

מדוע ירד שיעור ההשתתפות של גברים בכוח העבודה הישראלי?

ד"ר מומי דהן

על המחבר

ד"ר מומי דהן עשה את הדוקטורט במחלקה לכלכלה באוניברסיטה העברית בירושלים בנושא קשרי הגומלין בין צמיחה כלכלית לאי שוויון בהתחלקות העושר. הקריירה המקצועית של ד"ר דהן משלבת עשייה בתחום המדיניות הכלכלית יחד עם מחקר כלכלי בסיסי. ד"ר דהן שימש בשנים 1989 עד 1997 כלכלן בכיר בבנק ישראל (ראש התחום המקרו כלכלי במחלקת המחקר), יועץ במוסדות בינלאומיים (קרן המטבע הבינלאומית והבנק לפיתוח דרום אמריקה) בשנים 1998-1999 ויועץ כלכלי בכיר במשרד האוצר בשנים 1999 עד 2001. מחקריו של ד"ר דהן על אי השוויון ומדיניות תקציבית התפרסמו בכתבי מקצועיים בארץ ובעולם. היום הוא חבר סגל בבית הספר למדיניות ציבורית באוניברסיטה העברית.

דוא"ל: momidahan@mssc.huji.ac.il

תודות

אני מודה לשמואל אמיר, מייקל בינסטוק, נועם זוסמן, משה חזן, אוסנת פלד, קרנית פלוג ורועי רוזנברג ולמשתתפי הסמינר במחלקת המחקר של בנק ישראל על הערותיהם המועילות. אני מודה למינהל תכנון מחקר וכלכלה במשרד התמי"ת שסייע במימון מחקר זה.

נוב' 2004

עמ' 3	תמצית המאמר
עמ' 5	מבוא
עמ' 11	מדוע שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים כה נמוך?
עמ' 12	ארבע בעיות מדידה
עמ' 13	סיווג אנשי צבא הקבע כבלתי משתתפים
עמ' 16	הכללת דיירי המוסדות באוכלוסיה בגיל העבודה
עמ' 17	התייר הישראלי
עמ' 19	שיעור הלומדים
עמ' 19	אומדן מתוקן של שיעור ההשתתפות
עמ' 21	מדוע ירד שיעור ההשתתפות של גברים?
עמ' 22	גישה I – מה אומרים המרואיינים?
עמ' 27	גישה II – מה עושים המרואיינים?
עמ' 32	גישה III – ניתוח מצרפי
עמ' 33	מבנה המודל
עמ' 36	היישום האמפירי
עמ' 41	סיכום
עמ' 43	רשימת ספרות
עמ' 47	לוחות / נספחי לוחות

תמצית המאמר

מטרת עבודה זו היא ללמוד על הגורמים העיקריים שהביאו לירידה החדה בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים בשלושת העשורים האחרונים. שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים ירד בשיעור החד ביותר גם בהשוואה למדינות ה-OECD. עבודה זו מציגה שלוש גישות משלימות לניתוח תופעה זו. לפי הגישה הראשונה, שמבוססת על רשימת הסיבות שדיווחו המרוואיינים, ארבעה גורמים אחראיים לירידה בשיעור ההשתתפות בין השנים 1980 ל-2001: עלייה בשיעור הסטודנטים (21%), התרחבות המגזר החרדי (21%), עליית שיעור הנכים (32%) ועלייה בשיעור העובדים המתיאשים (25%). ואולם גישה זו אינה מסבירה מדוע עלה שיעור הנכים. לפי הגישה השנייה, שנשענת על ניתוח רגרסיה, הירידה נעוצה בהתרופפות חריפה של הזיקה של בעלי השכלה נמוכה לכוח העבודה, ירידה חדה בשיעור הגברים הנשואים והתרחבות המגזר החרדי (וניתוק גדול יותר משוק העבודה של מגזר זה). לפי הגישה השלישית, שמבוססת על ניתוח מצרפי של דפוסי העבודה של גברים שאינם חרדים או סטודנטים, ירידת שיעור ההשתתפות נעוצה בהידרדרות שחלה בתנאים שהציע שוק העבודה (וזאת במקביל ליציבות בקצבאות יחסית לשכר הממוצע). הידרדרות זו התבטאה בשחיקת השכר של בעלי השכלה נמוכה ובירידת הסיכויים למצוא עבודה. לפי גישה זו, אין תמיכה אמפירית להשערה כאילו הנהגת חוק הבטחת הכנסה הביא לירידת שיעור ההשתתפות.

מבוא

לפי נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה שיעור ההשתתפות של גברים בגילי העבודה העיקריים (25 עד 54) בכוח העבודה הישראלי עמד בשנת 2001 על 83.5%, וזאת בהשוואה ל-92.3 במדינות ה-OECD (לוח 1).¹ נתון זה מעורר את השאלה, מדוע שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים הוא מן הנמוכים ביותר במדינות המערב?² מבט על השנים בין 1980 ל-2001 מראה על ירידה חדה בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים. הירידה בשיעורי ההשתתפות של גברים היא תופעה שנצפתה במדינות מערביות רבות ואולם שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים ירד בשיעור החד ביותר יחסית למדינות ה-OECD. מה גרם לירידה החדה יחסית בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים?

עובדות אלו עוררו עניין מחקרי בגורמים שהובילו לירידה בשיעור ההשתתפות של ישראלים וכן ניסיון להבין מדוע שיעור ההשתתפות הוא כה נמוך. ברמן וקלינוב (1997) ודהן (1998) מסבירים חלקית את הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים בהתרחבות של האוכלוסייה החרדית שמאופיינת בדפוסי עבודה ייחודיים. ברמן וקלינוב (1997) מראים כי משקלם של הבלתי שייכים לכוח העבודה (שאינם משרתים בזרועות הביטחון) עלה מ-8.5% בשנת 1980 ל-12.2% בשנת 1993 כאשר שיעורם של החרדים שאינם משתתפים בכוח העבודה עולה מ-1.2% ל-2.3%. כלומר התרחבות האוכלוסייה החרדית מסבירה כ-30% מירידת שיעור ההשתתפות של גברים.

שיעור ההשתתפות הנמוך וירידתו עוררו גם עניין ציבורי שהלך וגבר בשנים האחרונות. הזרקור הופנה גם לעבר מדינת הרווחה שיוצרת באופן אינהרנטי תמריץ שלילי להשתתף במעגל העבודה לגבי חלק מן האוכלוסייה. הגידול הניכר במספר מקבלי הבטחת הכנסה, במיוחד בשנות התשעים, יצר זיקה נסיבתית לגבי אחריותה של מדינת הרווחה לירידת שיעור ההשתתפות של גברים.

¹ שיעור ההשתתפות חושב כאשר האוכלוסייה כוללת את דיירי המוסדות. מחקר זה מראה כי נתון זה אינו בר השוואה למדינות ה-OECD ומציע דרך לתיקונו.

² מחקר זה בוחן את דפוסי ההתנהגות של גברים בגילי 25 עד 54 בלבד. אמיר וקלינוב (2003), שבחנו את דפוסי ההשתתפות של גברים בגילים מבוגרים יותר, מראים כי הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים בגילים מבוגרים משקפת בעיקרה עלייה בשיעורי הנשירה מכוח העבודה שחלה בגילים מוקדמים, ואילו שיעור הנשירה של גילאי 61 ומעלה כמעט ולא השתנו.

באחרונה נעשו מספר מחקרים שבחנו את השפעתה של מדינת הרווחה, במיוחד של קצבת הבטחת הכנסה, על ההשתתפות במעגל העבודה. עבודתם של זוסמן ורומנוב (2001) מצאה כי הגמלה להבטחת הכנסה משפיעה באופן שלילי על היצע העבודה כאשר השפעה זו גבוהה במיוחד בקרב משפחות חד הוריות. המחברים מדווחים כי עוצמת התגובה שהם מצאו גבוהה מזו שנמצאה במחקרים שהתבססו על ניסויי שדה. אולם עבודה זו לא ערכה השוואה של עוצמת השפעת הגמלה להבטחת הכנסה (או נדיבותה) במדינות אחרות ולפיכך לא ניתן ללמוד על ההבדלים בשיעורי ההשתתפות של גברים ישראלים לעומת עמיתיהם במדינות אחרות.

ברנדר, פלד-לוי וקסיר (2002) מצאו כי הזכאות הפוטנציאלית לקבל גמלה להבטחת הכנסה בקרב גברים הייתה חסרת השפעה על הסיכויים לעבוד בשנים 1988 עד 1996 ובעלת השפעה שלילית בשנים 1997 עד 2000. לעומת זאת השפעת הזכאות הפוטנציאלית על סיכויי הנשירה של נשים משוק העבודה נחלשה לאורך שנות התשעים.³ המחברים מסיקים מכך שחלה עלייה בנדיבות במתן הגמלה אך אין הסבר מדוע הנדיבות גברה רק כלפי גברים. בעבודה זו לא הוצגה תרומתו הכמותית של גורם זה לירידת ההשתתפות של גברים בכוח העבודה ולכן לא ניתן ללמוד מעבודתם על מידת חשיבותה של תופעה זו יחסית לגורמים אחרים שפעלו באותו זמן.

גוטליב (2002) תולה את העלייה הניכרת במספר מקבלי הבטחת הכנסה בשני גורמים. ראשית, הרמת ידיים של שירות התעסוקה בהשמת מובטלים בעבודה שהתבטאה בעלייה ניכרת של הנפקת אישורים של "בלתי ניתנים להשמה" כאשר ב-1998 תופעה זו הוחמרה בשל הוספת קטיגוריה של "בלתי ניתן להשמה לצמיחות".⁴ שנית, העלייה הניכרת במספר מקבלי הבטחת הכנסה מוסברת בעליית הגמלה להבטחת הכנסה יחסית לשכר האלטרנטיבי שנמדד על פי שכרם של בעלי השכלה של 0 עד 12 שנות לימוד. ואולם במחקר זה אין ניתוח כמותי של תרומת גורמים אלו לירידת שיעור ההשתתפות של גברים. זאת ועוד, מדידת השכר

³ הגדרת הזכאות הפוטנציאלית מבוססת על שני תנאים: האחד, הפרט אינו עובד והתנאי השני הוא שהכנסותיו שאינן מעבודה אינן עולות על סף מסוים (disregard). ואולם ההכנסות שאינן מעבודה סובלות ממהימנות סטטיסטית נמוכה, דבר שמעורר קושי בהסקת מסקנות חדות ממחקר זה.

⁴ לעומת זאת מחקרים של זוסמן ורומנוב (2002) מראה שמספר העובדים בשירות התעסוקה ירד גם באופן מוחלט, ובמיוחד יחסית למספר הפונים, ולכן צפויה גם ירידה בתפוקה של שירות התעסוקה.

האלטרנטיבי על פי משוואת שכר מלמדת כי לא חלה עלייה ביחס בין הגמלה להבטחת הכנסה יחסית לשכר האלטרנטיבי (ברנדר ושות', 2002). גוטליב אינו עושה הבחנה בין גברים לנשים וממילא לא ניתן להעריך את השפעת הגורמים שצוינו על שיעור ההשתתפות של גברים.

השערה פופולרית, שנשמעה לא פעם מצד נציגי משרד האוצר, היא שהעלייה הניכרת במספר מקבלי הבטחת הכנסה משקפת עקומת למידה של אזרחי ישראל לגבי ההטבות הגלומות במדינת הרווחה. לפי גירסה זו, לקח זמן עד אשר הופנמו היתרונות שמעניקה מדינת הרווחה לפרטים שבחורים להימנע מעבודה. ואולם מבט על דפוסי העבודה בשנים שלאחר כניסת חוק הבטחת הכנסה לתוקף בשנת 1982 מראה על יציבות שיעור ההשתתפות של גברים בשנים 1983 עד 1986. על רקע זה נדרשות עדויות מוצקות יותר כדי להשתכנע במידת החשיבות של טענה זו.

ההזדקקות להשערות, כמו התגברות הנדיבות הבירוקרטית במתן הגמלה, עקומת למידה והרמת ידיים מצד שירות התעסוקה, כדי להסביר את הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים משקפת את הקושי להסביר את העלייה הניכרת במספר מקבלי הבטחת הכנסה כאשר לא חלה עלייה בנדיבות של קצבת הבטחת הכנסה כלפי גברים.⁵ קצבת הבטחת הכנסה רגילה ליחיד נשארה באותו שיעור מאז חוק חוק הבטחת הכנסה ועד 2002 (20% מן השכר הממוצע). קצבת הבטחת הכנסה רגילה לזוג עם שני ילדים הייתה קבועה עד 1995 בשיעור של 40% מהשכר הממוצע, ואז במסגרת החוק לצמצום העוני והפערים בהכנסות הועלתה ל-42%, שיעור שהיה תקף עד 2002.⁶ חוק זה גם קבע זכאות מיידית לגמלה בשיעור מוגדל למשפחות בהן מלאו לראש המשפחה 46 שנה. מטבע הדברים זוהי העלאה אפקטיבית של הגמלה בעיקר לגברים בני 46 או יותר.

⁵ משפחה הזכאית להבטחת הכנסה זכאית להטבות כספיות נוספות כמו סיוע במימון שכר דירה והקלות בתשלומי מסים ואגרות כגון דמי ביטוח לאומי, מס בריאות, ארנונה ואגרת טלוויזיה. יתכן כי לאורך השנים עלתה הנדיבות דרך ההטבות הנלוות, ואולם אין מחקר שבחן את התפתחות ההטבות על פני זמן.

⁶ במשך השנים נעשו שינויים במערכת הבטחת הכנסה אך הם אינם נראים בעלי חשיבות כמותית לגבי התנהגותם של גברים. כך למשל במרץ 1983 הוספו זכאים מסיבות של אי כושר לעבוד או אי השמה בעבודה: אישה המקבלת קצבת נכות כעקרת בית ואסיר המועסק מחוץ לבית הסוהר במסגרת ריצוי עונשו. ביולי 1984 הסכום הקובע הוגדל ב-2% השכר הממוצע ליחיד ו-3% לשאר הרכבי משפחה בשיעור הרגיל. הסכום הקובע לשיעור המוגדל הועלה ל-5% ול-7.5% בהתאמה. בשנת 1987 הוגדל שיעור אי התחשבות בהכנסת משפחה בעלת יותר מנפש אחת ב-17% מהשכר הממוצע במשק.

ואולם היו גם שינויים משמעותיים בקצבת הבטחת הכנסה אך אלו בעלי השפעה מוגבלת על השתתפותם של גברים בכוח העבודה הואיל ונגעו למשפחות חד הוריות, שבראשן לרוב עומדות נשים.⁷ באוקטובר 1990 ניתן פטור ממבחן תעסוקה להורים יחידים שבהחזקתם ילד שטרם מלאו 7 שנים (במקום גיל 5 שהיה קודם ואם למספר ילדים שהקטן ביניהם טרם מלאו 10). שינוי משמעותי יותר התרחש באפריל 1992, אז הורחב מעגל הזכאים לשיעור מוגדל של קצבת הבטחת הכנסה גם למשפחות חד הוריות אפילו אם לא שהו במערכת שנתיים. באוגוסט 1994 הורחב עוד מעגל הזכאים לשיעור מוגדל גם למשפחות חד הוריות שאינן מוגדרות ככאלה בחוק משפחות חד הוריות (שנכנס לתוקף באפריל 1992).

מפתיע לגלות כי המחקר בישראל על הגורמים שאחראים לירידת שיעור ההשתתפות של גברים כמעט פסח על תפקידו של שוק העבודה.⁸ הפעילות בשוק העבודה מתחרה עם פעילויות אחרות כמו ייצור ביתי ופנאי. ככל שיורדת האטרקטיביות של שוק העבודה כך צפויה ירידה בהשתתפות של האוכלוסייה בכוח העבודה. באופן גס, ניתן להתמקד בשני היבטים של כדאיות הפעילות בשוק העבודה: התמורה לעבודה והסיכויים למצוא עבודה. בשני אלו היו תמורות משמעותיות בשלושת העשורים האחרונים לרעתם של בעלי כישורים נמוכים (במיוחד השכלה). ההתרחבות בפערי השכר לרעתם של בעלי השכלה נמוכה בישראל תועדה במספר מחקרים ועליית שיעור האבטלה ידועה לכל.

בספרות האמפירית שעוסקת בגורמים לירידת שיעור ההשתתפות של גברים בארה"ב השכר והסיכויים למצוא עבודה ממלאים תפקיד חשוב. העבודה של Juhn, Murphy and Topel (1991) היא אחת העבודות החשובות באיתור הגורמים המרכזיים למגמת הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים. עבודה זו העמידה במרכז את ההרעה שחלה באפשרויות של בעלי השכלה נמוכה בשוק העבודה כסיבה העיקרית לירידת שיעור ההשתתפות של גברים אמריקאים. ממצא זה נתגלה בעבודה של (Juhn, 1992) המראה שההרעה בשכרם של בעלי

⁷ יתכן, שגברים נטשו את שוק העבודה בתקופה שלאחר התפרקות התא המשפחתי כדי להשתמט מתשלום דמי מזונות.

⁸ מחקרו של גוטליב (2002) הוא יוצא מן הכלל בהקשר זה.

כישורים נמוכים (השכלה נמוכה) אחראית כמעט למלוא הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים לבנים בתקופה שבין תחילת שנות השבעים לשלהי שנות השמונים.⁹ מבט על המחקר הישראלי בתחום זה מפתיע גם מזווית נוספת. לרוב לא הובלטו (ולעיתים אף הייתה התעלמות) בעיות מדידה חמורות במדידת שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים. בעיות מדידה אלו גורמות לשיעור ההשתתפות נמוך בצורה מוגזמת של גברים בהשוואה למדינות ה-OECD. אחת מההטיות המשמעותיות נובעת מדרך טיפול סטטיסטית ייחודית לישראל, לפיה משרתי צבא הקבע וזרועות הביטחון האחרות, שמורכב משיעור גבוה של גברים, נכללים באוכלוסייה בגיל העבודה אך אינם נכללים בכוח העבודה האזרחי.

מטרת עבודה זו היא להתמודד עם שתי שאלות בסיסיות: האחת, מדוע שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים הוא נמוך? במיוחד נתמקד בארבע בעיות מדידה שמשבשות את השוואת שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים לעמיתיהם מעבר לים. השנייה, מדוע שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים ירד בשיעור חד בשלושת העשורים האחרונים? מחקר זה יבחן את תפקידו של שוק העבודה, בין יתר הגורמים, בהסבר התופעה.

⁹ Juhn, Murphy and Topel (2002) חזרו על עבודתם אחת עשרה שנים מאוחר יותר כדי למצוא שוב את חשיבותה של חולשת שוק העבודה בהסבר ירידת שיעור התעסוקה של גברים. בעבודה זו הם מוצאים גם כי הירידה בשיעור ההשתתפות בשנות התשעים קשורה להתגברות הנדיבות כלפי נכים. במשך השנים התפתח ויכוח חריף לגבי התקפות של הממצא הזה באשר לקשר שבין העלייה בשיעור המדווחים על נכות לבין הירידה בשיעור ההשתתפות. מצד אחד, Parsons (1980) תולה את הירידה בשיעור ההשתתפות בתקופה שלאחר מלחמת העולם השנייה באפשרויות שמעמידה מדינת הרווחה, ובמיוחד בהתפתחות קצבת הנכות. לעומתו Bound (1989) הצביע על בעיות אקונומטריות בעבודה של Parsons שהביאו להגזמה בהשפעת קצבת הנכות. Bound (1989) השתמש באמידה המבוססת על טכניקה של "ניסוי טבעי", והראה כי קצבת הנכות היא בעלת חשיבות כמותית מוגבלת למדי. לאחרונה, הצטרפו לויכוח זה Autor and Duggan (2003) שהראו שהעלייה בתביעות לקצבת נכות היא תוצאה של האינטראקציה בין התגברות הנדיבות לירידה בתמורה לעבודה לבעלי השכלה נמוכה.

**מדוע שיעור ההשתתפות של גברים ישראליים
כה נמוך?**

אחד המניעים העיקריים למחקר זה היה הספק שמתעורר כאשר חוזרים ונתקלים בנתון הסטטיסטי הפנטסטי לפיו יותר מ-16% מהגברים בגילי העבודה המרכזיים (25 עד 54) אינם משתתפים בכוח העבודה. שיעור זה כפול משיעור הבלתי משתתפים במדינות ה-OECD (הארגון לשיתוף פעולה כלכלי ולפיתוח), שעומד על כ-8% בשנת 2001. השאלה שצפה מיד היא, מהי הסיבה או הסיבות לכך שקבוצה כה גדולה מנותקת ממעגל העבודה עד כדי כך שאפילו אינה מחפשת עבודה.

הדרך הטבעית לענות על השאלה בכותרת היא באמצעות מחקר המבוסס על מאגר נתוני שיעור ההשתתפות של גברים בכוח העבודה במדינות שונות בעולם ובהן ישראל, וכן על שורה של משתנים שמועמדים להיות גורמים המסבירים את ההבדלים בין מדינות. ואולם עד כה לא ניתן לדלג מעל המשוכה של בניית בסיס נתונים בני השוואה ממדינות שונות על משתנים מרכזיים כמו מדינת הרווחה, השכר היחסי של בעלי השכלה נמוכה ושיעור הסטודנטים באוכלוסייה.

עבודה זו מציגה את השלב הראשון בדרך למחקר מסוג זה. העבודה בוחנת אם מיקומה הנמוך של ישראל בטבלה הבינלאומית של שיעור ההשתתפות של גברים בכוח העבודה משקף פער בדרך הטיפול הסטטיסטית של ישראל לעומת מדינות ה-OECD. בירור זה העלה ארבע בעיות מדידה שהן בעלות חשיבות כמותית להבדלים בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים לעומת מדינות ה-OECD.

א. ארבע בעיות מדידה

הצעד הראשון בניסיון להתחקות אחר הסיבות לשיעור גבוה יחסית של בלתי משתתפים הוא לשאול את פי אותם גברים שבחרו או נאלצו להימצא מחוץ לכוח העבודה. לוח 2 משחזר טבלה שמופיעה בפרסום 1199 של הלמ"ס ובו פירוט שלוש הסיבות העיקריות לאי השתתפות של גברים בכוח העבודה: מחלה או פנסיה, לימודים וסיבה אחרת. הדבר הבולט בלוח זה הוא משקלה הגבוה של הקבוצה לגביה אין אנו יודעים מה הם ענו לסוקרי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כלומר, הסיבה לחוסר השתתפותם של 5.6% מאוכלוסיית הגברים בגילי העבודה העיקריים, שהם למעלה משליש מכלל הבלתי משתתפים, אינה ידועה.

1. א. סיווג אנשי צבא הקבע כבלתי משתתפים

השיעור הגבוה של בלתי משתתפים שלגביהם אין דיווח על סיבת אי השתתפותם נובע בחלקו מסיווג אנשי זרועות הביטחון (בעיקר אנשי צבא הקבע) כבלתי משתתפים. אומנם סיווג זה נועד לצורכי אמידת כוח העבודה האזרחי, ואולם בשל משקלה הגבוה של קבוצה זו בישראל יחסית למדינות אחרות סיווג זה דוחף באופן מלאכותי את שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים כלפי מטה, ומשבש את ההשוואה למדינות אחרות.

כוח העבודה במדינות ה-OECD מוגדר לפי הקריטריונים המקובלים בארגון הבינלאומי לעבודה (ILO), ועל פיו משרתי צבא מסווגים כמשתתפים בכוח העבודה.¹⁰ בפועל, חלק ניכר מסקרי כוח אדם במדינות ה-OECD, הנערכים ברשויות הסטטיסטיות של כל מדינה ומדינה, אינם כוללים את משרתי הצבא במדגם. כתוצאה מכך משרתי הצבא אינם נמנים על המשתתפים בכוח העבודה, אך גם אינם נמנים על אוכלוסיית גיל העבודה.

בישראל, לעומת זאת, משרתי הצבא נכללים בסקר כוח אדם, כלומר נכללים באוכלוסיית גיל העבודה, אך מסווגים כלא משתתפים בכוח העבודה. טיפול סטטיסטי ייחודי זה יוצר הטיה כלפי מטה של שיעור ההשתתפות של ישראל הן בהשוואה למדינות המכלילות את משרתי הצבא בסקר כוח אדם והן בהשוואה לאלו שאינן עושות כן. בלוח 3 ניתן לראות כי 20 המדינות שכוללות בסקר כוח אדם את אנשי הצבא מסווגות אותם כמשתתפים (לגבי 3 מתוך 20 מדינות ניתן לומר ברמת וודאות גבוהה אך לא מוחלטת שהן נוהגות כך) ואילו 10 מדינות אינן כוללות את אנשי הצבא בסקר.

עבודה זו מפעילה דרך זיהוי פרטנית של אנשי צבא הקבע, וכך ניתן להפוך אותם מבלתי משתתפים למשתתפים בכוח העבודה.¹¹ כל התצפיות בסקר כוח אדם מוינו לפי משקי בית. לאחר מכן אותרו משקי הבית בהם מספר המפרנסים (מספר המפרנסים קטום ב-4)

¹⁰ בהתאם להחלטה שהתקבלה בוועידה ה-13 של ה-International Conference of Labor Statisticians, אוקטובר 1982.

¹¹ החל משנת 2001 ניתן לזהות במישרין את אנשי צבא הקבע בסקר כוח אדם. הנחיצות של דרך הזיהוי המופעלת בעבודה זו נעוצה בצורך ליצור סדרה בת השוואה משנת 1974 ועד 2001. נעשתה השוואה בין דרך זיהוי זו של אנשי צבא הקבע לבין הזיהוי הישיר ונמצאו הבדלים קטנים יחסית. דרך הזיהוי העקיפה החמיצה 45 תצפיות בלבד שזוהו על פי הדרך הישירה (היו גם 15 תצפיות שזוהו כאנשי צבא קבע אבל אינן כאלו על פי הדרך הישירה).

היה גדול ממספר המשתתפים. איש קבע הוא פרט שהוגדר כבלתי משתתף והוא משתייך למשק בית שלגביו מתקיים פער חיובי בין מספר המפרנסים למספר המשתתפים. הגדרה זו יוצרת הטיה כלפי מעלה במספר אנשי קבע הואיל וגברים בלתי משתתפים בגיל הרלוונטי, המתגוררים במשק בית עם איש קבע, מסווגים כאנשי קבע למרות שאינם אנשי קבע.

בעבודה זו נעשה שימוש בהגדרה חלופית, שיוצרת הטיה כלפי מטה באומדן אנשי הקבע. לפי הגדרה זו, איש קבע הוא פרט שהוגדר כבלתי משתתף, משתייך למשק בית בו מספר המפרנסים גדול ממספר המשתתפים וההפרש בין השניים שווה למספר הבלתי משתתפים. ההטיה כלפי מטה באומדן אנשי הקבע נעוצה בהשמטת אנשי קבע במשקי בית בהם שני גברים (או יותר) שאחד מהם הוא איש קבע והאחר אינו שייך לכוח העבודה. ההטיות של דרך זיהוי זו נובעת מהקטימה של מספר המפרנסים.

בדיקת ההרכב הדמוגרפי של קבוצת האוכלוסייה שזוהתה כאנשי קבע תסייע להשתכנע בתקפות הזיהוי. במיוחד, נבדק ההרכב של אנשי הקבע לפי דת ונמצא ששיעור היהודים הוא 90.8%, שיעור הדרוזים הוא 7.2% ואילו שיעור המוסלמים הוא 2% (נתוני שנת 2001). הרכב זה שונה מהרכב האוכלוסייה הכוללת, והוא בהתאם לצפוי. רמת ההשכלה של אנשי הקבע, שמסווגים בסקר כוח אדם כבלתי משתתפים, שונה משמעותית בהשוואה לשאר האוכלוסייה שאינה משתתפת. שיעור בעלי השכלה גבוהה (תואר ראשון, שני ושלישי) בקרב אנשי צבא הקבע הוא 37.2%, וזאת בהשוואה ל-9.3% בקרב יתר האוכלוסייה שאינה משתתפת. אינדיקציה נוספת לטיב הזיהוי של אנשי צבא הקבע היא שיעורם הזניח של חרדים (פרומילים בודדים) בקרב קבוצה זו. ממצאים אלו מלמדים על השיבושים שיוצרת הערבוביה של אנשי הקבע עם יתר האוכלוסייה שאינה שייכת לכוח העבודה. נזכיר שאנשי צבא הקבע מהווים כ-11.7% מכלל הבלתי משתתפים.

סיווג אנשי צבא הקבע כמשתתפים מביא לכך ששיעור ההשתתפות של גברים בגילי 25 עד 54 בשנת 2001 עולה ל-85.4%, וזאת בהשוואה ל-83.5% (לוח 4). דרך טיפול זו הופכת לרלוונטית יותר את השוואה בין השתתפותם של גברים ישראלים לעמיתיהם במדינות אחרות. שיעורם הגבוה יחסית של גברים בקרב אנשי צבא הקבע הוא אחת הסיבות לכך

שההבדלים בין ישראל למדינות ה-OECD בשיעור ההשתתפות בכוח העבודה של גברים הם גדולים בעוד ההשוואה בין נשים ישראליות לנשים במדינות המערב מראה על הבדלים קטנים יחסית.

דרך הזיהוי הפרטנית של אנשי צבא הקבע גם מסייעת לשפר את מידת הדיוק של האומדים ברגרסיות שבוחנות את הקשר בין מאפיינים אישיים כמו גיל והשכלה לשיעור ההשתתפות בכוח העבודה. חוסר התחשבות בכך, כפי שנעשה עד כה, פירושו טעות מדידה שיטתית במשתנה המוסבר (שיעור ההשתתפות) לגבי כל אנשי צבא הקבע.

לוח 5 מציג אמידה סטנדרטית של שיעור ההשתתפות בכוח העבודה על בסיס המאפיינים האישיים של מרואייני סקר כוח אדם בשנת 2001. ברגרסיה אחת סווגו אנשי הקבע כבלתי משתתפים, בהתאם לטעות המקובלת, וברגרסיה משווה סווגו כמשתתפים בכוח העבודה. ניתן לראות כי סיווג אנשי צבא הקבע כמשתתפים משפיע על כל מקדמי הרגרסיה (בלוח מוצגת ההשפעה השולית).

ההשפעה בולטת במיוחד לגבי מקדמיהם של שלושה מאפיינים: השכלה, גיל ודת. הפערים בשיעור ההשתתפות בין משכילים לבלתי משכילים (10 עד 11 שנות לימוד) הם למעשה רחבים יותר כאשר מטפלים כראוי באנשי הקבע. סיווג אנשי הקבע כמשתתפים חושף תופעה שראויה לציון, והיא שיעור ההשתתפות נמוך יותר (בכ-4 נקודות האחוז) של גברים בגילי 45 עד 54. אמידה ללא תיקון זה הייתה מלמדת בטעות על שוויון בשיעורי ההשתתפות של גברים בכל טווח הגילאים שבין 25 ל-54. טעות בסדר גודל משמעותית נכונה גם למקדמים של פרטים יהודים ועוד יותר של דרוזים. שיעור ההשתתפות של יהודים גבוה בכ-3 נקודות האחוז ושל דרוזים גבוה בכ-8 נקודות האחוז, בהשוואה למה שהיה ידוע עד כה.

סיווג זה של אנשי צבא הקבע כמשתתפים גם מסייע לראות כי הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים הייתה אפילו חריפה יותר מזו שידענו עד כה. לוח 4 מראה כי הירידה בשיעור ההשתתפות בין 1980 לשנת 2001 הייתה 5.1 נקודות אחוז כאשר אנשי צבא הקבע מסווגים כבלתי משתתפים ואילו הירידה היא של 6.5 נקודות אחוז

כאשר מסווגים בצורה נכונה את אנשי צבא הצבא. הבדלים אלו משקפים את הירידה החריפה שהייתה בתקופה זו בהוצאה הביטחונית, שהתבטאה גם בירידת סדר הכוחות של צה"ל יחסית לאוכלוסייה. תיקון הטעות השיטתית במדידה תשפר את היכולת לנתח את הגורמים שאחראים לירידת שיעור ההשתתפות של גברים בחצי היובל האחרון.

2.א הכללת דיירי המוסדות באוכלוסייה בגיל העבודה

מהי מידת הרלוונטיות של הגדרת האוכלוסייה בגיל העבודה אם כוללים בה אדם ששוהה בבית חולים סגור לחולי נפש או אסיר בבית סוהר. ברור כי דיירי מוסדות מעין אלו אינם יכולים, אפילו אם רצו בכך, להשתתף במעגל העבודה. בשל כך יש להתייחס לאוכלוסייה זו באותה דרך סטטיסטית שנוהגים בתינוקות או בילדים, קרי הוצאתם מן האוכלוסייה בגיל העבודה, שגם לגביהם שאלת ההשתתפות בכוח העבודה אינה רלוונטית מפאת גילם. חלק מן הגברים שמוגדרים כבלתי משתתפים ולא דיווחו על הסיבה לכך הם דיירי מוסדות. שיעור ההשתתפות של גברים בגילי 25 עד 54 עומד על 86.3% בשנת 2001 אם עורכים שני תיקונים: סיווג אנשי צבא הקבע כמשתתפים והוצאת דיירי המוסדות מן האוכלוסייה בגיל העבודה (לוח 4).

הכללת דיירי המוסדות באוכלוסייה בגיל העבודה תורמת להחרפת הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים בגילי העבודה המרכזיים. הירידה בשיעור ההשתתפות היא של 5.8 נקודות אחוז בתקופה שבין 1980 ל-2001 אם אין כוללים את דיירי המוסדות באוכלוסייה, וזאת לעומת ירידה של 6.5 נקודות אחוז אם הם נכללים (לוח 4).

שיעור דיירי המוסדות (וללא דיירי ישובים ארעיים) בקרב גברים בגילי 25 עד 54 עלה משיעור זניח של 0.3 אחוז בשנת 1980 ל-1.4% בשנת 2001. זוהי קבוצת אוכלוסייה שכוללת אסירים בבתי הסוהר ובאופן טבעי היא בעלת שיעורי השתתפות נמוכים במיוחד. העלייה דרמטית במשקלה של קבוצה זו התרחש ב-1985 עת הוגדל מקדם הניפוח (בעקבות ממצאי מפקד האוכלוסין לפיהם היה ייצוג חסר של דיירי במוסדות בסקר כוח אדם). שינוי סטטיסטי זה תרם לירידת שיעור ההשתתפות הכולל בכנקודת אחוז. לפיכך לא ניתן להשוות בין שיעור ההשתתפות בשתי נקודות הזמן הללו בלי להביא זאת בחשבון.

בארה"ב נערך מדי שנה סקר אוכלוסייה שוטף (CPS), המקביל לסקר כוח אדם בישראל, שאינו כולל את דיירי המוסדות באוכלוסייה בגיל העבודה. למעשה, מרבית מדינות ה-OECD נוהגות שלא לכלול את דיירי המוסדות באוכלוסייה בגיל העבודה (לוח 3). מבחינה זו השוואת שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים לעמיתיהם במדינות ה-OECD חייבת להתחשב בכך.

ואולם לצורך שאלות מסוימות נחוץ להמשיך לחשב את שיעור ההשתתפות כולל אוכלוסיית דיירי המוסדות כדי שניתן יהיה לפקוח עין בוחנת על שוק העבודה על כל חלופותיו כולל פשיעה. כך למשל עלייה בשיעור ההשתתפות בכוח העבודה, שנתפסת כתופעה חיובית, עשויה לנבוע מעליית מספר האסירים שלפני כליאתם נכללו באוכלוסייה בגיל העבודה אך היו בשולי שוק העבודה ולא השתתפו ואילו אחרי כליאתם הם הופכים לדיירי מוסדות ויוצאים מהאוכלוסייה בגיל העבודה, כפי שהיה בארה"ב.¹²

א.3 התייר הישראלי

משקלה הגבוה של הקבוצה לגביה אין דיווח על הסיבה לאי השתתפות בכוח העבודה הביאה אותנו לבקש מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה את הרשימה הגולמית של הסיבות כפי שדיווחו המרואיינים לסוקרים.¹³ חומר גלם זה, שחלק ממנו מופיע בלוח 6, עשוי לספק תשובה נוספת לשאלה מדוע משקלה של קבוצת הבלתי משתתפים שנכללים בקטגוריה "סיבה אחרת" כה גדול. בלוח מופיע מגוון של סיבות שאותן ציינו המרואיינים מדוע בחרו או נאלצו להישאר מחוץ למעגל העבודה. אחת הסיבות שבוטלת במגוון זה היא שהייה בחו"ל. לפי מידע זה ישראלים ששהו בחו"ל מסווגים כבלתי משתתפים בישראל. ברור כי סיווג אדם שלומד בחו"ל כבלתי משתתף בישראל מנפח באופן מלאכותי את שיעור הבלתי משתתפים (גברים ונשים).

¹² Katz (2002) מציג נתונים לפיהם שיעור האסירים מתוך הגברים בגילי 18 עד 54 טיפס מ-0.7% בשנת 1970 ל-2.35% בשנת 1999.

¹³ תודות לרות סחייק מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה שסיפקה מידע חשוב זה.

על פי נתוני שני רבעים (שלישי ורביעי) של 2002, 110 מרואיינים (גברים ונשים בכל הגילאים) מתוך רשימה של 358 מרואיינים ציינו את השהייה בחו"ל כסיבה לאי השתתפות בכוח העבודה. בפרסומי הלמ"ס השהייה בחו"ל מופיעים תחת הקטגוריה "סיבה אחרת". לא ניתן ללמוד על תכלית השהייה בחו"ל מחומר הגלם שסיפקה הלמ"ס. השהייה בחו"ל יכולה להיות לפרק זמן מוגבל מראש למטרות כגון פנאי, לימודים, מחקר (שבתון) או ירידה מן הארץ. רשימת השהייה בחו"ל שהוזכרה אינה אמורה לכלול אדם שנטל חופשה מעבודתו (וממשיך להיות מועסק בישראל) ונסע לחו"ל.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה נוהגת נכון בסיווג פרטים אלו כבלתי משתתפים כל עוד הם ממשיכים להיות תושבי ישראל. ואולם אין זה וודאי שתנאי זה מתקיים. בכל מקרה מפאת שכיחותה הרבה של תופעה זו בנתונים מתחייבת הקצאת קטגוריה נפרדת לבלתי משתתפים שזו הסיבה בגינה אינם בכוח העבודה.

שיעור הגברים ששהים בחו"ל ומסווגים כבלתי משתתפים (ישנם גברים ששהים בחו"ל ומסווגים כמשתתפים) נאמד בכמחצית האחוז עד אחוז אחד אם נשענים על חומר הגלם שהוזכר למעלה. אמידת התרומה הסגולית של סיבה זו לשיעור אי השתתפות על פי שכיחותה היחסית של שהייה בחו"ל בחומר הגלם אינה מדויקת מפני שלא נלקחו בחשבון מקדמי הניפוח והרכב הדמוגרפי (שעשוי להיות שונה מן המדגם הכולל). לא ניתן להעריך את מידת חשיבותו של גורם זה בהסבר הפערים בין ישראל למדינות ה-OECD הואיל ואין בידינו נתונים לגבי שכיחות התופעה במדינות אחרות.

הבלטת השהייה בחו"ל בקטגוריה נפרדת ברשימת הסיבות בגינן פרטים בוחרים או נאלצים להיות מחוץ לכוח העבודה היא בעלת ערך גם מפני ששיעור ההשתתפות הנמוך של ישראלים מוזכר בדרך כלל עם התמריצים הגלומים במדינת הרווחה. ברור כי הפעלת מדיניות השבת בלתי משתתפים לשוק העבודה אינה רלוונטית לגבי אלו השהים בחו"ל.

4.א שיעור הלומדים

במרבית מדינות ה-OECD מסיימים גברים את לימודי התואר הראשון, ובמקרים רבים גם את התואר השני, לפני שמלאו להם 25. השירות הצבאי בקרב גברים יהודים (שאינם חרדים) הוא כמעט אוניברסלי מגיל 18 עד 21 ולגבי חלק מהאוכלוסייה עד גיל 22 (ואף מעבר לכך). לעתים קרובות מסיימי השירות הצבאי מרגישים צורך עז לרענון בשהייה של מספר חודשים בחו"ל מיד לאחר השירות הצבאי. כתוצאה מכך השירות הצבאי יחד עם "תקופת הרענון" מביאים לדחייה של תחילת הלימודים האקדמיים לגיל מאוחר וסיומם בגיל מאוחר.

שיעור הסטודנטים בישראל בקרב גברים בקבוצת הגיל 25 עד 54, שעומד על כ-8%, הוא חריג יחסית למדינות ה-OECD, וזאת כתוצאה מההשפעה העקיפה של השירות הצבאי הסדיר. חשוב להדגיש שאין זו בעיית מדידה אלא בפירוש המדידה. המדידה משקפת מציאות לפיה אחד הביטויים לנטל השירות הצבאי הסדיר הוא שיעור ההשתתפות נמוך גם בגילים מאוחרים יותר בשל הדחייה בלימודים האקדמיים. כלומר אפילו השוואת שיעורי ההשתתפות בגילי 25 עד 54 אינה נקייה מהשפעת השירות הסדיר. ואולם, לרוב, השוואת שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים לעומת עמיתיהם בחו"ל נועדה לענות על השאלה האם ישראלים הם עצלנים או נצלנים של מדינת הרווחה? אם זוהי מטרת ההשוואה אזי יש הכרח להתחשב בשיעור החריג של הלומדים במוסדות להשכלה גבוהה. אחת הדרכים הפשוטות היא לחשב את שיעור ההשתתפות כאשר אין כוללים את הסטודנטים.

5.א אומדן מתוקן של שיעור ההשתתפות

מדידת שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים בגילי 25 עד 54 המתוקן (קרי, שמסווגת אנשי צבא קבע כמשתתפים והאוכלוסייה בגיל העבודה ואינה כוללת דיירי המוסדות) מראה שהוא עומד על 86.3% בשנת 2001, וזאת בהשוואה ל-92.2% במדינות ה-OECD (לוח 4).¹⁴ השוואה מקיפה יותר חייבת לקחת בחשבון גם את ההבדלים בשיעור הסטודנטים (וכן בשיעור הרווחה בחו"ל), ואולם עד כה לא מצאתי נתונים מהימנים על שיעור הסטודנטים לפי דפוסי עבודה בקבוצת הגיל הרלוונטית במדינות ה-OECD.

¹⁴ לפי אותו חישוב, שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים עמד בשנת 1980 על 93.8%.

תיקון בעיות המדידה מצמצם את הפער אך אינו מבטל אותו. אחד ההסברים לפער שנתר בין ישראל ל-OECD הוא ההשתתפות הנמוכה של המגזר החרדי. המגזר החרדי כמעט ואינו עושה שימוש ברכיבי הביטוח החברתי הקלאסיים כמו ביטוח אבטלה והבטחת הכנסה ועל כן יהיה משונה לטעון כי מדינת הרווחה היא האחראית לדפוס ההשתתפות של חרדים. אפשר לקשור זאת לאמצעי מדיניות אחרים כמו הסיוע שניתן לתלמידי ישיבה, והמבנה הלא-לינארי של קצבאות הילדים אך אלו הן דווקא דוגמאות לסטייה ממדינת הרווחה הקלאסית.

תיקון בעיות המדידה בדרך המוצעת מצמצם את הפער בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים לעומת עמיתיהם בארצות ה-OECD אך אינו מקהה, ואף מחריף, את עוצמת הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים על פני זמן. בסעיפים הבאים ננסה לעמוד על הגורמים העיקריים לירידה חדה זו.

מדוע ירד שיעור ההשתתפות של גברים?

הירידה בשיעור ההשתתפות של גברים אינה ייחודית לישראל, והיא התרחשה, כאמור, במספר רב של מדינות מערביות. כך למשל, שיעור ההשתתפות של גברים אמריקאים בגילי 25 עד 54 ירד מ-94.2% בשנת 1980 ל-91.6% בשנת 2001. ואולם הירידה בישראל הייתה החדה ביותר יחסית למדינות ה-OECD. נשתמש בשלוש גישות כדי לחקור את הגורמים שהביאו לירידת שיעור ההשתתפות של גברים ישראלים בשני העשורים האחרונים.

א. גישה I: מה אומרים המרואינים¹⁵

הדרך הראשונה היא לבדוק את גורמי הירידה על פי הסיבות שדיווחו מרואיני סקר כוח אדם. החסרונות של גישה זו ידועים. ראשית, אין הכרח שהפרטים מדווחים על הסיבה האמיתית שהביאה אותה להישאר מחוץ למעגל העבודה. שנית, רשימת הסיבות שמופיעה בסקרי כוח אדם היא מוגבלת. במיוחד, חסרה ברשימה זו מערכת התמריצים הכלכלית שכוללת מצד אחד את קצבאות מדינת הרווחה, ומהצד האחר את השכר בשוק העבודה והסיכויים למצוא עבודה. לעתים קרובות העניין הוא בסיבה לסיבה שמופיעה ברשימת הלמ"ס. לבסוף, יתכן כי שילוב של גורמים הביא להחלטה זו ולא סיבה אחת. במקרה כזה הדיווח העצמי אינו מאפשר ללמוד על העוצמה היחסית של גורמים שונים. למרות מגבלות אלו ניתן ללמוד על הגורמים החשובים לירידת שיעור ההשתתפות של גברים בגילי העבודה מתיאור הסיבות לפי דיווח עצמי.

עליית שיעור הלומדים: לוח 7 מציג את 4 הסיבות העיקריות לאי השתתפות בכוח העבודה, וממנו למדים שאחד הגורמים לירידת שיעור ההשתתפות משקף בחלקו התפתחות חיובית: עליית שיעור הגברים הפונים ללימודים. בשנת 2001 דיווחו 4.5% מן הגברים בגילי 25 עד 54 כי הם אינם שייכים לכוח העבודה בשל לימודים, וזאת לעומת 3.9% בשנת 1990 (לוח 8) ו-2.1% בשנת 1980 (לוח 9). אוכלוסיית הלומדים שאינם שייכים לכוח העבודה מורכבת משתי קבוצות בעלות מאפיינים שונים: לימודי השכלה גבוהה ולימודים בישיבה.

שיעור הלומדים שאינם חרדים וציינו את הלימודים כסיבה לאי השתתפות עמד בשנת 2001 על 2.1% מכלל הגברים הישראלים, וזאת בהשוואה ל-0.9% בשנת 1980. גורם זה מסביר 21%

¹⁵ הבחירה להשוות בין שנת 2001 לשנת 1980 (במקום שנת 1974) משקף את חוסר המידע לגבי הסיבות בגינן בחרו לא להשתתף, וכן חוסר מידע לגבי סוג בית הספר האחרון בו המרואיין למד, שעל פיו מזהים את האוכלוסייה החרדית.

מהירידה שחלה בשיעור ההשתתפות במשך שני העשורים האחרונים. ניתן להניח כי גברים אלו רואים בהון אנושי השקעה שמניבה תשואה ראויה שמצדיקה את אי השתתפותם בכוח העבודה לפרק זמן מוגבל. ההשקעה בהון אנושי היא בעלת תשואה גבוהה, ולכן ירידת שיעור ההשתתפות, שנובעת מעלייה בשיעור הלומדים, פירושה עלייה בתוצר לעובד. נשים לב, שאוכלוסיית הלומדים היא גדולה יותר אך חלק מאוכלוסיית הלומדים משלב עבודה יחד עם לימודים ואלו מסווגים כמשתתפים בכוח העבודה.

אוכלוסיית הלומדים כוללת כאמור גם גברים ישראלים בעלי העדפות ייחודיות (העדפת פנאי חזקה) ששוהים במסגרת לימודית של המגזר החרדי. הגברים החרדים שוהים תקופה ארוכה למדי בישיבה גם אם השקעה זו אינה מובילה לתשואה כספית בשוק העבודה. כלומר, לא כל עלייה בשיעור הלומדים היא חיובית מבחינת התוצר לנפש של ישראל. מובן שהיעדרות כה ארוכה משוק העבודה מחייבת מקורות הכנסה חלופיים, כמו תמיכה כספית ממשלתית, כדי להתקיים באופן פיזי. בשנת 2001 2.4% מכלל הגברים (יהודים ולא יהודים), שהם מחצית הלומדים, דיווחו כי הלימודים בישיבה היא הסיבה לחוסר השתתפותם בכוח העבודה, וזאת לעומת 1.2% בשנת 1980. כלומר ניתן לייחס להתרחבות שיעור החרדים הלומדים 1.2 נקודות האחוז, מתוך ירידה של 5.7 נקודות אחוז בשיעור ההשתתפות הכולל.

עליית שיעור הנכים והחולים: באופן כללי, שיעור הנכים המדווחים באוכלוסייה תלוי במצב בריאות הציבור, מידת הנדיבות של מדינת הרווחה כלפי הנכים, מצב שוק העבודה והיקף הכיסוי הביטוחי הוולנטרי לנכות.¹⁶ למרבה הצער, סקר כוח אדם אינו מספק תמונה שלמה על מצב בריאות הציבור (לפי דיווח עצמי). השאלה לגבי המצב הבריאותי של המרוואיין מופנית רק לאלו שאינם משתייכים לכוח העבודה ובשל כך לא ניתן ללמוד מסקר כוח אדם על דפוסי ההשתתפות של נכים והתמורות בהם, מהו שיעור הנכים באוכלוסייה, וכיצד השתנה על פני זמן.¹⁷

¹⁶ בשני העשורים האחרונים גדל הכיסוי הביטוחי הוולנטרי של השכירים בישראל כנגד אובדן כושר עבודה. ביטוח נכות מסוג זה מאפשר לפרטים לקיים רמת חיים קרובה לזו שהייתה ערב הפכו לנכים, בלי ההכרח להשתתף בשוק העבודה. חיזוק לכך ניתן למצוא בעלייה שהייתה בשיעור הגברים בגילי 25-54 שצינו את הפנסיה כסיבה לאי השתתפותם בכוח העבודה.

¹⁷ הסקר החברתי (2002) של הלמ"ס מאפשר להעריך את שיעור הנכים באוכלוסיית הגברים בגילי 25 עד 54 בהתאם לדרגת הנכות (לפי דיווח עצמי). שיעור הגברים בגילאים אלו שמתקשים או אינם יכולים בכוחות עצמם לאכול (1.1%), להתלבש (2.9%), להתרחץ (2.9%) וללכת בתוך הבית (3.1%). 3.7% מבין הגברים בגילים אלו הגדירו את מצבם הבריאותי "בכלל לא טוב". ואולם הסקר החברתי אינו מאפשר לבחון מה קרה על פני זמן.

אחת התופעות הבולטות שעולה מהשוואת הדיווח על הסיבות לאי השתתפות בשנת 2001 בהשוואה ל-1980 היא הגידול המשמעותי בשיעור אלו שדיווחו על מחלה או מוגבלות כסיבה לחוסר שייכותם לכוח העבודה. בשנת 2001, 4.9% מן הגברים הישראלים ציינו מוגבלות (או מחלה) כסיבה לחוסר השתתפותם בשוק העבודה, וזאת בהשוואה ל-3.1% בשנת 1980.

עבודה זו מוצאת הבדל משמעותי בין יהודים ללא יהודים בשיעור הנכים באוכלוסייה. בשנת 2001, כ-10% מכלל הגברים הלא-יהודים בגילי 25 עד 54 דיווחו על נכות (או מחלה) כגורם שמנע מהם להשתתף בכוח העבודה, וזאת לעומת 3.7% בקרב הגברים היהודים. ואולם הבדלים ניכרים אלו בשיעור הנכים משקפים הבדלים במאפייני האוכלוסייה, ובמיוחד הבדלים ברמת ההשכלה. ההבדלים קטנים משמעותית אם משווים את שיעור הנכים בקרב יהודים ולא יהודים בעלי השכלה זהה.

עליית שיעור המדווחים על נכות (כסיבה שמונעת מהם השתתפות בכוח העבודה) יכולה לנבוע מעליית שיעור הנכים באוכלוסייה הישראלית בעקבות הרעה כביכול בבריאות הציבור בשני העשורים האחרונים. ואולם, על פי מחקר של (Cutler & Richardson 1997) שהראה על הטבה במצב הבריאות של ארה"ב, ניתן היה לצפות לירידה מסוימת בשיעור הנכים בישראל אם ממצאים אלו תקפים גם לישראל. ממצאים אלו אינם מפתיעים לאור השיפור בטכניקות הזיהוי של ליקויים בתחילת ההיריון שתורם לצמצום שיעור האנשים עם מוגבלויות.

ואולם עליית שיעור הנכים המדווחים על נכות כמגבלה שמונעת מהם להשתתף בשוק העבודה יכולה להתיישב אפילו עם ירידת שיעור הנכים באוכלוסייה. אפשרות זו תתכן אם חלו שינויים בהרכב האוכלוסייה הנדגמת של סקר כוח אדם. שינויים כאלו אכן היו לאורך השנים, והבולט שבהם הוא עליית משקלה של האוכלוסייה הלא יהודית מכ-10% ל-כ-20% בתקופה 1974 עד 2001. לפיכך, חלק מהעלייה בשיעור הנכים ניתן לתלות בגידול משקלה של האוכלוסייה הלא יהודית שמאופיינת בשיעור נכים גבוה יותר.

אפשרות אחרת היא שעליית שיעור הנכים (שאינם משתתפים) נובעת מכך שחלק מהנכים שהשתלבו בעבר בקלות בשוק העבודה מתקשים להשתלב בשוק העבודה המודרני. התנאים בשוק העבודה השתנו בשני כיוונים מנוגדים מבחינת הנכים. מצד אחד, הצמיחה הכלכלית המודרנית, שמתבטאת בהתרחבות מגוון העבודות שדורש יכולת אינטלקטואלית

על חשבון עבודות שמצריכות יכולת פיזית, הופכת את שוק העבודה לנגיש יותר לאנשים עם מוגבלויות פיזיות (שאינם סובלים ממוגבלות שכליות). מנגד, תהליך הצמיחה הבלתי מאוזנת בשלושת העשורים האחרונים הרע את מצבם של בעלי השכלה נמוכה או בעלי כישורים מוגבלים. במקרה כזה, מצבם של אנשים עם מוגבלויות שהם גם בעלי השכלה נמוכה הוא החמור ביותר.

חלק מאוכלוסיית הנכים מאופיינים בכישורי השתלבות נמוכים בשוק העבודה, ואלו יפנו בכל מקרה לבקש סיוע ממדינת הרווחה. לעומת זאת הנטייה של אותם נכים, שהם בעלי יכולת השתלבות נאותה בשוק העבודה, תלויה במצבו של שוק העבודה. חולשה של שוק העבודה שתבטא בירידת שכר או בירידת הסיכויים למצוא עבודה תביא במיוחד נכים בעלי השכלה נמוכה לפנות לסיועה של מדינת הרווחה, ובמקרים מסוימים אף להפריז בחומרת המגבלות כדי להשיג מקור הכנסה חלופי.

מיון הנכים לפי רמת השכלה מלמד על מתאם גבוה בין מספר שנות הלימוד לנכות (לפי דיווח עצמי). בקרב בעלי 0 עד 9 שנות לימוד דיווחו כ-20% על נכות כסיבת אי השתתפותם, וזאת לעומת 1.2% בקרב בעלי 16 שנות לימוד או יותר. ממצאים אלו מרמזים כי תופעת אי ההשתתפות וההצהרה העצמית על נכות מושפעת מההרעה שהייתה בביקוש לעובדים בלתי משכילים. שאלה שנותרה פתוחה היא, האם המוגבלות שמנעה מהם להשתתף בכוח העבודה היא גם זו שמנעה מהם לרכוש השכלה גבוהה יותר.

עליית שיעור המתייאשים: אחת התופעות המקרו כלכליות המרכזיות שמבדילות בין השנים הראשונות של שנות האלפיים לתחילת שנות השמונים היא האבטלה העמוקה. שיעור האבטלה בסוף שנות השבעים נע סביב 3%, וזאת לעומת שיעור דו ספרתי בתחילת שנות האלפיים. מימדיה הרחבים של האבטלה בשילוב עם הימשכותה לפרק זמן ארוך יחסית גורמים לייאוש מחיפוש עבודה והינתקות משוק העבודה.

ברשימת הסיבות שמדווחים המרואיינים נמצאת גם קטגוריה של "חיפש עבודה ולא מצא". לכאורה אדם שחיפש עבודה ולא מצא חייב היה לכאורה להיות מסווג כפרט שמשתתף. ואולם חיפוש העבודה בארבעת השבועות האחרונים שקדמו לשבוע ביקור סוקרי הלמ"ס הוא

תנאי נוסף שחייב להתמלא כדי להיות מוגדר כמשתתף. גברים אלו חיפשו עבודה בפרק הזמן שלפני אותם ארבעת השבועות האחרונים שהיא התקופה הקובעת להגדרה דפוסי ההשתתפות, אבל הפסיקו לחפש בתקופה הקובעת. סביר לשער כי גברים אלו התייאושו מחיפוש עבודה.

בשנת 2001, 1.7% מכלל הגברים בגילי 25 עד 54 לא השתתפו בכוח העבודה ודיווחו כי חיפשו עבודה אך לא מצאו, וזאת לעומת 0.3 אחוז בשנת 1980 (לוחות 7 ו-9). כלומר תופעת העובד המתייאש הפכה למשמעותית אם להסתמך על הדיווח העצמי של המרואיינים. תופעה זו עקבית עם ירידת הסיכויים למצוא עבודה שגלומה בעליית שיעור האבטלה.

בולטת במיוחד היא העלייה הדרמטית בשיעור המתייאשים בקרב האוכלוסייה הערבית. בשנת 1980, היה שיעור זניח של גברים לא יהודים שנימקו את חוסר שייכותם לשוק העבודה בחיפוש חסר תכלית. לעומת זאת, בשנת 2001 4.4% מן הגברים הלא יהודים ציינו את הייאוש מחיפוש עבודה ("חיפש ולא מצא") כסיבה לאי השתתפותם.¹⁸

סיכום ממצאי הגישה ה-I מלמדים על מספר גורמים שעשויים להסביר את ירידת שיעור ההשתתפות:

1. התרחבות האוכלוסייה שמאופיינת בהעדפת פנאי מובהקת (חרדים). נציין כי, קבוצה זו אינה מושפעת מקצבת הבטחת הכנסה של הביטוח הלאומי.
2. עליית ההשקעה בהון אנושי (סטודנטים). נציין כי, קבוצה זו אינה מושפעת מקצבת הבטחת הכנסה של הביטוח הלאומי.
3. התרחבות האוכלוסייה בעלת כישורי השתלבות נמוכים. האוכלוסייה הלא יהודית נתקלת בקשיים גוברים והולכים למצוא עבודה וחלקם מתייאשים ומתנתקים משוק העבודה. שיעור המתייאשים הוא בשיעור גבוה יותר אצל ערבים יחסית ליהודים, ולא נראה שייאושם נובע מקלות רבה יותר להשיג קצבות ממדינת הרווחה הישראלית.

¹⁸ שיעור המתייאשים נבדק גם בשנת 1999 כדי לנטרל השפעה אפשרית של מהומות ערבי ישראל באוקטובר 2000 על שיעור ההשתתפות. בשנת 1999 נמצא ש-2.8% מהגברים הלא יהודים דיווחו כי הסיבה להיעדרם מכוח העבודה היא "ייאוש", קרי חיפשו עבודה ולא מצאו.

4. עוד נמצא כי שיעור הגברים שמדווחים על מגבלה רפואית כסיבה לאי השתתפותם גדלה בשיעור ניכר. ואולם לא ניתן להתחקות אם מקור התופעה הוא שינויים במדינת הרווחה או שינויים באטרקטיביות של שוק העבודה.

ב. גישה II: מה עושים המרואיינים?¹⁹

גישה נוספת לבחינת השאלה מדוע ירד שיעור ההשתתפות של גברים בכמעט 6 נקודות אחוז בתוך בעשורים האחרונים היא באמצעות ניתוח רגרסיה של השפעת המאפיינים האישיים על ההתנהגות בפועל של מרואייני סקר כוח אדם. גישה זו פותחת את רשימת הסיבות להינתקות מעבודה מעבר לאלו שנאמרו על ידי המרואיינים. גישה זו אינה תחליפית אלא משלימה את הגישה הקודמת כי היא מאפשרת ללמוד (חלקית) על הגורמים לסיבות שצוינו על ידי המרואיינים.

לפי גישה זו, אומדים את ההשפעה של מבחר מאפיינים אישיים (אותם נסמן בוקטור X) כמו השכלה, גיל ומצב משפחתי על ההסתברות להשתתף בכוח העבודה (אותה נסמן ב- P). ניתן לפרק את השינוי בשיעור ההשתתפות החזוי בין שתי נקודות זמן לתרומת השינוי במאפיינים האישיים (בהינתן "מחירי" המאפיינים האישיים) ולתרומת השינוי במחירי המאפיינים האישיים (בהינתן המאפיינים האישיים) ובניכוי מכפלת השינויים, שהיא לרוב בעלת השפעה כמותית זניחה. להלן ניסוח אלגברי של משוואת הפרש זו:

$$\hat{P}_t - \hat{P}_{t-1} = \hat{\alpha}_t - \hat{\alpha}_{t-1} + (X_t - X_{t-1})\hat{\beta}_t + (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1})X_t - (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1})(X_t - X_{t-1})$$

הביטוי השני מייצג את השפעת השינוי במאפיינים והביטוי השלישי משקף את השינוי ב"מחירי". אמידת ההשתתפות נעשתה על בסיס מקדמי הרגרסיה שנאמדו בשיטת OLS שמאפשרת לפרק את הירידה בשיעור ההשתתפות לרכיבים שהוזכרו. אמידה ב-OLS אינה מתאימה לאמידת משתנה שמקבל את הערכים אפס או אחד (כמו השתתפות או אי השתתפות בכוח העבודה) אם זו משמשת לחיזוי התנהגותו של פרט מסוים (בתוך המדגם או

¹⁹ הבחירה להשוות בין שנת 2001 לשנת 1980 (במקום שנת 1974) משקף את חוסר המידע לגבי סוג בית הספר האחרון בו המרואיין למד, שעל פיו מזהים את האוכלוסייה החרדית.

מחוץ למדגם). ואולם הפירוק נעשה בנקודת הממוצעים, וכידוע שיעור ההשתתפות החזוי בנקודת הממוצעים הוא שיעור ההשתתפות בפועל, ולכן אין חשש לחיזוי ערכים אבסורדים, קרי, שיעור השתתפות שלילי או גדול מאחד.²⁰

עם זאת גישה זו אינה נותנת ביטוי במישרין לשינויים שחלים בסביבת שוק העבודה ובנדיבות מדינת הרווחה, והיא סובלת משורה של בעיות טכניות. ראשית, יש הכרח שרשימת המשתתפים בשתי נקודות הזמן תהיה זהה. מבחינה מסוימת גישת הפירוק דומה למדידת גורמי עליית מדד מחירי סל מוצרים, שמחייבת רשימת מוצרים זהה בשתי תקופות המדידה. שנית, גישת פירוק זו אינה נותנת משקל למובהקות הסטטיסטית של מקדמי הרגרסיה. יתכן למשל שמשנתה מסוים היה מובהק בתקופה אחת וחסר מובהקות בתקופה אחרת. אין גם ביטוי למידת המובהקות של ההבדלים בין מקדמי הרגרסיה בין שתי תקופות. שלישית, גישת הפירוק יכולה להצביע על שינוי בחותך של הרגרסיה כאחד הגורמים החשובים, דבר שעלול ליצור קושי בפירוש התוצאות. לבסוף, גישת הפירוק עלולה להיות רגישה לבחירת שנת הבסיס במיוחד אם מקדמי הרגרסיה סובלים מתנודות חריפות. עם זאת מגבלה זו ניתנת לטיפול על ידי ניתוח רגישות של שנת הבסיס.

לצורך פירוק ירידת שיעור ההשתתפות בין שתי נקודות זמן נאמדה רגרסיה לשנת 2001 ולשנת 1980 כאשר רשימת הגורמים המסבירים כוללת 5 קבוצות השכלה לפי שנות לימוד, 4 קבוצות גיל, 3 אפשרויות של מצב משפחתי, 5 קבוצות של מספר הילדים במשק הבית, 5 קבוצות דת, חרד, עולה, סטודנט והורה לראש משק הבית. בלוח 10 מוצגת רשימה מלאה של מקדמי הרגרסיה שנאמדו, מידת מובהקותם והממוצעים של אותם משתתפים (נשים לב, שכל המשתתפים הם שיעור האוכלוסייה הרלוונטית במדגם). הרגרסיה נאמדה תוך התעלמות ממקדמי הניפוח שמיוחסים לכל אחת מן התצפיות במדגם, וזאת בניגוד ללוחות התיאוריים שהופיעו בסעיף הקודם.²¹

²⁰ לוח 10-א' מציג אמידת PROBIT לשנים 2001 ו-1980.

²¹ אומנם ההתעלמות ממקדמי הניפוח יוצרת הטיה אך גם התחשבות במקדמי הניפוח עלולה להיות כרוכה בהטיה. מקדמי הניפוח מתאימים להתפלגות המשותפת של האוכלוסייה לפי המשתתפים שנבחרו על ידי בוני מדגם סקר כוח אדם אבל מקדמי הניפוח אינם בהכרח מתאימים להתפלגות האוכלוסייה לפי המשתתפים הכלולים ברגרסיה.

פערים לפי השכלה: הרגרסיות של שיעור ההשתתפות שמופיעות בלוח 10 מראות כי בשנת 2001 הסיכויים להשתתף בכוח העבודה גדלים עם עליית ההשכלה. פערים אלו בשיעור ההשתתפות בין פרטים משכילים בהשוואה לפרטים בלתי משכילים, התרחבו משמעותית כאשר משווים את מקדמי ההשכלה בשנת 2001 לאלו של שנת 1980. למעשה, בשנת 1980 לא היו פערים מובהקים בשיעורי ההשתתפות לפי רמת השכלה, למעט קבוצת הגברים בעלי 0 עד 9 שנות לימוד. התרחבות הפערים בשיעורי ההשתתפות הייתה תוך כדי ירידה בשיעור ההשתתפות של גברים בכל רמות ההשכלה.

הירידה החדה בשיעור ההשתתפות של בעלי השכלה נמוכה גברה על ההשפעה המטיבה של עליית שיעור משכילים בקרב העובדים בשני העשורים האחרונים. אומדן התרומה של גורם זה לירידת שיעור ההשתתפות הכולל הייתה כ-3 נקודות אחוז. גישה זו משאירה שאלה פתוחה באשר לגורמים שהביאו לירידה החדה כל כך של שיעור ההשתתפות בקרב בעלי השכלה נמוכה. דפוסי ההשתתפות של אוכלוסייה זו מושפעים מנדיבות מדינת הרווחה מצד אחד וכוח המשיכה של שוק העבודה ביחס לבעלי השכלה נמוכה מהצד האחר. בסעיף הבא ננסה להתמודד עם שאלה זו.

התרחבות המגזר החרדי: דפוסי העבודה החריגים של האוכלוסייה החרדית מקבלים אישור נוסף גם במחקר זה. שיעור ההשתתפות של חרדים בשנת 2001 נמוך בכ-60 נקודות אחוז בהשוואה לאוכלוסייה בעלת מאפיינים אישיים דומים. שיעור ההשתתפות של חרדים היה חריג כלפי מטה גם בשנת 1980 אך במידה פחותה, כ-30 נקודות אחוז. ההשפעה המשולבת של התרחבות המגזר החרדי בסקר כוח אדם וההינתקות הגוברת ממעגל העבודה של מגזר זה הביאו לירידת שיעור ההשתתפות הממוצע של גברים בגילי 25 עד 54 בכ-1.5 נקודות אחוז. ממצא זה תואם את התוצאות שהתקבלו בגישה הקודמת.

ירידת שיעור הגברים הנשואים: תופעה שראויה לציון היא עליית משקלם של גברים בלתי נשואים (רווקים, גרושים ואלמנים) שמאופיינים בשיעורי השתתפות נמוכים יחסית לגברים נשואים. גורם זה תורם כ-3 נקודות אחוז לירידה בשיעור ההשתתפות הממוצע של גברים אם עורכים את ההשוואה בין 2001 לשנת 1980. תרומתו של גורם זה אינה רגישה במיוחד לבחירת השנה.

הירידה בשיעור הגברים הנשואים משקפת את ההשפעה המשותפת של עליית גיל הנישואין (דחיית הנישואין) יחד עם עליית שיעור המתגרשים. חלק מגברים אלו, שנזכיר כי מלאו להם לפחות 25 שנה, ממשיכים להתגורר עם בני משפחה ואינם יוצרים משקי בית משל עצמם. כלומר הישענותם הכלכלית והחברתית על קרובי משפחה נמשכת גם בגיל מאוחר יחסית.

הנטייה של גברים נשואים להשתתף בשיעור גבוה יותר בשוק העבודה לעומת גברים לא נשואים תופסת שתי השפעות שונות לגבי דפוסי העבודה. האחת, המעמד המשפחתי מספק מידע לגבי מידת השתלבותו החברתית של הפרט. אין אנו יודעים לגבי אדם שאינו נשוי אם הוא בחר לחיות כך או שנאלץ להיות במצב זה אף שהיה מעדיף להיות נשוי. הישארות מחוץ למעגל הנישואין מתוך אילוץ או מגבלה אחרת יכולה להעיד על קשיים בהשתלבות החברתית. קל לשער שמקור הקשיים בהשתלבות החברתית יפגע גם ביכולת ההשתלבות הכלכלית. כך למשל, שיעור הנשואים בקרב אנשים עם מוגבלויות, שהשתלבותם בשוק העבודה מצומצמת, נמוך משמעותית. הסיבתיות יכולה לפעול גם בכיוון ההפוך. גברים שמתקשים בהשתלבות הכלכלית עלולים להיתקל בקשיי השתלבות חברתית, כולל קושי למצוא בת זוג.

לוח 11 מציג רגרסיות נוספות ובהן בדיקה ישירה יותר של השפעת הכישורים החברתיים על שיעור ההשתתפות. המשתנה אליו יש לשים לב הוא האם הפרט גר במשק בית משל עצמו (ערך 0) אם לאו (ערך 1). משתנה זה חופף במידה גדולה אך לא מוחלטת את המשתנה נשוי. ניתן לראות כי שיעור ההשתתפות של גברים שאינם גרים במשק בית משל עצמם נמוך בכ-27 נקודות אחוז, כאשר יתר המשתנים מוחזקים קבוע. מעניין לראות כי במשך התקופה הנחקרת חלה עלייה משמעותית בשיעור הגברים שאינם גרים במשק בית משל עצמם.

ההשפעה השנייה של הנישואין עוברת דרך חיוניות ההכנסה (תלילות עקומת התועלת במישור פנאי ומוצרים). מטבע הדברים, פרטים נשואים אחראים גם לרווחתם של בני משפחתם. עול האחריות הופך את ההכנסה לחיונית יותר, והמוטיבציה להשתתפות בכוח העבודה גדולה יותר. השפעה זו נתפסת במידה רבה על ידי המשתנה מספר הילדים שנכלל אף הוא ברגרסיה. לפיכך מקדם זה משקף בעיקר את ההשפעה הראשונה.

פערים בין יהודים למוסלמים: השינוי הבולט ביותר במקדמי הרגרסיה הוא במקדם של גברים יהודים בהשוואה למוסלמים. בשנת 2001 שיעור ההשתתפות של גברים יהודים היה גבוה ב-6.6 נקודות אחוז בהשוואה לגברים מוסלמים בעלי אותם המאפיינים (כמו השכלה גיל וכו'). זהו שינוי דרמטי לעומת 1980, שבה שיעורי ההשתתפות של גברים יהודים ומוסלמים היו זהים אם לוקחים בחשבון את הבדלי המאפיינים ביניהם. תרומתו הסגולית של גורם זה היא חיובית (כ-6 נקודות האחוז) הואיל וטכנית המשתנה יהודי מופיע במשוואת הרגרסיה והמשתנה המושמט הוא מוסלמי. אומדן זה רגיש מאוד לבחירת שנת ההשוואה. תרומתו של גורם זה יורדת משמעותית, אך לא נעלמת, אם בוחרים את 1999 להיות שנת ההשוואה.

ההבדלים הגדולים בין יהודים למוסלמים הם תופעה חדשה יחסית. עד שנת 1998 לא היו פערים מובהקים בין יהודים לערבים. בשנה זו נוצר פער של שתי נקודות אחוז בשיעור ההשתתפות (כאשר יתר המשתנים הסטנדרטים מוחזקים קבועים). התרחבות פער זה הוחרפה משמעותית בשנים 2000-2001 (הפער הגיע ל-6.6 נקודות אחוז בשנת 2001). אך טבעי לשער שהתפתחות זו קשורה למתקפת הטרור מצד הפלשתינאיים ומהומות אוקטובר של ערבי ישראל בשלהי שנת 2000.

השערה זו נבדקה על בסיס נתוני הפאנל של סקר כוח אדם. הבדיקה יצאה מנקודת מוצא לפיה אם יש השפעה למהומות אוקטובר על השתתפותם של ערבים היא תתבטא בייאוש מוגבר יותר בקרב ערבים שהיו מובטלים לפני המהומות בהשוואה לעמיתיהם היהודים. ההשערה היא שירידת סיכוייהם של ערבים למצוא עבודה אצל מעסיקים יהודים תתבטא בניתוק משוק העבודה.

ואולם בדיקה ראשונית מלמדת כי נתוני סקר כוח אדם אינם תומכים בהשערה זו. שיעור המתייאשים ברבעון השלישי של שנת 2000 (לפני המהומות) בקרב מוסלמים שהיו מובטלים ברבעון קודם עמד על 8.4%. שיעור זה היה 3.4% בקרב לא-מוסלמים (בעיקר יהודים). שיעור המתייאשים ברבעון האחרון של שנת 2000 (הרבעון בו התחוללו מהומות אוקטובר) מתוך מוסלמים שהיו מובטלים ברבעון הקודם היה 8%. שיעור זה היה 3.3% בקרב לא-מוסלמים. כלומר אין עלייה בשיעור הייאוש של מובטלים מוסלמים יחסית לשאר האוכלוסייה.

ירידת שיעור ההשתתפות של גברים בגילי 45-54: מקובל לחשוב ששוק העבודה המודרני מתייחס לגיל גבוה כמגבלה. אומנם בשנת 2001 תורם גורם זה כנקודת אחוז לירידת שיעור ההשתתפות אך תרומה זו כמעט נעלמת כאשר שנת ההשוואה היא 1999. יתכן שממצאים אלו משקפים את ההשפעה המזיקה שהייתה למיתון הכלכלי, שהחל ברבע האחרון של שנת 2000, על השתתפותם של הגברים המבוגרים.

שאר המשתתפים: השפעה כמותית זניחה הייתה למשתתפים אחרים שכלולים ברגרסיה כמו עולים, מספר הילדים, דתות אחרות, סטודנטים והורים של ראש משק הבית על ירידת שיעור ההשתתפות של גברים בתקופה שבין 1980 ל-2001. הממצא לגבי חוסר החשיבות של שיעור הסטודנטים עומד בסתירה לכאורה לממצאי הסעיף הקודם לפיו עליית שיעור הלומדים תרמה קצת יותר מנקודת אחוז לירידת שיעור ההשתתפות המצרפי לפי דיווחי המרואיינים. הגישה הקודמת לוקה בחסר משום שאין היא מתייחסת לסטודנטים שלמדו ועבדו. בגישת הדיווח העצמי ניתן ביטוי רק לעלייה בשיעור הסטודנטים מבין הגברים שאינם עובדים. לעומת זאת בגישה הפירוק נלקחה בחשבון גם העלייה בשיעור ההשתתפות של הסטודנטים.

סיכום ממצאי הגישה ה-II מלמדים כי הגורמים שעשויים להסביר את ירידת שיעור ההשתתפות הם:

1. התרחבות האוכלוסייה שמאופיינת בכישורי השתלבות נמוכים (אינם גרים במשק בית משל עצמם, לא נשואים, לא יהודים).
2. התרחבות האוכלוסייה בעלת העדפת פנאי מובהקת שהתחזקה עוד (חרדים).
3. ירידת שיעור ההשתתפות של בעלי השכלה נמוכה. ואולם לא ניתן לדעת אם תופעה זו קשורה בהתגברות נדיבות מדינת הרווחה או בירידת כוח המשיכה של שוק העבודה.

ג. גישה III: ניתוח מצרפי

הגישות הקודמות מציפות על פני השטח גורמים שאולי היו נסתרים מעיננו בלעדיהן. ואולם ניתוח הסיבות לירידת שיעור ההשתתפות רק על פי דיווח עצמי והמאפיינים האישיים אינו מאפשר לבדוק במישרין השערות לגבי השפעתם של גורמים כמו נדיבות מדינת הרווחה וכוח המשיכה של שוק העבודה.

גישה אחרת לבחינת גורמי הירידה בשיעור ההשתתפות היא לבדוק את הקשר האמפירי בין מסלול שיעור ההשתתפות למסלול משתנים אחרים כמו שיעור אבטלה ברמת הממוצעים (להלן: גישת הניתוח המצרפי). עם זאת, גישה זו עושה שימוש בחלק מממצאי החלקים הקודמים, ובמיוחד במתן ביטוי להשפעת התפלגות כישורי ההשתלבות על ההשתתפות בכוח העבודה.

1.1 מבנה המודל²²

בכלכלה זו הפרטים חיים לנצח והם בעלי אופק אינסופי. בכל תקופה פרט הוא מועסק או מובטל. ההסתברות של פרט מועסק לאבד את מקום העבודה היא s . עם זאת, פרט מועסק יכול תמיד להתפטר מרצונו החופשי. ההסתברות של פרט מובטל למצוא עבודה (אם הוא מחפש) היא q . פרט מובטל- בין אם בחר מרצונו (התפטר) ובין אם נאלץ (פוטר)- יכול להגיש בקשה לקבלת קצבה ממדינת הרווחה בסכום d . לפי הנחה לא ניתן לרמות, ולכן פרט מועסק לא יכול להגיש בקשה לקבלת קצבה בזמן שהוא מועסק. פרט מובטל יכול להגיש בקשה לקצבה כל תקופה מחדש, אם בקשתו נדחתה. הקצבה היא לנצח אם אושרה בקשתו.

הסיכויים לזכות בקצבה הם p כאשר הסתברות זו תלויה חיובית בכישורי ההשתלבות בעבודה שאותם נסמן ב- h , קרי, $p_i = A * p(1/h_i)$. A מייצג את הטכנולוגיה הבירוקרטיה שמסנתת את הזכאים לקצבה. השימוש במונח הכוללני כישורי ההשתלבות בשוק העבודה נובע ממגוון הסיבות שבגינן פרטים אינם משתתפים בשוק העבודה. כישורי ההשתלבות משקפים שני גורמים עיקריים המצב הבריאותי (במקרה הקיצוני, נכים) והכישורים החברתיים (במקרה הקיצוני עבריינים).

בתחילת כל תקופה הפרט צריך לקבל החלטה, בין אם הוא מובטל או מועסק, אם להגיש בקשה לקצבה. אין מחיר תדמיתי וכלכלי להיות מתויג כלקוח של מדינת הרווחה. הפרט בוחר באפשרות שתניב מקסימום רווחה. התועלת של הפרט בכל תקופה היא $u = u(w, h)$ אם הוא עובד; $u = u(d, h)$ אם הוא מובטל ומקבל קצבה, ואפס אם הוא מובטל ואינו

²² המודל שמוצג כאן (בשינויים קלים) מבוסס על (Autor and Duggan (2003).

מקבל קצבה. w הוא השכר השוטף בשוק העבודה. הפרטים במודל זה נבדלים בשני ממדים: כישורי השתלבות וכישורי השתכרות (במודל הם בלתי תלויים). שני סוגי כישורים אלו אקסוגנים ואינם משתנים על פני זמן. הערך הנוכחי של התועלת עבור אדם מובטל הוא:

$$(1) V_u = \max[0 + \beta[pV_d + (1-p)V_u], 0 + \beta[qV_e + (1-q)V_u]$$

כאשר β הוא שיעור הניכיון V_d הוא הערך הנוכחי של תועלת מקבל קצבה, V_u הוא הערך הנוכחי תועלת המובטל ו- V_e הוא הערך הנוכחי של תועלת המועסק.

ניתן לחלץ את V_u במשוואה (1) הואיל והפרמטרים של המשוואה אינם תלויי זמן:

$$(2) V_u = \max\left[\frac{\beta p V_d}{1 - \beta(1-p)}, \frac{\beta q V_e}{1 - \beta(1-q)}\right]$$

המשתנים שמכתיבים את ההחלטה אם לחפש עבודה או להגיש בקשה לקצבה הם ההסתברות לקבל קצבה, גובה הקצבה, ההסתברות למצוא עבודה וההסתברות לאבד מקום עבודה.

אם הפרט מועסק בתחילת התקופה הנוכחית, ומוצא שכדאי מבחינתו להגיש בקשה לקצבה הוא יתפטר מרצונו וינהג כך גם בכל התקופות הבאות. התועלת החד תקופתית היא $u = u(w, h)$ אם הפרט בוחר להמשיך להיות מועסק. נזכיר כי הוא חשוף לסכנת פיטורים בלתי רצוניים בהסתברות s . במקרה כזה הוא הופך להיות מובטל ואז דפוסית התנהגותו יהיו על פי משוואה (1). אם כן, הערך הנוכחי של תועלת המועסק הוא:

$$(3) V_e = \max\left\{u(w) + \beta[(1-s)V_e + s(\max V_u)], \frac{\beta p V_d}{1 - \beta(1-p)}\right\}$$

כמו קודם ניתן לחלץ את V_e ולנסחו כפונקציה של הפרמטרים של הבעיה:

$$(4) V_e = \max\left\{\frac{1 - \beta(1-q)}{(1-\beta)[1-\beta(1-q-s)]}u(w), \frac{u(w) + \beta^2 sp V_d}{1 - \beta(1-s)}, \frac{\beta p V_d}{1 - \beta(1-p)}\right\}$$

משוואה (4) מסכמת את התועלת בכל אחת מהאפשרויות שעומדות בפני הפרט. האפשרות הראשונה, שמיוצגת על ידי הביטוי הראשון במשוואה (4), היא שהפרט יעדיף תמיד להיות מועסק (אם הוא יפוטר הוא יחפש עבודה), ומכאן שהוא לא יגיש בקשה לקצבה. נסמן את קבוצת האנשים שבחרת באפשרות זו E . האפשרות השנייה, שמיוצגת על ידי הביטוי השני במשוואה (4), היא להגיש בקשה לקצבה רק אם הפרט פוטר מעבודתו (ולאחר מכן הוא נשאר במדינת הרווחה לנצח). נסמן קבוצת אנשים זו ב- Q_c . האפשרות השלישית היא להגיש בקשה לקצבה, ולהפוך מיד למובטל (הפרט יגיש בקשה לקצבה עד אשר תאושר). קבוצה האוכלוסייה שבחרת באפשרות תסומן ב- Q_a .

תרשים 1 מציג את 3 האפשרויות של פרט מועסק כאשר הערך הנוכחי של התועלת, Ve על הציר האנכי והתועלת החד תקופתית, $u(w, h)$ על הציר האופקי. קל לראות שמדובר בקשר לינארי בכל 3 האפשרויות. מקסימום רווחה מיוצג על ידי המעטפת העליונה של שלושת הקווים בתרשים 1, והערך הספציפי תלוי בכישורי ההשתלבות ובכישורי השתכרות. מכאן רואים כי ישנן שתי רמות סף שקובעות את גודלן של הקבוצות השונות באוכלוסייה, E, Q_a ו- Q_c .

מודל זה מאפשר לראות בצורה בהירה את השפעת מדינת הרווחה, שמיוצגת על ידי גובה הקצבה וההסתברות לקבל קצבה, על שיעור ההשתתפות. עלייה בסכום הקצבה או בהסתברות לקבל קצבה תביא להגדלת קבוצת הבלתי משתתפים וקבוצת המועסקים שיהפכו לבלתי משתתפים אם יפוטרו.

מודל זה מאפשר לבחון גם את השפעת סביבת שוק העבודה על שיעור ההשתתפות. סביבת שוק העבודה במודל מיוצגת על ידי ההסתברות למצוא עבודה וההסתברות לאבד את מקום העבודה. עלייה בהסתברות לאבד את מקום העבודה מגדילה את משקל הבלתי משתתפים ואילו עלייה בהסתברות למצוא עבודה אינה משנה את מספר הבלתי משתתפים אך מקטינה את מספר המועסקים שיהפכו לבלתי משתתפים.

משקל הבלתי משתתפים באוכלוסייה מותנה בהתפלגות u שתלוייה בהתפלגות המשותפת של w ו- h . התרחבות אי השוויון בשכר בשוק העבודה תתבטא בגידול מספר הפרטים שיבחרו להימנע מהשתתפות בשוק העבודה. גידול משקל האוכלוסייה שסובלת מכישורי השתלבות נמוכים בשוק העבודה גורר עלייה בשיעור הבלתי משתתפים.

במודל זה, התנאי היחיד לקבלת קצבה הוא חוסר תעסוקה. במציאות צריכים להתמלא שני תנאים מצטברים על מנת שפרט יקבל קצבה ממדינת הרווחה: מבחן תעסוקה ומבחן הכנסה. כך למשל, סטודנטים ותלמידי ישיבה אינם זכאים לקבל קצבה מביטוח לאומי. יתרה מכך לפי המודל מחפש עבודה אינו זכאי לקצבה כי הוא מאותת שכישורי השתלבותו טובים. מודל זה גם אינו נותן ביטוי לשינויים בשיעור ההשתתפות כתוצאה מעליית שיעור התשואה להשכלה.

2.2 היישום האמפירי

מרבית הסדרות העיתיות כמו תוצר וצריכה מאופייניות במגמת זמן ומשום כך גם בשורש יחידתי (unit root). מגמת הזמן המשותפת של סדרות עלולה ליצור מראית עין של קשר כלכלי בין שתי סדרות עיתיות אף אם אין קיים קשר אמיתי ביניהן (spurious regression). לאור סכנה זו בדיקה השערות על בסיס נתוני סדרה עיתית חייבת ראשית לבחון אם המשתנים מאופיינים בשורש יחידתי. ההסקה על סמך מקדמי הרגרסיה עלולה להיות מוטעית אם אין מתקיימת ביניהם קואינטגרציה (קרי, השאריות אינן מאופיינות בשורש יחידתי).

יש קושי לנהוג באותה דרך גם בסדרות כמו שיעור ההשתתפות, שיעור האבטלה, וסדרות שידוע לנו מראש שהן תחומות בין אפס לאחד. לא תתכן מגמת זמן בשיעור ההשתתפות ושיעור האבטלה אם המדגם הוא אינסוף שנים, ולפיכך סדרות אלו בהגדרה אינן מאופיינות בשורש יחידתי. עם זאת, מבט על שיעור ההשתתפות בתקופה מוגבלת עשוי ליצור מראית עין של מגמת זמן. בדיקה טכנית עשויה להצביע על קיומו של שורש יחידתי בשיעור ההשתתפות אף אם האפיון האמיתי של סדרה זו אינו כך.

לאור זאת הניתוח הסטטיסטי מבוסס על OLS כאשר שיעור ההשתתפות הוא המשתנה המוסבר והמשתנים המסבירים נקבעו ברוח המודל. התקופה הנחקרת היא בין 1974 ל-2001. המודל התיאורטי מעלה 3 קבוצות של משתנים שהם בעלי השפעה על שיעור ההשתתפות: משתני מדינת הרווחה (גובה הקצבה וההסתברות לקבל קצבה), האטרקטיביות של שוק העבודה (ההסתברות למצוא עבודה וההסתברות לאבד את מקום העבודה), התפלגות השכר והתפלגות כישורי ההשתלבות. באופן טבעי, המקביל האמפירי הוא לעולם קירוב למשתנה התיאורטי, ולעיתים ניתן לחשוב על מספר אינדיקטורים אמפיריים למשתנה תיאורטי אחד.

המשתנה שמייצג את מדינת הרווחה בעבודה זו הוא גובה קצבת הבטחת הכנסה ליחיד בשיעור הרגיל (נעשה שימוש גם בקצבת הבטחת הכנסה לזוג עם שני ילדים) יחסית לשכר הממוצע במשק. המשתנה שמייצג את התפלגות השכר הוא היחס בין השכר ברוטו לשעת עבודה של בעלי 10 שנות לימוד או פחות לשכר ברוטו לשעת עבודה הממוצע בקרב גברים בגילי 25 עד 54. נשים לב, היחס בין שני משתנים אלו הוא יחס ההחלפה עבור בעלי השכלה נמוכה, הקצבה יחסית לשכר של בעלי עד 10 שנות לימוד. אחת העבודות בתחום זה כללה יחס זה ברשימת המשתנים המסבירים לשיעור ההשתתפות (גוטליב, דצמבר 2002).

היתרון בפיצול יחס זה לשני משתנים (שיעור הקצבה יחסית לשכר הממוצע, יחס השכר של בעלי 10 שנות לימוד לשכר הממוצע) הוא ביכולת לעקוב באופן ישיר מה מקור ההשתנות ביחס. האם השינויים ביחס נובעים משינויים במדיניות או משינויים בתמורה לעבודה של בעלי השכלה נמוכה. יתרון נוסף נובע מהעובדה שמקדם הקצבה יכול להיות שונה ממקדם השכר האלטרנטיבי (השכר של בעלי השכלה נמוכה). יש סיבות טובות לחשוב שמקדמים לא יהיו זהים.

יש קושי עצום למצוא אינדיקטור טוב דיו כדי לייצג את ההסתברות לקבל קצבה במקרה של גברים בגילי 25 עד 54. יש הרואים בתובעי הבטחת הכנסה בעילה של בלתי ניתנים להשמה מדד למידת הקפדנות בסינון שעורך שירות התעסוקה לתובעי הקצבות (גוטליב, מרץ 2002). יש ספק באשר למידת התקפות של מדד זה כמשקף את ההסתברות לקבל קצבה הואיל והוא מתואם עם משתנים כלכליים כמו שיעור האבטלה והשכר. יתכן ששינויים במשקל התובעים הבטחת הכנסה משקפים את הקשיים הגוברים למצוא עבודה ובתנאי שכר סבירים שאינם נסתרים מעיניהם של פקידי שירות התעסוקה.

בכל זאת נעשתה פנייה למוסד לביטוח לאומי שנענה לספק מידע על מספר הגברים בגילי העבודה המרכזיים שתבעו הבטחת הכנסה בעילה של בלתי ניתן להשמה.²³ חושב שיעור הגברים שתבעו הבטחת הכנסה בעילה של בלתי ניתן להשמה (נתוני הביטוח הלאומי) מתוך הגברים בגילי 25 עד 54 (נתוני סקר כוח אדם) בשנים 1974 עד 2001. משתנה זה מייצג כביכול את מידת הקפדנות של שירות התעסוקה, המקביל האמפירי למשתנה A במודל. משתנה זה משפיע על ההסתברות לקבל קצבה. המשתנה שמייצג את הסתברויות למצוא עבודה ולאבד עבודה הוא שיעור האבטלה בקבוצת האוכלוסייה הרלוונטית.²⁴

המשתנה שמייצג את התפלגות כישורי ההשתלבות בשוק העבודה הוא שיעור הגברים שאינם חיים במשק בית משל עצמם בקרב גברים בגילי 25 עד 54. גברים אלו אינם מוגדרים כראש משק הבית או בן זוגו של ראש משק הבית. אוכלוסייה זו, שנמצאת בטווח הגילים 25 עד 54, כוללת את הבנים של ראשי משק הבית (כמחצית מכלל אלו שאינם חיים במשק בית משל עצמם) או דרגת קירבה אחרת כמו אחיינים, גיסים, חתנים או הורים של ראש משק הבית. הימצאותו של גבר בגיל מאוחר יחסית עם הוריו או זקוק לקורת הגג של קרובי משפחה עשויה להעיד על קשיי השתלבות חברתיים שמונעים ממנו ליצור משק בית משל עצמו.

המשתנה המוסבר הוא שיעור ההשתתפות כאשר האוכלוסייה אינה כוללת חרדים (בעלי העדפת פנאי חזקה) וסטודנטים (השקעה בהון אנושי). הוצאת אוכלוסיות אלו נעשתה הואיל והמודל אינו נותן ביטוי לשיקולים הייחודיים שקובעים את דפוסי ההתנהגות של שתי קבוצות אוכלוסייה אלו.

לוח 12 מראה כי המקדם של השכר של בעלי השכלה נמוכה יחסית לשכר הממוצע הוא חיובי בהתאם לניבוי שעולה מהמודל התיאורטי. התוצאות האיכותיות נשאר ללא שינוי גם כאשר הוחלף יחס השכר של בעלי השכלה נמוכה לשכר הממוצע ביחס לשכר החציוני של גברים בגילי 25 עד 54. גם המקדם השלילי של שיעור האבטלה מתיישב עם הניבוי של המודל. תוצאות אלו נשארות ללא שינוי אם מריצים רגרסיה בה המשתנים המסבירים מופיעים בפיגור של שנה.

²³ תודות לתמר הרון ולמרים שמלצר מהמוסד לביטוח לאומי על עזרתם בהכנת נתון זה.

²⁴ בינסטוק וקלינוב (1998) מראים כי עליית שיעור האבטלה בישראל משקפת הן עליית ההסתברות לאבד מקום עבודה ועוד יותר בירידת ההסתברות למצוא עבודה.

המשתנה קצבת הבטחת הכנסה ליחיד בשיעור מתוך השכר הממוצע הוא יחס קבוע החל משנת 1982. כלומר לא חל כל שינוי מדיניות מאז החל החוק. משתנה זה מתפקד כמו משתנה דמי לשנים לפני 1982 ולאחריהם. נציין כי חוק הבטחת הכנסה החליף את תשלומי הסעד שהיו נהוגים עד אותה עת. אם כך הבחינה אמפירית מסתכמת בבחינת השפעת הנהגת החוק על שיעור ההשתתפות. לא ניתן לבדוק את השפעתם של שינויי מדיניות כיוון שלא היו כאלה בתקופה הנחקרת. (יתכן שהיו שינויים בהטבות הנלוות קצבת הבטחת הכנסה ואולם עד כה לא נחקר נושא זה.)

לפי האמידה ניתן לדחות את ההשערה שגובה קצבת הבטחת הכנסה ליחיד משפיע על שיעור ההשתתפות של גברים (אפילו הסימן אינו בכיוון הנכון). אמידה זו חושפת בצורה ישירה כי לא ניתן לתלות את השינויים שחלו בשיעור ההשתתפות של גברים בשינויים במדיניות הבטחת הכנסה כי לא היו שינויים כאלו. יתרה מזאת אין כאן תמיכה לטענה כאילו הנהגת החוק הייתה אחראית להידרדרות בשיעור ההשתתפות של גברים.

המשתנה שמייצג את משקלם של בעלי כישורי השתלבות נמוכים (אינם גרים במשק בית משל עצמם) הוא בעל סימן שלילי בהתאם לצפוי מן המודל. נשים לב, שהוספתו מקטינה את מידת המובהקות של מקדמי יחס השכר ושיעור האבטלה אך אלו עדיין בסימן הנכון וברמת מובהקות המקובלת.

עוד נמצא כי המקדם של שיעור הגברים שקיבלו הבטחת הכנסה בעילה של בלתי ניתנים להשמה הוא בעל סימן שמתאים למודל. הסימן של מקדמי המשתנים האחרים לא משתנה בעקבות הכללת משתנה זה אך היא מפחיתה את מידת מובהקותם. ואולם הירידה במובהקות משקפת את המתאם שישנו בין משתנה זה ליחס השכר ולאבטלה. מתאם זה מלמד כי ההסתברות לקבל קצבה, שנמדדת כאן לפי שיעור הבלתי ניתנים להשמה, אינה אקסוגנית.

בלוח 13, אותו ניתן לראות גם כניתוח רגישות של התוצאות למעלה, נאמדה השפעת יחס השכר, שיעור האבטלה לפי 4 קבוצות השכלה וקצבת הבטחת הכנסה על שיעור ההשתתפות של 4 קבוצות השכלה. בלוח 13 רואים שהמקדם של שיעור האבטלה הוא שלילי ומובהק בכל רמות השכלה. לעומת זאת, המקדם של השכר של בעלי השכלה נמוכה יחסית לממוצע הוא חיובי ומובהק עבור שתי רמות השכלה הנמוכות ואילו הוא חסר השפעה (אינו שונה באופן מובהק מאפס) ברמות השכלה מעל 12 שנות לימוד. המקדם של קצבת הבטחת הכנסה ממשיך להיות הבן הסורר, ואינו מתנהג על פי הצפוי מהמודל.

סיכום

עבודה זו מציגה שלוש גישות משלימות לניתוח הגורמים העיקריים שהביאו לירידה החדה בשיעור ההשתתפות של גברים ישראלים בשלושת העשורים האחרונים. לפי הגישה הראשונה, שמבוססת על רשימת הסיבות שדיווחו המרואיינים, ארבעה גורמים אחראיים לירידה בשיעור ההשתתפות בין השנים 1980 ל-2001: עלייה בשיעור הסטודנטים (21%), התרחבות המגזר החרדי (21%), עליית שיעור הנכים (32%) ועלייה בשיעור העובדים המתייאשים (25%). ואולם גישה זו אינה מסבירה מדוע עלה שיעור הנכים. במיוחד, האם תופעה זו קשורה בשוק העבודה או במדיניות הרווחה?

לפי הגישה השנייה, שנשענת על ניתוח רגרסיה, הירידה נעוצה בהתרופפות חריפה של הזיקה של בעלי השכלה נמוכה לכוח העבודה, ירידה חדה בשיעור הגברים הנשואים והתרחבות המגזר החרדי (וניתוק גדול יותר משוק העבודה של מגזר זה). גישה זו משלימה באשר שיעור בעלי השכלה נמוכה בקרב הנכים ובקרב המתייאשים הוא גבוה. גם שיעור הנשואים נמוך במיוחד בקרב אלו שדיווחו שהם נכים. ואולם גישה זו אינה נותנת ביטוי להשפעה של שוק העבודה או במדיניות הרווחה.

לפי הגישה השלישית, שמבוססת על ניתוח מצרפי של דפוסי העבודה של גברים שאינם חרדים או סטודנטים, ירידת שיעור ההשתתפות נעוצה בהידרדרות שחלה בתנאים שהציע שוק העבודה וזאת במקביל ליציבות בקצבת הבטחת הכנסה יחסית לשכר הממוצע. הידרדרות זו התבטאה בשחיקת השכר של בעלי השכלה נמוכה ובירידת הסיכויים למצוא עבודה.

רשימת ספרות

Autor David and Duggan Mark, "The Rise in the Disability Rolls and the Decline in Unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, Vol 118 (1), Feb. 2003, 157-205.

Michael Beenstock and Ruth Klinov, "The Determinants of Separations from Employment: Israel, 1969-1992", Falk Institute Discussion Paper 98.02.

Berman Eli and Klinov Ruth, "Human Capital Investment and Nonparticipation: Evidence from a Sample with Infinite Horizons", May, 1997, Falk Discussion Paper 97.05.

Bound John, "The health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants", *American Economic Review* Vol. 79 (3), June 1989, 482-503.

Cutler David M. and Elizabeth Richardson, "Measuring the Health of the U.S. Population", *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, Vol. 1997, 217-282.

Juhn Chinhui, "The Decline of Male Labor Market Participation: The Role of Decling Market Opportunities", *Quarterly Journal of Economics*, Vol 107 (1), Feb. 1992, 79-121.

Juhn, Chinhui. Murphy, Kevin. Topel, Robert "Why has the Natural Rate of Unemployment Increased over Time", *Brookings Papers on Economic Activity*. 1991 (1): 75-126

"Current Unemployment, Topel, Robert. Murphy, Kevin. Juhn, Chinhui 2002; 0(1): *Brookings Papers on Economic Activity*.Historically Contemplated", 79-116

Katz Lawrence "Current Unemployment, Historically Contemplated: Comments and Discussion", *Brookings Papers on Economic Activity*. 2002; 0(1): 117-125.

Parsons Donald, "The Decline in Male Labor Force Participation", *Journal of Political Economy*, Vol. 88 (1), Feb. 1980, 117-134.

אמיר שמואל, קלינוב רות, "שינויים בהשתתפות גברים בכוח העבודה ונשירה ממנו", מאמר לדיון 12.03, הרשות לתכנון כוח אדם במשרד העבודה, פברואר 2003.

ברנדר עדי, פלד-לוי אוסנת וניצה קסיר, "מדיניות הממשלה ושיעור ההשתתפות בכוח העבודה של האוכלוסייה בגילי העבודה העיקריים – ישראל ומדינות ה-OECD בשנות התשעים", **סקר בנק ישראל** 74, אוגוסט 2002, עמודים 61-7.

גוטליב דניאל, "מרווחה לעבודה: הבטחת הכנסה בגיל העבודה בישראל", **רבעון לכלכלה**, מרץ 2002, עמודים 121-158.

גוטליב דניאל, "השפעת העובדים הלא-ישראלים על התעסוקה, השכר ואי השוויון", **רבעון לכלכלה**, דצמבר 2002, עמודים 694-736.

דהן מומי, **האוכלוסייה החרדית והרשות המקומית, חלק א': התחלקות ההכנסות בירושלים**, מכון ירושלים לחקר ישראל, 1998.

דהן, מומי (2001), "עליית אי השוויון הכלכלי", בתוך **ממעורבות ממשלתית לכלכלת שוק: משק הישראלי 1985-1998** בעריכת אבי בן בסט, הוצאת עם עובד.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקרי כוח אדם, שנים שונות

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקרי הכנסות משקי בית, שנים שונות

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, הסקר החברתי, 2002.

זוסמן נועם, דמיטרי רומנוב, "הגמלה להבטחת הכנסה והשפעתה על היצע העבודה ועל העלמת הכנסות", **רבעון לכלכלה**, דצמבר 2001, עמודים 607-647.

זוסמן נועם, דמיטרי רומנוב, "תמורות במערכת הבטחת הכנסה – מצע לדיון", **סקר בנק ישראל** 74, אוגוסט 2002, עמודים 63-98.

נספח לוחות

לוח 1: שיעורי ההשתתפות בכוח העבודה של גברים בגילי 25 עד 54

שיעור ההשתתפות בכוח העבודה (גברים בני 25 עד 54)			מדינה	שיעור ההשתתפות בכוח העבודה (גברים בני 25 עד 54)			מדינה
1980	1990	2000		1980	1990	2000	
	0.948	0.919	בריטניה	0.970	0.975	0.971	יפן
0.942	0.934	0.916	ארה"ב			0.967	שוויץ
	0.945	0.915	דנמרק			0.963	מקסיקו
0.930	0.923	0.914	נורווגיה			0.961	איסלנד
	0.934	0.913	ניו-זילנד	0.947	0.921	0.958	גרמניה
0.944	0.931	0.911	קנדה			0.949	צ'כיה
0.922	0.929	0.908	פינלנד		0.943	0.943	יוון
0.931	0.909	0.906	איטליה	0.965	0.954	0.942	צרפת
0.955	0.947	0.906	שוודיה		0.950	0.942	לוקסמבורג
0.945	0.931	0.903	אוסטרליה			0.939	סלובקיה
	0.942	0.894	טורקיה	0.931	0.934	0.935	הולנד
		0.883	פולין			0.931	אוסטריה
			ישראל מתוקן				
0.920	0.892	0.869	(1)	0.952	0.943	0.930	ספרד
		0.845	הונגריה	0.942	0.942	0.928	פורטוגל
0.886	0.857	0.835	ישראל למ"ס (2)		0.922	0.921	בלגיה
0.945	0.935	0.923	ממוצע		0.918	0.920	אירלנד
				0.956	0.946	0.920	קוריאה

1. אנשי קבע מסווגים כמשתתפים והאוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות ויישובים ארעיים.

2. אנשי קבע מסווגים כבלתי משתתפים והאוכלוסייה כוללת דיירי מוסדות.

לוח 2: אי השתתפות של גברים בכוח העבודה לפי דיווח עצמי של הסיבות, 2001

שיעור מתוך האוכלוסייה	אלפים	
100.0	1,182,400	אוכלוסיית הגברים בגילאי 25-54
84.3	996,900	כוח העבודה האזרחי
15.7	185,600	אינם משתתפים
		הסיבות לאי השתתפות לפי דיווח עצמי
5.5	64,600	גמלאות או מחלה
4.5	53,600	לימודים
5.6	66,400	סיבה אחרת

המקור: סקרי כוח אדם 2001, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, פרסום מספר 1199, אפריל 2003.
 הערה: אוכלוסיית הגברים אינה כוללת דיירי מוסדות וישובים ארעיים (דוגמת הבדווים בדרום).

לוח 3: הטיפול הסטטיסטי באנשי צבא ובדיירי מוסדות, השוואה בינלאומית

מדינה	האם אנשי צבא נכללים?	האם דיירי מוסדות נכללים?
אוסטרליה	לא	כן
אוסטריה	כן	כן
בלגיה	ככל הנראה כן (לא צוין Civilian, אך גם לא צוין כי הכוחות הצבאיים נכללים).	ככל הנראה לא (הסקר כולל תושבי משקי בית פרטיים בלבד).
קנדה	לא	לא
צ'כיה	לא, פרט לחניכי מכינות צבאיות/קד"צ	לא
דנמרק		ככל הנראה לא (הסקר כולל תושבי משקי בית פרטיים בלבד).
פינלנד	לא	ככל הנראה כן. נכללים משקי בית פרטיים וגם קולקטיביים, לא מצוין Non Institutional.
צרפת	כן	חלק מהם
גרמניה	כן	כן
יוון	ככל הנראה כן (לא צוין Civilian, אך גם לא צוין כי הכוחות הצבאיים נכללים).	לא
הונגריה	כן	לא

נספח לוחות

המשך לוח 3: הטיפול הסטטיסטי באנשי צבא ובדיירי מוסדות, השוואה בינלאומית

מדינה	האם אנשי צבא נכללים?	האם דיירי מוסדות נכללים?
איסלנד	כן	כן
אירלנד	אנשי קבע הגרים בבית פרטי	לא
איטליה	כן	לא
יפן	כן	כן
קוריאה	לא	לא
לוקסמבורג	ככל הנראה כן (לא צוין Civilian, אך גם לא צוין כי הכוחות הצבאיים נכללים).	לא
מקסיקו	לא	לא
הולנד	כן	לא
ניו-זילנד	לא	לא
נורווגיה	כן	ככל הנראה כן (לא צוין Non institutional וכן צוין כי משקי בית קולקטיביים נכללו).
פולין	רק אנשי צבא שגרים בית פרטי	לא
פורטוגל	כן	לא
סלובקיה	רק משנת 1997 ואילך	לא
ספרד	כן	צוין כי הסקר כולל רק משקי בית פרטיים וכן צוין כי אסירים לא נכללו. לא ברור אם רק אסירים לא נכללו או כל דיירי המוסדות לא נכללו.
שבדיה	כן	כנראה שכן. לא צוין "ללא מוסדות" או "משקי בית פרטיים, אלא כל התושבים.
שוויץ	כן	לא
טורקיה	לא	לא
בריטניה	כן, ללא "מגויסים", ככל הנראה מדובר באנשי הקבע	לא
ארה"ב	לא	לא

מקור: *OECD, Corporate Data Environment*.

<http://www1.oecd.org/scripts/cde/members/LFSDATAAuthenticate.asp>

נספח לוחות

לוח 4: שיעור ההשתתפות של גברים בגילי העבודה המרכזיים (25 עד 54) בשנים 1974 עד 2001

שיעור ההשתתפות לפי מספר שנות לימוד					השנה
(5) סטודנטים (4) למעט	(4) למעט (3) חרדים	(3) אנשי קבע משתתפים והאוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות	(2) אנשי קבע משתתפים והאוכלוסייה כוללת דיירי מוסדות	(1) אנשי קבע אינם משתתפים והאוכלוסייה כוללת דיירי מוסדות	
0.956	לא ידוע	0.945	0.934	0.913	1974
0.953	לא ידוע	0.940	0.930	0.905	1975
0.946	לא ידוע	0.934	0.925	0.902	1976
0.947	לא ידוע	0.933	0.924	0.898	1977
0.947	לא ידוע	0.933	0.924	0.893	1978
0.939	0.933	0.924	0.923	0.891	1979
0.938	0.931	0.920	0.919	0.886	1980
0.941	0.934	0.919	0.919	0.885	1981
0.935	0.927	0.914	0.913	0.882	1982
0.939	0.930	0.917	0.915	0.882	1983
0.938	0.930	0.917	0.916	0.883	1984
0.935	0.926	0.911	0.900	0.868	1985
0.931	0.920	0.904	0.895	0.864	1986
0.928	0.916	0.896	0.887	0.861	1987
0.930	0.918	0.899	0.891	0.864	1988
0.935	0.924	0.904	0.895	0.867	1989
0.921	0.911	0.892	0.883	0.857	1990
0.915	0.906	0.886	0.878	0.853	1991
0.916	0.906	0.885	0.877	0.851	1992
0.919	0.910	0.888	0.880	0.857	1993
0.916	0.905	0.884	0.876	0.859	1994
0.920	0.912	0.891	0.883	0.860	1995
0.913	0.904	0.882	0.874	0.852	1996
0.911	0.901	0.879	0.871	0.848	1997
0.906	0.896	0.875	0.867	0.845	1998
0.899	0.890	0.871	0.862	0.840	1999
0.893	0.887	0.869	0.860	0.840	2000
0.892	0.883	0.863	0.854	0.835	2001

לוח 5: השפעת סיווג אנשי צבא הקבע על מקדמי הרגרסיה (PROBIT), 2001¹

אנשי קבע מסווגים משתתפים		אנשי קבע מסווגים בלתי משתתפים		
ערך z	השפעה שולית בנקודת הממוצעים	ערך z	השפעה שולית בנקודת הממוצעים	
-20.39	-0.228	-17.65	-0.201	שנות לימוד 9 - 0
-13.63	-0.132	-9.44	-0.093	10-11
-8.52	-0.064	-6.25	-0.049	12
-3.43	-0.024	-4.1	-0.030	13-15
1.45	0.010	1.09	0.009	גיל 30-34
0.58	0.004	1.42	0.011	35-44
-4.65	-0.035	0.15	0.001	45-54
16.14	0.141	12.95	0.119	מצב משפחתי נשוי
1.29	0.013	0.62	0.007	גרוש/פרוד/אלמן
2.29	0.013	0.31	0.002	ילדים עד גיל 14 1-2
-1.34	-0.012	-3.04	-0.030	3
-5.44	-0.057	-5.62	-0.066	4-5
-6.09	-0.097	-5.82	-0.104	+6
9.18	0.068	5.41	0.044	לאום יהודי
3.72	0.041	3.79	0.050	נוצרי
0.79	0.011	-3.47	-0.065	דרוזי
2.47	0.039	2.78	0.052	דת אחרת (ולא מוסלמי)
-15.18	-0.159	-13.99	-0.152	סטודנט
-19.49	-0.432	-20.44	-0.487	הורה לראש משק הבית
-7.91	-0.184	-6.77	-0.171	עולה (הגיע בשנה זו / הקודמת)
-36.77	-0.668	-32.57	-0.600	חרד (לפי מוסד לימודים אחרון)
	0.205		0.155	Pseudo R ²
	22,370		22,370	מספר תצפיות

1. עבור גברים בני 25-54, ללא דיירי מוסדות ויישובים ארעיים.

נספח לוחות

לוח 6: מבחר סיבות לאי השתתפות בכוח העבודה, לפי דיווח עצמי

מחכה לגיוס	בעיות משמעת	טייל בחו"ל
מטייל בחו"ל	נסעה לחו"ל	פיטורים בגלל צמצומים
לפני גיוס	לפני שירות צבאי	חיפשה ולא מצאה
התחילה השבוע שירות לאומי	עולה חדש	עבר לגור בבית שמש
בטלן	נסיעה לחו"ל ללימודים ועבודה	היה בחו"ל
מרצה עבודות שירות בחווה חקלאית	לא מעוניינת	שהה בחו"ל לטיפול רפואי באשתו
לא מעוניין לעבוד	לא מעוניין	היה בחו"ל
לא מעוניינת	בטיפול גמילה	שהה בחו"ל
הייתה בחו"ל בשנה האחרונה	עומד להתגייס	שהתה בחו"ל
מתנדבת בשנת שירות ללא תמורה	גיל צעיר	התפטרה
כספית		
מסתובב	לפני גיוס	טיול בחו"ל
טיול בחו"ל	נער, לא מקבלים אותו לעבודה	פוטר בגלל המיתון
מסתובב	נער	הפסקת השירות
טיול בחו"ל	כלא	עולה חדש
בלי סיבה	מחכה לגיוס	פיטורין בגלל המצב
אין צורך כלכלי	לא מעוניין	התפטרה
לא מעוניינת לעבוד	שירות לאומי	פיטורין
הפסיק ללמוד, בתהליך בעברה לבית	לא מעוניין לעבוד	מיתון, אין עבודה
ספר אחר		
הוחלפה בחברת כוח אדם	בחו"ל	פוטר בגלל צמצומים, בגלל המיתון
לא מעוניין לעבוד וגם ללמוד	לא יודעת, ברח מהבית אתמול	שומרת על הנכד
	ולא רוצה למסור	
פיטורין	היה בחו"ל	פיטורין
לא לומד ולא עובד-לא מחפש עבודה	כרגע מקבל הבטחת הכנסה, עוד	פוטר בגלל צמצומים
	מעט יוצא לפנסיה	
לפני שירות לאומי	אין עבודה בגלל המצב הביטחוני,	פוטר בגלל צמצומים, בגלל
	מדריכת תיירים	המיתון
טיול בחו"ל	לא מעוניינת	בחו"ל
לא מצאה	לא רוצה לעבוד	נמצאת בטיול בחו"ל
שהה בחו"ל	לפני לידה	מחכה לגיוס
עובדת בחברה נורבגית לא בישראל,	סיבות אישיות	מאסר בבית סוהר
גרה קבוע בישראל		
היו בשנתיים האחרונות בחו"ל	לא מעוניינת לעבוד בשלב זה	מחכה לשירות לאומי
גיל צעיר	מחכה לגיוס	מחכה לגיוס

המשך לוח 6: מבחר סיבות לאי השתתפות בכוח העבודה, לפי דיווח עצמי

לא מעוניינת	עצור מלפני חודש
אין לה צורך בעבודה	חזר לארץ לפני כחודשיים
שנת שירות ללא תשלום	הולך ללימודים בחו"ל
לא מעוניין לעבוד	טיול בחו"ל
רק פוטר עדיין לא מחפש	לא מעוניין
לא מעוניינת	מתגייסת בשבוע הבא
התייאשה מלחפש עבודה	חזרה מחו"ל
הריון	מורה במקצועה ולא החליטה אם רוצה לעבוד
לפני גיוס	לא מעוניינת
בטיול	נמצאת בבית
לא מעוניין לעבוד	לא מעוניינת לעבוד
רוצה להתגייס	לא מעוניינים, רוצים רק להתנדב
לא רוצה לעבוד	לא מעוניינת לעבוד
לא מעוניין לעבוד	מטייל בחו"ל
מחכה לגיוס לצה"ל	לא מעוניין
	סיבה אישית
	בגמילה מסמים, מקבל קיצבה
	בעיות אישיות
	לא הייתה מעוניינת
	טיול בחו"ל
	חיפשה אבל לא במיוחד
	מחכה לגיוס
	מסיבות אישיות-לא רוצה לפרט
	לפני גיוס
	בגלל תשלום לא הוגן של שכר, לא מוכן
	טיול בחו"ל
	לא רוצה לעבוד
	נמצאת בחו"ל
	עולה חדשה
	נשר מבית ספר
	נשר מלימודיו

לוח 7: השתתפות ואי השתתפות של גברים בכוח העבודה לפי דיווח עצמי של הסיבות, 2001

לא יהודים		יהודים		כלל האוכלוסייה		
שיעור	מספר	שיעור	מספר	שיעור	מספר	
100.0	236,538	100.0	945,815	100.0	1,182,412	גברים בגילי 25-54
80.9	191,322	87.6	828,662	86.3	1,019,984	משתתפים בכוח העבודה ¹
19.1	45,276	12.4	117,153	13.7	162,428	אינם משתתפים בכוח העבודה
						אינם משתתפים לפי סיבות
1.8	4,100	5.2	49,400	4.5	53,600	לימודים
		2.9	27,800	2.4	27,800	מזה : חרדים
9.9	23,400	3.7	34,800	4.9	58,200	מוגבלות או מחלה
4.4	10,300	1.1	10,000	1.7	20,300	חיפש עבודה ולא מצא
0.5	1,300	0.5	4,600	0.5	5,800	פנסיה
2.6	6,200	1.9	18,400	2.1	24,500	אחר
				0.6	7,500	מזה : שהו בחו"ל

(1) אנשי קבע מסווגים כמשתתפים והאוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות יישובים ארעיים. המקור: עיבודי סקר כוח אדם לשנת 2001, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

נספח לוחות

לוח 8: השתתפות ואי השתתפות של גברים בכוח העבודה לפי דיווח עצמי של הסיבות, 1990

לא יהודים		יהודים		כלל האוכלוסייה		
שיעור	מספר	שיעור	מספר	שיעור	מספר	
100.0	124,527	100.0	679,571	100.0	804,098	גברים בגילי 25-54
89.2	111,020	89.2	606,127	89.2	717,147	משתתפים בכוח העבודה ¹
10.8	13,507	10.8	73,444	10.8	86,951	אינם משתתפים בכוח העבודה
						אינם משתתפים לפי סיבות
1.0	1,300	4.4	30,000	3.9	31,300	לימודים
		2.4	16,000	2.1	16,600	מזה: חרדים
7.6	9,500	2.5	17,200	3.3	26,700	מוגבלות או מחלה
0.3	400	0.9	5,800	0.8	6,200	חיפש עבודה ולא מצא
0.3	400	0.4	2,800	0.4	3,200	פנסיה
1.6	2,000	2.6	17,700	2.4	19,600	אחר

(1) אנשי קבע מסווגים כמשתתפים והאוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות וישובים ארעיים. המקור: עיבודי סקר כוח אדם לשנת 1990, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

לוח 9: השתתפות ואי השתתפות של גברים בכוח העבודה לפי דיווח עצמי של הסיבות, 1980

לא יהודים		יהודים		כלל האוכלוסייה		
שיעור	מספר	שיעור	מספר	שיעור	מספר	
100.0	72,943	100.0	554,947	100.0	627,890	גברים בגילי 25-54
89.9	65,549	92.3	512,241	92.0	577,790	משתתפים בכוח העבודה ¹
10.1	7,394	7.7	42,706	8.0	50,100	אינם משתתפים בכוח העבודה
אינם משתתפים לפי סיבות						
0.6	460	2.3	12,900	2.1	13,300	לימודים
		1.4	7,600	1.2	7,600	מזה : חרדים
6.1	4,500	2.7	14,800	3.1	19,300	מוגבלות או מחלה
0.2	100	0.3	1,600	0.3	1,700	חיפש עבודה ולא מצא
0.2	100	0.2	1,300	0.2	1,400	פנסיה
3.0	2,200	2.2	12,200	2.3	14,400	אחר

(1) אנשי קבע מסווגים כמשתתפים והאוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות וישובים ארעיים.
המקור: עיבודי סקר כוח אדם לשנת 1980, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

לוח 10: ירידת שיעור ההשתתפות^א, ניתוח באמצעות רגרסיות OLS

	1980		2001		
ממוצע המשתתנים המסבירים	ערך t	המקדם	ממוצע המשתתנים המסבירים	ערך t	המקדם
קבוע	87.66	0.836		84.09	0.811
שנות לימוד 0 – 9	34.37%	-9.57	11.60%	-22.17	-0.181
10-11	18.85%	-1.12	13.02%	-12.09	-0.088
12	19.32%	1.05	27.33%	-6.98	-0.042
13-15	11.90%	3.09	23.76%	-3.21	-0.019
גיל 30-34	21.30%	0.72	16.88%	0.92	0.007
35-44	29.89%	0.41	31.53%	-0.19	-0.001
45-54	25.69%	0.34	31.87%	-4.55	-0.033
מצב משפחתי נשוי	88.00%	21.31	77.43%	17.08	0.126
גרוע או פרוד, או אלמן	1.63%	2.7	4.45%	1.51	0.017
ילדים עד גיל 14 1-2	47.31%	2.03	40.70%	1.14	0.006
3	15.55%	1.22	11.35%	-1.63	-0.013
4-5	9.27%	1.83	7.41%	-5.32	-0.052
+6	3.05%	-1.77	2.57%	-7.06	-0.105
לאום יהודי	89.05%	-0.78	80.87%	9.14	0.066
נוצרי	2.07%	-2.5	3.15%	4.49	0.060
דרוזי	0.98%	0.44	1.69%	1.09	0.019
דת אחרת (ולא מוסלמי)	0.01%	0.34	1.59%	3.24	0.059
סטודנט	4.72%	-31.84	7.82%	-15.45	-0.130
הורה לראש משק הבית	0.88%	-46.19	1.85%	-28.63	-0.454
עולה שהגיע בשנה זו או הקודמת	0.71%	-8.38	1.18%	-7.46	-0.146
חרד (לפי מוסד לימודים אחרון)	2.66%	-26.48	3.60%	-48.73	-0.592
		0.2282			0.2035
		20,610			22,370

א. עבור גברים בני 25-54, ללא דיירי מוסדות ויישובים ארעיים. אנשי צבא-קבע סווגו כמשתתפים בכוח העבודה.

לוח 10-א': ירידת שיעור ההשתתפות^נ, ניתוח באמצעות רגרסיות PROBIT

		1980			2001	
ממוצע המשתנים המסבירים	ערך z	השפעה שולית בנקודת הממוצע	ממוצע המשתנים המסבירים	ערך z	השפעה שולית בנקודת הממוצע	
						קבוע
34.37%	-9.69	-0.060	11.60%	-20.39	-0.228	שנות לימוד 9-0
18.85%	-1.8	-0.012	13.02%	-13.63	-0.132	10-11
19.32%	0.28	0.002	27.33%	-8.52	-0.064	12
11.90%	2.26	0.013	23.76%	-3.43	-0.024	13-15
21.30%	1.25	0.006	16.88%	1.45	0.010	גיל 30-34
29.89%	1.11	0.005	31.53%	0.58	0.004	35-44
25.69%	0.59	0.003	31.87%	-4.65	-0.035	45-54
88.00%	16.3	0.135	77.43%	16.14	0.141	מצב משפחתי נשוי
1.63%	1.57	0.014	4.45%	1.29	0.013	גרוש או פרוד, או אלמן
47.31%	2.6	0.011	40.70%	2.29	0.013	ילדים עד גיל 14 1-2
15.55%	1.61	0.009	11.35%	-1.34	-0.012	3
9.27%	1.82	0.011	7.41%	-5.44	-0.057	4-5
3.05%	-1.41	-0.014	2.57%	-6.09	-0.097	+6
89.05%	-0.29	-0.002	80.87%	9.18	0.068	לאום יהודי
2.07%	-2.24	-0.028	3.15%	3.72	0.041	נוצרי
0.98%	0.33	0.005	1.69%	0.79	0.011	דרוזי
0.01%			1.59%	2.47	0.039	דת אחרת (ולא מוסלמי)
4.72%	-21.38	-0.278	7.82%	-15.18	-0.159	סטודנט
0.88%	-21.47	-0.836	1.85%	-19.49	-0.432	הורה לראש משק הבית
0.71%	-7.07	-0.177	1.18%	-7.91	-0.184	עולה שהגיע בשנה זו או הקודמת
2.66%	-17.4	-0.284	3.60%	-36.77	-0.668	חרד (לפי מוסד לימודים אחרון)
		0.2474			0.205	Pseudo R ²
		20,680			22,370	מספר תצפיות

האוכלוסייה: גברים בני 25-54, ללא דיירי מוסדות וישובים ארעיים. אנשי צבא-קבע סווגו כמשתתפים בכוח העבודה.

נספח לוחות

לוח 11: ירידת שיעור ההשתתפות^א, ניתוח באמצעות רגרסיות OLS השפעת בעלי כישורי

השתלבות נמוכים

	1980		2001			
ממוצע המשתנים המסבירים	ערך t	המקדם	ממוצע המשתנים המסבירים	ערך t	המקדם	
	105.0	0.979		100.0	0.952	
קבוע						
שנות לימוד 9-0	0.344	-10.7	-0.056	0.116	-22.5	-0.178
10-11	0.188	-1.4	-0.007	0.130	-10.2	-0.066
12	0.268	1.5	0.007	0.327	-5.8	-0.031
13-15	0.119	3.5	0.022	0.238	-2.3	-0.013
גיל 30-34	0.213	-3.0	-0.016	0.169	-3.6	-0.026
35-44	0.299	-4.6	-0.023	0.315	-6.1	-0.042
45-54	0.257	-6.6	-0.034	0.319	-12.2	-0.080
לא גר במשק בית משל עצמו	0.076	41.2	-0.285	0.131	40.0	-0.271
ילדים עד גיל 14 1-2	0.473	4.5	0.020	0.407	4.0	0.020
3	0.155	3.4	0.021	0.114	-0.1	0.000
4-5	0.093	4.0	0.029	0.074	-4.0	-0.037
+6	0.030	0.0	0.000	0.026	-5.7	-0.083
לאום יהודי	0.890	1.0	0.007	0.809	9.7	0.070
נוצרי	0.021	-1.2	-0.017	0.032	4.6	0.062
דרוזי	0.010	1.7	0.031	0.017	1.1	0.018
דת אחרת (ולא מוסלמי)	0.000	0.4	0.071	0.016	3.7	0.066
סטודנט	0.047	-31.6	-0.281	0.078	-14.7	-0.122
עולה שהגיע בשנה זו או הקודמת	0.007	-8.2	-0.165	0.012	-7.2	-0.140
חרד (לפי מוסד לימודים אחרון)	0.027	-26.4	-0.302	0.036	-49.7	-0.596
		0.197			0.218	Adjusted R²
		20,610			22,370	מספר תצפיות

א. עבור גברים בני 25-54, ללא דיירי מוסדות ויישובים ארעיים. אנשי צבא-קבע סווגו כמשתתפים בכוח העבודה.

לוח 12: הגורמים הקובעים את שיעור ההשתתפות - ניתוח רגרסיה

המשתנה המוסבר: שיעור ההשתתפות בקרב גברים בגילי 25 עד 54 כאשר אנשי קבע מוגדרים כמשתתפים והאוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות ולומדים (חרדים וסטודנטים)

(ה)	(ד)	(ג)	(ב) המשתנים המסבירים בפיגור	(א)	המשתנים המסבירים
1974-2001	1974-2001	1974-2001	1974-2001	1974-2001	התקופה
0.81 (23.3)	0.90 (33.2)	0.92 (28.15)	0.83 (50.45)	0.83 (40.25)	הקבוע
-0.62 (5.62)	-0.23 (1.96)	-0.33 (3.37)	-0.57 (7.29)	-0.49 (5.02)	שיעור האבטלה¹
	0.06 (1.75)	0.07 (2.33)	0.16 (7.89)	0.15 (6.00)	יחס השכר²
0.03 (1.07)	0.01 (0.51)	0.01 (0.34)	0.05 (2.80)	0.03 (1.21)	קצבת ה"ה ליחיד³
		-0.38 (3.18)			כישורי השתלבות נמוכים⁴
	-1.94 (3.19)				שיעור בלתי ניתנים להשמה
0.16 (4.42)					יחס השכר לחציון
1.51	1.70	1.73	2.02	1.95	D.W.
0.84	0.92	0.92	0.92	0.88	Adjusted R²
26	26	26	25	26	מספר התצפיות

המספר בסוגריים מתחת למקדם הוא ה-t סטטיסטי.

הגדרות:

1. שיעורי האבטלה של גברים בגילי 25 עד 54 כאשר אנשי קבע מוגדרים כמשתתפים בכוח העבודה, האוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות ותושבים ביישובים ארעיים, סטודנטים וחרדים.
2. השכר ברוטו לשעת עבודה של גברים בגילי 25 עד 54 בעלי עד 10 שנות לימוד יחסית לשכר הממוצע של גברים בגילי 25 עד 54
3. קצבת הבטחת הכנסה ליחיד בשיעור מהשכר הממוצע במשק
4. שיעור הגברים בגילי 25 עד 54 מתוך האוכלוסייה שאינם גרים במשק בית משל עצמם

נספח לוחות

לוח 13: הגורמים הקובעים את שיעור ההשתתפות לפי רמת השכלה - ניתוח רגרסיה

המשתנה המוסבר: שיעור ההשתתפות בקרב גברים בגילי 25 עד 54 כאשר אנשי קבע מוגדרים כמשתתפים האוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות ולומדים (חרדים וסטודנטים) לפי רמות השכלה

המשתנים המסבירים	(א) המשתנה המוסבר שיעור השתתפות של בעלי 10 שנות לימוד או פחות	(ב) המשתנה המוסבר שיעור השתתפות של בעלי 11 עד 12 שנות לימוד	(ג) המשתנה המוסבר שיעור השתתפות של בעלי 13 עד 15 שנות לימוד	(ד) המשתנה המוסבר שיעור השתתפות של בעלי 16 שנות לימוד או יותר
התקופה	1974-2001	1974-2001	1974-2001	1974-2001
הקבוע	0.55 (8.89)	0.83 (29.83)	0.95 (41.89)	0.98 (35.08)
שיעור האבטלה ¹	-0.69 (4.40)	-0.56 (4.47)	-0.63 (5.97)	-0.95 (4.58)
יחס השכר ²	0.50 (6.64)	0.19 (5.49)	0.03 (1.03)	-0.00 (0.04)
קצבת ליחיד ³ ה"ה	0.09 (1.54)	0.04 (1.46)	0.02 (0.86)	0.07 (2.47)
D.W.	1.33	1.74	1.87	2.32
Adjusted R ²	0.89	0.88	0.77	0.49
מספר התצפיות	26	26	26	26

המספר בסוגריים מתחת למקדם הוא ה-f סטטיסטי.

הגדרות:

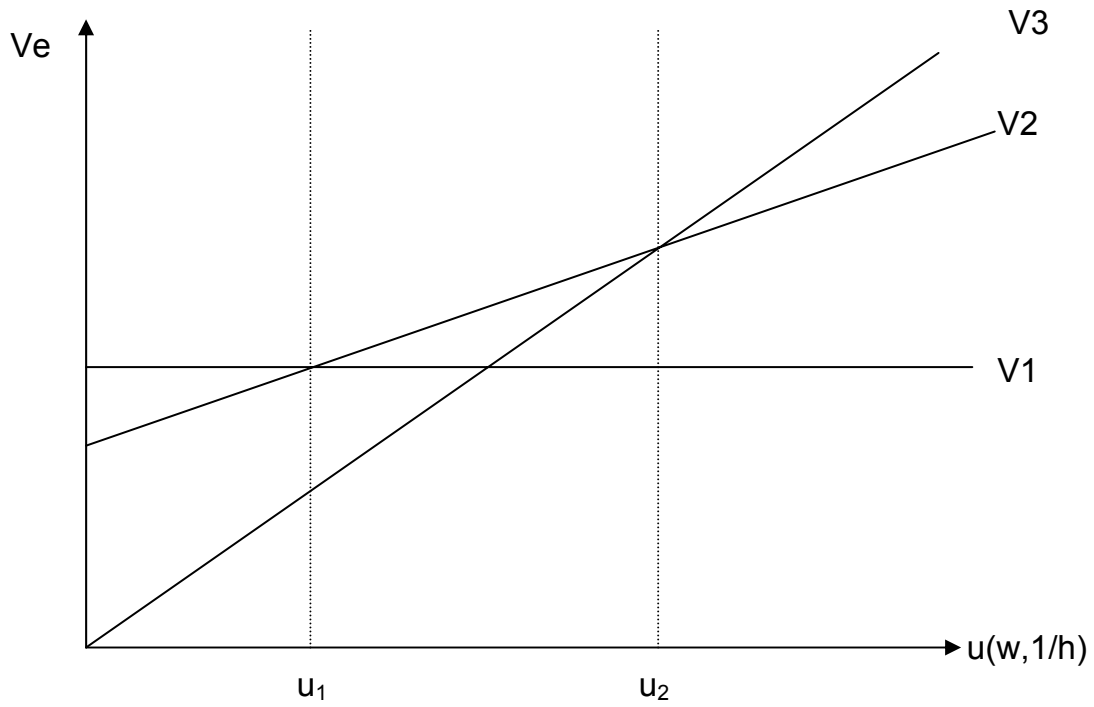
1. שיעורי האבטלה של גברים בגילי 25 עד 54 כאשר אנשי קבע מוגדרים כמשתתפים בכוח העבודה, האוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות ותושבים ביישובים ארעיים, סטודנטים וחרדים.

2. השכר ברוטו לשעת עבודה של גברים בגילי 25 עד 54 בעלי עד 10 שנות לימוד יחסית לשכר הממוצע של גברים בגילי 25 עד

54

3. קצבת הבטחת הכנסה ליחיד בשיעור מהשכר הממוצע במשק

תרשים 1



נספח לוחות

לוח נספח 1: שיעור אנשי צבא יחסית לאוכלוסייה

המדינה	סדר כוחות אנשי צבא (בכל הגילים)	האוכלוסייה בגילי 15 ויותר (באלפים)	מזה: גברים (באלפים)	גברים בגלי 25-54 (באלפים)	שיעור אנשי צבא מתוך גברים בגילי 25-54 ¹
ישראל	161,500	4,605	2,237	1,204	0.134
יוון	177,600	6,860	3,325	2,051	0.087
קוריאה	686,000	32,994	16,334	11,309	0.061
טורקיה	514,850	41,953	21,046	12,977	0.040
פינלנד	31,850	3,471	1,754	1,133	0.028
נורווגיה	26,600	2,888	1,467	985	0.027
ארה"ב	1,414,000	181,421	89,127	59,686	0.024
צ'כיה	49,450	7,192	3,602	2,291	0.022
סלובקיה	26,200	3,724	1,839	1,179	0.022
צרפת	260,400	38,110	18,888	12,285	0.021
ספרד	177,950	26,984	13,539	8,989	0.020
פולין	163,000	25,896	12,797	8,339	0.020
פורטוגל	43,600	6,969	3,423	2,143	0.020
אוסטריה	34,600	5,524	2,782	1,843	0.019
דנמרק	22,700	3,533	1,789	1,181	0.019
בלגיה	39,260	6,729	3,388	2,243	0.018
שוודיה	33,900	5,632	2,861	1,857	0.018
גרמניה	296,000	54,972	27,715	17,757	0.017
איטליה	216,800	38,765	19,377	12,764	0.017
שוויץ	27,610	4,848	2,427	1,611	0.017
בריטניה	210,450	38,215	19,280	12,938	0.016

המשך לוח נספח 1: שיעור אנשי צבא יחסית לאוכלוסייה

המדינה	סדר כוחות אנשי צבא (בכל הגילים)	האוכלוסייה בגילי 15 ויותר (באלפים)	מזה: גברים (באלפים)	גברים בגלי 25-54 (באלפים)	שיעור אנשי צבא מתוך גברים בגילי 25-54 ¹
הונגריה	33,400	6,851	3,340	2,122	0.016
הולנד	49,580	10,800	5,468	3,695	0.013
אירלנד	10,460	2,588	1,300	796	0.013
אוסטרליה	50,920	13,038	6,553	4,238	0.012
ניו-זילנד	8,710	2,490	1,228	785	0.011
יפן	239,900	86,250	43,290	27,360	0.009
לוקסמבורג	900	294	148	102	0.009
קנדה	52,300	20,959	10,499	6,987	0.007
מקסיקו		60,897	28,686	16,863	0.000
איסלנד	0	180	92	59	0.000

מקור: נתוני האוכלוסייה (באלפים) - *OECD, Corporate Data Environment*

<http://www1.oecd.org/scripts/cde/members/LFSDATAAuthenticate.asp>

נתוני האוכלוסייה בישראל – סקרי כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שנים שונות.

נתוני הצבאות – The Military Balance 2002, The International Institute for Strategic Studies, London.

www.iiss.org

1. היחס בין אנשי הצבא בכל הגילים לאוכלוסיית הגברים בגילי 25 עד 54.

נספח לוחות

לוח נספח 2: שיעור ההשתתפות של גברים בגילי העבודה המרכזיים (25 עד 54) בשנים 1974 עד 2001

שיעור ההשתתפות לפי מספר שנות לימוד					השנה
16 ויותר	13 עד 15	11 עד 12	10	כולל	
0.968	0.969	0.975	0.946	0.957	1974
0.963	0.977	0.973	0.941	0.953	1975
0.965	0.974	0.970	0.927	0.946	1976
0.956	0.975	0.971	0.929	0.947	1977
0.960	0.969	0.971	0.933	0.947	1978
0.977	0.969	0.966	0.922	0.940	1979
0.971	0.968	0.962	0.923	0.939	1980
0.973	0.971	0.969	0.920	0.941	1981
0.974	0.965	0.957	0.915	0.936	1982
0.977	0.968	0.962	0.914	0.939	1983
0.969	0.976	0.961	0.913	0.938	1984
0.977	0.971	0.960	0.902	0.935	1985
0.970	0.974	0.956	0.899	0.932	1986
0.966	0.961	0.958	0.890	0.928	1987
0.973	0.966	0.956	0.889	0.931	1988
0.981	0.965	0.960	0.895	0.937	1989
0.972	0.968	0.950	0.891	0.932	1990
0.966	0.964	0.944	0.892	0.929	1991
0.971	0.961	0.941	0.871	0.922	1992
0.971	0.959	0.943	0.863	0.922	1993
0.964	0.951	0.928	0.864	0.918	1994
0.968	0.960	0.934	0.851	0.923	1995
0.957	0.957	0.935	0.827	0.915	1996
0.962	0.954	0.930	0.818	0.913	1997
0.962	0.950	0.921	0.805	0.907	1998
0.959	0.945	0.913	0.799	0.902	1999
0.954	0.942	0.911	0.776	0.896	2000
0.953	0.943	0.902	0.769	0.893	2001

הערה: האוכלוסייה אינה כוללת דיירי מוסדות, חרדים, סטודנטים ועולים. אנשי צבא קבע מסווגים כמשתתפים בכוח העבודה.

נספח לוחות

לוח נספח 3: קבוצות גברים בגילי העבודה המרכזיים (25 עד 54) בשנים 1974 עד 2001

שיעור דיירי המוסדות	שיעור הסטודנטים	שיעור אנשי קבע	שיעור החרדים	שיעור העולים	השנה
0.018	0.035	0.021	לא ידוע	0.011	1974
0.017	0.038	0.025	לא ידוע	0.010	1975
0.017	0.036	0.022	לא ידוע	0.005	1976
0.018	0.043	0.025	לא ידוע	0.004	1977
0.018	0.048	0.030	לא ידוע	0.002	1978
0.002	0.036	0.033	0.025	0.005	1979
0.003	0.037	0.033	0.027	0.007	1980
0.003	0.041	0.034	0.031	0.004	1981
0.003	0.037	0.031	0.030	0.002	1982
0.005	0.039	0.032	0.028	0.002	1983
0.003	0.041	0.033	0.030	0.001	1984
0.020	0.044	0.032	0.032	0.002	1985
0.014	0.050	0.032	0.032	0.004	1986
0.014	0.051	0.027	0.034	0.004	1987
0.014	0.051	0.027	0.036	0.004	1988
0.014	0.049	0.028	0.038	0.005	1989
0.014	0.046	0.026	0.038	0.022	1990
0.014	0.044	0.025	0.038	0.067	1991
0.014	0.041	0.026	0.038	0.044	1992
0.014	0.047	0.024	0.037	0.023	1993
0.014	0.052	0.017	0.038	0.020	1994
0.014	0.055	0.024	0.038	0.021	1995
0.014	0.061	0.023	0.040	0.019	1996
0.014	0.063	0.024	0.037	0.018	1997
0.014	0.069	0.022	0.037	0.015	1998
0.014	0.073	0.023	0.034	0.017	1999
0.014	0.077	0.021	0.033	0.018	2000
0.014	0.077	0.020	0.036	0.013	2001

הערה: אנשי צבא קבע מסווגים כמשתתפים בכוח העבודה לפי ההגדרה הרחבה בשנים 1995 עד 1998 ולפי ההגדרה הצרה ביתר השנים.

המקור: דהן (2003)