המרכז לפיתוח על-שם פנחס ספיר
ליד אוניברסיטת תל-אביב

מה שעל פני השטח ומה שמתחתיו:

פערי שכר בין נשים וגברים 1970-2000

רות קלינוב[1]

נייר דיון מס' 2004-2

מרץ 2004

1המחלקה לכלכלה, האוניברסיטה העברית בירושלים, msklinov@mscc.huji.ac.il

תודות למר יעקוב משמוש על עזרתו המצוינת בעיבודים הסטטיסטיים; לשמואל אמיר ושושנה שהרבני על הערותיהם המועילות; למיכל פלג, מנהלת מאגר הנתונים של הפקולטה למדעי החברה באוניברסיטה העברית על עזרתה בארגון ואספקת הנתונים, ולמרכז לפיתוח ע"ש פנחס ספיר ליד אוניברסיטת ת"א, על ההשתתפות במימון המחקר.

נייר הדיון נמצא באתר האינטרנט של מרכז ספיר: http://econ.tau.ac.il/sapir

תקציר

המחקר הנוכחי סוקר ומנתח את השינויים בשכרן של נשים שכירות, העובדות במשרה מלאה, יחסית לגברים, בתקופה 1970-2000. הניתוח נשען על סקרי הכנסות שכירים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. במבט כולל, "מעל פני השטח", נראה שחל שינוי מתון למדי בשכר נשים יחסית לגברים: ההשתכרות החדשית היחסית נעה בסביבות 60 אחוז, והשכר היחסי לשעה עלה במשך 30 השנים מ- 72 ל-80 אחוז בלבד. אולם פירוק לתת-קבוצות מראה תנועות דרמטיות של השכר היחסי. הפירוק העיקרי הוא לקבוצות ענפים, כאשר נעשית הבחנה בין מגמות כלל-משקיות - "שינויים במרכיב התחרותי של השכר", ומגמות תוך-ענפיות - "שינויים במרכיב הענפי" - הנגרמות בשל מדיניות ספציפית לענף.

במאמר שלוש טענות מרכזיות: האחת היא, שבמשך התקופה האמורה התקיימה מגמה לצמצום הפער בין המינים במרכיב התחרותי של השכר. הטענה השנייה היא, שהסיבות העיקריות לצמצום זה קשורות בעליית פריון העבודה היחסי של נשים על פני זמן במשק בכללו, ולא בשינויים בביקושים הענפיים. הגורם העיקרי היה החלשת הקשר בין המצב המשפחתי לבין השכר והתעסוקה. כך קטן הפער בין נשים לגברים בתשואה לותק בשוק העבודה, בתשואה על מעמד "נשוי", (התשואה לגברים נשואים ירדה, ולנשים – עלתה) ונעלם הקשר עם מספר הנפשות במשק הבית אצל שני המינים. לבסוף, הגורם העיקרי שהאט את הקטנת פער השכר בין המינים היתה המדיניות המפלה של המגזר הציבורי, שהביאה לשחיקת המרכיב הענפי בשכר הנשים בשיעור העולה פי שלושה על זה של הגברים.

1. מבוא

המחקר הנוכחי סוקר ומנתח את השינויים בשכרן של נשים שכירות יחסית לגברים, בתקופה 1970-2000. ניתוח מפורט ייעשה רק לגבי מספר מוגבל של שנים בתוך התקופה, אך לקבלת תמונה כללית יוצבו, בסעיף זה, השנים הנחקרות במסגרת התקופה כולה. תמונה כוללת מסוג זה תאפשר הגדרת שאלות המחקר. למטרה זאת סוכמו בתרשים 1 לכל השנים בין 1970-2000, הנתונים הבאים מסקרי הכנסות השכירים במשק: היחס (נשים חלקי גברים) של ההשתכרות[1], של שעות העבודה בשבוע, ושל השכר לשעה. בסך הכל נראה, שלא חלו שינויים מפליגים במשך התקופה. השתכרות נשים יחסית לגברים היתה 60 אחוז בראשית התקופה ובסופה, תוך תנודות בתוך התקופה, ואילו השכר היחסי לשעה עלה מ-72 ל-82 אחוז, אולם כל השינוי חל בגלל ירידת שעות העבודה של נשים יחסית לגברים (מ-84 ל-76 אחוז), תוך התאמה חלקית בלבד של השכר. מטרת המחקר הנוכחי היא לפרק את היציבות-לכאורה, ולבדוק את תת-הזרמים המרכיבים אותה.

הפירוק העיקרי הוא לקבוצות ענפים (j) ולקבוצות מין-גיל-השכלה (i), כאשר נעשית הבחנה בין מגמות כלל-משקיות - "שינויים במרכיב התחרותי של השכר" החלים על קבוצה i, ומגמות תוך-ענפיות - "שינויים במרכיב הענפי" - הנגרמות בשל מדיניות ספציפית לענף. הסעיף הנוכחי מסכם את התמונה הכללית. סעיף 2 סוקר בקצרה את הגישות העיקריות לניתוח הבדלי שכר בין המינים, ומציע את הגישה במחקר הנוכחי. סעיף 3 מסכם את השינויים בשכר היחסי של נשים לפי קבוצות גיל-השכלה (קבוצות i). סעיף 4 מפרט את מודל הניתוח, שבו נערכת הפרדה בין השפעות כלל-משקיות להשפעות ענפיות. סעיף 5 אומד את חלקן של שתי ההשפעות בהסבר השינוי בשכר נשים יחסית לגברים. סעיף 6 מפרט את המרכיב הענפי, וסעיף 7 – את הכללי. סעיף 8 מסכם את הדיון.

בטרם ניגש למלאכה ראוי לעמוד על היבט העולה מתרשים 1, שהוא הירידה בשכר היחסי של נשים בשנות השמונים. לצורך זה נסכם את התנודות העולות מהתרשים:

מגמות בהשתכרות

1970-1983 יחס יציב של 60 אחוז.

1983-1985 : ירידה ביחס ההשתכרות ל- 53 אחוז

1985-1992 : יציבות ברמה של 56 אחוז.

1993-2001 : יציבות ברמה של 60 אחוז.

---

[1] השתכרות (earnings) מוגדרת כסך השכר בשבוע או חודש, ללא תיקון עבור מספר שעות העבודה. השכר מוגדר לשעה.

מגמות בשעות העבודה השבועיות:

1970-1984 : ירידה ניכרת בשעות העבודה של נשים. יחס שעות העבודה של נשים לגברים יורד מ- 84 ל- 75 אחוז. ירידה זאת מסבירה את ירידת יחס ההשתכרות

1985-2001 : יציבות בסביבות 76 אחוז. מספר שעות העבודה המוחלטות של כל אחד מהמינים עולה.

מגמות בשכר לשעה

1970-1984 : יחס השכר לשעה עולה מ72- ל- 80 אחוז. העלייה היא תוצאה של יציבות ביחס ההשתכרות וירידת שעות העבודה של נשים.

1985-1992 יציב ברמה של 77 אחוז

1993 ואילך יחס שכר לשעה בערך 80 אחוז.

המסקנה הכוללת היא שחלה ירידה, הן בהשתכרות והן בשכר היחסי של נשים באמצע שנות השמונים ואילו מאז ראשית שנות התשעים הצטמצמו פערי ההשתכרות והשכר.

האם הירידה בשנות השמונים נובעת מבעיות סטטיסטיות, או שהיא ממשית?

בשנים 1970-1984 היו דווחי ההשתכרות על בסיס השנה האחרונה, ואילו החל מ- 1985 עבר הדיווח לבסיס של שלושת החודשים האחרונים. בתקופה הראשונה חולקה ההכנסה השנתית במספר שבועות העבודה השנתיים, וההשתכרות הוגדרה לשבוע. ואילו בתקופה השנייה חולקה ההכנסה ברבעון האחרון לשלושה, וההשתכרות הוגדרה לחודש[2]. מתעוררת השאלה, האם השינוי בהגדרות יכול להסביר את הצניחה בשכר היחסי של נשים בשנות השמונים. לצורך הבדיקה של שאלה זאת, כמו גם להמשך הניתוח המפורט, נבחרו ארבע קבוצות שנים. כדי להגדיל את המדגם מוזגו בכל תקופה שני סקרי הכנסות. לשנות השבעים והשמונים נבחרו הסקרים 1975/6 ; 1988/9 . לשנות התשעים נבחרו הסקרים 1993/4 ו- 1999/2000[3]. חישבנו, עבור ארבע התקופות שנבחרו, את השכר היחסי של נשים לגברים רק לגבי אלה שעבדו במשרה מלאה[4] ובמשך כל השנה. אילו היה השבר בשכר הנשים תוצאה של השוני בהגדרות, הרי לאחר הניפוי הוא היה צריך להעלם. התוצאה היא:

---

[2] משך הזמן הארוך יותר שהנתונים מתיחסים אליו בתקופה שקדמה ל-1985 עשוי להגדיל את אורך התקופה שלא אי-עבודה, שהיא בעלת חשיבות גדולה יותר אצל נשים, ובדרך זאת לגרום להקטנת שכרן היחסי. מקור אחר אפשרי להשפעת השינויים בהגדרות על נשים יותר מאשר על גברים, הוא הטיות זכרון. אלו עשויות להיות חמורות יותר ככל שהשונות במשך התקופה (למשל בכמות העבודה) גדולה יותר וככל שהתקופה עצמה ארוכה יותר.

[3] כפי שנראה מתרשים 1, נבחרו התקופות בשנות השבעים והשמונים, משום שהן מייצגות, פחות או יותר, את הרמה המקובלת של יחס השכר בין המינים בכל אחד מעשורים אלה. נמנענו משנים שבהן היתה תנודתיות זמנית בשכר היחסי. בשנות התשעים בחרנו את תקופת העלייה בשכר היחסי, ואת נקודת הסוף של הנתונים. בדיעבד התברר שנתוני 1975/6 בעייתיים, ואינם עולים בקנה אחד עם נתוני השכר של המוסד לביטוח לאומי. נסינו להשתמש בנתוני 1979 ומצאנו אותן בעיות עצמן. לפיכך נשארנו עם נתוני 1975/6. לדיון על ההבדלים בין נתוני השכר של הביטוח הלאומי ושל סקרי למ"ס ראה נירית ישראלי (1995). גם היא מוצאת שבשנים 1978-1985 היה פער ניכר בין הנתונים משני המקורות, ושהוא קטן לאחר מכן.

[4] 35 שעות שבועיות לפחות, 50 שבועות בשנה לפחות.

לוח 1: יחס השתכרות נשים/גברים – כללי, ונשים/גברים במשרה מלאה, עבדו כל השנה.

(אחוזים)

	כל סוגי המשרות	משרה מלאה כל השנה
1975/6	61	67
1988/9	56	67
1993/4	60	70
1999/2000	62	74

הירידה בשנות השמונים נעלמת, ובמקומה יש יציבות. נראה, אפוא, שצניחת השכר באמצע שנות השמונים נובעת מכך, שהתנהגות השכר במשרות חלקיות, ולגבי אלה שלא עבדו כל השנה, שונה מזו שבמשרות מלאות. לוח 2 מפרט:

לוח 2: השתכרות, שעות ושכר לשעה יחסיים (נשים חלקי גברים) במשרה מלאה*, עבדו כל השנה – גילאי 70-25

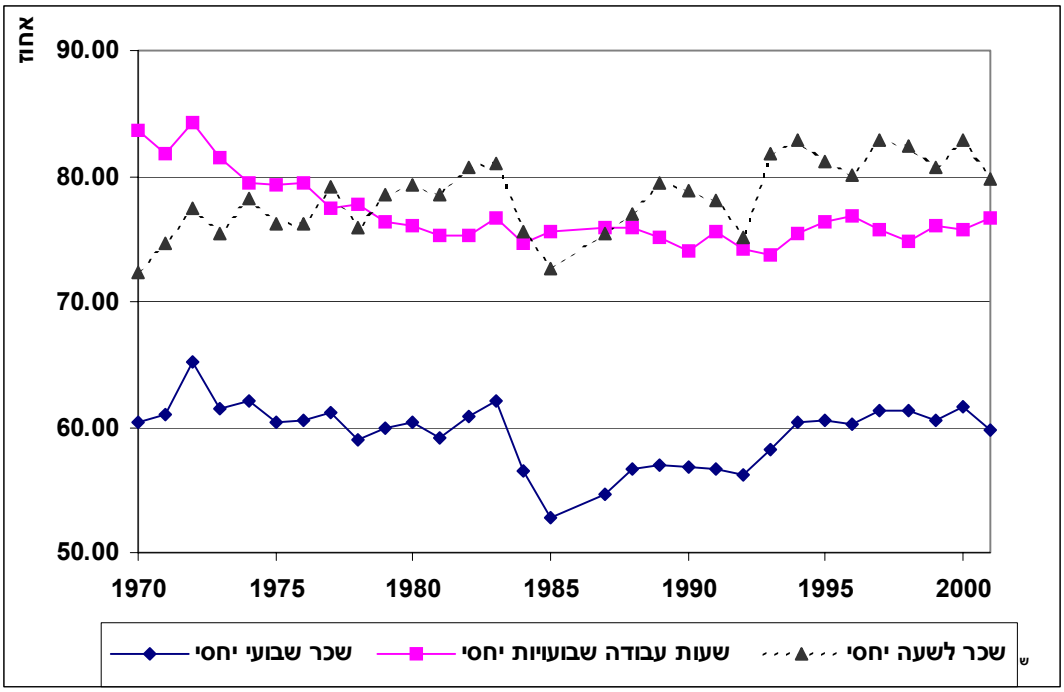
(אחוזים)

	השתכרות	שעות עבודה שבועיות	שכר לשעה
1975-1976	67	91	73
1988-1989	67	88	76
1993-1994	70	87	79
1999-2000	74	86	86

*לפחות 35 שעות, 50 שבועות בשנה

מהלוח עולה, שבמשרה מלאה חל שיפור רציף בשכר היחסי של נשים, הן בסך החודשי והן בשכר לשעה. מכאן, שנפילת השכר היחסי לשעה בכלל האוכלוסייה (משרות חלקיות ומלאות) באמצע שנות השמונים נובעת או מעליית משקלן היחסי של משרות חלקיות בקרב הנשים, יותר מאשר אצל הגברים , או מירידת שכרן של משרות חלקיות יחסית למלאות.

תרשים 1: השתכרות, שעות עבודה ושכר לשעה – יחס נשים לגברים, 1970-2000



לוח 3: אחוז העובדים במשרה חלקית והשתכרות בעבודה חלקית יחסית למלאה בתוך מין

	אחוז העובדים במשרה חלקית		השתכרות יחסית	
	גברים	נשים	גברים	נשים
1975-1976	11.1	33.5	75.9	73.3
1988-1989	16.2	39.6	41.2	62.2
1993-1994	15.5	37.2	39.2	58.6
1999-2000	14.5	36.2	43.6	53.7

נראה מלוח 3 שמגמות השינוי בשיעור העובדים במשרה חלקית , דומות למדי אצל נשים וגברים. אצל שני המינים היתה בתקופה 1975-1985 עלייה באחוז העובדים במשרה חלקית בערך באותו שעור. מכאן שאין ליחס את הצניחה בשכר היחסי של נשים לבעיות שקלול בין משרות חלקיות ומלאות. אנו נשארים עם ההסבר השני – ירידת ההשתכרות במשרה חלקית יחסית למלאה בתוך כל אחד מהמינים. הטורים האחרונים בלוח 3 מראים, שאמנם ירד השכר לשעה של משרות חלקיות ביחס למלאות בין 1975 ל-1988 בצורה דרסטית. אמנם הירידה היתה חזקה יותר אצל גברים, אך מאחר

שאחוז הנשים העובדות במשרה חלקית גבוה יותר מזה של גברים, נראה שהמיצוע של משרות מלאות עם חלקיות במעבר משנות השבעים לשמונים הוא שגרם לירידת שכרן היחסי.

ההבדלים בהתנהגות השכר של בעלי משרות חלקיות לזאת של משרות חלקיות מביאים אותנו להפרדה בדיון בין מהלך השכר היחסי של נשים במשרות מלאות, לזה שבמשרות חלקיות. במחקר הנוכחי נדון רק במשרות מלאות.

ניתן עתה לנסח את שאלות המחקר: מהם הגורמים שהביאו לעליית שכרן היחסי של נשים העובדות במשרה מלאה, בשנות התשעים, ומה הביא לאי-שינוי בשכרן היחסי בשנות השמונים. נקדים ונאמר, שהטענה העיקרית של מחקר זה היא, שמאז שנות השמונים קיימת מגמה ארוכת טווח בישראל, לשיפור שכרן היחסי של נשים בשוק העבודה. אמנם רק לאחרונה נעשו שני מחקרים חשובים, המאשרים את הצטמצמות פערי השכר בשנות התשעים, אולם הם רואים זאת כתנודה, לא כמגמה. כך טוען מחקר אחד, (Cohen-Haberfeld, 2003) שכמגמה על פני זמן *גדל* אי-השויון בין המינים על-פני זמן כפונקצייה של המגמה הכללית של גידול אי-שויון בהכנסות, והמחצית השנייה של שנות התשעים הם עצירה, אולי זמנית, של מגמה זאת[5]. בדומה לכך Kraus (2002, פרק 8) אינה רואה שינוי עקבי על פני תקופה, אלא תנודות. לעומת זאת יטען המחקר הנוכחי, שמדובר במהלך עקבי לאורך זמן של השתפרות השכר היחסי של נשים.

2 . גישת הניתוח – מבט כללי

מרבית הספרות העוסקת בשינויים על פני זמן בפערי השכר בין נשים וגברים נוקטת באחת משתי גישות:

הראשונה היא ווריאציות על הניתוח של Oxaca (1973): נערך אומדן של פונקציות שכר בנפרד לגברים ולנשים, ונעשית הפרדה בין הפרשי השכר המוסברים על-ידי הפרשי תכונות (כגון הפרשי השכלה בין גברים לנשים) לבין אלה המוסברים על-ידי הפרשים בתשואות לאותן תכונות, ולבין השארית בלתי מוסברת של ההפרשים. בניתוח זה הפרשי השכר "הלגיטימיים" הם אלה המוסברים על-ידי שוני בתכונות, ואילו כל יתר הפרשי השכר אינם "לגיטימיים". לגישה זאת אין יומרה להסביר את השינויים בשעורי התשואה היחסיים (בין המינים) לתכונות השונות, וההנחה מראש היא שהם נגרמים על-ידי גורמים לא כלכליים, ובמיוחד ע"י שינויים בטעמים לאפלייה[6].

גישה זאת בוריאציות שונות ננקטה בישראל בשנים האחרונות על-ידי Kraus (שם) ועל-ידי Cohen-Haberfeld (שם).

---

[5] טענה זאת לעצמה תמוהה, מאחר שבשנות התשעים חל גידול ניכר באי-השויון של השכר ברוטו, והתוצאה הסטטיסטית שקיבלו המחברים, של הקטנתו בתקופה זאת נובעת אך ורק ממגבלות האוכלוסייה שאליה התיחס המחקר (רק ילידי ישראל).

[6] לגבי משתנה אחד –גיל – נעשו ניסיונות רבים, אם כי לא בישראל, להסביר את ההפרשים בין המינים בשעורי התשואה במונחים כלכליים, על-ידי הסתכלות על גיל כתחליף לא מושלם לניסיון בשוק העבודה.

גישה שנייה מדגישה את השוני בין נשים לגברים כנובע מההבדלים בשכיחות נשים (או גברים) במשלחי יד שונים. אלה מתחלקים למשלחי יד "נשיים" (נשים מהוות אחוז גבוה מהעוסקים במשלח היד), "מעורבים" ומשלחי-יד "גבריים". משלחי-יד נשיים משתכרים פחות מהגבריים. ההנחה היא, שבנקודת המוצא הצטופפות נשים במשלחי יד מסוימים מורידה את כוח המיקוח שלהן, ומכאן הקשר השלילי בין אחוז הנשים במשלח היד לבין שכרן. הסבר אלטרנטיבי הוא, שנשים מוכנות להמיר שכר בתנאי עבודה גמישים יותר כדי שתוכלנה להתמסר למשפחתן. עקרונית ניתן לנסח מבחנים המבחינים בין שתי ההשערות, אולם במידת הידוע לי לא נעשה נסיון כזה. על פי גישה זאת שינויים בהפרשי השכר בין המינים מתפרשים כנובעים משינויים בהתפלגותם על-פני משלחי-יד וההנחה מראש היא, שהללו מבטאים הקלות בחסמי כניסה למקצועות שהיו נחשבים בעבר ל"גבריים".גישה כזאת ננקטה בישראל בשנים האחרונות ע"י סמיונוב (1990), Kraus (2002) ואמיר (2003)[7].

אין ספק שהמיון למשלחי יד מוסיף מידע על טיב ההון האנושי של העובד, ומבחינה זאת הוא מהווה השלמה מבורכת לתאור ההון האנושי לפי השכלה ונסיון בעבודה גרידא. אולם תאור מלא יותר של ההון האנושי מחדד את שאלת המחקר, אבל לא את התשובה לה. בעצם השינויים בהרכב משלח היד בין המינים אין כדי להסביר מדוע החלו נשים להכנס למקצועות גבריים: האם משום שהשתנו תנאי היצע העבודה שלהן? האם בגלל מחסור בגברים במקצועות שעלה הביקוש אליהם? או משום שהוסרו מגבלות כניסה למקצועות מסוימים, שהוטלו עליהן על-ידי המעבידים? חסרון נוסף של גישה זאת הוא, שניתן גם לטעון שמשלח היד (להוציא משלחי-יד ברמה גבוהה מאד של התמחות) משמש לעתים כאמצעי להגדרת המשכורת. למשל, השאלה מדוע פקידות אינן מנהלות דומה לשאלה מדוע אינן מקודמות במשכורת, ולפיכך, במידה מסוימת הסבר שינויים במשכורות על-פי שינויים במשלחי היד הוא טאוטולוגי.

מבלי לשלול את חשיבותן של הגישות שתוארו לעיל, מנסה מחקר זה לנקוט בשיטה שונה. בהסבר השינויים בשכר נשים יחסית לגברים, עיקר הנסיון הינו להבחין בין גורמים ענפיים ספציפיים (כגון מדיניות השכר של הסקטור הציבורי) לבין גורמים כלל משקיים, המשפיעים על הביקושים וההיצעים של קבוצות דמוגרפיות שונות בכל ענפי המשק כאחד. בתוך אלה האחרונים נעשית אבחנה בין שינויים בהרכב היצע כוח אדם על-פי קבוצות גיל-מין-השכלה , לשינויים בהרכב הביקוש להן. במובן זה המתודולוגיה של המאמר דומה לאלו הננקטות בדיונים על שינויים בשעורי התשואה היחסיים לרמות השכלה שונות, לותק בעבודה וכו'.

ממילא נובע, שאין הנחה מראש שגברים ונשים בעלי רמות גיל-השכלה זהות הם תחליפים מושלמים.

---

[7] Kraus (שם, פרק 8) מוצאת שבמפקדי 1972 ו-1985 ההכנסות במקצועות "גבריים" (לפחות 70 אחוז מהעובדים הם גברים) גבוהות יותר מאלה של המקצועות האחרים, אבל אין הבדל בין מקצועות "מעורבים" ומקצועות "נשיים" (לפחות

3. שינויים בשכר יחסי (נשים/גברים) במשרה מלאה לפי תכונות פרט

לפני שתוצע מסגרת הניתוח המפורטת ראוי לתאר את השינויים העיקריים בשכר נשים יחסית לגברים לפי משתנים דמוגרפיים. הלוחות הבאים דנים על השינויים בין התקופות: 1975/6 עד 1988/9 ו 1988/9 עד 1999/2000 (נעשו עיבודים גם לגבי 1993/4 והם זמינים). נתוני 1975/6 מהימנים הרבה פחות מנתוני 1988 ואילך. כך השכר הממוצע למשרת שכיר לפי נתוני הביטוח הלאומי, היה גבוה ב-27 אחוז מהשכר הממוצע במדגם 1975/6 , בעוד שלא היה כמעט פער בין שני מקורות המידע מאז 1988. הכפלנו באופן אוטומטי את השכר ב-1975/6 ב-1.27 כדי לקבל נתונים ברי השוואה[8].

לוח 4 מציג את השינויים בשכר הממוצע הריאלי (במחירי 1990) בין 1975 ל- 2000 לפי קבוצות גיל-מין-השכלה , ולוח 5 - על-פי ארבע קבוצות ענפי ייצור. בגלל ריבוי המשתנים המסבירים והדמיון בהשפעות ענפים שונים בתוך מקבצים של ענפים, החלטנו להתרכז בארבעה מגזרים בלבד: מוצרים (חקלאות, תעשייה, בנייה), שירותים שאינם עתירי השכלה במגזר העסקי (תחבורה, אחסנה ותקשורת, מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים, שירותי אירוח ואוכל, ושירותים פרטיים למשק הבית),שירותים עתירי השכלה במגזר העסקי (חשמל ומים, בנקאות, ביטוח ופיננסים, שירותים עסקיים), ושירותים במגזר הציבורי (מנהל ציבורי, חינוך, בריאות, שירותים חברתיים וקהילתיים). אלה שונים במידה המצדיקה את ההבחנה ביניהם: הסקטור הציבורי קובע את השכר באופן אדמיניסטרטיבי, ומשקף במידה רבה החלטות מדיניות; סקטור המוצרים הוא הנתון ללחץ החזק ביותר של תחרות בשוק המוצרים הבינלאומי, והשכר שם מושפע מפתיחת המשק לתחרות; סקטור שירותים – נמוך מושפע מתחרות של עובדים לא ישראלים בשוק העבודה; וסקטור שירותים- גבוה הוא הדינמי ביותר, שבו התפתחו בתקופה האחרונה ביקושים לכוח עבודה.

---

70 אחוז נשים). אמיר, בניתוח מפורט של 70 משלחי יד, מוצא קשר מונוטוני שלילי בין אחוז הנשים במשלח יד לבין ההשתכרות בו.

[8] כאמור בהערה 4 לעיל נסינו להחליף את 1975/6 ב-1979, אולם הבעיה נותרה בעינה.

לוח 4: ממוצע השתכרות חדשית במשרה מלאה לפי קבוצה דמוגרפית במחירי 1990

1975/1976-1999/2000

שנות לימוד	0-10			11- 12			13- 15			16+		
גיל ושנה*	₪	₪		₪	₪		₪	₪		₪	₪	
25-34	**גברים**	**נשים**	**נשים/ גברים**	**גברים**	**נשים**	**נשים/.גברים**	**גברים**	**נשים**	**נשים/ גברים**	**גברים**	**נשים**	נשים/ גברים
1975	1612	898	**0.56**	1905	1281	**0.67**	2072	1505	**0.73**	2149	1551	0.72
1988	1879	1293	0.69	2418	1662	0.69	2942	1934	0.66	3371	2242	0.67
1993	1671	1202	0.72	2089	1593	0.76	2753	1942	0.71	3441	2270	0.66
1999	1736	1251	**0.72**	2399	1810	**0.75**	3233	2466	**0.76**	4452	3087	0.69
מדד												
88/75	**1.17**	**1.44**		**1.27**	**1.30**		**1.42**	**1.28**		**1.57**	**1.45**	
99/88	**0.92**	**0.97**		**0.99**	**1.09**		**1.10**	**1.27**		**1.32**	**1.38**	
35-44	**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**	
1975	1743	1050	**0.60**	2318	1379	**0.59**	2589	1737	**0.67**	3001	1976	**0.66**
1988	2391	1452	0.61	3106	2131	0.69	4201	2459	0.59	4821	3097	**0.64**
1993	2172	1405	0.65	2902	1999	0.69	3627	2439	0.67	4601	2554	**0.56**
1999	2232	1537	**0.69**	3181	2320	**0.73**	4608	2966	**0.64**	6179	4260	**0.69**
מדד												
88/75	**1.37**	**1.38**		**1.34**	**1.55**		**1.62**	**1.42**		**1.61**	**1.57**	
99/88	**0.93**	**1.06**		**1.02**	**1.09**		**1.10**	**1.21**		**1.28**	**1.38**	
45-54	**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**	
1975	1719	987	**0.57**	2221	1472	**0.66**	2383	1485	**0.62**	3093	2202	**0.71**
1988	2520	1407	0.56	3276	2099	0.64	3919	2420	0.62	5497	3511	**0.64**
1993	2370	1544	0.65	3334	2165	0.65	4309	2522	0.59	5360	3479	**0.65**
1999	2622	1590	**0.61**	3856	2556	**0.66**	5467	3446	**0.63**	7250	4560	**0.63**
מדד												
88/75	**1.47**	**1.42**		**1.48**	**1.43**		**1.64**	**1.63**		**1.78**	**1.59**	
99/88	**1.04**	**1.13**		**1.18**	**1.22**		**1.39**	**1.42**		**1.32**	**1.30**	
55-70	**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**		**גברים**	**נשים**	
1975	1534	1058	**0.69**	2038	1481	**0.73**	2276	1704	**0.75**	2489	2451	**0.98**
1988	2360	1324	0.56	3053	2299	0.75	3949	2446	0.62	4912	3571	**0.73**
1993	2119	1476	0.70	3196	2195	0.69	4258	2727	0.64	5308	3704	**0.70**
1999	2581	1756	**0.68**	3809	2738	**0.72**	5674	3580	**0.63**	7717	4794	**0.62**
מדד												
88/75	**1.54**	**1.25**		**1.50**	**1.55**		**1.74**	**1.44**		**1.97**	**1.46**	
99/88	**1.09**	**1.33**		**1.25**	**1.19**		**1.44**	**1.46**		**1.57**	**1.34**	

* כל שנה מייצגת את זוג השנים הסמוכות: 1975 = 1975/1976 וכו'.

מגמות עיקריות של השתכרות נשים יחסית לגברים בין 1975 ל-2000, על-פי לוח 4

נעשית אבחנה בין השנים 1975/6 – 1988/9 (תקופה 1) ל1988/9 – 1999/2000 (תקופה 2).

- בולטת ההאטה הכללית בקצב עליית השכר במשק בתקופה 2. בתקופה זאת שכרם הריאלי המוחלט של גברים גילאי 25-44 בעלי פחות מ- 13 שנות לימוד ירד או נשאר ללא שינוי.
- השפעת רמת ההשכלה בתקופה 1 : שעור עליית ההשתכרות של גברים גדול יותר ככל שרמת ההשכלה גבוהה יותר. כך, בין 1975 ל-1988 עלה שכר גברים בעלי השכלה של 16+ שנות לימוד בין 1975 ב-57 אחוז, לעומת עלייה של 17 אחוז בלבד של שכר גברים בעלי 0-10 שנות השכלה. אצל נשים אין, בתקופה 1, קשר שיטתי כזה, ובמיוחד נמוך שעור עליית השכר אצל בעלות 13-15 שנות השכלה.
- כתוצאה מכך עלה בתקופה זאת שכרן של נשים יחסית לגברים אצל בעלות פחות מ-10 שנות לימוד, מ-56 ל-67 אחוז , וירד שכרן של בעלות 13+ שנות השכלה, יחסית לגברים, מ-73 ל-67 אחוז.
- השפעת רמת ההשכלה בתקופה 2 : שעור עליית ההשתכרות גדול יותר ככל שרמת ההשכלה גבוהה יותר בתוך כל אחד משני המינים
- בתקופה 2 שכרן של נשים יחסית לגברים השתפר בכל קבוצות ההשכלה.

המסקנה היא, שהמהפך שחל בשכרן היחסי של הנשים בתקופה 2, הוא בעיקרו בין בעלות 13+ שנות השכלה, ואילו השיפור בשכרן היחסי של נשים בעלות פחות מ-13 שנות לימוד נמשך ברציפות על-פני כל התקופה.

- השפעת הגיל : שכר גברים עולה עם הגיל בשתי התקופות, ובכל רמות ההשכלה. אולם בניגוד לצפיות, עיקרה של עלייה זאת מרוכז בגילים הגבוהים, שמעל ל-45. זהו דבר תמוה הן עבור בעלי השכלה נמוכה בגילים אלה, שיש לצפות אצלם לשחיקה בכושר הגופני, והן אצל בעלי השכלה גבוהה, שלפי המצופה אמורה להיות שחיקה בידע שלהם. הסבר אפשרי לכך הוא, שאצל עובדים בגילים גבוהים, במיוחד גברים, ההשפעה המוסדית חזקה יותר, ואילו בגילים צעירים יותר – השכר התחרותי הוא גורם מרכזי.

המסקנה היא, שראוי להפריד, בניתוח ההשפעות, בין הגילים הצעירים (25-44) לבין הגילים המבוגרים. בגילים 25-44 פעלו כוחות שוק להגדלת התמורה להשכלה בכוונים הצפויים : כך בתקופה 2 היתה ירידה של ממש בשכר הריאלי של קבוצות בעלות פחות מ- 13שנות לימוד ועלייה ניכרת בשכרן של הקבוצות עם 13+ שנות השכלה. גם העלייה בשכרן היחסי של הנשים חלה בעיקר בקבוצות הגיל הצעירות, מתחת לגיל 45, דהיינו ב"אזור פעולת כוחות השוק".

מבחן אחר למגמות השוק התחרותי הינו הפרדה בין המגזר העסקי לציבורי, ובתוכו – לענפים שהיו נתונים יותר מאחרים לפתיחה לתחרות. בהתאם לכך מתרכז לוח 5 בקבוצה הצעירה יותר 25-44 ומראה את ממוצעי השכר, שעות העבודה השבועיות והשכר לשעה על פי ארבע קבוצות הענפים שהוזכרו לעיל.

מגמות עיקריות של שכר נשים יחסית לגברים לפי ענפים, בין 1975 ל-2000, על-פי לוח 5

יש מגמות דומות של ההשתכרות ושל השכר לשעה.

- השכר היחסי לשעה עלה במידה הגדולה ביותר ובאופן העקבי ביותר בסקטור המוצרים, שהוא תערובת של מוצרים עתירי עבודה פשוטה (חקלאות, בנייה, וחלק מהתעשייה) ומוצרי היי-טק (מוצרי אלקטרוניקה וכו'), וכן בסקטור השירותים הנמוכים. בסקטור המוצרים עלה השכר היחסי לשעה מ-63 אחוז ב-1975 ל-82 אחוז ב-2000, ובסקטור השירותים הנמוכים– מ-69 ל-81 אחוזים. לעומת זאת לא השתנה כלל השכר היחסי לשעה במגזר הציבורי, והוא עמד על 70-74 אחוז במשך כל התקופה.
- אולי בניגוד למצופה, לא חלה עלייה ניכרת של שכר הנשים היחסי בסקטור השירותים עתירי הידע. השכר היחסי בסקטור זה עלה באופן מתון על פני התקופה: מ-76 ל-81 אחוז.
- נראה איפוא, שחלה השתוות בשכר של נשים יחסית לגברים בין הסקטורים השונים. בעוד שב-1975 היו הפערים בין גברים לנשים שונים מאד בין הסקטורים, הם נעלמו והוא עמד בשנת 2000 על כ-80 אחוז בכל הסקטורים העסקיים. מכאן שכנראה פעולת הכוחות הכלל משקיים היתה חשובה מההשפעות הענפיות הספציפיות.

לוח 5: השתכרות, שעות ושכר לשעה: יחס נשים/גברים במשרה מלאה לפי מגזר. גילאי 25-44 (אחוזים)

	השתכרות	שעות שבועיות	שכר
	1975-1976		
מוצרים	59	93	63
שירותים עתירי השכלה	70	92	76
שירותים – דלי השכלה	61	88	69
מגזר ציבורי	72	89	82
	1988-1989		
מוצרים	64	91	70
שירותים עתירי השכלה	64	89	72
שירותים – דלי השכלה	65	86	76
מגזר ציבורי	69	86	80
	1999-2000		
מוצרים	73	89	82
שירותים עתירי השכלה	70	87	80
שירותים – דלי השכלה	69	85	81
מגזר ציבורי	69	87	79

בסיכום כללי של לוחות 4 ו-5 ניתן לומר, שעליית השכר היחסי של נשים עד גיל 44 היתה תופעה כללית, המשותפת לכל רמות ההשכלה ולכל המגזרים, להוציא את המגזר הציבורי. שכרן היחסי של נשים בגיל 45+ לא השתנה כמעט.

4. שינויים בפערי השכר בין נשים וגברים – ניסיון להסבר

בהסבר השינויים בשכר נשים יחסית לגברים נעשה נסיון להבחין בין שלוש קבוצות גורמים: שינויים *כלל משקיים* בהיצע ובביקוש לעבודה של נשים יחסית לגברים בתוך קבוצות השכלה-גיל; שינויים *כלל-משקיים* במבנה המשפחתי ובהשפעתו על פריון העבודה והשכר; ושינויים *ענפיים ספציפיים* (כגון מדיניות השכר של הסקטור הציבורי). מאחר שחלק מהמודל בנוי על כך ששינויים כלל-משקיים בהיצע וביקוש לנשים משפיעים על שכרן היחסי, עולה שאין הנחה מראש שגברים ונשים בעלי רמות גיל-השכלה זהות הם תחליפים מושלמים[9].

המסגרת המושגית נשענת על Bound and Johnson (1992) שבנו מודל להסברת השינויים בשכר היחסי של קבוצות גיל-מין-השכלה בארה"ב. במאמרם הושם הדגש על הסבר השינויים בשכר לפי השכלה, אם כי המודל נבנה כך, שניתן להשתמש בו גם להסבר השינויים לפי מין.

ההנחות העיקריות הן:

- היצע העובדים הכלל-משקי בכל מקבץ של תכונות דמוגרפיות (גיל-מין-השכלה- מצב משפחתי) הוא אקסוגני, דהיינו ברמת המשק בכללו הוא בלתי גמיש לחלוטין.
- פילוח שוק העבודה הוא לפי תכונות דמוגרפיות מחד, וענפים מאידך.
- ההיצע של כל קבוצה דמוגרפית לענפים שונים גמיש לחלוטין ברמת השכר התחרותי הכלל משקי. זו נקבעת ע"י הביקוש וההיצע המצרפיים של כל קבוצה דמוגרפית.
- מאחר שההיצע של כל קבוצה לענפים השונים גמיש לחלוטין, נובע שהתפלגות התעסוקה לפי ענף נקבעת על-ידי הביקושים הענפיים בלבד. אלה נקבעים על פי גורמי הכנסה ותחלופה, כאשר קיימת גמישות תחלופה קטנה מאין-סופית בין הקבוצות הדמוגרפיות השונות.
- אחרי שנקבעה ההתפלגות, קובעים גורמים לא כלכליים – תועלות ונזקים לא מוניטאריים, כוח האיגוד המקצועי, פריון ספציפי לענף, וכוחות מוסדיים שונים, את התשואה הספציפית לענף – הפרמיה הענפית. פרמיה זאת כשלעצמה אינה משפיעה על ההתפלגות הענפית של התעסוקה.
- ההנחה הנוגעת לגמישות היצע העבודה לענפים השונים היא בעייתית ביחס לנושא הנדון כאן: משמעותה היא, שאין התגמולים הענפיים הספציפיים, המוניטאריים והלא-מוניטאריים, משפיעים על בחירת הענף מצד ההיצע. ההנחה נעשתה כדי לפשט את ההבחנה בין השפעות כלל-משקיות לבין השפעות ענפיות, וניתן לקבלה ביתר קלות מאחר שאנו דנים בעובדים במשרה מלאה בלבד. יתר על כן, משלח היד העיקרי הבעייתי בהקשר זה הוא הוראה. בדקנו פונקציות שכר לנשים עם 13+ שנות השכלה, במשרה

[9] אין מחקר זה בודק אמפירית את גמישויות התחלופה. אולם כפי שייראה להלן הממצאים עקביים עם מצב שבו ברמות השכלה נמוכות נשים הן גורם ייצור משלים לגברים, וברמות השכלה גבוהות – גורם מתחרה.

מלאה, כאשר בין המשתנים המסבירים היה מקצוע "מורה". לא נמצאה למקצוע זה השפעה מובהקת על השכר: שכרן של מורות דומה לשכרן של נשים אחרות העובדות במגזר הציבורי בתנאי שעות עבודה זהים לאלה של גברים. ניתן להתיחס להנחה זאת כאמירה לזמן קצר, כאשר התגובה לשינויים בפרמיה הענפית היא אטית, יחסית.

- המודל המקורי מניח קיום שעור תחלופה σ אחיד לכל הענפים, בין כל קבוצות ההשכלה-גיל-מין. גם זוהי הנחה בעייתית , אשר אילו היתה נתונה לאמידה אמפירית, וודאי היתה נמצאת לא נכונה, אולם היא מפשטת את ההצגה, ואין אנו נזקקים לה מבחינה אמפירית במחקר זה, אלא לצורך הסברת הרעיון בכללו.

מתוך הנחות אלו נובע, ששינויים על-פני זמן בשכר היחסי של נשים לגברים בתוך מקבץ תכונות דמוגרפיות נתון, יכולים לנבוע: משינויים בהיצע היחסי של נשים וגברים באותו מקבץ במשק בכללו; משינויים בביקוש הכלל-משקי לעובדים בעלי תכונות אלו, שהוא סכום שינויי הביקושים בענפים שונים; ומשינויים תוך-ענפיים, הנקבעים על-ידי כוחות מוסדיים, ועל-ידי העדפות לא מוניטאריות. השינויים בביקוש בענפים השונים עשויים לנבוע משינויים בביקוש לתפוקה, משינויים בפריון העבודה של נשים יחסית לגברים, ומשינויים במידת האפליה נגד נשים.

מטרתנו הראשונה היא לבדוק את משקל הגורמים הענפיים אל מול הכוחות הכלל משקיים.

סימונים:

עבור תקופה נתונה t : i = מקבץ גיל-מין-השכלה, j= ענף

Y_{ij}= ממוצע לוג ההשתכרות חודשית של פרטים הנמצאים בקבוצה i j

Yic = ממוצע לוג השכר התחרותי הכלל-משקי של קבוצה i

M_{ij} = ממוצע לוג הפרמיה בענף j לקבוצה i

N = מספר מועסקים

$\Phi_{ij} = N_{ij}/N_i$

σ = שעור התחלופה בין קבוצות דמוגרפיות שונות, בהנחה שהוא זהה לכל הקבוצות ולכל הענפים

שינוי בין שתי תקופות: Δ

משוואות הבסיס לקבוצה i הן:

$$(1)\quad Y_i = Y_{ic} + \Sigma_j M_{ij}\Phi_{ij}$$

$$(2)\ \Delta Y_{ic} = [(1-1/\sigma)\Delta(\ln b_i)] - ([1/\sigma)\Delta(\ln N_i)] + [(1/\sigma)\Delta(\ln D_j)$$

$$(3)\ \Delta Y_i = \underbrace{[(1-1/\sigma)\Delta(\ln b_i)]}_{A} - \underbrace{([1/\sigma)\Delta(\ln N_i)]}_{B} + \underbrace{[(1/\sigma)\Delta(\ln D_j)}_{C} + \underbrace{\Sigma_j(\Phi_{ij}\Delta M_{ij}}_{D} + \underbrace{M_{ij}\Delta\Phi_{ij}}_{E} + \underbrace{\Delta M_j \Delta \Phi ij)}_{F}$$

משוואה (1) מניחה שההשפעות הכלל משקיות והענפיות הן אדיטיביות בלוגריתמים. במשוואה (2) ΔY_{ic} הוא שעור השינוי בשכר התחרותי של קבוצה i , כאשר כל מרכיב משוקלל בשיעור התחלופה בין הקבוצות הדמוגרפיות השונות. המרכיבים הם: עלייה בפריון קבוצה i (A), עלייה בהיצע הקבוצה (B) ועלייה בביקוש לתוצר הענפים בהם הקבוצה מועסקת (C). בניסוח הקיים הקטנת אפליה נכללת בקבוצה (A), מאחר שהיא נתפסת ע"י המעביד כשינוי פריון. הוכחת משוואה 2 נמצאת בידי המחברת, ושאובה מהנספח של Bound and Johnson(1992) (appendix)[10] שהניחו פונקצית CES עם גמישות תחלופה σ קבועה בין כל קבוצות i ו j. משוואה 3 מוסיפה לשינוי השכר של קבוצה i את השינוי בפרמיות הענפיות. אלה מפורקות לשיעור השינוי בפרמיות הענפיות משוקלל בהתפלגות הבין-ענפית של קבוצה i (D), שיעור השינוי בהרכב הענפי של התעסוקה, משוקלל בפרמיות בשנת הבסיס (E) ואינטראקציה (F).

בסעיף 5 תאמד התרומה היחסית של המרכיב הכלל-משקי והמרכיב הענפי לשינויים בשכר היחסי של נשים, בסעיף 6 ייעשה פירוק פנימי של ההשפעות הענפיות, ובסעיף 7 – של ההשפעות הכלל-משקיות.

5. שינויים כלל משקיים ושינויים ענפיים - ממצאים

מקור הנתונים הוא סקרי הכנסות שכירים בתקופות השונות: 1975/6, 1988/89, 1993/4, 1999/2000. האוכלוסייה היא גילאי 25-70 שעבדו לפחות 35 שעות בשבוע[11]. ההשתכרות היא ברוטו, בחודש שקדם לסקר.

---

[10] המחברים הניחו פונקציית CES עם גמישות תחלופה σ קבועה בין כל קבוצות i ו j. העובדות שתובאנה במחקר מעידות על קיום שעורי תחלופה שונים בין נשים וגברים, כאשר בשכבות ההשכלה הנמוכות נראים יחסי השלמה בייצור ובגבוהות – תחרות. אולם אומדן גמישויות התחלופה מחייב מחקר נוסף ונפרד, ואין אנו עוסקים בו כאן. לפיכך מהווה נוסחה 3 מסגרת חשיבה כללית גרידא.

[11] אומדן פונקציות השכר נעשה לגבי 4 הגדרות אלטרנטיביות של האוכלוסייה: א. עבדו במשרה מלאה כל השנה. ב) (הנוסח שנבחר להצגה במחקר זה) עבדו במשרה מלאה בתקופת הסקר, אבל לא בהכרח כל השנה (משתנה מסביר נוסף –עבד כל השנה ג) כולל עובדים במשרה חלקית (משתנה נוסף – משרה חלקית) ד) לגבי שנות התשעים: כמו ב) אבל רק ותיקים. הרגרסיות נאמדו הן לגבי כל קבוצת גיל-מין-השכלה בנפרד, והן לכולן יחד. התוצאות לכלל האוכלוסייה נמצאות בנספח 1. התוצאות לכל קבוצה בנפרד – אצל המחברת.

לצורך פירוק גידול ההשתכרות למרכיביה השונים נאמדה פונקציית שכר לכל קבוצת גיל-מין השכלה, כאשר המשתנים המסבירים הם : *ענף כלכלי* : כאמור, בגלל מיעוט התצפיות בתוך כל תא קובצו הענפים ל4- קבוצות : מוצרים (חקלאות, תעשייה, בנייה), שירותים שאינם עתירי השכלה במגזר העסקי (תחבורה, אחסנה ותקשורת, מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים, שירותי אירוח ואוכל, ושירותים פרטיים למשק הבית),שירותים עתירי השכלה במגזר העסקי (חשמל ומים, בנקאות, ביטוח ופיננסים, שירותים עסקיים), שירותים במגזר הציבורי (מנהל ציבורי, חינוך, בריאות, שירותים חברתיים וקהילתיים). *שעות עבודה* : בסיס : 40-44. קבוצות דמי : 35-44 , 45-49, 50+. *מצב משפחתי* : סך נפשות במשק הבית. נשוי/לא נשוי. *דת* : יהודי/אחר. *רצף עבודה* : עבד כל השנה (50 שבועות ומעלה)/ לא עבד כל השנה.

לכל קבוצת גיל-מין-השכלה נערך ניבוי השכר עבור הנתונים הבאים : 40-44 שעות עבודה, נשוי, 3.5 נפשות במשק הבית, יהודי, עבד כל השנה. הפרמיות הענפיות חושב כממוצע של הפרמיות הענפיות באותה קבוצה, משוקללות בהתפלגות הענפית שלה. לאחר העברה למחירי 1990 חושבו המרכיבים D, E, F על פי משוואה 3, המרכיב A+B+C חושב כהפרש בין ΔY_i לבין המרכיבים הענפיים.

לוחות 6א ו-6ב מסכמים את הפירוק של שינוי השכר הריאלי בין 1975/6 ל- 1988/9 (תקופה 1) ובין 1988/9 ל-1999/2000 (תקופה 2) - על-פי המרכיבים המרכזיים – A+B+C, D+E+F , בנפרד לשתי קבוצות ההשכלה המרכזיות : 0-12 ו-13+ שנות לימוד. כפי שכבר נמצא בלוח 4, יש להבחין בין מהלך השכר של גילאי 25-44 לבין זה של גילאי 45+.

עיקר התוצאות

- בשתי התקופות היתה דומיננטיות של כוחות שוק כלליים על-פני שינויים ענפיים, כגורמים לעליית שכר. זאת ניתן לראות מהתרומה באחוזים של כל מרכיב לשינוי השכר הכללי.

- כוחות השוק הכלליים פעלו בדרך כלל לצמצום הפער בין המינים, בעוד שהכוחות הענפיים פעלו להרחבת פער זה. כך למשל עלה השכר הריאלי של נשים בגילים 25-44 עם 13+ שנות השכלה בתקופה 2 (לוח 6ב) ב-29.9 אחוז לעומת 18.8 אחוז אצל גברים בגיל-השכלה מקבילים. הפער בעליית השכר בגין המרכיב התחרותי היה גדול יותר, לטובת הנשים : 32 בהשוואה ל-12.7 אחוז אצל גברים. אולם המרכיב הענפי הוריד – 2.2 אחוז משעור גידול השכר אצל נשים, והוסיף 6.2 אחוז לגברים.

- בתקופה 1 עלה השכר היחסי של נשים בעלות השכלה נמוכה, וירד זה שבהשכלה גבוהה. לטובת נשים בהשכלה נמוכה פעלו הן הכוחות הכלליים והן הכוחות הענפיים. לעומת זאת בשכבות ההשכלה הגבוהות (13+ שנות לימוד) עלה המרכיב התחרותי במידה שווה בין גברים

לנשים, אולם ההשפעה השלילית הענפית על נשים היתה גדולה פי שלוש מהירידה אצל הגברים. מהנתונים המפורטים שאינם מובאים כאן היתה הירידה בתרומה הענפית לשכר מרוכזת במגזר הציבורי, שבו לנשים משקל גבוה, ולכן פעלה אצלן להורדת השכר יותר מאשר אצל הגברים.

- המסקנה היא, שבתקופה הראשונה פעלו אמנם כוחות השוק הכלליים לצמצום-מה של פער השכר בין המינים, אולם הם היו חלשים למדי. כנגדם פעלה בעיקר ירידת הפרמיה לנשים משכילות המועסקות במגזר הציבורי. אי-העלייה בשכרן היחסי של נשים בתקופה זאת נבע מקיזוז שתי ההשפעות.

- בתקופה השנייה היתה ירידה ריאלית בשכר בעלי 0-12 שנות לימוד, ועלייה ריאלית בין בעלי 13+ שנות לימוד. אצל נשים הירידה יותר מתונה, והעלייה יותר חזקה מאשר אצל גברים. לפיכך עלה השכר היחסי של נשים בכל שכבות ההשכלה.

- הסיבה העיקרית לעליית שכרן היחסי של נשים בתקופה 2 היא עליית השכר התחרותי בעוד שבמשך התקופה היתה ירידה כללית בתרומות הענפיות (פרט לנשים בעלות השכלה נמוכה).

ניתן עכשיו לסכם את ממצאינו לגבי הסטטיות בפער השכר בין המינים בתקופה הראשונה, והצטמצמותו בתקופה השנייה: בתקופה הראשונה היתה אמנם הצטמצמות כלשהי של פער המרכיב התחרותי בשכר, אבל היא קוזזה על-ידי ירידת המרכיב הענפי, במיוחד במגזר הציבורי, שהוא עתיר נשים. בתקופה השנייה נחלשו ההשפעות הפרמיות הענפיות, ומגמות השכר הוכתבו על-ידי כוחות כלל-משקיים. הצטמצמות הפער בין נשים וגברים נגרמה בעיקרה על ידי שינויים במבנה השכר התחרותי.

סעיף 6 ידון ביתר פירוט במרכיב הענפי, וסעיף 7 – במרכיב הכלל משקי.

לוח 6א: פירוק שעור השינוי בשכר הריאלי לתרומת השכר התחרותי והגורמים הענפיים 1975-1988 באחוזים

שעור השינוי בשכר הריאלי							
בגין הרכב ענפי (D+E+F)		**בגין שינויים כלל משקיים (A+B+C)**		**שעור השינוי הכולל**		**שנות לימוד**	**גיל**
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים		
7.5	0.4	32.0	28.1	39.4	28.5	0-12	25-44
-13.8	-3.5	55.5	58.5	41.7	55.0	13+	
תרומות לשיעור השינוי							
נשים	גברים	נשים	גברים				
18.9	1.4	81.1	98.6	100	100	0-12	

	13+	100	100	106.4	133.1	-6.4	-33.1

גיל	שנות לימוד	שעור השינוי בשכר הריאלי					
		שעור השינוי הכולל		בגין שינויים כלל משקיים (A+B+C)		בגין הרכב ענפי (D+E+F)	
		גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים
45-70	0-12	49.6	40.6	45.6	50.2	4.0	-9.6
	13+	78.9	56.2	77.5	82.5	1.4	-26.3
תרומות לשיעור השינוי							
				גברים	נשים	גברים	נשים
	0-12	100	100	91.9	123.8	8.1	-23.8
	13+	100	100	98.2	146.7	1.8	-46.7

גיל	שנות לימוד	שעור השינוי בשכר הריאלי					
		גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים
25-70	0-12	37.8	39.8	35.8	38.4	2.0	1.4
	13+	63.2	45.4	65.1	62.4	-1.8	-17.0
		תרומות לשיעור השינוי					
				גברים	נשים	גברים	נשים
	0-12			94.7	96.4	5.3	3.6
	13+			102.9	137.5	-2.9	-37.5

לוח 6ב: פירוק שעור השינוי בשכר הריאלי לתרומת השכר התחרותי והגורמים הענפיים 1988-2000

שעור השינוי בשכר הריאלי (באחוזים)							
גיל	שנות לימוד	שעור השינוי הכולל		בגין שינויים כלל משקיים (A+B+C)		בגין הרכב ענפי (D+E+F)	
		גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים
25-44	0-12	-1.9	7.5	-1.2	13.6	-0.7	-6.1
	13+	18.8	29.8	12.7	32.0	6.1	-2.2
תרומות לשיעור השינוי (באחוזים)							
				גברים	נשים	גברים	נשים
	0-12	100	100	62.1	181.4	37.9	-81.4
	13+	100	100	67.5	107.4	32.5	-7.4

שעור השינוי בשכר הריאלי (באחוזים)							
		גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים
45-70	0-12	13.2	20.5	21.4	16.1	-8.3	4.3
	13+	40.2	37.3	43.4	43.5	-3.2	-6.2
תרומות לשיעור השינוי (באחוזים)							
				גברים	נשים	גברים	נשים
	0-12	100	100	162.8	78.9	-62.8	21.1
	13+	100	100	108.0	116.6	-8.0	-16.6

שעור השינוי בשכר הריאלי (באחוזים)							
		גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים
25-70	0-12	3.5	11.4	7.0	14.4	-3.5	-3.0
	13+	27.0	32.1	24.5	35.5	2.5	-3.4
תרומות לשיעור השינוי (באחוזים)							
				גברים	נשים	גברים	נשים
	0-12	100	100	97.7	25.9	-97.7	-25.9
	13+	100	100	90.8	10.6	9.2	-10.6

6 . השפעת הגורמים הענפיים על פער השכר בין במינים

לוחות 6ג ו-6ד מפרקים את השינויים בשכר הריאלי של נשים ושל גברים, שחלו בגין כוחות ענפיים (הטור האחרון בלוחות 6-א ו6-ב) לשלושה מרכיבי משנה: שינויים בפרמיה הענפית (D בנוסחה 3), שינויים בהרכב הענפי של התעסוקה (E), ואינטראקציה ביניהם (F).

נתייחס לקבוצת הגיל 25-44, שבה בעיקר פעל המרכיב התחרותי. כאמור, פרט לנשים עם 0-12 שנות לימוד בתקופה 1, הרחיב הגורם הענפי את פער השכר בין גברים לנשים בשתי התקופות. (שני הטורים האחרונים). בתקופה 1 נבעה ההרחבה משני גורמים: ראשית, ירידת הפרמיות בסקטור הציבורי, שבו

יש ריכוז של נשים, בעוד שהירידה של פרמיות בענפים שבהם התרכזו גברים (שני הטורים הראשונים) היתה מתונה יותר. שנית, בעוד שניידות הגברים היא לכוון ענפים רבי-פרמיות (סימן חיובי לשעורי השינוי תחת "ניידות ענפית"), היתה, בתקופה 1, זו של הנשים לכוון ענפים מעוטי פרמיות (סימן שלילי). כפי שנטען בסעיף 7, הרי בתקופה זאת עדיין היה מבנה המשפחה גורם חשוב בקביעת השכר, וייתכן שגם בבחירת הענף.

לוח 6ג: פירוק שעור השינוי במרכיב הענפי של השכר הריאלי למרכיבי משנה 1975-1988

ס"ה שינוי ריאלי בשכר בגין הענף		אינטראקציה		ניידות ענפית		פרמיה ענפית		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	שנות לימוד
				גיל =25-44				
7.5	0.4	0.5	0.3	-0.9	0.2	7.9	-0.1	0-12
-13.8	-3.6	4.5	1.0	-2.5	0.3	-15.8	-4.9	13+
				גיל= 45-70				
-9.7	4.0	-1.3	0.0	1.1	0.0	-9.5	4.0	0-12
-26.3	1.3	2.4	-0.4	-0.8	-0.9	-27.9	2.6	13+
				גיל =25-70				
1.4	1.9	-0.1	0.1	-0.2	0.1	1.7	1.7	0-12
-17.0	-1.9	3.9	0.5	-2.0	-0.1	-18.9	-2.3	13+

לוח 6ד: פירוק שעור השינוי במרכיב הענפי של השכר הריאלי למרכיבי משנה 1988-2000

ס"ה שינוי ריאלי בשכר בגין הענף		אינטראקציה		ניידות ענפית		פרמיה ענפית		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	שנות לימוד
				גיל=25-44				
-6.1	-0.8	0.1	0	0.2	0.2	-6.4	-1.0	0-12
-2.2	6.1	-0.1	1.3	1.6	1.6	-3.7	3.2	13+
				גיל=45-70				
4.6	-8.2	0.3	0	1.3	0	2.8	-8.2	0-12
-6.2	-3.2	1.5	-0.5	-0.1	1.7	-7.6	-4.4	13+
				גיל = 25-70				
-0.3	-3.5	0.2	0	0.5	0.1	-3.7	-3.6	0-12
6.3	2.5	0.4	0.6	1.1	1.6	-4.9	0.3	13+

בתקופה 2 יש בעניין זה שינוי, וגם הנשים ניידות לכוון הענפים רבי הפרמיות. במיוחד יש לציין את המעבר של נשים מהשירותים הציבוריים לפרטיים. כך (לוח 8) ירד האחוז, מכלל הנשים, המועסק בשירותים ציבוריים, מ-49 ל-39 במשך התקופה. הפירוש הנובע מהמודל הוא, שחלו שינויים בהרכב הביקושים, ושבתקופה השנייה חלה עלייה בביקושים לנשים במגזר העסקי, וירידה במגזר הציבורי. אולם מעבר לכך ייתכן שהיפוך המגמה נבע מהקטנת השפעת מבנה המשפחה על התנהגות נשים בשוק העבודה, שתידון בסעיף 7 להלן.

כפי שנראה מלוח 6-ד, מרבית הפרמיות הענפיות בתקופה 2 הן בסימן שלילי, דהיינו הן מיתנו את העלייה בשכר. הסיבות לכך נותחו ביתר פירוט במאמר אחר (קלינוב, 1999 לוח 6 והדיון בו). הניתוח התייחס לפירוט גדול יותר של ענפים – 28 במספר, ונערך לתקופה שבין בין 1988/9 ל 1996/7. הפרמיות הענפיות נגזרו מפונקציות השכר של 1996/7 , כאשר המשתנים המסבירים הם: הפרמיה הענפית ב1988/9, אחוז העולים החדשים בענף, אחוז העובדים בענף שהם בגילי העבודה היציבים 35-54, השינוי מאז 1988/9 באחוז הנשים בענף, והשינוי באחוז בעלי 16+ שנות השכלה בענף. השינוי באחוז הנשים בענף נמצא בלתי מובהק, מה שמטיל ספק בחשיבות גורם זה בקביעת הפרשי השכר בין המינים. גורם שהשפיע על התרומה השלילית של הפרמיות הענפיות לשכר היו אחוז העולים בענף. אולם יש גורמים שלא "נתפשו" ברגרסיה: ראשון קשור במדיניות השכר של המגזר הציבורי - ירידה בפרמיה הענפית של ענפי השירותים הציבוריים והחברתיים; כמו-כן התרחשה תרומה שלילית לשכר בענפים שנפתחו לתחרות בינלאומית בשוק העבודה או בשוק המוצרים –חקלאות, בנייה, ותעשייה. ניתן אולי ליחס את הירידה בפרמיה של שירותי המגזר הציבורי למאמצים לצמצם את התקציבים הציבוריים, שאפיינו הן את המחצית השנייה של שנות השמונים, והן את שנות התשעים. כל אלה פעלו להורדת הפרמיות הענפיות.

לסיכום, פעולתן של הפרמיות הענפיות על השכר של נשים יחסית לגברים היא מעורבת: ברמות ההשכלה הנמוכות התרכזו נשים בשירותים לא תחרותיים[12], ולפיכך הפרמיה הענפית שלהן נשחקה פחות מזו של הגברים. אולם ברמות ההשכלה הגבוהות, שבהן אחוז הנשים המועסקות בשירותים ציבוריים מכלל הנשים גבוה מזה שבין הגברים, נשחקו הפרמיות שלהן ביותר מאשר של הגברים.

[12] בתקופה האמורה עדיין לא נכנסו עובדות זרות לשירותי בית וסיעוד.

7. ניתוח השפעת הגורמים הכלל-משקיים על פער השכר בין המינים

כפי שנראה מלוחות 6א ו-6ב, פעלו הכלל-משקיות ("השכר התחרותי") לצמצום הפער בין המינים. ניתוח השינויים במרכיב זה סבוך בהרבה מהניתוח הענפי. בלי להכנס לפירוק כמותי מלא, ניתן לומר על פי משוואה 3 דלעיל, שהשינויים בפער בין המינים במרכיב התחרותי של השכר עשויים לנבוע משלושה גורמים: שינויים בעתירות היחסיות של נשים בקבוצות הדמוגרפיות השונות; שינויים במבנה הענפי של הביקושים לעובדים לטובת ענפים עתירי נשים, ושינויים בפריון העבודה של נשים.

הגורם הראשון – עלייה בעתירות נשים - מוביל להורדת שכרן, אולם השפעתו על הפער בין המינים תלויה בשאלה אם בין נשים וגברים קיימים יחסי השלמה או תחלופה בייצור. יחסי השלמה יביאו להגדלת ביקוש לגברים ולהעלאת פער השכר, ואילו ההשפעה על פער השכר בהנתן יחסי תחלופה תלויה בגודל גמישות התחלופה ובגמישות ההיצע של גברים ונשים. הגורם השני – עלייה בביקוש לתוצר ענפים עתירי נשים- יביא לעליית שכרן היחסי. לבסוף - עליית פריון העבודה של נשים כולל בתוכה מרכיבים שונים שלא ניתן להבחין ביניהם במחקר זה: ביניהם: יתר התמדה של נשים בשוק העבודה, שינויים טכנולוגיים מוטי נשים וכן הקטנת אפליית מעבידים, שניתן לפרשה כשינוי תפיסה סובייקטיבית על פריון העבודה של נשים מצד המעביד.

עתירות: השינויים בעתירות מסוכמים בלוח 7, המתאר את השינויים באחוז הנשים בכל קבוצת מין-גיל. מבין גילאי 44-25 בולטת הירידה, בתקופה 2, באחוז הנשים מסך בעלי 10-0 שנות השכלה. הירידה בפועל גדולה יותר, אם נוסיף את העובדים הזרים (לוח נספח ב). לעומת זאת בולטת העלייה באחוז הנשים בין בעלי 16+ שנות השכלה. יחס של השלמה יביא לכך, שעליית אחוז הנשים בקבוצת השכלה-גיל נתונה תביא להגדלת הפער בינן לבין הגברים, ואילו יחס תחלופה יביא לצמצום הפער ביניהם. ההקטנה בפער השכר בין נשים לגברים בקבוצות ההשכלה הנמוכות עקבית, איפוא עם קיום יחסי השלמה בייצור בין גברים ונשים. לעומת זאת הגדלת משקל הנשים בקבוצות ההשכלה הגבוהות אמורה, מאותה סיבה, להביא להגדלת הפער בינן לבין גברים, והדבר לא ארע. צמצום הפער בין המינים בקבוצות ההשכלה הגבוהות עקבי, איפוא, עם הנחה של יחס תחלופה בין המינים וגידול פריון העבודה של נשים יחסית לגברים.

לוח 7: עתירות נשים בקבוצות השכלה-גיל 1975-2000*

גילאי 25-44, אחוז נשים בין בעלי X שנות לימוד, לפי קבוצות גיל

שנות לימוד	1975/6	1988/9	1999/2000	שינוי במשך התקופה
גיל 25-34				
0-10	20.0	21.9	13.6	-6.4
11-12	36.2	39.8	35.6	-0.6
13-15	37.5	40.1	41.4	+3.9
+16	30.2	42.9	47.4	+17.2
גיל 35-44				
0-10	21.6	25.3	23.5	+1.9
11-12	26.4	35.5	38.3	+11.9
13-15	35.8	37.5	38.9	+3.1
+16	26.0	30.2	38.5	+12.5

שינויים בהרכב הענפי של הביקוש

מרכיב נוסף של שינויים בשכר הוא השינוי בביקוש לעובדים מכל סוג ברמת המשק בכללו, כתוצאה משינוי הביקוש לתוצרי ענפים שונים ($\Delta\Sigma D_j$ במשוואה 3). במקום לאמוד את הביקושים לתוצר, אנו נוקטים בשתי שיטות חילופיות לאמידת הביקושים: משוואה 4 אומדת, לגבי כל ענף j את השינוי בתעסוקה בענף (כאחוז מסך התעסוקה), מוכפל באחוז בני קבוצה i בתוך המועסקים בענף, וסוכמת לכל הענפים.

4) $D_i = \Delta\Sigma_i D_j = \Sigma_j \varphi_{ij} \Delta \ln\varphi_j$

5) $G_i = \Delta\Sigma_j (\ln\varphi_j - \Delta \ln\varphi_i * \varphi_{ij})$

משואה 5 אומדת את סך הגידול בתעסוקה בענף (כאחוז מסך התעסוקה) בניכוי הגידול הכללי בהיצע *i* במשק.

לוח 8 מראה את תוצאות החישובים: חלק א' מראה, שהענפים עתירי-גברים הם ענפי המוצרים והשירותים הנמוכים, והענפים עתירי-נשים הם השירותים הגבוהים והשירותים הציבוריים. חלק ב' מראה, שלשינוי ההרכב הענפי של התעסוקה במשק לא היתה השפעה ברורה על שינוי הביקוש לנשים יחסית לגברים: הענפים הגדלים הם שירותים נמוכים (עתירי גברים) ושירותים גבוהים (עתירי נשים),

והענפים המצטמצמים הם מוצרים (עתירי גברים) ושירותים ציבוריים (עתירי נשים). הסיכום הכולל של מדד D מראה, שעליית הביקוש בגין שינוי ההרכב הענפי של התעסוקה היתה מתונה יותר אצל נשים מאשר אצל גברים, ולכן וודאי שאינה יכולה להסביר את עליית השכר היחסי של נשים. (ייתכן שפירוק מפורט יותר על פי קבוצות השכלה היה מראה תמונה שונה לקבוצות משנה שונות). כהערת בינים יש לציין את הירידה הניכרת – מ-49 ל-39 אחוז מכלל הנשים, של המועסקות בשירותים ציבוריים.

ההסבר העיקרי לעליית שכרן היחסי של נשים חייב, איפוא, להמצא, בעליית פריון העבודה שלהן יחסית לזה של גברים, בכל ענפי המשק.

לוח 8: אינדיקטורים לשינויים בביקוש לגברים ולנשים

א. אחוז גברים ונשים בתוך ענף ענף = 100								
	מוצרים		**שירותים גבוה**		**שירותים נמוך**		**ציבורי**	
	גברים	**נשים**	**גברים**	**נשים**	**גברים**	**נשים**	**גברים**	**נשים**
שנה								
75-6	87.50	12.50	66.37	33.63	78.12	21.88	63.76	36.24
88-9	82.02	17.98	53.69	46.31	71.40	28.60	53.22	46.78
93-4	79.21	20.79	52.09	47.91	65.92	34.08	48.89	51.11
99-2000	76.60	23.40	56.67	43.33	64.67	35.33	44.27	55.73
ב. התפלגות ענפית של סך התעסוקה, של גברים ושל נשים מין=100								
	מוצרים		**שירותים גבוה**		**שירותים נמוך**		**ציבורי**	
שני המינים								
שנה								
75-6	42.08		7.66		17.91		32.36	
88-9	36.93		10.34		22.42		30.3	
93-4	37.05		11.96		22.35		28.64	
99-2000	31.88		17.24		23.44		27.44	
	מוצרים		**שירותים גבוה**		**שירותים נמוך**		**ציבורי**	
	גברים	**נשים**	**גברים**	**נשים**	**גברים**	**נשים**	**גברים**	**נשים**
שנה								
75-6	48.11	22.4	6.64	10.97	18.28	16.69	26.96	49.94
88-9	44.56	20.74	8.17	14.97	23.55	20.03	23.73	44.27
93-4	45.63	21.58	9.68	16.05	22.91	21.35	21.77	41.02
99-2000	39.71	19.38	15.89	19.4	24.65	21.51	19.75	39.71
ג. מדד ביקוש D								
	גברים			**נשים**				
	88-75	**93-88**	**99-93**	**88-75**	**93-88**	**99-93**		
מוצרים	-0.107	0.003	-0.115	-0.023	0.001	-0.035		
שירותים גבוה	0.161	0.076	0.207	0.139	0.070	-0.065		
שירותים נמוך	0.160	-0.002	0.031	0.064	-0.001	0.129		
ציבורי	-0.035	-0.028	-0.019	-0.031	-0.029	0.027		
סך הכל	0.179	0.049	0.104	0.149	0.041	0.055		
ד. מדד ביקוש G								
	גברים			**נשים**				
	88-75	**93-88**	**99-93**	**88-75**	**93-88**	**99-93**		
מוצרים	-0.033	0.047	-0.116	-0.186	-0.019	-0.168		
שירותים גבוה	0.364	0.174	0.391	0.156	0.094	0.333		
שירותים נמוך	0.309	0.033	0.077	0.136	-0.040	0.021		
ציבורי	-0.013	-0.029	-0.023	-0.211	-0.112	-0.085		
סך הכל	0.626	0.226	0.328	-0.105	-0.078	0.101		

גידול בפריון או שינויים טכנולוגיים מוטי נשים? הגידול בשכר היחסי הכלל-משקי של נשים, במיוחד אלו עם 13+ שנות לימוד לא ניתן, איפוא, להסבר מצד השינויים בהיצע ובביקוש. מתבקש הסבר מצד פריון העבודה, שעשוי להיות קשור בכך שחלו שינויים טכנולוגיים מוטים לטובת נשים, או שחלה עלייה בפריון העבודה של נשים מסיבות אחרות. בדיקת השינויים הטכנולוגיים מחייבת מחקר נפרד, אולם יש עדויות לעליית פריון הנשים בשני מרכיבים: התמורה לותק בעבודה, והשינוי בקשר בין שכר לתכונות המשפחתיות שלהן.

נתונים שאינם מובאים כאן מראים, שעל-פי סקרי הכנסות שכירים חל שינוי במצב המשפחתי: מבין השכירים הגברים, ירד אחוז הנשואים בין 1975 ל-2000 מ-93 ל-83 אחוז, וזה של הנשים עלה מ-69 ל-72 אחוז. נתונים ממפקדי האוכלוסייה, שהועמדו לרשותי באדיבותו של פרופ' דב פרידלנדר[13] מראים על ירידה במספר בני משק בית ממוצע.

בעת ובעונה אחת מראה לוח 9 על התכנסות התשואות למצב המשפחתי, בין המינים: ירדה הפרמיה לנשואים אצל הגברים מ-16 ל-11 אחוז, ועלתה אצל נשים מ-0 ל-8 אחוז. בראשית התקופה היתה למספר הנפשות במשק הבית השפעה שלילית על השכר, גם אצל גברים וגם אצל נשים. לקראת סוף התקופה נעלמה השפעה זאת. ביטוי נוסף לעליית פריון נשים יחסית לגברים הוא התכנסות התמורות לגיל: ב1975/6- היתה התשואה לשנת גיל 5.2 אחוז אצל גברים, בהשוואה ל 2.4 אצל נשים, ואילו ב1999/2000 היא היתה 5.2 בהשוואה ל-4.2 בהתאמה.

ממה נובעת התכנסות התמורות למצב המשפחתי? אנו משערים, שהתרחבות השימוש בעזרי בית ובמעונות וגני ילדים ואולי חלוקת עבודה שוויונית יותר במשק הבית בין גברים לנשים, מאפשרים לנשים נשואות לתפקד בדומה לגברים, ומקטינים את השפעת מספר הנפשות בבית על כושר ההשתכרות בשוק העבודה. הסבר אחר, שאינו עומד בסתירה הוא, שבמשך התקופה, ובמיוחד עם המשקל ההולך וגדל של נשים נשואות בתוך שוק העבודה, נעזבו דעות קדומות כלפיהן[14].

---

[13] מקור: פרסום מפקד 1983 מס' 25, ע' 34 ועיבוד מפקד 1995

[14] ההסבר הנפוץ ביותר לקיום תשואה למעמד "נשוי" לגברים, הינו המתאם בין התכונות העושות גבר לאטרקטיבי לנשים, לבין אלו העושות אותו לאטרקטיבי למעבידים (אחריות, התמדה וכו'). הסבר מתחרה הוא, שיש כאן כוון סיבתי הפוך: נשים נוטות להעדיף להינשא לגברים ששכרם גבוה. העדר תשואה לנשים בשל היותן נשואות מוסבר לחילופין ע"י אי-קיום מתאם בין התכונות המועדפות ע"י גברים לאלו המועדפות ע"י מעבידים, וע"י אי-יכולתן או נכונותן להשקיע מידה זהה לזו של גברים, של מאמצים במקום העבודה, בשל מחויבויות למשפחה. ר'. Blackburn, Korenman (1994), Korenman, Neumark(1991), Schoeni (1995).

לוח 9: מקדמים בפונקציות השכר 1975-2000

תכונה	1975/6	1988/9	1999/2000	1975/6	1988/9	1999/2000
	גברים			נשים		
קבוע	5.68667	4.43457	6.91808	5.74553	4.7302	6.95470
0-8 שנות לימוד	-0.224	-0.29173	-0.26845	-0.334	-0.41444	-0.34394
9-10 שנות לימוד	-0.097	-0.10504	-0.13683	-0.097	-0.24319	-0.15627
13-15 שנות לימוד	0.124	0.2171	0.24892	0.127	0.16772	0.23231
16+ שנות לימוד	0.192	0.37433	0.49555	0.250	0.37716	0.44279
גיל	0.05233	0.07813	0.05264	0.02393	0.06484	0.04165
נשוי/נשואה	0.15853	0.15732	0.11370	(-0.0046)	(0.02750)	0.08399
נפשות במשק הבית	-0.01348	-0.01120	--	-0.01555	(-0.00750)	(0.00428)
שירותים גבוהים	0.05007	0.09899	0.12509	0.27359	0.28727	0.19867
שירותים ציבוריים	(-0.00851)	-0.04884	-0.04665	0.26012	(0.05323)	(-0.00103)

מקור: נספח 1.

סוגרים: רמת מובהקות נמוכה מ-5%.

8. סיכום בינים ונושאים הראויים לחקירה

בסך הכל היתה העלייה בשכר היחסי של נשים בין 1975 ל-2000מתונה למדי. בתקופה זאת עלה בעיקר שכרן של הנשים הפחות משכילות. אולם ממצאי המחקר מצביעים על כך, שהכוחות התחרותיים פעלו לצמצום ניכר יותר של פער השכר בין המינים, ושהתהליך עוכב על-ידי מדיניות השכר של הסקטור הציבורי. במידה ומהלך זה הגיע לקיצו, ניתן לצפות לשיפור מהיר יותר בשכר משים עם השכלה על-תיכונית. מצד שני תלויה עליית השכר של נשים בהשכלות נמוכות במדיניות קליטת עובדים זרים – נשים וגברים. במידה שתקטן תעסוקת עובדים זרים גברים, או תגדל תעסוקת עובדות זרות - אין בטחון שעליית שכרן של נשים מקומיות מעוטות השכלה תמשך.

אין המחקר ממצה את הדיון בכלל הכוחות שפעלו על צמצום הפער בין המינים. בעתיד יש לחקור את השפעתם של הגורמים השונים שהוזכרו בהקשר זה: השינויים הטכנולוגיים, השינויים במבנה המשפחה, בחלוקת העבודה בתוכה, ובשירותים המקילים על יציאת אשה לעבודה. לבסוף, ראוי לחקור ישירות את השינוי ביחס המעבידים והעמיתים-הגברים לעבודת נשים, במיוחד נשים נשואות.

ביבליוגרפיה

Blackburn, McKinley and Sanders Korenman (1994). “The Declining Marital-Status Earnings Differential”, *Journal of Population-Economics,* July; 7(3), 247-70.

Blau, Francine and Lawrence Kahn (1996). “Wage Structure and Earnings Differentials: an International Comparison”, *Economica* 63, supp. S29-S62

Bound, John and George Johnson (1992).”Changes in the Structure of Wages in the 1980’s: an Evaluation of Alternative Explanations”, *American Economic Review*, 82(3), 371-393.

Cohen,Yinon and Yitchak Haberfeld, (2003). "Gender, Ethnic, and National Earning Gaps in Israel: The Role of Rising Inequality", *Mimeo*, Presented at the Sapir Center workshop on earnings inequality, June.

Korenman, Sanders and David Neumark, (1991). “Does Marriage Really Make Men More Productive? *Journal-of-Human-Resources,* Spring; 26(2), 282-307.

Kraus, Vered (2002). Secondary Bread Winners: Israeli Women in the Labor Force Praeger Pub., Westport Conneticut.

Oxaca, Ronald (1973). “Male-Female Wage Differential in Urban Labor Markets” *International Economic Review*, 14(3), 693-709.

Schoeni, F., Robert (1995). "Marital Status and Earnings in Developed Countries" *Journal of Population Economics,* November, 8(4), 351-59.

ישראלי, נירית (1995).״ ההבדל בין השכר הממוצע לשכיר והשכר הממוצע למשרת שכיר״, מכון פאלק והמוסד לביטוח לאומי, מחקר מס׳ 57 , מרץ.

סמיונוב משה (1990). ״מגמות באי-שוויון כלכלי ופערי שכר בין המינים בישראל״, מכון גולדה מאיר לחקר עבודה וחברה, נובמבר.

קלינוב, רות (1999). "תמורות במבנה השכר – פערי שכר בין ענפים ובתוכם", קרן פרידריך אברט והמכון לחקר כלכלי וחברתי של הסתדרות העובדים החדשה, מאמר לדיון מס' 4, אוגוסט.

שהרבני שושנה (2003) ."השפעת מבנה המשפחה על פערי השכר בין גברים ונשים בישראל", נייר עבודה מוגש למכון ספיר, אוניברסיטת ת"א .

<u>רשימת נספחים</u>

1. רגרסיות שכר
2. הרכב ההשכלה של כוח העבודה בישראל, כולל עובדים זרים.
3. התפלגות שאריות

<u>נספח 1 - פונקציות שכר עבור עובדים שכירים , בגילאים 70-25.</u>

קבוצות האוכלוסייה :

A - עובדים משרה מלאה (35+ שעות בשבוע), ועבדו במשך כל השנה (51.96 שבועות).

B - עובדים משרה מלאה, ועבדו כל השנה, או חלק ממנה.

C - עובדים במשרה חלקית או מלאה, ועבדו כל השנה או חלק ממנה (כל המדגם).

D - (רק בשנות התשעים) עובדים משרה מלאה, ועבדו כל השנה, או חלק ממנה, **וותיקים**.

<u>הרגרסיות המוצגות להלן הן גירסה B. כל האחרות נמצאות אצל המחברת, לרשות המעונינים.</u>

משתנה מוסבר :

LNW- לוג השכר כאשר הבסיס הוא e.

משתנים מסבירים:
Sex – גברים: 1, נשים : 2 .
S(year) – משתני דמי עבור שנה.
Age – גיל .
Age2 – גיל בריבוע.
H- משתני דמי עבור שעות עבודה (בסיס: 40-44 שעות עבודה).
Married – משתנה דמי עבור נשוי.
Total – מספר הנפשות במשק הבית.
Nonjew – משתנה דמי עבור האוכלוסייה הלא יהודית.
E - משתני דמי עבור השכלה (בסיס: 11- 12 שנות לימוד).
Wallwork - משתני דמי עבור עובדים כל השנה בשאר התקופות.
Olim – משתנה דמי עבור עולים חדשים (אחרי שנת 1990).

ענפים:
P_tech- משתני דמי עבור חקלאות, תעשייה ובנייה
S_h_tech – משתני דמי עבור חשמל ומים, בנקאות, ביטוח ופיננסים, שירותים עסקיים.
Publik – משתני דמי עבורמנהל ציבורי, חינוך, בריאות, שירותים חברתיים וקהילתיים.
low-tech (בסיס): תחבורה, אחסנה ותקשורת, מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים, שירותי אירוח ואוכל, ושירותים פרטיים למשק הבית.

נספח 1 - המשך

Income 1975-76, Schirim ,Sex = 1,Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	17	281979	16587	260.39	<.0001
Error	5691	362523	63.70111		
Corrected Total	5708	644502			

Root MSE 7.98130 R-Square 0.4375
Dependent Mean 7.62608 Adj R- Sq 0.4358 Coeff Var 104.65794

Variable	DF	Estimate	Error	t Value	Pr > |t
Intercept	1	5.69735	0.07568	75.29	<.0001
s76	1	0.36219	0.01011	35.84	<.0001
age	1	0.05228	0.00373	14.03	<.0001
age2	1	-0.00058178	0.00004241	-13.72	<.0001
h35_39	1	-0.17425	0.02775	-6.28	<.0001
h45_49	1	-0.02676	0.01624	-1.65	0.0995
h50_	1	0.16321	0.01944	8.40	<.0001
married	1	0.15793	0.01917	8.24	<.0001
total	1	-0.01348	0.00301	-4.48	<.0001
wholelyear	1	0.67556	0.01952	34.62	<.0001
nonjew	1	-0.02916	0.02831	-1.03	0.3031
e0_8	1	-0.22420	0.01350	-16.60	<.0001
e9_10	1	-0.09790	0.01705	-5.74	<.0001
e13_15	1	0.12456	0.01831	6.80	<.0001
e16_	1	0.19207	0.01729	11.11	<.0001
p_tech	1	0.02964	0.01447	2.05	0.0406
tech	1	0.04342	0.02097	2.07	0.0385
public	1	-0.01480	0.01618	-0.91	0.3603

Income 1975-76, Schirim ,Sex = 2 ,Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Squares	Square	F Value	Pr > F
Model	17	136653	8038.42884	114.89	<.0001
Error	1725	120691	69.96577		
Corrected Total	1742	257344			

Root MSE 8.36455 R-Square 0.5310
Dependent Mean 7.23030 Adj R-Sq 0.5264
Coeff Var 115.68754

Parameter |Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t
Intercept	1	5.81600	0.15557	37.39	<.0001
s76	1	0.33612	0.01983	16.95	<.0001
Age	1	0.02563	0.00805	3.18	0.0015
age2	1	-0.00025	0.000096	-2.69	0.0073
h35_39	1	-0.10605	0.02926	-3.62	0.0003
h45_49	1	-0.02178	0.02396	-0.91	0.3635
h50_	1	0.10754	0.05590	1.92	0.0545
married	1	0.00178	0.02270	0.08	0.9376
total	1	-0.01555	0.00652	- 2.39	0.0172
wholeyear	1	0.81288	0.02847	28.55	<.0001
nonjew	1	-0.03114	0.08346	-0.37	0.7092
e0_8	1	-0.33469	0.02828	-11.84	<.0001
e9_10	1	-0.09758	0.03340	-2.92	0.0035
e13_15	1	0.12742	0.03022	4.22	<.0001
e16	1	0.25052	0.03201	7.83	<.0001
p_tech	1	0.00623	0.03255	0.19	0.8482
s_h_tech	1	0.17396	0.03801	4.58	<.0001
public	1	0.16339	0.02919	5.60	<.0001

Income 1988-89, Schirim ,Sex = 1 Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	236.00	8802.21205	149638	17	0001.>
Error	5095	190034	37.29809		
Corrected Total	5112	339671			

Root MSE	6.10722	R-Square	0.4405
Dependent Mean	7.61452	Adj R-Sq	0.4387
Coeff Var	80.20483		

Parameter |Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t
Intercept	1	4.43956	0.10521	42.20	<.0001
s89	1	0.20791	0.01292	16.09	<.0001
age	1	0.07797	0.00517	15.08	<.0001
age2	1	-0.000786	0.000058	-13.55	<.0001
h35_39	1	-0.09375	0.04041	-2.32	0.0204
h45_49	1	0.08553	0.01906	4.49	<.0001
h50	1	0.29309	0.02109	13.90	<.0001
married	1	0.15632	0.02127	7.35	<.0001
total	1	-0.01120	0.00442	-2.53	0.0113
wallwork	1	1.07050	0.03433	31.18	<.0001
nonjew	1	-0.08655	0.02994	-2.89	0.0039
e0_8	1	0.01961	-0.29173	-14.87	.0001
e9_10	1	-0.10504	0.02085	-5.04	<.0001
e13_15	1	0.21710	0.01995	10.88	<.0001
e16_	1	0.37433	0.01957	19.12	<.0001
p_tech	1	0.03304	0.01702	1.94	0.0522
s_h_tech	1	0.10094	0.02454	4.11	<.0001
Public	1	-0.04651	0.0187	-2.35	0.0197

Income 1988-89, Schirim ,Sex = 2,Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	17	56522	3324.84478	95.95	<.0001
Error	2387	82710	34.65038		
Corrected Total	2404	139233			

Root MSE	5.88646	R-Square	0.4060
Dependent Mean	7.21498	Adj R-Sq	0.4017
Coeff Var	81.58660		

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
Intercept	1	4.75568	0.15351	30.98	<.0001
s89	1	0.21776	0.01811	12.02	<.0001
age	1	0.06450	0.00775	8.32	<.0001
age2	1	-0.00064961	0.00009269	-7.01	<.0001
h35_39	1	-0.10198	0.02472	-4.13	<.0001
h45_49	1	0.02926	0.02163	1.35	0.1763
h50_	1	0.23990	0.03989	6.01	<.0001
married	1	0.02672	0.02247	1.19	0.2345
total	1	-0.00750	0.00681	-1.10	0.2708
Wholework	1	0.81935	0.04101	19.98	<.0001
nonjew	1	-0.16639	0.06845	-2.43	0.0151
e0_8	1	-0.41444	0.03210	-12.91	<.0001
e9_10	1	-0.24319	0.03186	-7.63	<.0001
e13_15	1	0.16772	0.02498	6.71	<.0001
e16	1	0.37716	0.02650	14.23	<.0001
p_tech	1	0.08474	0.02886	2.94	0.0034
s_h_tech	1	0.27037	0.03064	8.82	<.0001
Public	1	0.02572	0.03695	1.44	0.1509

Income 1993-94, Schirim ,Sex = 1,Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	18	193255	10736	172.52	<.0001
Error	5317	330882	62.23087		
Corrected Total	5335	524136			

Root MSE	7.88865	R-Square	0.3687
Dependent Mean	8.21383	Adj R-Sq	0.3666
Coeff Var	96.04115		

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
Intercept	1	5.81938	0.12140	47.93	<.0001
s94	1	0.15370	0.01493	10.30	<.0001
age	1	0.06080	0.00607	10.02	<.0001
age2	1	-0.000592	0.000069	-8.58	<.0001
h35_39	1	-0.22213	00001.>	4.71-	04711.
h45_49	1	0.03206	0.02038	1.57	0.1157
h50	1	0.20822	0.02094	9.94	<.0001
married	1	0.20802	0.02418	8.60	<.0001
total	1	-0.01511	0.00511	-2.96	0.0031
wholework	1	0.71315	0.02509	28.43	<.0001
nonjew	1	-0.02231	0.03217	-0.4879	0 69
olim	1	-0.61074	0.04199	-14.55	<.0001
e0_8	1	-0.31333	0.02680	-11.69	<.0001
e9_10	1	-0.16991	0.02475	-6.87	<.0001
e13_15	1	0.10438	0.02101	4.97	<.0001
e16_	1	0.30252	0.02149	14.08	<.0001
p_tech	1	0.02257	0.01946	1.16	0.2463
s_h_tech	1	0.15700	0.02749	5.71	<.0001
public	1	0.04768	0.02345	2.03	0.0421

Income 1993-94, Schirim ,Sex = 2,Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	18	93741	5207.84742	92.48	<.0001
Error	2942	165682	56.31609		
Corrected Total	2960	259423			

Root MSE	7.50440	R-Square	0.3613
Dependent Mean	7.86558	Adj R-Sq	0.3574
Coeff Var	95.40810		

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
Intercept	1	6.19056	0.16523	37.47	<.0001
s94	1	0.18520	0.01943	9.53	<.0001
age	1	0.03632	0.00844	4.3	<.0001
age2	1	-0.00033417	0.00010090	-3.31	0.0009
h35_39	1	-0.10400	0.02628	-3.96	<.0001
h45_49	1	-0.04792	0.02458	-1.95	0.0513
h50_	1	0.11111	0.03356	3.31	0.0009
married	1	0.06863	0.02529	2.71	0.0067
total	1	-0.03686	0.00763	-4.83	<.0001
wholework	1	0.70575	0.02987	23.63	<.0001
nonjew	1	-0.05727	0.06205	-0.92	0.3561
olim	1	-0.55178	0.05972	-9.24	<.0001
e0_8	1	-0.36505	0.04160	-8.78	<.0001
e9_10	1	-0.19276	0.03643	-5.29	<.0001
e13_15	1	0.08471	0.02514	3.37	0.0008
e16	1	0.02716	0.21445	7.90	<.0001
p_tech	1	0.07303	0.03018	2.42	0.0156
s_h_tech	1	0.35195	0.03181	11.06	<.0001
public	1	0.22685	0.02759	8.22	<.0001

Income 1999-2000,Schirim ,Sex = 1,Dependent Variable: lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	18	278938	15497	446.57	<.0001
Error	11388	395175	34.70100		
Corrected Total	11406	674113			

Root MSE	5.89076	R-Square	0.4138
Dependent Mean	8.88248	Adj R-Sq	0.4129
Coeff Var	66.31880		

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
Intercept	1	6.91808	0.07859	88.03	<.0001
s2000	1	0.05421	0.00948	5.72	<.0001
age	1	0.05264	0.00376	13.98	<.0001
age2	1	-0.000493	0.000043	-11.42	<.0001
h35_39	1	- 0.20650	0.02946	-7.01	<.0001
h45_49	1	0.07876	0.01327	5.94	<.0001
h50_	1	0.28793	0.01290	22.33	<.0001
married	1	0.11370	0.01347	8.44	<.0001
total	1	-0.00044350	0.00279	-0.16	0.8736
wallwork	1	0.40903	0.02032	20.12	<.0001
nonjew	1	- 0.25815	0.01482	-17.41	<.0001
olim	1	-0.45803	0.01286	-35.62	<.0001
e0_8	1	-0.26845	0.01954	-13.74	<.0001
e9_10	1	-0.13683	0.01693	-8.08	<.0001
e13_15	1	0.24892	0.01307	19.04	<.0001
e16_	1	0.49555	0.01294	38.29	<.0001
p_tech	1	0.2815	0.01234	1.08	0.0114
s_h_tech	1	0.12509	0.01285	9.73	<.0001
publik	1	-0.04665	0.01330	-3.51	0.0005

Income 1999-2000,Schirim ,Sex = 2,Dependent Variable :lnw

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	18	125183	6954.62347	216.85	<.0001
Error	6927	222155	32.07095		
Corrected Total	6945	347339			

Root MSE	5.66312	R-Square	0.3604
Dependent Mean	8.57681	Adj R-Sq	0.3587
Coeff Var	66.02832		

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
Intercept	1	6.95470	0.10429	66.68	<.0001
s2000	1	0.08271	0.01189	6.95	<.0001
age	1	0.04165	0.00514	8.11	<.0001
age2	1	-0.00038840	0.00006171	-6.29	<.0001
h35_39	1	-0.18528	0.01678	-11.04	<.0001
h45_49	1	0.05166	0.01537	3.36	0.0008
h50	1	0.23097	0.01821	12.68	<.0001
married	1	0.08399	0.01369	6.13	<.0001
total	1	0.2206	0.00428	1.23	0.00350
wholelwork	1	0.39517	0.02328	16.98	<.0001
nonjew	1	-0.26251	0.02926	-8.97	<.0001
olim	1	-0.41867	0.01491	-28.08	<.0001
e0_8	1	-0.34394	0.03337	-10.31	<.0001
e9_10	1	-0.15627	0.02567	-6.09	<.0001
e13_15	1	0.23231	0.01570	14.79	<.0001
e16	1	0.44279	0.01559	28.40	<.0001
p_tech	1	0.03012	0.01820	1.65	0.0980
s_h_tech	1	0.19867	0.01468	13.53	<.0001
public	1	-0.00103	0.01428	-0.07	0.9425

נספח 2: הרכב כוח העבודה המקומי לפי מין ושנות לימוד, כולל עובדים זרים

	מספר עובדים זרים			מועסקים ישראלים עם 0-10 שנות לימוד			סך מועסקים עם 0-10 שנות לימוד			סך מועסקים ישראלים+זרים		
	שני המינים	גברים	נשים	שני המינים	גברים	נשים	סך הכל	גברים	נשים	סך הכל	גברים	נשים
1988	109.4	98.5	10.9	407.8	294.1	113.7	517.2	392.6	124.6	1562.5	983.7	578.8
1989	104.9	94	10.9	399.9	285.3	114.6	504.8	294.7	125.5	1565.7	974.3	591.4
1990	110.2	99.2	11	419.9	299.6	120.4	530.1	398.8	131.4	1601.8	996.9	604.9
1991	106.8	96.1	10.7	427.1	311.4	115.7	533.9	407.5	126.4	1690.1	1049.1	641
1992	132.2	119	13.2	417.5	298.3	119.3	549.7	417.3	132.4	1782.2	1100.2	682
1993	113.6	102.2	11.4	408.8	288.5	120.3	522.4	390.7	131.7	1864.8	1135.4	729.4
1994	121.6	109.4	12.2	385.9	274.1	111.8	507.5	383.5	124	1992.7	1199.7	793
1995	152	136.8	15.2	406	287.9	118.1	528.6	424.7	103.9	2117.6	1268.8	848.8
1996	195.7	156.6	39.1							2209.1		
1997	233.8	187	46.8							2274.6		
1998	270.2	216.2	54	352.5	247.5	105	622.7	463.7	159	2342.6	1371.4	971.2
1999	299.1	239.1	60	342.2	238.9	103.3	641.3	478	163.3	2435.7	1415.3	1020.4
2000	312	249.6	62.4							2533.2		

הערות לחישובים: מספרי המועסקים הישראלים והזרים: דו"ח בנק ישראל 2002, נספח סטטיסטי לוח א'-נ'-2.3

חלוקה למינים: רוני בר-צורי: עובדות זרות שנכנסו לישראל בהיתר במהלך השנים האחרונות. משרד העבודה והרווחה, הרשות לתכנון כוח אדם, דפי מידע, יוני 2002, עמ' 6. דווח על אחוז כניסות נשים מסך הכניסות בהיתר. האחוז נע סביב 15 עבור 98-1995 ומאז הוא עולה ל28.8 ב-2000.

רוני בר-צורי: עובדים זרים ללא היתר בישראל, 1999.

משרד העבודה והרווחה, הרשות לתכנון כוח אדם, מאמר לדיון 5.01 מרץ 2001 עמ' 22. אחוז הנשים שרואינו היה 13 ב-1998 ו-23 ב-1999.

אנחנו הנחנו שאחוז הנשים מכלל העובדים זרים היה 10 עד 1995 ו-20 לאחר מכן.

מסקנה כללית: אין ירידה באחוז בעלי השכלה נמוכה בכוח העבודה מאז 1995.

נשים נתונות לפחות תחרות מצד העובדים הזרים מאשר גברים.

נספח 3: התפלגות שאריות מפונקציות שכר - הסבר

ההשפעה הכוללת על פערי השכר בין המינים, של שינויים על פני זמן בתשואות לתכונות שונות של עובדים (כלומר בפרמטרים של פונקציות השכר), ניתנת לאמידה ולהצגה בדרך הבאה.

סימונים:

Y = לוג השתכרות של פרט. B = וקטור פרמטרים מפונקציית השכר; X = וקטור משתנים מסבירים בפונקצית השכר. U = שארית לא מוסברת מפונקציית השכר. M = גברים. F= נשים.

$$(1)\ Y_m = B_m X_m + U_m$$

$$(2)\ Y_f = B_f X_f + U_f$$

$$3)\ \hat{Y}_m = B_f X_m$$

$$(4)\ \hat{Y}_f = B_m X_f$$

$$(5)\ D_{mf} = Y_m - \hat{Y}_m$$

$$6)\ E_{mf} = Y_m - \hat{Y}_f$$

בדיקת מרחק הפרמטרים:

$$(7)\ \Sigma D_{mf} = \Sigma X_m(B_m - B_f) + \Sigma U_m$$

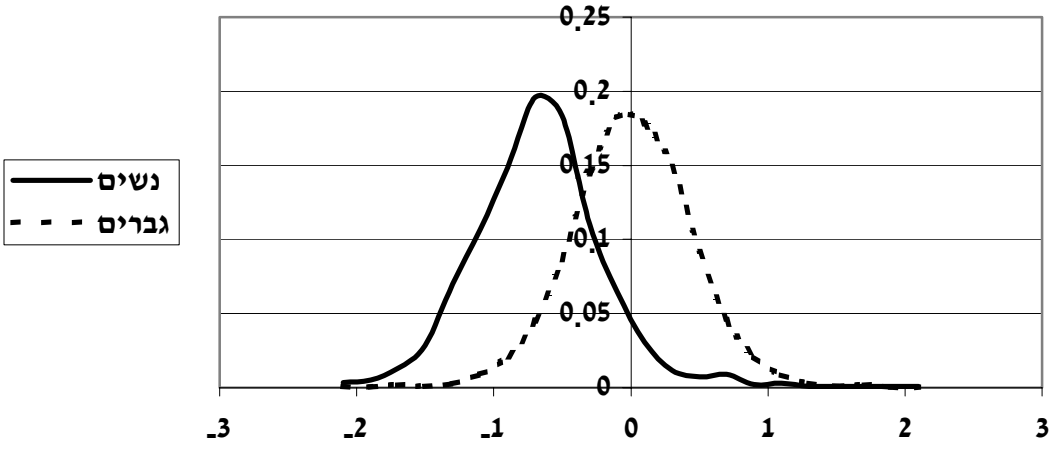
האבר האחרון בצד ימין שווה לס-. המרחק מס- של האבר הראשון בצד ימין אומד את ההפרש בין שכר גברים ונשים הנובע משוני בפרמטרים, משוקללים בתכונות הגברים. הציורים בנספח ג' - פרמטרים , מציגים את התוצאות של נוסחה 7 עבור שתי תקופות (1988/9 , 1999/2000). מהתוצאות עולה כי אותו חלק של פערי השכר בין המינים, שנוצר בגין הבדלים בפרמטרים, הצטמצם מאד בין התקופות.

באותו אופן נמדדת השפעת השוני בתכונות נשים וגברים על פערי השכר ביניהם.

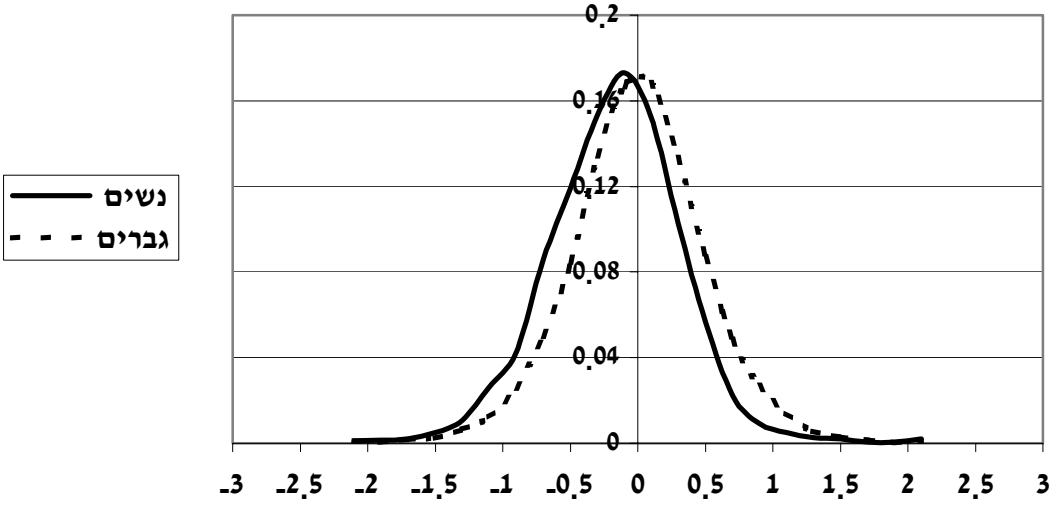
$$(8)\quad \Sigma E_{mf} = \Sigma B_m (X_m - X_f) + \Sigma U_m$$

גם כאן מתקבלת התוצאה (נספח ג' – תכונות) שבין 1988/9 ל1999/2000- הצטמצמו ההבדלים בין תכונות כוח העבודה של נשים וגברים, והשפיעו על צמצום פערי השכר ביניהם.

תרשים 1 התפלגות שאריות מרגרסית גברים בהשוואה לשאריות מאומדני נשים עם פרמטרים של גברים השפעת הפרשי תכונות 1988-1989

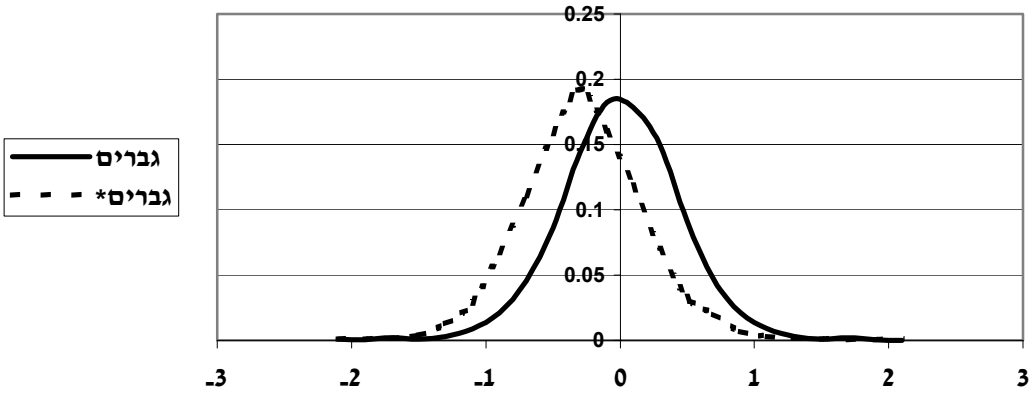
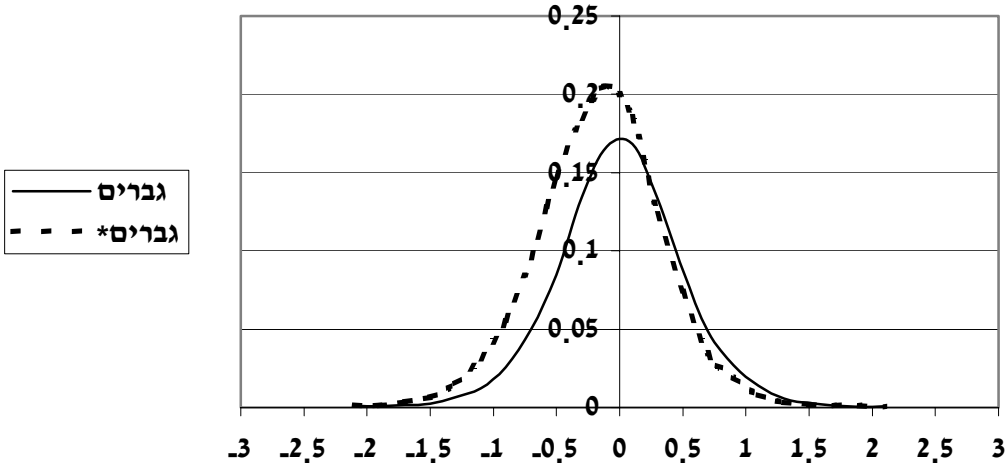


תרשים 2: התפלגות שאריות מרגרסית גברים בהשוואה לשאריות מאומדני נשים עם פרמטרים של גברים. השפעת הפרשי תכונות 1999-2000



נספח ג' - פרמטרים

תרשים 3 התפלגות שאריות מרגרסית גברים בהשוואה
לשאריות מאומדני גברים עם פרמטרים של נשים
השפעת הפרשי פרמטרים 1989-1988



תרשים 4 התפלגות שאריות מרגרסית גברים בהשוואה
לשאריות מאומדני גברים עם פרמטרים של נשים.
השפעת הפרשי פרמטרים 2000-1999