)



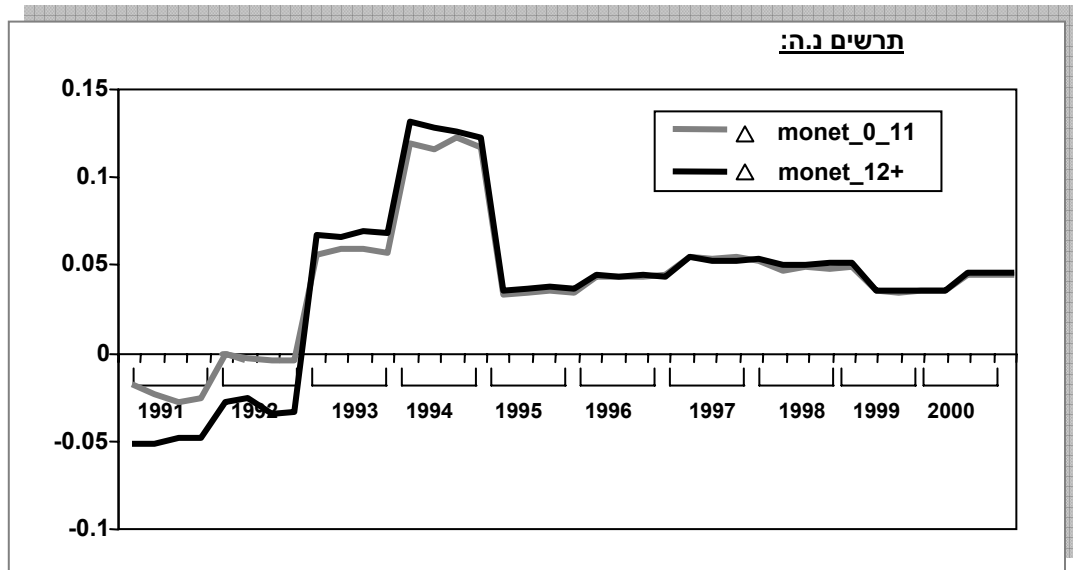
ג. הכנסה פוטנציאלית משכר וקצבאות ילדים ( $T_{mechane,s,t}$ )



ד. שינויים דו-שנתיים ביחס החלפה ( $T_{s,t} - T_{s,t-8}$ )



ה. שינויים דו-שנתיים בזכאות לתשלומי הבטחת הכנסה וקצבאות ילדים  
 $(T_{mone,s,t} - T_{mone,s,t-8})$



ו. שינויים דו-שנתיים בהכנסה פוטנציאלית משכר וקצבאות ילדים  
 $(T_{mechane,s,t} - T_{mechane,s,t-8})$

