



ה מוסד לביטוח לאומי
מינהל המחקר והתכנון

מדידת פערי השכר

**בין המגזר הציבורי למגזר הפרטי בישראל:
ממצאים משימוש ברגרסיה אחוזנית¹**

מאת:

גדעון מאור שביט

מירי סבג-אנדבלד²

ירושלים, ניסן התשס"ד, אפריל 2004

¹ תודתנו נתונה לגב' לאה אחדות על הסיוע המקצועי שליווה את המחקר ולמר נועם זוסמן על הערותיו המועילות.

² גדעון מאור שביט – maors@nioi.gov.il מירי סבג-אנדבלד – mirie@nioi.gov.il

תמצית

מטרתו העיקרית של מחקר זה היא מדידת פערי השכר בין המגזר הציבורי לבין המגזר הפרטי במדינת ישראל (2001) באמצעות רגרסיה אחוזונית (Quantile Regression), ובאמצעות טכניקת הפירוק (Decomposition). השוואה לאומדן הריבועים הפחותים (OLS) מלמדת שהשימוש ברגרסיה האחוזונית מוצדק. מסתבר, שהקשר בין התפלגות השכר למשתנים המסבירים מהווה נדבך חשוב באפיון הפרמיה לעובדי המגזר הציבורי. שימוש ברגרסיה אחוזונית מלמד כי עובדי המגזר הציבורי הממוקמים בתחתית סולם דירוג השכר נהנו בשנת 2001 מפרמיה חיובית. פרמיה זו הלכה ופחתה עם העלייה בשכר ואף הפכה לשלילית באחוזוני השכר הגבוהים. בעלי השכלה נמוכה (0-8 שנות לימוד) כמו גם עובדים לא מקצועיים נהנו מהפרמיה הגבוהה ביותר, בעוד ששכרם של אקדמאים ומנהלים נפגע בהשוואה למועסקים במגזר העסקי.

פירוק פערי השכר מראה כי בקרב הגברים הפרמיה למגזר הציבורי חיובית, לעומת זאת בקרב הנשים היא שלילית, אולם ממוצע שכרן גבוה מזה של חברותיהן במגזר העסקי בשל מאפיינים תעסוקתיים עדיפים. ניתוח פרטני של פערי השכר לפי מאפייני העובדים בלבד, מלמד כי משלח היד ממלא תפקיד מרכזי בהסבר פערי השכר. בנוסף, מסתבר שהשכלה מהווה איתות אמין לגבי יכולותיהם של הגברים בעיני מעסיקהם, בעוד שבקרב נשים ניסיון ממלא תפקיד דומה.

לבסוף ביצענו הדמיה מלאכותית של עובדים היפותטיים כדי "לחוש" מגמות וכיוונים בפערי השכר בין המגזרים.

תוכן העניינים

1	1. מבוא
3	2. מבוא קצר לרגרסיה אחוזונית
5	3. תאור נתונים
11	4. שימוש במשוואת שכר בודדת ובחירה לא מקרית במגזר
11	4.1 הפרמיה במגזר הציבורי
16	4.2 הפרמיה לפי קבוצות השכלה
19	4.3 פרמיה לפי קבוצות משלח יד
25	5. יישום שיטת הפירוק
25	5.1 מתודולוגיה
26	5.2 ניתוח אמפירי
33	6. סיכום ומסקנות
35	מקורות
37	נספחים

1. מבוא

השכר במגזר הציבורי הוא תמיד נושא לדיון ולפולמוס בקרב שכבות הציבור השונות. חלקם של השכירים המועסקים במגזר הציבורי במדינת ישראל, עומד על כשליש מסך השכירים בשוק העבודה. זהו נתח גדול יחסית המסביר את חשיבות מרכיב השכר בהוצאה הציבורית הכוללת. בשנת 2001 עמד רכיב השכר על כ-20% מסך ההוצאות ומתן האשראי הציבורי. אם מתייחסים למערכת האזרחית בלבד מתקבל שחלקו של שכר המגזר הציבורי בארץ מתוך סך הצריכה האזרחית (לא כולל תשלומי העברה ותמיכות) עומד על יותר מ-60%. לפיכך, לגובה השכר במגזר הציבורי השפעה על המדיניות הפיסקאלית כמו גם המוניטרית של הממשלה. השפעה זו, ממריצה לא אחת, את קובעי המדיניות הכלכלית להקטין באמצעות השכר את הגירעון ושיעורי האינפלציה. לא נוכל גם להתעלם מהעובדה שלגובה השכר במגזר הציבורי השלכה חשובה על שוק העבודה ואף על שיעורי הצמיחה במשק. הכנסתו הפנויה של ציבור השכירים במגזר הציבורי מהווה כאמור נתח נכבד בשוק העבודה כולו. בנוסף, עשויים מעסיקים במגזר הפרטי לשנות את שכרם של עובדים הדומים בכישוריהם לעמיתיהם במגזר הציבורי. במחקרם של אחדות וסולה (1999), נצפו קשרים סיבתיים חד כיווניים מהשכר במגזר הציבורי לשכר במגזר העסקי, כאשר התאמת השכר בסקטור העסקי התרחשה בפיגור של כשנה וחצי. מכאן שתוך זמן קצר יחסית, משפיע השכר הציבורי על הכנסתם הפנויה של מרבית השכירים במשק. זאת ועוד: איכות כוח האדם והשירותים והמוצרים הציבוריים הנגזרים ממנה מושפעים אף הם מתמורות בשכר הציבורי. הידיעה כי סעיפים שונים בחשבונאות הלאומית, כמו גם איכות המוצר הציבורי והתשתיות שמעמידה הממשלה בפני תושביה עשויים להשתנות בעקבות שינוי בשכר הציבורי היא נחלת הציבור כולו¹.

לאור הקושי בקביעת מבנה השכר במגזר הציבורי עוסקים חוקרים רבים באפיונו ובהשוואה בינו לבין השכר במגזר הפרטי באמצעות אמידת פערי השכר בין שני המגזרים. אחת השאלות החשובות, שעליה מעוניינים להשיב מרבית החוקרים בתחום היא: האם עובדים זהים, המחזיקים במשרה זהה, האחד במגזר הציבורי והשני בפרטי ישתכרו באופן שווה או שמא יהיה שכרם שונה². סמית' (Smith, 1977, 1976) היתה אחת מהחלוצים שניסו להשיב על שאלה זו באמצעות מחקר אמפירי. היא חקרה את שוק העבודה בארה"ב והגיעה למסקנה כי השכר לעובד במגזר הציבורי גבוה מזה של "עמיתו הזהה" במגזר הפרטי. היא גם קבעה שהפרמיה על השתייכות לכוח העבודה במגזר הציבורי (לעומת הפרטי) גבוהה יותר אצל נשים. לא מעט חוקרים

¹ דומה שעל רקע הדיונים בתוכנית להבראת כלכלת ישראל (התשס"ג 2003), בולטת יותר מתמיד חשיבותו והשפעתו של נושא זה על המשק בכלל ועל שוק העבודה בפרט. במסגרת ההמלצות שהונחו על שולחנם של מקבלי ההחלטות, מוצע לשפר ולייעל את מערכות המגזר הציבורי, בעיקר באמצעות צמצום הוצאות השכר. לטענת הוגי התוכנית, השכר במגזר הציבורי גבוה מדי בהשוואה לזה של המגזר הפרטי. קביעה מסוג זה היא בעייתית משני טעמים עיקריים: ראשית, למוצרים והשירותים המיוצרים במגזר הציבורי מאפיינים ויעדים שונים מאלה המיוצרים בשוק תחרותי. שנית, המעסיק הציבורי אינו פועל על בסיס רווח והוא מושפע לעתים מאילוצים פוליטיים וחברתיים. משמעות הדבר היא סביבת עבודה שונה ונפרדת לכל מגזר. ההכרעה האם השכר שמשולם לעובדי מגזר זה הוגן אינה משימה פשוטה כלל ועיקר.

² בהתעלם מהטבות ותמריצי שוליים (fringe benefits) שונים כגון בטחון תעסוקתי, זכויות פנסיוניות, רכב צמוד ועוד. נהוג להניח, אף שאין לכך עדות אמפירית, כי התמריצים הללו מטים את שכרם של עובדי המגזר הציבורי כלפי מעלה בהשוואה בין המגזרים, זאת מן הטעם שמרבית הטבות השוליים ניתנות במסגרת העסקה במגזר זה.

הלכו בדרכה של סמית', ומחקרים אמפיריים רבים העוסקים בשאלת פערי השכר בין המגזרים פורסמו מאז ועד היום. ספרות ענפה זו קובצה ותומצתה על ידי ארנברג ושוורץ (Ehrenberg ו- Schwartz 1986) ועל ידי גרגורי ובורלנד (Gregory ו-Borland 1999).

פוטרבה וראובן (Poterba ו-Rueben, 1995) שילבו לראשונה את אומדני הרגרסיה האחוזונית (ראו להלן) בתחום המדידה האמפירית של פערי השכר, המהווים קרקע פורייה לשימוש ברגרסיה זו. לאומדני הרגרסיה האחוזונית יתרון הנובע בין השאר מהיכולת לקשר בין האומדנים לבין התפלגות המשתנה המסביר. לאור ההערכה הרווחת בקרב חוקרים רבים, כי המגזר הציבורי "מכווץ" את התפלגות שכר המועסקים על ידו בהשוואה למגזר הפרטי, לא די באומדן הריבועים הפחותים (OLS) ויש לאמוד את התפלגות הפרמיה גם לאורך אחוזונים שונים (לא רק בתוחלת). עדות לבעייתיות אומדן הריבועים הפחותים במדידת פערי שכר ניתן למצוא למשל בקנדה (Mueller, 1998) בבריטניה (Disney ו-Gosling, 1998), בזמביה (Nielsen ו-Rosholm, 2001) ובגרמניה (Melly, 2002).

ככל הנראה, עד כה לא נעשה שימוש ברגרסיה אחוזונית לצורך מדידת פערי השכר בין המגזר הציבורי לפרטי במדינת ישראל, ובכך אנו רואים את מטרתו המרכזית של מאמר זה. בפרק 2 יוצג מבוא מצומצם לרגרסיה אחוזונית. בפרק 3 יתואר בסיס הנתונים יחד עם ניתוח סטטיסטי תיאורי. בפרק 4 יוצגו ממצאים על פי משוואת שכר בודדת תוך התייחסות לסטיה הנובעת מבחירה לא מקרית במגזר. בפרק 5 תיושם גישת הפירוק (Decomposition) המפרידה בין תשואה לתכונות לבין פרמיה מגזרית באמצעות משוואת הפרשי שכר ובפרק האחרון, פרק 6, נביא סיכום ומסקנות.

2. מבוא קצר לרגרסיה אחוזונית

מודל הרגרסיה האחוזונית הוצג לראשונה על ידי קואנקר ובאסט (Koenker ו Basset 1978) ותרומתו העיקרית מתבטאת בהרחבת אפשרויות האמידה האמפירית במודלים ליניאריים. בדיוק כפי ששיטות אמידה לינאריות קלאסיות המבוססות על מזעור סכום ריבועי הסטיות, מאפשרות לאמוד את התוחלת המותנית של פונקציה (תוחלת הפונקציה בהנתן ערך כלשהו של המשתנים המסבירים), כך מציעה הרגרסיה האחוזונית של קואנקר ובאסט שיטות לאמידת החציון המותנה של פונקציה. יתרה מכך, היא מאפשרת אמידה לאורך תחום כל האחוזונים המותנים האפשריים של הפונקציה. תוספת כזו מאפשרת יכולות ניתוח סטטיסטיות המתארות תמונה רחבה יותר באמידת משוואות לינאריות בכלל ומשוואות שכר בפרט.

לשם המחשה, אנו אומרים שציונו של סטודנט מדורג באחוזון ה- θ אם הוא הצליח יותר מהחלק ה- θ מתוך אוכלוסיית הנבחנים והצליח פחות מהחלק ה- $(1-\theta)$ מתוך אותה אוכלוסייה. ובאופן מפורש נהוג לומר שמשנתה רנדומלי כלשהו Y , ניתן לאפיון באמצעות פונקצית ההתפלגות שלו כך:

$$F(y) = \text{Prob}(Y \leq y) \quad (1)$$

כאשר F היא פונקצית ההתפלגות המצטברת של Y . בהינתן מספר ממשי θ , וכמו כן, $0 < \theta < 1$. האחוזון ה- θ של התפלגות Y הוא הערך ξ_θ כך ש:

$$\theta = \text{Pr}(Y \leq \xi_\theta) = F(\xi_\theta) \quad (2)$$

אם $\{y_1 \dots y_n\}$ היא קבוצת תצפיות בגודל n שנדגמו באופן אקראי מתוך התפלגות המשתנה Y אזי ניתן לומר ש:

$$\hat{\xi}_\theta = \inf\{y : F_n(y) \geq \theta\} \quad (3)$$

כל עוד Y אינו מוגדר כמשתנה תלוי, חישוב $\hat{\xi}_\theta$ הוא פעולה פשוטה המבוצעת באמצעות מיון התצפיות שנדגמו. למשל, עבור המקרה הפרטי בו $\theta = 1/2$ (החציון) אנו נדרשים למיין את התצפיות ולבחור בקירוב של התצפית ה- $n/2$ כך שמחצית מהתצפיות יהיו גדולות מהערך הנבחר. אולם במקרה של משתנה תלוי, אם ברצוננו לאמוד בצורה לינארית את קבוצת כל החציונים של Y בהתאם לתחום ערכי המשתנים המסבירים, יש לאמוד את החציון המותנה של Y . במקרה כזה מיון ערכי Y בלבד אינו מספיק מפני שחישוב החציון מותנה בערכי המשתנים

המסבירים. אנו זקוקים לכלי חישובי חזק יותר מסתם מיון כדי לחשב את החציון המותנה. בדיוק כפי שבחישוב אומדן הריבועים הפחותים נעזרים בעובדה שהתוחלת הלא מותנה של המשתנה המקרי Y יכולה להיות מחושבת על ידי מזעור סכום ריבועי הסטיות כך:

$$\hat{\mu} = \arg \min_{\mu \in \mathbb{R}} \sum (y_i - \mu)^2 \quad (4)$$

מרחיבים את אומדן התוחלת הלא מותנה לאומדן לינארי של התוחלת המותנה;

$E(Y|X = x) = x'\beta$, באמצעות פתרון של:

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum (y_i - x_i'\beta)^2 \quad (5)$$

כך בחישוב החציון או במקרה הכללי יותר האחוזון המותנה משתמשים תחילה בעובדה שערך האחוזון של המשתנה המקרי Y יכול להיות מחושב על ידי מזעור הפונקציה:

$$\hat{\xi}_\theta = \arg \min_{m \in \mathbb{R}} \left[\sum_{i: y_i \geq m} \theta |y_i - m| + \sum_{i: y_i \leq m} (1 - \theta) |y_i - m| \right] \quad (6)$$

מכאן באופן דומה לחישוב התוחלת המותנית (אומדן הריבועים הפחותים) ניתן לחשב את האומדן הלינארי של האחוזון המותנה, היינו: $Quant_\theta(y_i | x_i) = x_i'\beta_\theta$ באמצעות מזעור הפונקציה:

$$\hat{\beta}_\theta = \arg \min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \left[\sum_{i: y_i \geq x_i'\beta} \theta |y_i - x_i'\beta| + \sum_{i: y_i \leq x_i'\beta} (1 - \theta) |y_i - x_i'\beta| \right] \quad (7)$$

ביטוי (7) יכול להיות מחושב במספר דרכים (ראה Wright ו Royston (1997)) ובשיטות אופטימיזציה המבוססות על אלגוריתמים שונים.

פירוש אומדני הרגרסיה האחוזונית דומה במהותו לזה של "בן משפחתו" אומדן הריבועים הפחותים. אולם, בעוד שהאחרון משיב על השאלה "כיצד התוחלת המותנה של Y מושפעת מהמשתנים המסבירים X ?", משיב אומדן הרגרסיה האחוזונית על אותה שאלה בעבור כל רמה מבוקשת של אחוזון. היתרון בשיטה זו גלום בעובדה שאנו מקבלים מידע על הקשר בין X ל Y תוך התחשבות בצורת ההתפלגות של Y . לדוגמה, תוכנית להכשרה מקצועית שנועדה להחזיר מובטלים למעגל העבודה מאריכה במעט את תקופת האבטלה של המשתתפים, אך במקביל מורידה באופן חד את הסיכוי לתקופת אבטלה ארוכה. השפעת התוכנית על תוחלת משך האבטלה עשויה להיות קטנה באופן יחסי אף על פי שלתוכנית השפעה ניכרת על אופן התפלגות משך האבטלה. במקרה כזה התועלת משימוש ברגרסיה אחוזונית ברורה.

3. תיאור הנתונים

הנתונים מבוססים על סקר הכנסות 2001 המשולב עם נתוני הכנסות מסקר הוצאות המשפחה 2001. שני הסקרים נערכים על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה מדי שנה בשנה. בסיס הנתונים מתייחס לאוכלוסייה בגיל העבודה, דהיינו מגיל 15 ועד לגיל הפרישה (60 לנשים ו-65 לגברים). הנתונים כוללים נתונים דמוגרפיים ונתוני שכר מעבודה. השכר לעובד מחושב על בסיס תעריף לשעת עבודה והוא מתייחס לעובדים המועסקים בהיקף של חצי משרה ומעלה³ (כלומר יותר מ-20 שעות עבודה שבועיות), ששיעורם עומד על 80% מכלל העובדים. עובד המגזר הציבורי הוגדר כשכיר המועסק באחד מהענפים הבאים: מנהל ציבורי, חינוך, שירותי בריאות, רווחה וסעד. עובד המגזר הפרטי הוגדר כשכיר המועסק באחד מהענפים הבאים: חקלאות, תעשייה, בינוי, מסחר ותיקון כלי רכב, שירותי אירוח ואוכל, בנקאות, ביטוח ופיננסים ושירותים עסקיים. יש לומר כי ענפי הכלכלה שצוינו נתונים ברמת דיוק "גסה" יחסית (דרגת סיווג ענפי ראשונית בלבד) והם אינם מוכלים לחלוטין במגזר שאליו הם שוייכו במסגרת מחקר זה. לדוגמה: ענף החינוך שהוגדר כענף ציבורי מורכב ברובו ממורים המועסקים במערכת החינוך הציבורית, כך ששיבוצם בענף ציבורי הוא נכון בהתאם להגדרה שנבחרה. יחד עם זאת, בהחלט קיימת קבוצה של מורים מבתי ספר פרטיים, שעל אף גודלה הקטן יחסית כלולה בענף החינוך שכזכור הוגדר כציבורי, למרות שבפועל שייכים חברי קבוצה זו למגזר הפרטי. כדי לצמצם ככל האפשר שטח בין המגזרים, מתייחס מחקר זה רק לעובדים השייכים לענף כלכלי המוכל כמעט במלואו באחד משני המגזרים. כך, למשל, המועסקים בענפים תחבורה, אחסנה ותקשורת, נגרעו מהנתונים⁴.

המשתנה התלוי במשוואות שנאמדו הוא לוג (לפי בסיס טבעי) השכר לשעה. המשתנים המסבירים כוללים משתנים דמוגרפיים וסוציאוקונומיים המקובלים בניתוחי שכר כגון: מצב משפחתי, שנות ניסיון⁵, השכלה, משלח יד, אזור מגורים וכדומה (פירוט כל המשתנים מופיע בנספחים א' ו ב' המפרטים את תוצאות הרגרסיות).

³ במחקרים רבים נהוג להתייחס לעובדים המועסקים בהיקף של משרה מלאה בלבד (ראה Gunderson 1978 או Melly 2002), אולם חישוב השכר על בסיס תעריף לשעה מאפשר להרחיב את מספר התצפיות לעובדים המועסקים בהיקף מצומצם יותר ממשרה מלאה. עם זאת, עובדים המועסקים בהיקף הנמוך מחצי משרה אינם כלולים בכך העבודה שמועמד לבדיקה במסגרת מחקר זה עקב מאפייני תעסוקה שונים.

⁴ הענפים המייצגים את המגזרים השונים נבחרו על פי סף המשקף את רמת הייצוג של המגזר בענף. הסף אותו קבענו עומד על 80%. במילים אחרות, רק אם 80% או יותר מהמועסקים בענף כלשהו שייכים למגזר הציבורי הוגדר הענף כחלק מהמגזר הציבורי ובאותו אופן קובצו הענפים השייכים למגזר העסקי. לדוגמה, כ-85% מהמועסקים בענף החינוך שייכים למגזר הציבורי (זהו חסם תחתון) ולפיכך הוא הוגדר כציבורי ואילו בענף התקשורת פחות מ-80% מהמועסקים שייכים למגזר הפרטי (כ-75%) ולפיכך נגרע ענף זה מהנתונים.

⁵ המשתנה שנות ניסיון הוגדר כדלהלן: מספר השנים שעברו מגיל העבודה (גיל 15) בניכוי שנות לימוד עודפות (כל שנות הלימוד שנצברו לאחר גיל 15), בדומה למקובל במחקרים במדינות אחרות. עלינו לציין כי הגדרת שנות ניסיון במדינת ישראל הינה בעייתית עקב חובת השירות בצבא. לשירות הצבאי השפעה על דירוג עובדים בשוק האזרחי ממספר טעמים שונים (לעיתים הניסיון הצבאי מהווה ידע נדרש או איתות על יכולות פוטנציאליות, חלק מהחיילים המשרתים בצבא מועסקים במקביל גם בשוק העבודה האזרחי, משך השירות הצבאי אינו זהה לכולם וישנן אוכלוסיות שלמות שאינן משרתות בצבא – חרדים וערבים). בנוסף לשם השוואה, נאמדו משוואות השכר עם הגדרת שנות ניסיון המנכה את תקופת השירות הצבאי ליהודים בלבד (תקופה של שנתיים ושלוש שנים לנשים ולגברים בהתאמה). תוצאות האמידה משקפות הבדלים זניחים הן בוקטור המקדמים והן ברמות המובהקות (תוצאות תינתנה על פי בקשה מהחוקרים). בהתאם לכך, לניכוי תקופת השירות הצבאי אין משמעות במחקר זה.

העיבודים נעשו לנשים ולגברים בנפרד, בשל הבדלים ניכרים באפיון התעסוקתי. המדגם כולל כ- 5,000 נשים וכ- 5,700 גברים. כמחצית מהנשים מועסקות במגזר הציבורי, לעומת חמישית מהגברים. ככלל, השכר במגזר הציבורי גבוה יותר מהשכר במגזר הפרטי, מספר שנות הניסיון שצברו עובדי המגזר הציבורי גבוה יותר מאשר במגזר הפרטי, ועובדי המגזר הציבורי משכילים יותר מעמיתיהם במגזר הפרטי (השכלתם של כשני שלישים מעובדי המגזר הציבורי עומדת על 13 או יותר שנות לימוד, לעומת פחות ממחצית מעובדי המגזר הפרטי המוגדרים כבעלי השכלה דומה).

להלן ממוצעי לוג השכר לשעה והשכר לשעה בשקלים בשני המגזרים ושני המינים כפי שהם מתקבלים מהנתונים:

לוח מס' 1: ממוצעי לוג השכר לשעה והשכר לשעה במחירי 2001

ממוצע לוג השכר לשעה	ממוצע השכר לשעה בשקלים	
3.52	34	נשים במגזר הציבורי
3.32	28	נשים במגזר הפרטי
3.79	44	גברים במגזר הציבורי
3.50	33	גברים במגזר הפרטי

כדי להרחיב את התמונה לגבי ההתפלגות (הבלתי מותנה) של השכר בכל מגזר, מויינו האחוזונים (הלא מותנים) ה- 10, 25, 50, 75 ו- 90 של לוג השכר לשעה בלוח מס' 2 להלן:

לוח מס' 2: לוג השכר לשעה (והשכר בשקלים) במחירי 2001 לפי אחוזונים

מין	10%	25%	50%	75%	90%	פער: - 10% / 90%	פער ב - %	מדד ג'יני ⁶
גברים מגזר ציבורי	3.050 (21.11)	3.348 (28.45)	3.776 (43.64)	4.164 (64.33)	4.546 (94.25)	1.496 (73.14)	32.91% (77.60%)	- (0.336)
מגזר פרטי	2.802 (16.48)	3.026 (20.61)	3.379 (29.34)	3.928 (50.81)	4.425 (83.51)	1.623 (67.04)	36.68% (80.27%)	- (0.391)
נשים מגזר ציבורי	2.823 (16.83)	3.105 (22.31)	3.504 (33.25)	3.931 (50.96)	4.267 (71.31)	1.444 (54.48)	33.84% (76.40%)	- (0.352)
מגזר פרטי	2.740 (15.49)	2.934 (18.80)	3.217 (24.95)	3.637 (37.98)	4.097 (60.16)	1.357 (44.67)	33.12% (74.26%)	- (0.348)

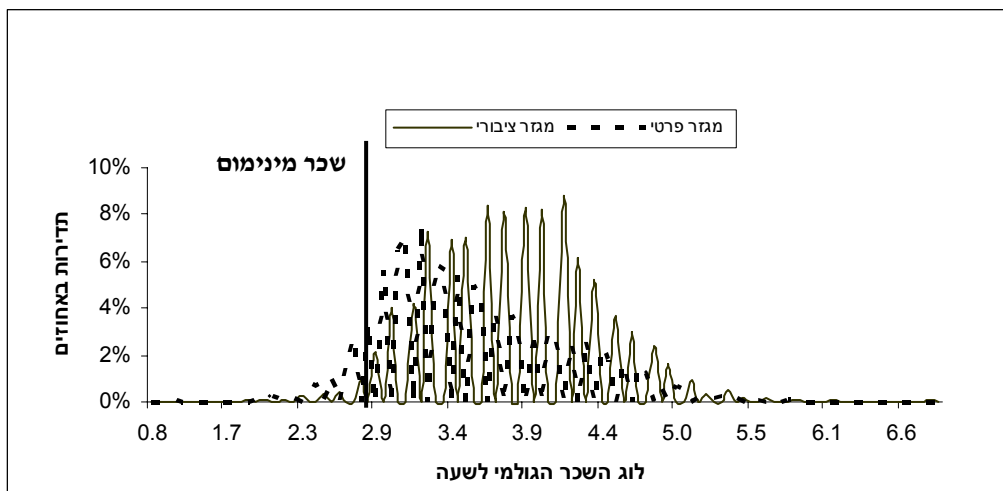
כפי שניתן לראות, גם במקרה של הנשים וגם במקרה של הגברים, לוג השכר לשעה גבוה יותר במגזר הציבורי מאשר בפרטי לאורך האחוזונים שחושבו. פערי השכר הגבוהים ביותר בין האחוזון

⁶ מדד זה חושב על בסיס פערים בערכים שקליים בלבד (ללא חישוב פערים של לוג השכר) ראה תרשימים של מדד ג'יני בנספח ג'.

ה-10 לאחוזון ה-90 מתגלים אצל גברים במגזר הפרטי. ביתר הקבוצות – גברים במגזר הציבורי ונשים בשני המגזרים – פערי השכר בין האחוזון ה-10 לאחוזון ה-90 דומים. ממצאים אלה עולים בקנה אחד עם מדד גייני המחושב לכל מין ומגזר. מדד זה מלמד כי השכר של הגברים במגזר הפרטי הוא הכי פחות שוויוני, בעוד שדווקא הגברים במגזר הציבורי הם השוויוניים ביותר.

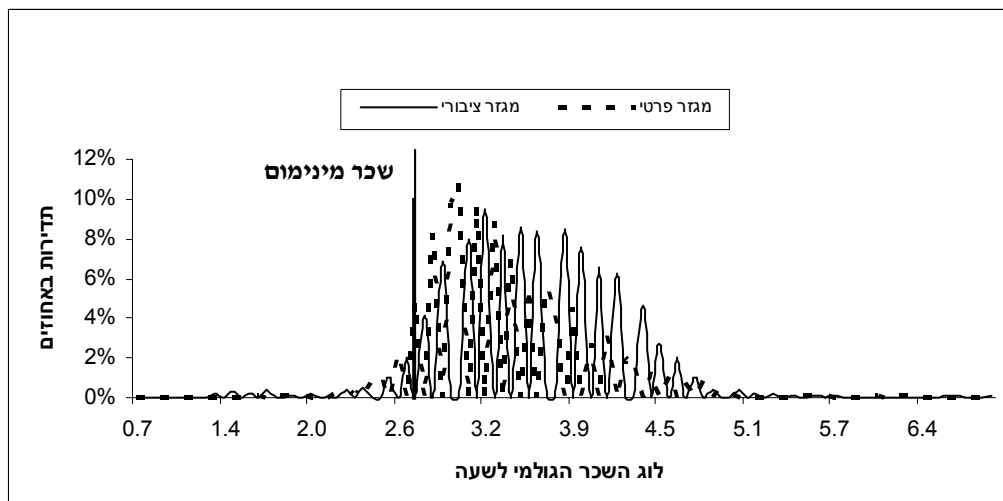
בתרשימים מס' 1 ו-2 מפורטות שתי היסטוגרמות צפיפות המציגות בפנינו את אופן התפלגות השכר בצורה מפורטת, בשני המגזרים.

תרשים מס' 1: התפלגות שכר הגברים*



* ניתן לבצע גם ניתוח נתונים עם פונקציית צפיפות מנורמלת (למשל Kernel density estimation או Bierens' SMINK density estimation).

תרשים מס' 2: התפלגות שכר הנשים*



* לא בוצע ניתוח נתונים עם פונקציית צפיפות מנורמלת (למשל Kernel density estimation או Bierens' SMINK density estimation).

מהתבוננות בתרשימים הרי שסיכויי עובד במגזר הציבורי להשתכר שכר גבוה יותר מעמיתו במגזר הפרטי גבוהים, במיוחד עבור (לוג) שכר גבוה מ- 3.4 (אצל גברים ונשים כאחד)⁷. התבוננות נוספת בתרשימים מרמזת כי התפלגות השכר בשני המגזרים אינה זהה. בניגוד למקובל במדינות שנסקרו בעבודה זו, תרשימים 1 ו-2 משקפים מגמה של פיזור שכר "רחב" במגזר הציבורי ודווקא "מכווץ" יחסית בפרטי. יש לסייג ולומר כי התרשימים נעשו בשלב זה על בסיס נתונים גולמיים. בנוסף, התצפיות הקיצוניות ביותר (השכר הגבוה ביותר והשכר הנמוך ביותר) הן בקרב הגברים והן בקרב הנשים נדגמו במגזר הפרטי.

למרות ההסתייגות, המגמה המסתמנת בתרשימים היא ברורה. יתכן כי בעקבות הסכמי השכר בשנים 1993-1994 בשירות הציבורי, הועצמו הפערים במגזר זה והם משתקפים גם בנתוני השכר של 2001 (זכאי וזוסמן 2003). הסבר אחר למגמה הנידונה הוא שבשל גורמים בין ענפיים אנו עדים לפיזור השכר "הרחב" במגזר הציבורי. הפירמות שנכללו בקבוצת הענפים הציבוריים הן גדולות יחסית. על פי מחקרים הקושרים בין מבנה השכר לגודל הפירמה (Oi ו-Idson 1999), ענפים המכילים פירמות גדולות מאופיינים בשונות שכר גבוהה הנובעת ממבנה הירארכי "עמוק" יותר. במידה וקיימים הבדלים משמעותיים בגדלי הפירמות בין שני המגזרים, בהתאם לחלוקה המגזרית שנעשתה, ניתן להסביר את ההבדלים בהתפלגות השכר באמצעות גודל הפירמות. בנוסף, יתכן שבענפים שהוגדרו ציבוריים (ענפים בהם יש לעובדי המגזר הציבורי רוב גדול) יש שונות שכר גדולה יותר מלכתחילה, מסיבות ייחודיות לענף (היצע וביקוש לעובדים, רמת התחרותיות, רמת ההתאגדות וכוח המיקוח של האיגודים המקצועיים בענף וכדומה). אם שונות זו נובעת ממאפייני השכר בענף ללא קשר למגזר, אזי גם אם המגזר הציבורי "מכווץ" את השכר באופן יחסי, הוא נותר רחב בשל התנאים ההתחלתיים.

גישה אחרת להסבר שונות השכר הגדולה במגזר הציבורי כרוכה במאפייני העובדים במגזר זה. יתכן ששונות השכר מצביעה על מגוון עשיר של עובדים בעלי מאפיינים ויכולות שונים לעומת קבוצה גדולה יחסית של עובדים הומוגניים במגזר הפרטי. פילוח העובדים בהתאם למשלח ידם (בפרק 4) משקף רוב גדול למקצועות חופשיים ואקדמאיים בקרב עובדי המגזר הציבורי עבור שני המינים. מכאן שיתכן כי המקצועות הייחודיים והמאפיינים התעסוקתיים של עובדי המגזר הציבורי מגוונים יותר.

יחד עם זאת, לא ניתן לדעת מדוע מתפלג השכר כפי שמתואר בתרשימים מנתוני השכר הגולמיים בלבד. ניתוח מעמיק יותר בסוגיית אפיון המועסקים בכל מגזר, ובעיקר על בסיס השכלתם ומקצועם, ייעשה בפרק 4 להלן.

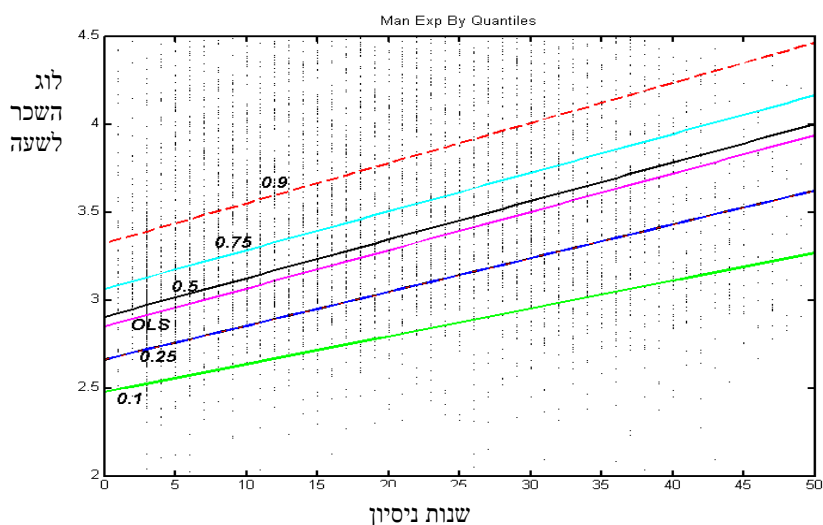
לסיכום נמחיש את הרעיון הבסיסי העומד מאחורי הרגרסיה האחוזונית, בעזרת המשתנה הרציף: שנות ניסיון. בתרשימים 3 ו-4 מתוארת התרומה של שנת ניסיון נוספת בקרב העובדים מכל מין ללא הפרדה בין המגזרים. יש לזכור כי קשר זה מתייחס לעובד בתחילת הקריירה או במהלכה, אך

⁷ יצוין כי בדיקה נוספת של פערי השכר בין המגזר הציבורי לבין המגזר הפרטי, מתוך קבצי השכר של הביטוח הלאומי, העלתה מגמות דומות.

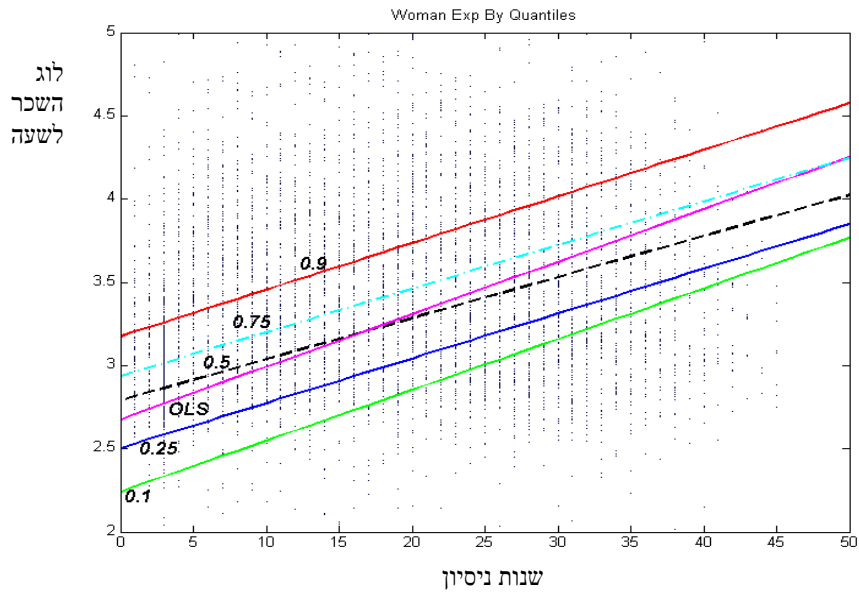
לא לעובד לקראת פרישה (לשם כך יש לאמוד את שנות הניסיון בחזקה זוגית חיובית). בתרשים מוצגות התצפיות (לכל מין בנפרד) כנקודות וקווי הרגרסיה האחוזונית עבור האחוזונים המותנים הבאים: 10, 25, 50, 75, ו-90. כמו כן, צורף לכל תרשים קו אומד הריבועים הפחותים (OLS) כדי להמחיש את היחס בין קווי האחוזונים המותנים לקו התוחלת המותנה.

מפוזר התצפיות בלבד עולה כי לשנת ניסיון נתונה כלשהי (מבט "אנכי") מתפלג השכר באופן אחיד למדי. ומכאן שלשנות ניסיון השפעה חלשה על רמת השכר. עם זאת, ניתן להבחין כי בקצוות קיימת השפעה גדולה יותר במיוחד אצל נשים, שם התצפיות צפופות יותר סביב שכר נמוך לשנות ניסיון מעטות וסביב שכר גבוה במקרה של שנות ניסיון רבות. התרשים מלמד עד כמה מוסיפה שנת ניסיון לשכר (או בעצם את תרומתו השולית של הניסיון הנצבר) כאשר מדובר בבעלי הכנסות מהאחוזונים השונים. אם פיזור הנתונים אחיד באופן יחסי, קו החציון צריך להיות קרוב לקו אומדן הריבועים הפחותים (OLS), כפי שאכן מתרחש בדוגמה שלפנינו. התרומה השולית של שנות ניסיון המיוצגת באמצעות השיפוע של קו הרגרסיה, אינה משתנה כמעט, בהשוואה בין אחוזוני השכר השונים בקרב הגברים. בניגוד לכך, בקרב הנשים מגדיל הניסיון את שכרן של הנשים הממוקמות בתחתית דירוג השכר (העשירון הראשון) יותר מאשר בשאר האחוזונים.

תרשים מס' 3: רגרסיה אחוזונית גברים



תרשים מס' 4: רגרסיה אחוזנית נשים



בנוסף יתכן כי קבוצת השכר המדוברת מטה את קו ה- OLS. לפי תרשים 4 המתאר את הרגרסיה האחוזנית של הנשים, ניתן להבחין ביחס שבין קו החציון לקו ה- OLS: בעוד שבשביל עובדות שצברו עד 15 שנות ניסיון, הניסיון תרם תרומה שולית גדולה יותר בקרב בעלות הכנסה קרובה לחציון (ההכנסות המותנה: $\theta = 0.5$), הרי שבקרב עובדות שצברו מעל 15 שנות ניסיון חל היפוך: תרומתו השולית של הניסיון גדלה לבעלות הכנסה "סביב" התוחלת (קו ה- OLS).

כאמור, בפרק זה הובאו ממצאים תיאוריים המאפשרים ניתוח ברמת השכר הגולמי בלבד. בפרקים הבאים נאמוד משוואות שכר שונות, ובהתאם לכך יבוסס ניתוח הנתונים על השכר המותנה במשתנים המסבירים שנידונו בפרק זה.

4. שימוש במשוואת שכר בודדת ובחירה לא מקרית במגזר

בפרק זה ובבא אחריו יימדד הפער בין השכר במגזר הציבורי לבין השכר במגזר הפרטי. בראשון, נאמוד משוואת שכר בודדת ובאמצעותה נלמד על מבנה השכר באופן כללי. הפרמיה למגזר הציבורי תיאמד באמצעות משתנה דמי. בנוסף, משוואת השכר הבודדת תתוקן בהנחה שבחירה במגזר אינה אקראית והיא עשויה להיות מתואמת עם מאפיינים המשפיעים על השכר. לבסוף ימדד פער השכר באצעות אינטראקציה עם השכלה ומשלח יד. בשני, תיושם גישת הפירוק בניסיון להסביר את פערי השכר הנובעים מתכונות אישיות והפערים הנובעים ממבנה השכר המגזרי (פרמיה עודפת).

4.1 הפרמיה במגזר הציבורי

גישת המשוואה הבודדת היא הגישה הבסיסית ביותר למדידת אפקט "טיפולי". השימוש במשוואה בודדת מופיע במחקרים שונים העוסקים בנושאים מגוונים, כמו מין, גזע, השכלה, פערי שכר וכדומה. גישה זו מיושמת גם במחקרה של סמית' (Smith, 1978) ויתרונה הגדול טמון בפשטותה. באמידת משוואת השכר הבודדת מתייחסים לכל התצפיות כמיקשה אחת, היינו למאגר התצפיות של המגזר הפרטי והמגזר הציבורי יחדיו (ההפרדה בין גברים לנשים חלה גם במקרה זה). לאחר מכן מגדירים משתנה דמי שמקדמו ייצג את "האפקט הטיפולי" או במקרה שלנו את הפרמיה למגזר הציבורי. משוואת השכר הבודדת המתקבלת במקרה דנן היא:

$$\ln(\text{wage}_i) = X_i' \beta + \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

הוקטור X_i כולל את קבוצת המשתנים המסבירים שנבחרו כמועמדים להשפיע על השכר, כגון השכלה, מקצוע, שנות ניסיון, מצב משפחתי ועוד (ראו פרק 3 לעיל). Z_i הוא משתנה דמי המצביע על השתייכותו של עובד למגזר הציבורי.

אם הבחירה של עובד במגזר אינה אקראית⁸, עלינו "לתקן" את ממצאי האמידה של רגרסיית ה-OLS הפשוטה כמו גם את אומדי הרגרסיה האחוזונית שתוארה בפרק 2 (ראו Angrist et al. 2001). כך לדוגמא, אם הפרט שבחר במגזר הציבורי ישתכר שכר גבוה (או נמוך) יחסית, בלי קשר למגזר שבו הוא בחר בפועל, עלינו להתחשב בעובדה שפרטים בעלי פוטנציאל השתכרות גבוה (או נמוך) יחסית נוטים לבחור במגזר הציבורי. נהוג לכנות בעיה מסוג זה כבעיית ההטיה בבחירה

⁸ המתאם בין הבחירה במגזר לבין ערך השגיאה; ε_i , שונה מאפס.

אישית (self selection bias). Heckman (1979) הציג שיטה דו-שלבית לתיקון משוואות אמידה מוטות⁹.

ביתר פירוט, נגדיר את משוואת הבחירה במגזר כ:

$$Z_i^* = W_i' \gamma + u_i \quad (9)$$

, כאשר W_i כולל משתנים הנחשבים כמשפיעים על בחירה במגזר, כגון מקצוע, $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

השכלה, מקום מגורים, מוצא ועוד. באמצעות מודל ה-Probit ניתן לקבוע את התנאי הבא:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Z_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases} \quad (10)$$

אנו מניחים כמובן, כי (ε_i, u_i) אינם בלתי תלויים.

יחד עם משוואה (8) ובהוספת אומד התיקון הדו-שלבי של Heckman עבור עובדי המגזר הציבורי מתקיים ש:

$$E[\ln wage | Z_i = 1, x_i, w_i] = x_i' \beta + \delta + E[\varepsilon_i | Z_i = 1, x_i, w_i] = x_i' \beta + \delta + \rho \sigma_\varepsilon \left[\frac{\phi(Z_i^*)}{\Phi(Z_i^*)} \right] \quad (11)$$

כאשר ρ הוא מקדם המתאם של (ε_i, u_i) וכמו כן ϕ ו- Φ הן פונקציות הצפיפות ופונקציות

ההתפלגות המצטברת, של משתנה נורמאלי סטנדרטי, בהתאמה. נהוג לכנות את $\left[\frac{\phi(Z_i^*)}{\Phi(Z_i^*)} \right]$

כ"היפוך יחס מילס" (Inverse Mills ratio). באופן דומה נקבל עבור עובדי המגזר הפרטי:

$$E[\ln wage | Z_i = 0, x_i, w_i] = x_i' \beta + \rho \sigma_\varepsilon \left[\frac{-\phi(Z_i^*)}{1 - \Phi(Z_i^*)} \right] \quad (12)$$

כעת ניתן לנסח את משוואת השכר הבודדת המתוקנת באמצעות שיטת Heckman כך:

$$\ln wage_i = x_i' \beta + \delta Z_i + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i + v_i \quad (13)$$

כאשר: $\lambda_i = \frac{\phi(Z_i^*)}{\Phi(Z_i^*)}$ עבור עובדי המגזר הציבורי ו- $\lambda_i = \frac{-\phi(Z_i^*)}{1 - \Phi(Z_i^*)}$ עבור עובדי המגזר הפרטי.

במגזר הפרטי.

כתוצאה מאמידה של מקדמי משוואת השכר החדשה יתקבל אומד חדש עבור המקדם δ , אומד זה מתחשב בהטיה מבחירה אישית במגזר.

⁹ המקרה דנן נכלל באוסף ההטיות הפוטנציאליות ששיטתו של Heckman מתקנת. ראו למשל מדאללה (Maddala 1983) או גרין (Greene) בספרו Econometric Analysis - fifth edition.

המשוואות (8) ו (13) נאמדו באופן נפרד לגברים ונשים. האמידה נעשתה על בסיס אומדן הריבועים הפחותים והרגרסיה האחוזונית. האומדנים לפרמיית המגזר הציבורי מופיעים להלן בלוח מס' 3. תוצאות הרגרסיות מופיעות במלואן בלוחות שבנספח א'. ככלל, התקבלו ערכים המייצגים דפוס צפוי ומוכר המאפיין את אומדני המקדמים של משתנים סוציו-כלכליים ומשתני פריון ועבודה שתוארו בפרק 3. מן הטעם הזה, עיקר תשומת הלב תופנה לניתוח הפרמיה המשולמת לעובדי המגזר הציבורי וכמו כן ייסוב הדיון הנוכחי סביב גובה הפרמיות הציבוריות בחלוקה לקבוצות השכלה ולקבוצות משלח יד.

תיקון ההטיה האישית בבחירה יחושב רק באמידת הפרמיה הציבורית הכללית לאור העובדה שרק במקרה הכללי מקדם התיקון λ_i הוא בעל רמת מובהקות מספקת. יתכן שבמקרים שבהם המקדם אינו מובהק כמו במקרה של חלוקה למקצועות, הבחירה במגזר נוטה להיות מקרית בהשוואה לכלל האוכלוסייה. לשם המחשה, ניתן להניח על פי קו מחשבה זה, כי בקרב קבוצת המנהלים בלבד אין העדפה ברורה למגזר. אולם, בחירת המגזר בקרב כלל התצפיות הנדגמות הכוללות גם את קבוצת המנהלים, מניבה תוצאות שונות המבוססות על קבוצות השוואה רחבות ומגוונות יותר. יתכן גם שהמשתנים המסבירים במשוואת השכר מתואמים עם המשתנים המסבירים במשוואת הבחירה במגזר, במקרה כזה מולטי-קולינריות היא אפשרות בהחלט סבירה. לאחר הרצה של משוואות השכר, כאשר מובהקותו של מקדם התיקון היתה נמוכה, התקבלה סטיית תקן גדולה יחסית עבור חלק מהמקדמים. עובדה זו מרמזת אולי על האפשרות השנייה כגורם לבעיה.

הפרמיות שהתקבלו מאמידת משוואות (8) ו- (13) עבור האחוזונים הנבחרים, מוצגות להלן בלוח מס' 3.

לוח מס' 3: הפרמיה לעובדי המגזר הציבורי*

עם תיקון סלקטיביות		ללא תיקון סלקטיביות		
הפרמיה לנשים	הפרמיה לגברים	הפרמיה לנשים	הפרמיה לגברים	
-0.0478*	-0.0302	-0.0479***	0.1078**	OLS
0.0606*	0.1352	-0.0541**	0.1088**	0.10 = θ
0.0561	0.1906*	0.0020	0.1197*	0.25 = θ
0.0443	0.1312	-0.0209	0.1356***	0.50 = θ
-0.0153	-0.0542*	-0.0464**	0.1099**	0.75 = θ
-0.0210*	-0.3417**	-0.0631**	0.0946**	0.90 = θ

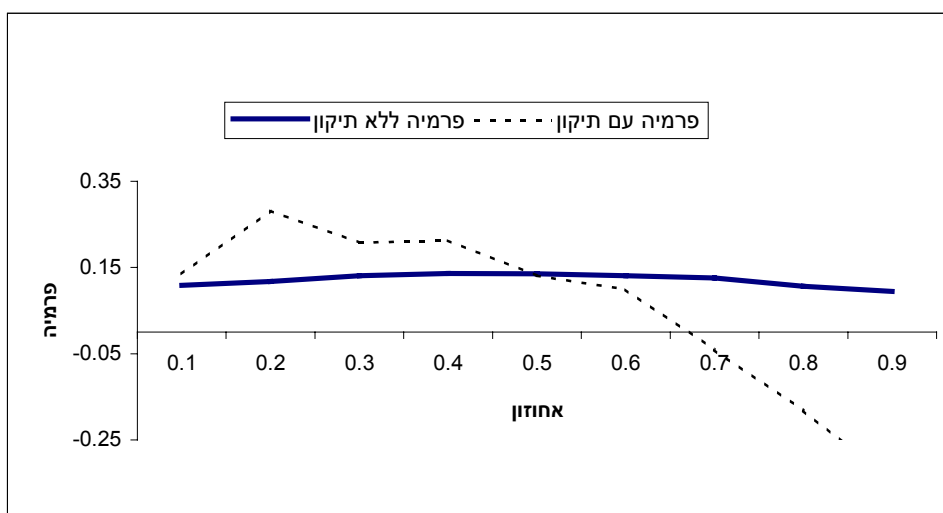
* הפרמיות מבוססות על אומדן הריבועים הפחותים ורגרסיה אחוזונית. תיקון הסלקטיביות מחושב לפי השיטה הדו- שלבית של Heckman. כוכב אחד, שני כוכבים ושלושה מייצגים רמת מובהקות של 10, 5 ו-1 אחוזים בהתאמה.

במקרה של פרמיית המגזר הציבורי עבור הגברים, עומד מקדם אומדן הריבועים הפחותים על כ- 10 נקודות האחוז לפני תיקון ההטיה, ומשנה סימן ל-3 נקודות האחוז לאחר התיקון (אם כי תוצאה זו אינה מובהקת, כפי שניתן לראות מהטבלה). לעומת זאת אצל הנשים אין הבדל בין המקדם ללא תיקון למקדם לאחר התיקון (ותוצאה זו מובהקת). כפי שכר ציינו בפרק 2, אחד

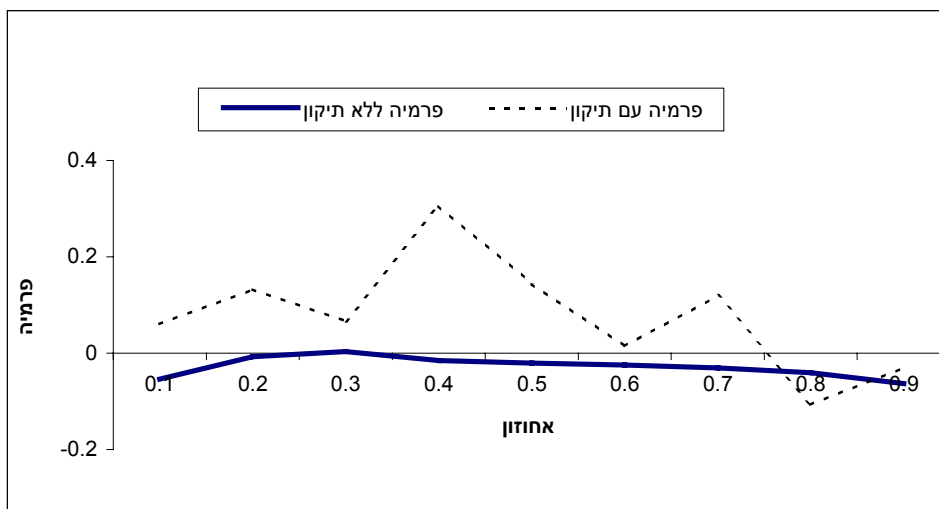
היתרונות החשובים של הרגרסיה האחוזונית נובע מהקשר בין המשתנים המסבירים להתפלגות המשתנה המוסבר. במקרה של הנשים ניתן לראות כי אין בתיקון ההטיה כדי לשנות את סימנה וגודלה של הפרמיה השלילית (העומדת על כ-5%) על פי אומדן הריבועים הפחותים (OLS), הרי שאם נתייחס לגובה הפרמיה לאורך כל טווח האחוזונים שנבחרו מתגלים פערים גדולים בין אומדני המקדמים השונים.

לפני התיקון, הפרמיה לעובדות המגזר הציבורי היא שלילית בכל האחוזונים וקרובה לאפס באחוזון ה-30. לעומת זאת לאחר התיקון, עומדת הפרמיה על ערך חיובי בקרב עובדות המשתכרות פחות מהאחוזון ה-70 וערך שלילי מאחוזון זה. אצל הגברים המגמה ברורה עוד יותר. לאחר התיקון מסתמנת מגמה ברורה של פרמיה חיובית וגבוהה באחוזונים הנמוכים. הפרמיה הולכת ופוחתת עם הגידול בהכנסה, ובסביבות האחוזון ה-70 היא הופכת לשלילית. מגמת הירידה ממשיכה גם לאחר חציית גבול האחוזון ה-70. אומדן הפרמיה המחושב ללא תיקון הטיית הבחירה במגזר, עומד בקרב הגברים על ערך חיובי הנע סביב 10 נקודות האחוז לאורך התחום שנבדק, ואילו עבור הנשים הפרמיה היא בדרך כלל שלילית.

תרשים מס' 5 : פרמיית המגזר הציבורי לגברים



תרשים מס' 6: פרמיית המגזר הציבורי לנשים



הממצאים מובילים למסקנה כי עובדי המגזר הציבורי מופלים לטובה כאשר מדובר בעובדים המשתכרים רמת שכר המדורגת באחוזונים נמוכים יחסית ואילו עובדי אותו מגזר ששכרם ממוקם בעשירונים הגבוהים מופלים לרעה בקרב שני המינים.

הממצא שהמגזר הציבורי מיטיב עם עובדים המדורגים בתחתית סולם השכר במשק אינו מפתיע כלל ומדווח במחקרים שונים (1996 Krueger Katatz & Blackaby et al., 1991), אולם אין זה מובן מאליו מדוע עובדים המדורגים באחוזוני השכר העליונים משתכרים פחות מעמיתיהם מהמגזר הפרטי. יתכן שהנסיון המגזרי שצוברים עובדים אלה מהווה נכס בעל ערך למגזר הפרטי ולכן מוכנים עובדים בכירים להיות נתונים לאפליה מגזרית בידיעה שהנסיון הייחודי שצברו יעמוד להם לזכות אם וכאשר יחליטו ברבות הימים לעבור למגזר הפרטי. ניתן להעמיד למבחן הסבר זה באמצעות מחקר עתידי על נייודות עובדים בין שני המגזרים. בנוסף, כאמור, הבחירה במגזר אינה אקראית ולפי כך עשויים בכירי המגזר הציבורי לבחור דווקא במגזר זה משיקולי בטחון תעסוקתי הכלולים בהטבות השוליים (fringe benefits) שמציע המגזר הציבורי לרוב העובדים בו (אם כי לא מן הנמנע שברמות השכר הגבוהות, הטבות השוליים במגזר הפרטי עולות על אלה שבמגזר הציבורי).

תופעת צמצום הפערים, כפי שהיא משתקפת מן התרשימים היא תופעה מוכרת ורווחת בקרב מרבית המחקרים העוסקים בסוגיה זו (Melly 2002). עם זאת בניגוד למקובל במדינות אחרות, התפלגות השכר במגזר הציבורי אינה נוטה להיות צפופה יותר מהתפלגות השכר במגזר הפרטי (ראו תרשימים 1 ו- 2 בפרק 3). מערכת שכר בה חלה תופעת צמצום פערים גוררת צפיפות שכר גדולה יחסית, בסתירה לתרשימים בפרק 3. יתכן שבשל ניכוי משתנים משפיעי שכר שונים כמו גם ניכוי הבחירה במגזר, נחשף בפנינו צמצום הפערים, ואילו כאשר מנתחים את נתוני השכר הגולמיים בלבד לא ניתן להבחין בתופעה זו. אם נתייחס לעובדה שציבור השכירים במגזר הציבורי משכיל יותר וצובר ניסיון רב יותר מציבור השכירים במגזר הפרטי, לא יהיה זה מפתיע שרק לאחר

ניכוי המשתנים הללו (ומשתנים נוספים, כפי שמוצג בפרק 3) נוכל להבחין בתופעת צמצום הפערים.

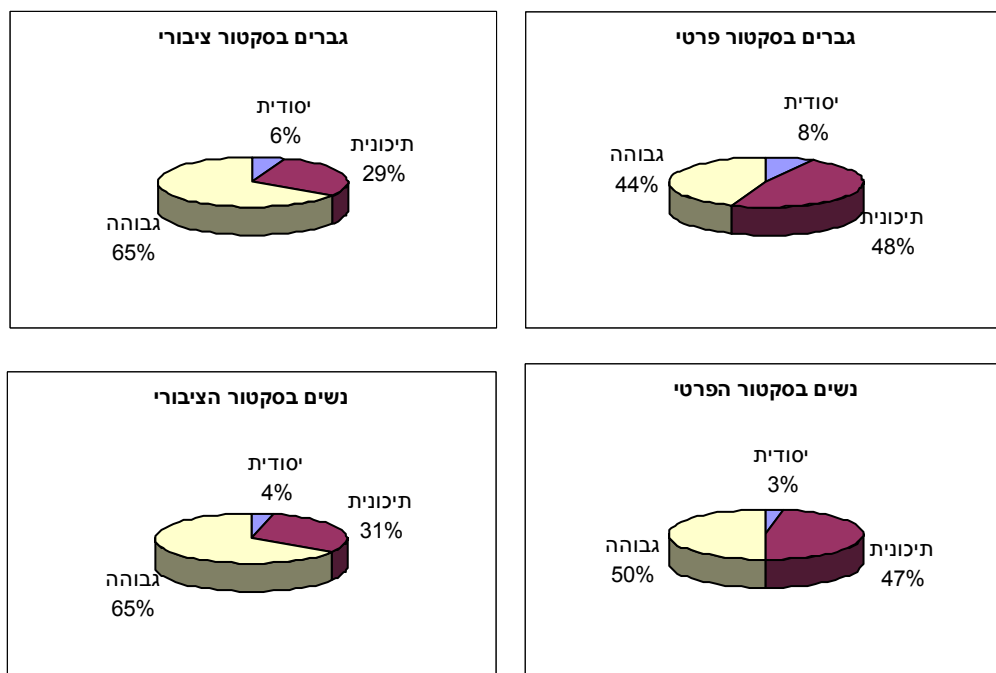
בנוסף, מקדם תיקון ההטיה מבחירה במגזר הוא מובהק (עומד על אחוז אחד) ולפיכך מאשש את ההשערה כי הבחירה במגזר אינה אקראית. ממצא זה עולה בקנה אחד עם שורה ארוכה של מאמרים הקובעים במפורש כי התעלמות מתיקון הבחירה במגזר, עלולה להטות משמעותית את אומדני המקדמים במשוואות השכר (למשל, Bedi, 1998 ו-Bardasi, 1997 ו-Monfardini, 1997, Lassibille 1998).

כדי לחדד את התמונה ולמקד את הניתוח עבור קבוצות עובדים מפורטות יותר נאמדה הפרמיה לעובדי המגזר הציבורי לפי קבוצות השכלה ומשלח יד כפי שיוצג להלן.

4.2 הפרמיה לפי קבוצות השכלה

פערי השכר בין המגזרים עשויים להשתנות על פני רמות שונות של השכלה. לפיכך, הוגדר משתנה אינטראקציה לייצוג רמות ההשכלה השונות במגזר הציבורי. ביתר פירוט, פוצל משתנה "המגזר הציבורי" ל- 3 רמות השכלה: השכלה יסודית (0-8 שנות לימוד) השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד) והשכלה גבוהה (13 שנות לימוד ויותר). יתר משתני הרגרסיה נותרו ללא שינוי. פילוח התצפיות לפי רמות השכלה מוצג בתרשים 7 שלהלן:

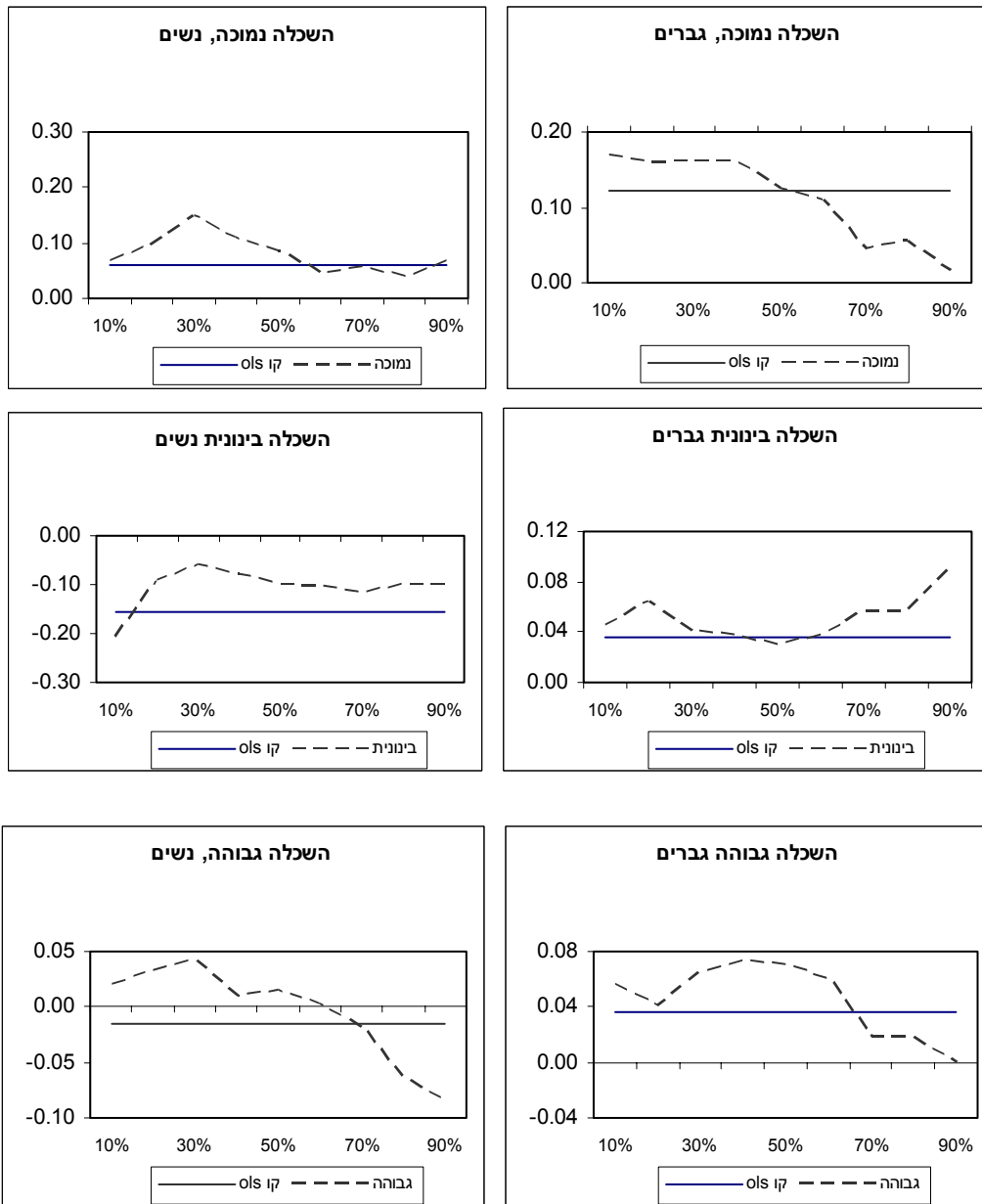
תרשים מס' 7: התפלגות לפי מין ולפי משלח יד בכל מגזר



כפי שנראה בתרשים מס' 7, אין הבדלים משמעותיים בהתפלגות ההשכלה בין המינים השייכים לאותו מגזר. לעומת זאת, בהשוואה בין המגזרים מסתמן יתרון למגזר הציבורי בהיקף ההשכלה הגבוהה על חשבון ההשכלה התיכונית, יתרון זה עומד על כ-15 נקודות האחוז עבור שני המינים. בתרשים מס' 8 שלהלן מוצגת הפרמיה לרמות השכלה במגזר הציבורי לאורך תשעה אחוזונים (מהעשירי עד התשעים ובנוסף מוצג קו ה-OLS)¹⁰.

¹⁰ לשם הבהרה נציין כי במקרה בו הפרמיה לפי תשעת האחוזונים אינה חוצה את ערך הפרמיה לפי קו ה-OLS הרי שהפרמיה ב"קצוות" עומדת על ערך מוחלט גבוה יחסית. אילו היינו מוסיפים את האחוזונים בקצוות, קו ה-OLS היה חוצה אותם. בניגוד לערכי הפרמיה לפי אחוזונים, תוחלת הפרמיה המותנית (שנאמדה באמצעות רגרסיית ה-OLS) מושפעת משמעותית מערכים קיצוניים.

תרשים מס' 8 : הפרמיה להשכלה במגזר הציבורי



במקרה של הגברים, אומדני הרגרסיה האחוזונית מצביעים על דפוס דומה לזה שהתקבל עבור הפרמיה הכללית. בכל קבוצות ההשכלה הפרמיה היא חיובית ונוטה בדרך כלל לרדת משמאל לימין, דהיינו הפרמיה הולכת ופוחתת ככל שמתקדמים ברמת השכר. קבוצת ההשכלה הבינונית מעט יוצאת דופן – החל מהעשירון השישי חלה עליה בפרמיה לקבוצה זו. מגמה זו נמשכת לאורך שלושת האחוזונים הנותרים.

התמונה לגבי נשים מורכבת יותר: חברות קבוצת ההשכלה הנמוכה נהנות מפרמיה חיובית הנעה בין 5 ל-15 נקודות האחוז. לעומת זאת, בקרב בעלות ההשכלה הבינונית ובקרב מרבית בעלות ההשכלה הגבוהה עומדת הפרמיה על ערך שלילי. מסתבר אפוא, שנשים משכילות אינן מתוגמלות

עבור ההשכלה שרכשו וכי דווקא נשים ללא השכלה מופלות לטובה על ידי המגזר הציבורי. בדומה לגברים קו הפרמיה של הנשים יורד בדרך כלל משמאל לימין, למעט קבוצת ההשכלה הבינונית, שלגביה הפרמיה עולה עד לעשירון השלישי ובהמשך מתייצבת על 20- נקודות האחוז.

מן הממצאים עולה כי הפרמיה הגבוהה ביותר להשכלה, משולמת במגזר הציבורי לבעלי השכלה נמוכה ביחס לשני המינים. בדומה לממצאים במחקרים שנעשו במדינות אחרות (Gregory ו- Borland 1999 ו- Melly 2002) ולממצאי אמידת המשוואה המבוססת על הפרמיה הכללית (בראש הפרק), גם בחלוקה לקבוצות השכלה הממשלה כמעסיק נוהגת לצמצם את פערי השכר באמצעות "אפליה חיובית" לבעלי שכר המדורג באחוזונים הנמוכים ו"אפליה שלילית" לבעלי שכר המדורג באחוזונים הגבוהים. בנוסף, אנו למדים שלנשים תשואה שלילית הן להשכלה והן לגובה השכר, כלומר ככל שהן יותר משכילות וככל שהן משתייכות לקבוצה גבוהה יותר בהתפלגות השכר כך קטנה הפרמיה הציבורית (ואף הופכת שלילית). בניגוד לכך, לגברים תשואה שלילית ביחס לגובה השכר, כמעט ללא קשר לקבוצות ההשכלה.

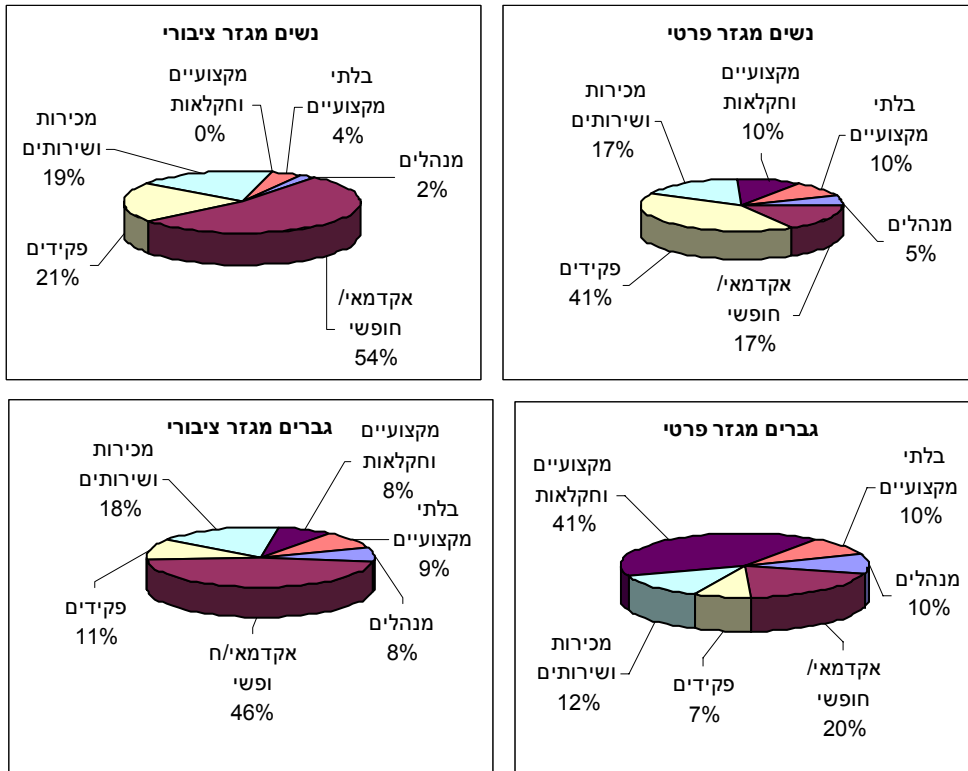
4.3 הפרמיה לפי קבוצות משלח יד

מעבר למאפיינים סוציאקונומיים, לניסיון ולהשכלה, הבדלי השכר בין המגזר הציבורי למגזר הפרטי עשויים להשתנות בהתאם לתחומי עיסוק שונים. בתרשים מס' 8 מוצג פילוח לפי שישה משלחי יד עבור גברים ונשים בכל מגזר, סך הכל ארבע "עוגות פילוח". מהתבוננות בתרשימים עולה כי במגזר הפרטי רוב הגברים הם עובדים מקצועיים (כולל ענף החקלאות)¹¹ וחלק גדול מהנשים עוסקות בעבודות פקידות. במגזר הציבורי לעומת זאת, מבחינים ברוב גדול למקצועות אקדמאים וחופשיים בקרב שני המינים. בנוסף, משלח היד מקצועיים נשלט רובו ככולו באמצעות גברים ולפי כך לא חושבה פרמית המגזר הציבורי למקצוע זה בקרב הנשים. התפלגות העובדים לפי משלחי היד השונים מובאת בתרשים מס' 8.

כדי להעריך את גובה הפרמיה לעובדי המגזר הציבורי בהתאם לקבוצות המקצוע השונות, נאמדה משוואת שכר הכוללת משתנה אינטראקציה המייצג את מקצועו של כל שכיר במגזר הציבורי, דהיינו קבוצת עובדי המגזר הציבורי פוצלה לשש קבוצות משלח יד שונות.

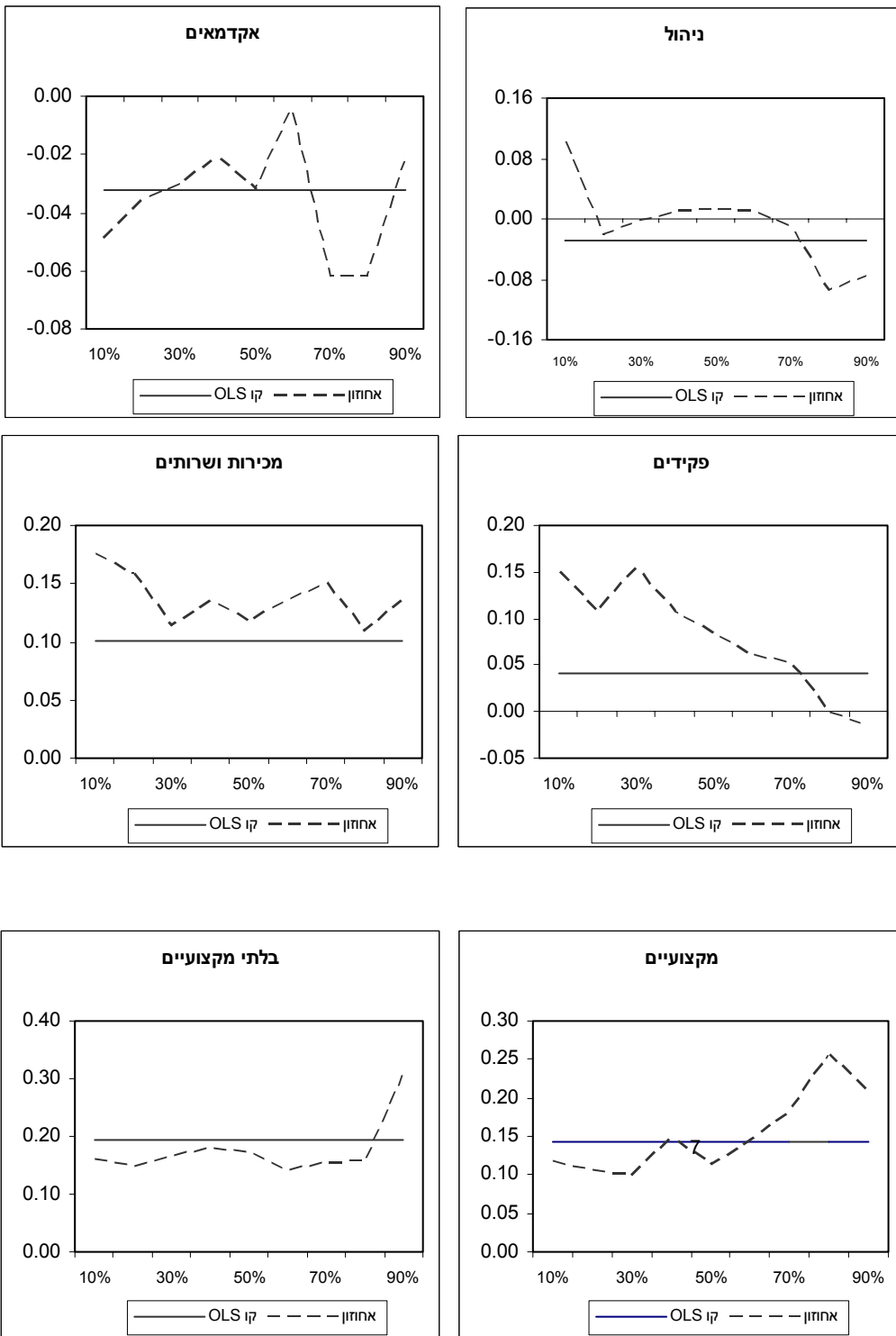
¹¹ ההגדרה של עובדים מקצועיים (כולל עובדים מקצועיים בחקלאות) מתאימה לסיווג 5-8 כפי שקבע הלמ"ס. מדובר בעובדי כפיים בעלי יכולת ייחודית כגון: מכונאים, שרברים, צבעים ועוד.

תרשים מס' 9: התפלגות לפי מין ולפי משלח יד בכל מגזר

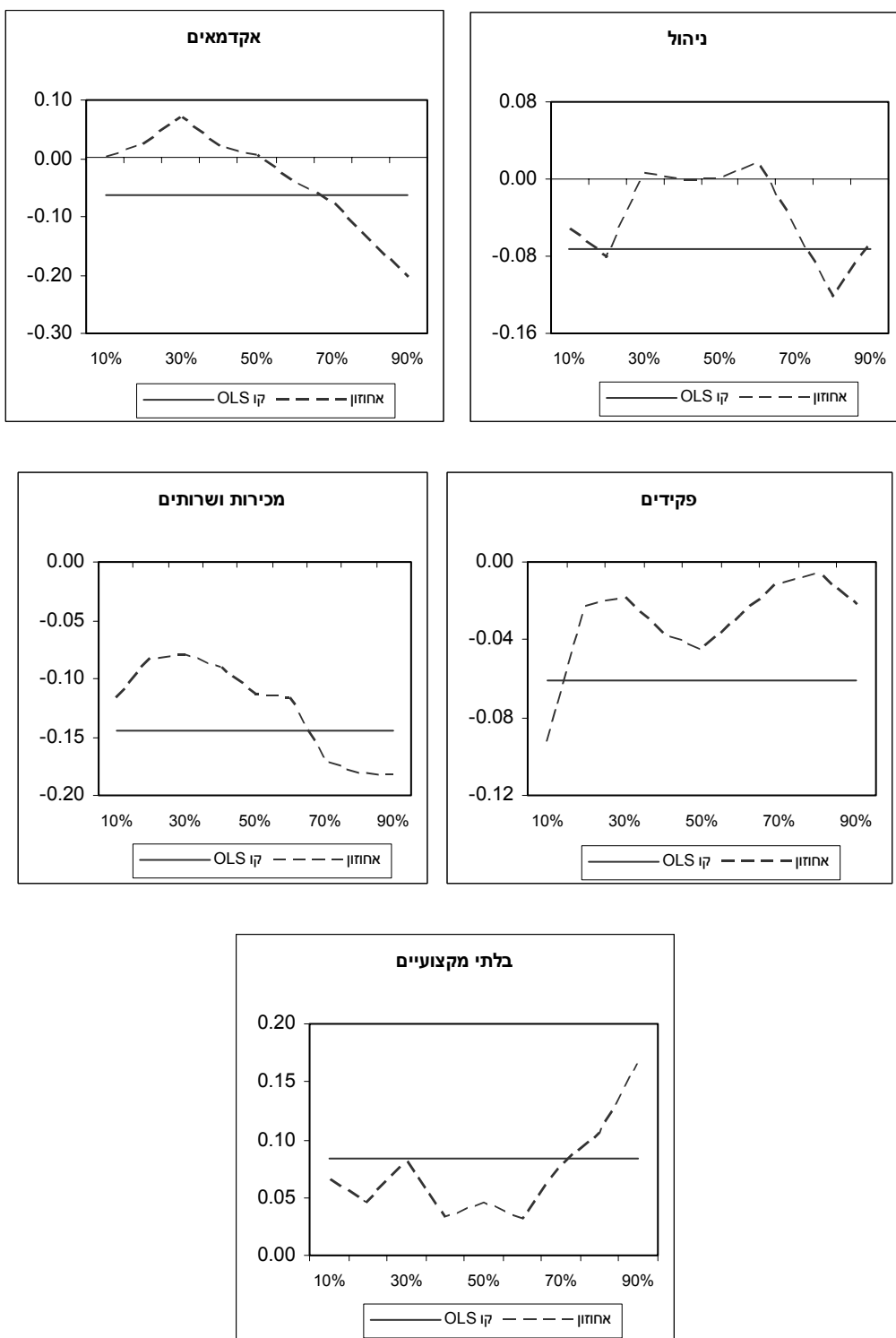


בדומה לפרמיה הציבורית להשכלה מובאים להלן תרשימים שבהם מותוות הפרמיה הציבורית לפי המקצועות השונים, מהאחוזון העשירי ועד לאחוזון התשעים (בנוסף מוצג קו ה-OLS בכל תיבה ותיבה).

תרשים מס' 10: הפרמיה לפי מקצוע במגזר הציבורי, גברים



תרשים מס' 11: הפרמיה לפי מקצוע במגזר הציבורי, נשים¹²



¹² כאמור, לא חושבה פרמית המגזר הציבורי למקצועיים בקרב הנשים עקב מיעוט בתצפיות.

מן התרשימים מסתמן כי בדומה לממצאי "הפרמיה הציבורית" להשכלה, נוטה המגזר הציבורי לתגמל עובדים שמקצועם דורש מיומנות נמוכה יחסית (פקידים, בלתי מקצועיים) ומעניק להם פרמיה חיובית. בניגוד לכך, אם מדובר בעובדים בעלי מקצועות הדורשים מיומנות גבוהה (מנהלים, אקדמאים) אזי הפרמיה לבחירה במגזר הציבורי פוחתת עד כדי פרמיה שלילית למקצועות אלו. מגמה זו רווחת בקרב שני המינים ובאה לידי ביטוי, כאמור, במקצועות אקדמיים וניהוליים. בדרך כלל עומדת "הפרמיה הציבורית" למקצועות אלה על ערך שלילי, ההולך ופוחת ככל שמתקדמים ברמת ההכנסה, אם כי בקרב הגברים, ברמות ההכנסה הגבוהות ביותר (האחוזון ה-90) חל גידול כלשהו בפרמיה לעומת אחוזוני ההכנסה הנמוכים יותר. הגידול בפרמיה לקראת האחוזון ה-90 מלמד, כי המגזר הציבורי נאלץ להתאים את עצמו אל הפרטי ולפצות לפחות באופן חלקי את עובדיו הבכירים ביותר, ככל הנראה כתגובה למצב במגזר הפרטי.

ככלל, הנתונים משקפים מגמה ברורה של תשואה שלילית להשכלה וניהול במגזר הציבורי. כאמור, אם הנסיון המגזרי שצוברים בכירים במגזר הציבורי מהווה נכס בעל ערך במגזר הפרטי, הרי שניתן להתייחס לפרמיה השלילית כאל השקעה ארוכת טווח. ייתכן גם, ש"נפוצות" ההשכלה בקרב עובדי מגזר זה גוררת הערכה מועטה להשכלתם ולכושר ניהולם של העובדים אשר אינם שונים במידה רבה מחבריהם למגזר. סיבה אפשרית נוספת לתופעה זו, היא שהמגזר הציבורי מפלה לטובה עובדים בעלי השכלה נמוכה ושכר נמוך, והעדפה כזו אפשרית רק על חשבון עובדים בעלי מאפיינים הפוכים.

קו הפרמיה למקצועות פקידות במגזר הציבורי מתאפיין באפקט "ראי", אם משווים בין הגברים לנשים. בעוד שפרמיית הפקידים הציבוריים חיובית ופוחתת עם הגידול בהכנסה, הרי שפרמיית הפקידות הציבוריות שלילית וגדלה עם הגידול בהכנסה. משלח היד בו מועסקים גברים בלבד היינו מקצועיים, מאופיין בפרמיה חיובית העולה משמאל לימין. תופעה זו ניתנת להסבר, אם נניח כי במגזר הציבורי התגמול למקצועיים מתבסס על דירוג העובד או על תכונות ומאפיינים לא מקובלים במשוואות שכר, ופחות על השכלתו ומקצועו.

גברים שמקצועם כרוך במכירות ושירותים¹³ נהנים מפרמיה חיובית וקבועה העומדת על כ-13 נקודות האחוז לאורך מרבית אחוזוני ההכנסה, בעוד שהפרמיה המשולמת לנשים העוסקות במקצועות אלה עומדת על ערך שלילי לאורך תחום אחוזוני ההכנסה שנבדקו. ההבדל בין המינים ביחס לגובה הפרמיה לא יכול להיות מוסבר על פי "גבריות" או "נשיות" המקצוע, מן הטעם ששיעור הגברים המועסקים במקצוע זה בשירות הציבורי נמוך מזה של הנשים באחוז אחד בלבד. נראה איפוא, כי "נדירות" נשית או גברית אינה ההסבר להבדלים הנצפים, אולם ייתכן שההבדלים בגובה הפרמיה למגזר הציבורי בין המינים נובעים מהחלוקה הפנימית ביניהם במקצוע המכירות והשירותים. למשל, סביר להניח שבמקצועות הבטחון שולט בכיפה המין הגברי ואילו בקרב מקצועות הטיפול שולטות דווקא הנשים. במידה והפרמיה הציבורית לעוסקים באבטחה חיובית ואילו למטפלים היא שלילית נקבל ממצאים מתאימים לאלה שהתקבלו בחלק זה.

¹³ ההגדרה הרשמית: "עובדי מכירות ושירותים" של הלמ"ס (סיווג 4) מעט מבלבלת. בקבוצה זו כלולים גם עובדי בטחון, מטפלים מורי דרך ודיילים כמו גם אנשי מכירות ומסחר.

בקרב העובדים הבלתי מקצועיים, משקפים הנתונים עלייה חדה בפרמיה בתחום אחוזוני ההכנסה הגבוהים, אצל נשים וגברים כאחד. הגידול החד בפרמיה באחוזוני ההכנסה הגבוהים חל לאחר שמירה על פרמיה חיובית וקבועה עבור יתר אחוזוני ההכנסה. גם כאן בקרב הנשים והגברים כאחד. העובדה שהעובדים הבלתי מקצועיים הנחשבים ל"חלשים" יחסית בשוק העבודה, מתוגמלים באופן חיובי על ידי המגזר הציבורי אינה מפתיעה כשלעצמה ומסתמנת כבר בניתוחים הקודמים. עם זאת, העלייה החדה בתגמול לעובדים בלתי מקצועיים המשתכרים בהתאם לאחוזוני השכר הגבוהים ביותר בהחלט אינה מובנת מאליה. ייתכן שעם צבירת הותק (ולפיכך עם גידול ההכנסה) מפתחים העובדים הללו יכולת נקודתית בתפקידים לא מקצועיים, כך שלמעשה הם הופכים ברבות השנים ל"בני סמכא" בתחום הצר של עיסוקם, ולפיכך הם זכאים לתגמול נוסף. ייתכן גם שעובדים בלתי מקצועיים בדרגות השכר הגבוהות הונחתו לתוך מערכת השכר הציבורית משיקולים שאינם קשורים להתאמה בין עובד למשרה או לשכר תמורת עבודתו. העסקה על רקע פוליטי יכולה להוות דוגמה לאפשרות שבה מתוגמלים עובדים בלתי מקצועיים מקורבים מעבר לפרמיה המקובלת בזכות קשריהם עם הדרגים הגבוהים.

5. יישום שיטת הפירוק (Decomposition)

5.1 מתודולוגיה

מודל משוואת השכר הבודדת "סובל" מחיסרון שעשוי להוביל לשגיאות בתיאור מבנה השכר של המגזרים השונים. במסגרת ההנחות השונות שעליהן מבוסס מודל המשוואה הבודדת, לא ניתן להתעלם מן ההנחה שקיימת תשואה זהה למשתני פרוין ועבודה בשני המגזרים. מהנחה זו משתמע למשל, שהתשואה לידע ולניסיון במכירות זהה בשני המגזרים, אף שאנו יודעים שהמגזר הפרטי "מעניק" למקצוע זה חשיבות גדולה בהרבה מזו שמקובלת במגזר הציבורי. אמנם, ניתן ביטוי להבדלים בין המגזרים בתשואה למשתנים "קובעי שכר" גם במודל זה, אולם הבדלים אלה משנים את ערכו של החותך בלבד. לעומת זאת, אם מניחים כי לכל מגזר תשואה אופיינית וייחודית עבור משתנים "קובעי השכר", יש לאמוד משוואות שכר נפרדות לכל אחד מן המגזרים. כדי שניתן יהיה להשוות בין המקדמים משתי המשוואות השונות יש לנסח מודל המאפשר להסיק מסקנות לגבי תכונות העובדים והפרמיות של המגזר הציבורי, כולל השלכותיהם על פערי השכר בין המגזרים. אחת הדרכים המקובלות ביותר בספרות העוסקת בתחום פערי השכר להפרדת משוואות ביחס לשני מיגזרים, היא שיטת הפירוק (decomposition).

שיטת הפירוק כפי שהוצגה לראשונה על ידי אואקסקה (1973 Oaxaca) מבוססת, בהקשר לדיון זה, על פירוק ההפרש בין ממוצע (לוג) השכר במגזר הציבורי לבין ממוצע (לוג) השכר במגזר הפרטי לשני רכיבים: הראשון מייצג את הפער בין מאפייני "העובד הממוצע" במגזר הציבורי לבין מאפייני "העובד הממוצע" במגזר הפרטי, והשני מייצג את ההפרש בין המקדמים של משתנים "קובעי שכר" שנאמדו לכל מגזר. בעוד שהרכיב הראשון נחשב ל"פער המוצדק" או להפרש הנובע ממאפיינים שונים של עובדים, הרכיב השני נחשב ל"עודף התשלום המגזרי" או בעצם הפרמיה לבחירה במגזר הציבורי.

באופן רשמי, בשלב הראשון אומדים את משוואות השכר הבאות:

$$\ln wage_i^j = x_i^j \beta^j + u_i \quad j = \text{ציבורי, פרטי} \quad (14)$$

המשוואות הללו מפרידות בין המגזרים. כמו כן, X_i נותר כפי שהיה במשוואות (8) ו-(13). נציב את ממוצעי המשתנים (המוסבר והמסבירים) בכל משוואה ונקבל את השוויון הבא:

$$\overline{\ln wage}^{\text{ציבורי}} - \overline{\ln wage}^{\text{פרטי}} = \overline{X}^{\text{ציבורי}} \hat{\beta}^{\text{ציבורי}} - \overline{X}^{\text{פרטי}} \hat{\beta}^{\text{פרטי}} \quad (15)$$

פירוק האגף הימני במשוואה (15) על ידי חיסור וחיבור הביטוי; $\overline{X}^{\text{ציבורי}} \hat{\beta}^{\text{פרטי}}$ מניב:

$$\overline{\ln wage}^{\text{ציבורי}} - \overline{\ln wage}^{\text{פרטי}} = (\overline{X}^{\text{ציבורי}} - \overline{X}^{\text{פרטי}}) \hat{\beta}^{\text{פרטי}} + (\hat{\beta}^{\text{ציבורי}} - \hat{\beta}^{\text{פרטי}}) \overline{X}^{\text{ציבורי}} \quad (16)$$

הרכיב הראשון באגף ימין של משוואה (16) הוא הפרש התכונות בין "עובדים ממוצעים" משני המגזרים, כפי שהן מוערכות על פי מבנה התשלום (וקטור המקדמים) במגזר הפרטי (התשואה להפרש ממוצעי התכונות במגזר זה). הרכיב השני הוא הפער בין מבני התשלום (התשואות או הפרמיות) האופייניים לכל מגזר עבור "העובד הממוצע" במגזר הציבורי. אפשר היה להגדיר את ההפרשים באופן שונה, אולם משוואה זו (16) מקובלת בספרות העוסקת בשיטת הפירוק (ראו Gunderson 1979).

עדיין נותר חיסרון כלשהו בשיטת הפירוק שהוצגה, מפני שההפרשים המייצגים את פערי השכר נמדדים אך ורק בין ממוצעי (לוג) השכר בכל מגזר. כפי שהתוחלת המותנה (אומדן הריבועים הפחותים) לכשעצמה אינה מתארת היטב את התמונה הכללית בכל המקרים, כך עשויה שיטת הפירוק לספק תמונה חלקית בלבד לגבי פערי השכר, הנמדדים בנקודות הממוצע בלבד. לעומת זאת, אם נשלב בשיטת הפירוק הנדונה את אומדני הרגרסיה האחוזונית, יימוג החיסרון שצוין, והתשואה או הפרמיה הציבורית כפי שהיא מיוצגת ברכיב השני תיאמד לא רק בממוצע השכר, אלא לאורך התפלגות השכר כולה (Muller 1998, Garcia et al 2001, Melly 2002). פירוק הפרש האחוזונים המותנים של השכר בשני המגזרים עבור ממוצע המשתנים המסבירים בכל אחד מהם יעשה כך:

$$\begin{aligned} & Quant_{\theta}(\ln wage^{\text{ציבורי}} | \bar{X}^{\text{ציבורי}}) - Quant_{\theta}(\ln wage^{\text{פרטי}} | \bar{X}^{\text{פרטי}}) = \\ & (\bar{X}^{\text{ציבורי}} - \bar{X}^{\text{פרטי}}) \hat{\beta}_{\theta}^{\text{פרטי}} + (\hat{\beta}_{\theta}^{\text{ציבורי}} - \hat{\beta}_{\theta}^{\text{פרטי}}) \bar{X}^{\text{ציבורי}} \end{aligned} \quad (17)$$

יש לזכור כי משוואות (15) ו-(16) מקיימות: $\bar{X}^j \cdot \hat{\beta}^j = \overline{\ln wage^j}$, כך שהממוצע הלא מותנה של (לוג) השכר מתקבל מהכפלת המקדמים שנאמדו במשתנים המסבירים. לעומת זאת, במקרה של פירוק לפי רגרסיה אחוזונית במשוואה (17), האחוזון המותנה בלבד מחושב באמצעות הביטוי:

$$\bar{X}^j \cdot \hat{\beta}_{\theta}^j$$

אולם בהחלט ייתכן כי האחוזון הלא מותנה אינו שווה לביטוי זה.

5.2 ניתוח אמפירי

כאמור, במסגרת שיטת הפירוק נאמדו משוואות שכר נפרדות לכל מגזר ומין, סך הכל ארבע משוואות שונות. בנוסף לכך הורחב השימוש בשיטה גם עבור האחוזונים הבאים: 10, 25, 50, 75 ו-90. בלוחות מס' 4 ו-5 מובאים שני הרכיבים מאגף ימין במשוואות (16) ו (17) שנאמדו באמצעות אומדן הריבועים הפחותים (OLS) והרגרסיה האחוזונית בהתאמה. בלוחות מפורט הרכיב הראשון שכזכור מייצג את פער השכר "המוצדק", קרי הפער הנובע ממאפיינים שונים של עובדים מייצגים לכל מגזר. כמו כן מפורט בלוחות אלו הרכיב השני, רכיב המייצג את פער השכר הנובע מתשלום עודף (או חסר) לעובדי המגזר הציבורי.

נתוני לוח מס' 4 (גברים) המסכם את פערי השכר וערכי שני הרכיבים הנידונים, משקפים מגמה המוכרת לנו כבר מהפרק הקודם. בקרב האחוזון ה-10 עומד הרכיב הראשון, פער השכר "המוצדק", על כשני שלישים בלבד, מה שמצביע על פרמיה (ערך הרכיב השני) בגובה 33 נקודות האחוז ממנה נהנים עובדים המדורגים באחוזון זה. כצפוי, ככל שמתקדמים במעלה סולם השכר, גדל ערכו המוחלט של פער השכר הכולל, אולם ערך הפרמיה הציבורית הולך ופוחת ועומד על 6 נקודות האחוז בלבד באחוזון ה-90. ניכר שהשימוש ברגרסיה האחוזונית "מוצדק" גם במודל הפירוק. מהתבוננות בתוצאות הפירוק לפי אומדן הריבועים הפחותים בלבד עולה כי הרכיב השני, קרי פער השכר הנובע מתשלום "עודף", עומד על כ-13 נקודות האחוז, בעוד שיישום הרגרסיה האחוזונית מלמד כי חל תגמול רחב היקף לבעלי שכר המדורג נמוך ולהפך.

לוח מס' 4: פירוק פער השכר בין המגזר הציבורי למגזר הפרטי – גברים
(בסוגריים: שיעור הרכיב מסך הפער)

אחוזון 90	אחוזון 75	אחוזון 50	אחוזון 25	אחוזון 10	OLS	
0.329	0.309	0.325	0.283	0.239	0.287	הפרש (לוג) השכר
0.308	0.283	0.249	0.205	0.166	0.250	הבדלי שכר בשל מאפיינים שונים
(93.6%)	(91.8%)	(76.5%)	(72.6%)	(69.4%)	(86.8%)	
0.021	0.025	0.076	0.077	0.073	0.038	הפרמיה למגזר הציבורי
(6.4%)	(8.2%)	(23.5%)	(27.4%)	(30.6%)	(13.2%)	

מסתבר אפוא, שגברים העובדים במגזר הציבורי משתכרים יותר מעמיתיהם במגזר הפרטי לאורך כל תחום האחוזונים. השתכרות עודפת זו "מוצדקת" יותר (דהיינו מוסברת על ידי ההבדל בתכונות העובדים) ככל שאנו מתקדמים במעלה התפלגות השכר (המותנה), אם כי לאורך כל התחום הנאמד נותר ערך הפרמיה לעובדי המגזר הציבורי חיובי.

בלוח 5 מוצגים פערי השכר הנשיים ושני המרכיבים המסבירים עבור פערים אלה. מהנתונים עולה כי בניגוד לגברים, הפרמיה לנשים העובדות במגזר הציבורי הנה בדרך כלל שלילית, אף ששכרן עולה על זה של עובדות המגזר הפרטי. עובדה זו משקפת יתרון של עובדות המגזר הציבורי במאפיינים המשפיעים על שכרן. במקרה שלפנינו פער המאפיינים כה גדול עד כי אילו היו מועסקות הנשים במגזר אחד בלבד, היה פער השכר גדול מכפי שהוא עומד כעת (הרכיב הראשון עומד על יותר מ-100 אחוזים). העדיפות במאפיינים של עובדות המיגזר הציבורי בולטת מאוד בקצוות ובמיוחד באחוזון ה-90, שבו הפגיעה המגזרית היא הגדולה ביותר (פרמיה שלילית העומדת על כ-89 נקודות האחוז). ממצאים אלה מאוששים את הממצאים שהוצגו בפרק 4, לפיהם במקצועות האקדמיים והניהוליים עומדת הפרמיה לנשים במגזר הציבורי על ערך שלילי. יתכן שהמגמה הנידונה משקפת את המקצועות "הנשיים" במגזר הציבורי כמו מורות או אחיות. מקצועות אלה מאויישים בדרך כלל בידי עובדות בעלות השכלה גבוהה יחסית לשכר המשולם להן בפועל (בהשוואה למגזר הפרטי).

התבוננות בפערי השכר האבסולוטיים בלוח 5 מורה כי הם אינם עולים יחד עם הגידול בהכנסה כפי שמתרחש במקרה של הגברים, אלא מאופיינים בתבנית תנודתית המשנה מגמות לאורך האחוזונים. למרות התנודתיות מתקבל שפערי השכר בשיאם דווקא באחוזוני הביניים: האחוזונים ה-25 ו ה-50. באחוזונים אלה נאמדה הפרמיה הגבוהה ביותר לעובדות המגזר הציבורי (שאף הופכת חיובית באחוזון ה-25 בלבד). ייתכן שהסיבה לכך נעוצה דווקא בנטיית המגזר הפרטי המהווה בסיס מדידה לגובה הפרמיה הציבורית, שלא לתגמל עובדות הממוקמות באמצע דירוג השכר, אולי מסיבות של היצע גדול יחסית. סביר להניח שהעובדות הללו מייצגות את קבוצת "העובדות הממוצעות". משמעות הטיעון היא כי המגזר הפרטי מעוניין בעובדות "פשוטות" או "מבריקות", בניגוד לעובדות "ממוצעות" שאינן מתוגמלות (בהשוואה למגזר הציבורי) על ידי מגזר זה. כפועל יוצא ממבנה השכר השורר במגזר הפרטי, יורדת איפוא, הפרמיה הציבורית בקצוות דירוג השכר.

לוח 5: פירוק פער השכר בין המגזר הציבורי למגזר הפרטי – נשים
(בסוגריים: שיעור הרכיב מסך הפער)

אחוזון 90	אחוזון 75	אחוזון 50	אחוזון 25	אחוזון 10	OLS	
0.190	0.210	0.231	0.215	0.118	0.199	פער (לוג) השכר
0.359	0.306	0.235	0.178	0.139	0.250	הבדלי שכר בשל מאפיינים שונים
(188.7%)	(146.0%)	(101.9%)	(82.6%)	(117.5%)	(125.2%)	
-0.169	-0.096	-0.004	0.037	-0.021	-0.050	הפרמיה למגזר הציבורי
(-88.7%)	(-46.0%)	(-1.9%)	(17.4%)	(-17.5%)	(-25.2%)	

בלוחות 6 ו-7 שיוצגו להלן מצוינת התרומה המדויקת של כל משתנה מסביר (בהתאם לאומדני וקטור המקדמים כפי שחושב במסגרת מודל הפירוק) להפרשי השכר בין המגזרים. התרומה מפורטת הן בערכים של לוג השכר והן כאחוז מהרכיב הראשון שבמשוואות (16) ו- (17) (כלומר, חלקו של המשתנה בפער השכר הנובע ממאפיינים בלבד). משתנה המקבל ערך חיובי מסמל יתרון לטובת עובדי המגזר הציבורי ולפיכך תרומה חיובית של משתנה זה להסבר התשלום העודף לעובדים במגזר זה; ערך שלילי מסמל יתרון לעובדי המגזר הפרטי ולפי כך תרומה שלילית של משתנה זה לעודף השכר במגזר הציבורי. בעיקרון, סך התרומה עשוי לעלות על סך הפרש השכר, שכן התרומות השונות מקזזות זו את זו.

אם כן, הרכיב הראשון כפי שמופיע במשוואות (16), (17) מפורט לפי מאפיינים, בלוחות מס' 6 ו-7. המשתנים הדומיננטיים בלוח מס' 6 (גברים) הם כדלהלן: משלח יד, עולה חדש, השכלה, מצב משפחתי, ניסיון וניסיון בריבוע. משלח ידם של עובדי המגזר הציבורי מסביר כמחצית מהרכיב הראשון במשוואות וזאת לאורך כל תחום האחוזונים שנאמדו. חשוב לזכור שאמנם לעובדי המגזר הציבורי יתרון ביחס למשלח ידם, אולם יתרון זה נמדד על פי התשואות למקצועות במגזר

¹⁴ המשתנה: אזור גאוגרפי מייצג את השפעתו של מקום המגורים על פערי השכר. יש לציין כי ברוב הערים עומדת רמת מובהקותו של מקום המגורים על רמה נמוכה ולפי כך קיבצנו את כל מקומות המגורים למשתנה אחד (אזור גאוגרפי) כמפורט בלוחות.

הפרטי (הפרש המשתנים מוכפל בוקטור המקדמים שנאמד עבור המגזר הפרטי: פרטי $\hat{\beta}$ או פרטי $\hat{\beta}_\theta$). לעולים חדשים מקדם שלילי במשוואות השכר. מפני שלמגזר הפרטי יתרון בערכי משתנה "מפחית שכר" זה (שיעור העולים החדשים בקרב המגזר הפרטי כפול מזה שבקרב המגזר הציבורי), הרי שמשתנה זה תורם ערך חיובי להפרשי השכר (עולה חדש מפחית יותר שכר במגזר הפרטי). תרומתם של המשתנים השכלה וניסיון נעה סביב 20 נקודות האחוז לאורך תחום האחוזונים. תרומתה של ההשכלה היא משמעותית ביותר בקרב האחוזון ה-90, בניגוד לניסיון, התורם את השיעור הנמוך ביותר לפערי השכר בקרב אחוזון זה. מסתבר שהעשירון העליון בדירוג ההכנסות (המותנות) בקרב עובדי המגזר הציבורי הוא בעל השכלה רחבה יחסית לעשירון ההכנסות העליון במגזר הפרטי. לעומת זאת, יתרונו של עשירון זה בצבירת שנות ניסיון אינו כה גדול. עובדה זו מרמזת כי בשני המגזרים ניסיון מתוגמל באופן דומה, אם כי ההשכלה מוערכת יותר דווקא במגזר הציבורי.

לוח מס' 6: הפרשי השכר לפי מאפיינים – גברים

אחוזון 90	אחוזון 75	אחוזון 50	אחוזון 25	אחוזון 10	OLS	
0.329	0.309	0.325	0.283	0.239	0.287	הבדל בלוג השכר לשעה (הרכיב הראשון)
המאפיינים:						
0.050	0.049	0.048	0.039	0.032	0.050	ניסיון
(16.4%)	(17.3%)	(19.3%)	(18.9%)	(19.5%)	(19.9%)	
-0.026	-0.027	-0.034	-0.030	-0.026	-0.033	ניסיון בריבוע
(-8.4%)	(-9.6%)	(-13.8%)	(-14.8%)	(-15.4%)	(-13.0%)	
0.024	0.025	0.025	0.026	0.025	0.026	נשוי
(7.8%)	(8.7%)	(10.2%)	(12.8%)	(15.1%)	(10.6%)	
-0.002	-0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	מס' נפשות במשפחה
(-0.8%)	(-0.2%)	(0.2%)	(0.1%)	(0.5%)	(-0.1%)	
-0.002	-0.003	-0.003	-0.003	-0.004	-0.003	ילדים עד גיל 4 במשפחה
(-0.5%)	(-1.0%)	(-1.1%)	(-1.4%)	(-2.2%)	(-1.3%)	
0.071	0.055	0.040	0.040	0.033	0.050	השכלה
(23.0%)	(19.4%)	(16.0%)	(19.6%)	(20.1%)	(20.1%)	
0.158	0.149	0.135	0.098	0.072	0.122	משלח יד
(51.4%)	(52.7%)	(54.2%)	(47.9%)	(43.4%)	(49.0%)	
0.040	0.037	0.036	0.032	0.027	0.037	עולה חדש (משנות ה-90 ואילך)
(12.9%)	(13.1%)	(14.4%)	(15.6%)	(16.1%)	(14.8%)	
0.003	0.004	0.003	0.003	0.002	0.003	ערבי
(1.1%)	(1.3%)	(1.3%)	(1.4%)	(1.4%)	(1.2%)	
-0.009	-0.005	-0.002	0.000	0.002	-0.003	אזור גיאוגרפי
(-2.9%)	(-1.6%)	(-0.6%)	(0.0%)	(1.3%)	(-1.2%)	

ככלל, הפער הנובע מניסיון, מצב משפחתי וניסיון בריבוע (שכזכור מייצג ניסיון שולי לעובדים שצברו שנות ניסיון רבות) הולך ופוחת במעלה דירוג השכר, ולעומת זאת הפער הנובע מהשכלה עולה עם העלייה בהכנסות (המותנות). לפיכך, הפערים בין המגזרים הנובעים מקבוצת המשתנים הראשונה הולכים ומצטמצמים עם העלייה בדרוג השכר. עבור השכלה המגמה הפוכה, כך שפערי השכר מוסברים יותר ויותר באמצעות "פערי השכלה" ומגיעים לשיאם בקרב העשירון העליון.

ערכו השלילי של המשתנה המייצג את מספר הילדים עד גיל 4 במשפחה אינו מפתיע מפני שבמגזר הפרטי התשואה לילדים קטנים היא שלילית בקרב הגברים וכמו כן לעובדי המגזר הציבורי "עתירות" ילדים עד גיל 4. מכאן שמשנתנה זה מקטין את פערי השכר בין המגזרים.

לוח מס' 7 : הפרשי השכר לפי מאפיינים - נשים

אחוזון 90	אחוזון 75	אחוזון 50	אחוזון 25	אחוזון 10	OLS	
0.190	0.210	0.231	0.215	0.118	0.199	הבדל בלוג השכר לשעה (הרכיב הראשון)
המאפיינים:						
0.088	0.091	0.084	0.083	0.068	0.094	ניסיון
(24.4%)	(29.6%)	(35.9%)	(46.9%)	(49.2%)	(37.5%)	
-0.040	-0.052	-0.053	-0.056	-0.045	-0.058	ניסיון בריבוע
(-11.0%)	(-17.1%)	(-22.7%)	(-31.7%)	(-32.4%)	(-23.1%)	
0.014	0.014	0.011	0.009	0.013	0.014	נשואה
(3.8%)	(4.6%)	(4.8%)	(5.2%)	(9.6%)	(5.7%)	
-0.004	-0.003	-0.006	-0.007	-0.007	-0.006	מס' נפשות במשפחה
(-1.0%)	(-0.9%)	(-2.6%)	(-4.1%)	(-5.0%)	(-2.3%)	
0.004	0.002	0.003	0.003	0.002	0.004	ילדים עד גיל 4 במשפחה
(1.2%)	(0.8%)	(1.3%)	(1.6%)	(1.5%)	(1.4%)	
0.024	0.027	0.026	0.018	0.010	0.025	השכלה
(6.8%)	(8.9%)	(11.1%)	(10.0%)	(7.4%)	(9.9%)	
0.240	0.195	0.141	0.104	0.077	0.148	משלח יד
(66.9%)	(63.8%)	(59.7%)	(58.5%)	(55.2%)	(59.2%)	
0.039	0.039	0.036	0.028	0.023	0.036	עולה חדש
(11.0%)	(12.8%)	(15.2%)	(15.6%)	(16.3%)	(14.4%)	
-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	ערבי
(-0.2%)	(-0.2%)	(-0.4%)	(-0.7%)	(-1.1%)	(-0.4%)	
-0.007	-0.007	-0.006	-0.002	-0.001	-0.006	אזור גיאוגרפי
(-1.9%)	(-2.2%)	(-2.4%)	(-1.4%)	(-0.7%)	(-2.4%)	

המשתנים הדומיננטיים בלוח מס' 7 (נשים) הם בדומה לגברים (ללא מצב משפחתי): משלח יד, עולה חדש, השכלה, ניסיון וניסיון בריבוע. המשתנה בעל ההשפעה הרבה ביותר על הפרשי השכר גם עבור הנשים הוא משלח היד. משנתנה זה כרוך ב- 60 אחוזים (בערך) מהפרשי השכר בין עובדות המגזרים השונים. עבור משנתנה זה שוררת מגמת גידול ברורה המגיעה לשיאה באחוזון ה- 90 בו "מסביר" משנתנה זה ערך העומד על כ-67 נקודות האחוז מ"פער המאפיינים" הכולל (הרכיב

הראשון). מכאן אנו למדים כי בהשוואה בין המגזרים ובמיוחד בין עובדות בעלות הכנסות (מותנות) גבוהות, רכשו עובדות המגזר הציבורי מקצועות "מכניסים" שהתשוואה להם במגזר הפרטי (על פי וקטור המקדמים של המגזר הפרטי) גבוהה. "הפרשי מקצוע" אלה תורמים תרומה ניכרת להפרשי השכר בין המגזרים.

המשתנים: ניסיון, ניסיון בריבוע ו"עולה חדשה" תורמים להפרשי השכר, תרומה ההולכת ופחותת עם העלייה בהכנסה (המותנית). דומה שהמשתנים ניסיון וניסיון בריבוע הפכו משמעותיים יותר בהסבר הפרשי השכר, על חשבון משתנה ההשכלה שחלקו פחת בכמחצית בהשוואה לתרומתו להפרשי השכר בקרב הגברים. ייתכן שאין הערכה מספקת להשכלתן של הנשים במגזר הפרטי, אולם נשים בעלות ניסיון שהוכיחו את עצמן לאורך תקופה מספקת זוכות להערכה על תפקודן בפועל (בניגוד ליכולתן התיאורטית כפי שמאותתת השכלתן). חשוב לציין כי לא ניתן להסביר את העלייה במשקל הניסיון על חשבון הירידה במשקל ההשכלה באמצעות נפוצות ההשכלה, מפני שהיחס בין שיעור הנשים המשכילות במגזר הציבורי לזה שבמגזר הפרטי דומה ליחס השורר בקרב הגברים. העובדה שלנשות המגזר הציבורי יותר ילדים עד גיל 4 מתיישבת עם ההנחה שלעובדות המגזר הציבורי תנאים נוחים יותר (fringe benefits) לגידול המשפחה אולם מפתיעה העובדה שלמספר הילדים תרומה חיובית לפערי השכר. משמעות הנתון היא שהתשוואה לילדים עד גיל 4 במגזר הפרטי היא חיובית, בניגוד למתרחש בקרב הגברים. ראוי לציין כי מקדם זה אינו מובהק (בקרב הנשים) ויתכן שהשפעתו על השכר היא פחותה.

לסיכום שיטת הפירוק נבצע "הדמיה" של פערי שכר בעובדים מלאכותיים, שיוגדרו על בסיס תיאורטי, בדומה ל-Gunderson (1979). ההדמיה תבוצע באמצעות הכפלת אומדני המקדמים המתאימים לכל מגזר ומגדר בערכי המשתנים המסבירים שיוגדרו עבור עובד היפותטי שברצונו לבדוק.

"נייצר" תחילה עובד בעל 25 שנות ותק, נשוי ואב לשניים, מנהל במקצועו, בעל השכלה גבוהה, המתגורר במרכז הארץ ומועסק במשרה מלאה. במגזר הפרטי, ישתכר עובד זה בשכר חודשי של כ-14,000 ש"ח, במגזר הציבורי לעומת זאת יעמוד שכרו על כ-13,700 ש"ח (פער של 2% לטובת המגזר הפרטי). כצפוי, גברים שרכשו השכלה גבוהה וממוקמים באחוזוני ההכנסה העליונים נאלצים לעמוד בפני פרמיה שלילית על שייכות למגזר הציבורי. לעומת זאת, במקרה של הנשים הפערים קטנים יותר. אישה בעלת נתונים זהים לאלו שבהגדרה הקודמת, תשתכר סך של כ-11,000 ש"ח בערך עבור שני המגזרים (הפרש קטן של כמחצית האחוז לטובת המגזר הפרטי). יצוין כי אם נמיר את מקצועו של הגבר כמו את מקצועה של האישה למקצוע פקידות במקום ניהול, ישתכרו שניהם שכר הנמוך ב-60% משכר חבריהם המנהלים אם הם מועסקים במגזר הפרטי. אולם, אילו היו מועסקים העובדים הללו במגזר הציבורי היה מופחת שכרם בשעור של 40% בלבד לעומת השכר של חבריהם המנהלים. שוב אנו עדים ל"אפלייה חיובית" לטובת עובדי המגזר הציבורי בקרב עובדים "חלשים" יחסית בקרב שתי המינים.

כעת "נייצר" עובד עם מאפיינים שונים, למשל פקיד בעל שתי שנות ותק, לא נשוי, ערבי, המתגורר בחיפה, בעל השכלה תיכונית. עובד זה ישתכר סך השווה ל-3,900 ש"ח במגזר הפרטי לעומת שכר של כ-4,600 ש"ח במגזר הציבורי (הפרש של כ-18% לטובת המגזר הציבורי). אישה בעלת נתונים זהים לא תיהנה במקרה זה מנטייתו של המגזר הציבורי לצמצם את אי השוויון בקרב עובדיו: היא תשתכר שכר בגובה 3050 ש"ח במגזר הציבורי, לעומת שכר העומד על 3600 ש"ח במגזר הפרטי (פער של כ-18% לטובת המגזר הפרטי).

מלבד הממצא "הכמעט ודאי" המתבסס על מחקרים רבים בתחום, שלפיו משולם שכר נמוך יותר לנשים בעלות נתונים זהים לאלו של הגברים בשני המגזרים, משקפים הממצאים הללו מגמה נוספת, מפתיעה במידה מסוימת, המצביעה כי יתכנו פערי שכר גדולים יותר בין גברים לנשים דווקא במגזר הציבורי. למרות שמגמה זו אינה מהווה ממצא עיקרי ונושא מרכזי במחקר זה, היא מעניינת למדי בהתחשב בעובדה שברוב המחקרים שנעשו בתחום זה נמצא כי המגזר הציבורי נוטה לצמצם פערים ואי שוויון בשכר, לרבות אי שוויון בין המינים (Gregory ו-Borland 1999 ו-Melly 2002). סוגייה זו ודאי ראויה לבחינה ולבדיקה מעמיקה יותר במחקרי המשך. לאחרונה הועלו טענות בדבר "אקדמיזציה" של המגזר הציבורי. הטענה גורסת כי המגזר הציבורי מעמיד תנאים נוחים יותר ללימודים לקראת תואר אקדמי בקרב עובדיו במהלך שנות העבודה ואף מתגמל עבור תארים אלה ביתר קלות. אם טענות אלה מוצדקות, ניתן אולי להסביר באמצעותן את התופעה שבה מופלות לרעה נשים במגזר הציבורי, אם השכלתן אינה בהכרח מאותתת על יכולתן בעיני המעסיק הציבורי. נותרת בעינה השאלה מדוע גברים אינם מנצלים את היכולת העומדת בפניהם ללמוד ביתר קלות ולכן עלינו להניח כי נשים במגזר הציבורי נוטות לנצל את האפשרויות לרכוש השכלה במהלך עבודתן יותר מכפי שגברים עושים זאת. אלה הן הנחות קשיחות שאינן בהכרח עולות בקנה אחד עם המציאות, ולפיכך כפי שנאמר, יש לאמוד ולחקור תופעה זו בטרם נסיק מסקנות כלשהן.

6. סיכום ומסקנות

ידיעת מבנה השכר במגזר הציבורי היא תנאי הכרחי לשם קבלת החלטות בנושא הרפורמה בשכר. כדי לאפיין את מבנה השכר במגזר הציבורי והפרמיה לעובדיו נעשה שימוש בשיטת הרגרסיה האחוזונית (Quantile Regression), זאת נוסף על אומדן הריבועים הפחותים (OLS). בהתאם לאומדני הריבועים הפחותים בלבד ולאחר תיקון הטיה מבחירה אישית, התשואה של עובדי המגזר הציבורי מעט נמוכה מעמיתיהם במגזר הפרטי ("פרמיה מגזרית" שלילית בגובה 5%- בקרב הנשים ו-3% בקרב הגברים). אומדני הרגרסיה האחוזונית חושפים בפנינו תמונה מורכבת יותר; עובדים המדורגים בתחתית סולם השכר (המותנה) נהנים מפרמיה חיובית הנעה סביב 15% בקרב הגברים ו-5% בקרב הנשים. לעומת זאת, עליה במעלה סולם השכר מובילה להפחתה משמעותית בפרמיות עד כדי מעבר לפרמיות שליליות בדירוגי השכר הגבוהים. מובהקותו של מקדם התיקון להטיה אישית מבחירה במגזר (self selection bias), מרמזת כי הבחירה במגזר אינה אקראית. עובדים הנחשבים "חלשים" בשוק העבודה נוטים לבחור במעסיק הציבורי בעקבות הפרמיות הגבוהות שהם נהנים מהן. לעומתם קיימת סבירות גבוהה כי עובדים הנחשבים "חזקים" ינסו את מזלם בשוק הפרטי תחילה וזאת בעקבות הפרמיה השלילית. התופעה שלפיה עובדים המצויים בתחתית דירוג ההכנסות נוטים לבחור במגזר הציבורי ואף נכנסים לעתים לאבטלה מרצון בציפייה למשרה שתתפנה במגזר הציבורי, ידועה גם במדינות אחרות (Blackaby et al., 1996 ו-Krueger 1991).

התפלגות השכר הגולמי המשתקפת בהיסטוגרמת השכר, "רחבה" יותר דווקא במגזר הציבורי. משמעות הדבר כי רמת הפערים בשכר גבוהה יותר במגזר הציבורי מאשר במגזר הפרטי, בניגוד למקובל במדינות אחרות. עם זאת, ניתוח השכר המותנה עם תיקון ההטיה של בחירה במגזר ובחלוקה לקבוצות על פי השכלה ומשלח יד, מסתבר שהמגזר הציבורי מצופף את שכר עובדיו ביחס לתנאים ההתחלתיים השוררים במגזר הפרטי, באמצעות פרמיה שלילית למשתכרים שכר גבוה ופרמיה חיובית למשתכרים שכר נמוך.

פירוק פערי השכר (Decomposition) לפי מאפיינים מראה שמשלח יד משפיע באופן החזק ביותר על הפרשי השכר. בקרב הגברים, להשכלה השפעה דומיננטית על הפרשי השכר, בעוד שבקרב הנשים השפעת ההשכלה פוחתת והשפעת הניסיון גדלה. ייתכן כי השכלתו של גבר מהווה איתות אמין בקשר ליכולותיו בעוד שאצל נשים דווקא הניסיון ולא ההשכלה מלמדים על יכולת העבודה (בעיקר עבור עובדות הממוקמות בחלק העליון של דירוג השכר).

מבחינת הפרמיות לעובדי המגזר הציבורי, שיטת הפירוק מלמדת כי בעוד שהפרמיה במגזר הציבורי חיובית לגבי גברים לאורך כל אחוזוני השכר שנבדקו (אף שהיא הולכת ופוחתת עם העלייה ברמת השכר), הרי שאצל נשים פרמיה זו היא שלילית בדרך כלל. משתמע מכך, כי עובדות המגזר הציבורי אינן מתוגמלות באופן ההולם את רמת כישוריהן ביחס למבנה התשלום

(וקטור המקדמים) שחל במגזר הפרטי. יתכן שניתן להסבירה בכך שתוספת התועלת לנשים במגזר הציבורי הנובעת הן משעות עבודה נוחות יחסית והן מגמישות רבה יותר בנוגע להעדרויות (כנושאות העיקריות של נטל גידול הילדים), באה לידי ביטוי אצל המעסיק הציבורי בהפחתה בשכרן.

מחקר זה כיסה רק חלק מהמאפיינים של מבנה השכר הציבורי ופערי השכר בין המגזרים. לא נלקחו בחשבון הטבות ותמריצי שוליים (fringe benefits) וגם לא סביבות עבודה ותנאי העסקה שונים. בנוסף, הופרדו עובדי המגזרים השונים על בסיס ענפי בלבד וכאמור נאלצנו לגרוע ענפים שאינם מובהקים. כל מסקנה בעלת השלכות על שכרם של עובדי המגזר הציבורי צריכה להיעשות בשיקול דעת ובהתבסס על מחקר המשך. אמידת פערי השכר בין המגזרים מנקודת מבט רחבה על בסיס שינויים לאורך זמן (ראה אחדות וסולה 1999 או קלינוב 1999), תוסיף מיימד ארוך טווח בקבלת החלטות הכרוכות בהסכמי השכר במגזר הציבורי. בנוסף, אי השוויון בין נשים לגברים ואי השוויון בתוך כל מגדר בפני עצמו, האפליה כלפי ערבים ואוכלוסיות יעד נוספות טעונים בדיקה מעמיקה, כמו גם אי השוויון בתוך כל מגזר.

נראה שרפורמות במבנה השכר הציבורי אמורות להביא לקשר "הדוק" יותר בין יכולותיו וביצועיו של העובד לבין שכרו ובכך למנוע למשל תופעה של "בריחת" בכירים מהמגזר. עם זאת ישנה חשיבות רבה לעובדה שמלבד היות המגזר הציבורי "מעסיק", הוא ממלא תפקיד מרכזי בהגדלת השוויון בין עובדים שונים בעלי מקצועות, השכלה, ניסיון ומאפיינים מגוונים. עלינו גם לזכור כי השכר במגזר הפרטי, לפחות עד לתקופה שאליה מתייחס המחקר, מושפע מהשכר במגזר הציבורי – ולכך יש השלכות על מצב המשק כולו.

מקורות

- Angrist, J. 'Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice' *Journal of Business and Economic Statistics*, 29, 1, 2001, pp. 2-15.
- Barasadi and Monfardini (1997) 'The Choice of the Working Sector in Italy – A Trivariate Probit Analysis' *EUI Working Papers, ECO no 97/9, European University Institute, Florence*.
- Bedi (1998) 'Sector Choice, Multiple Job Holding and Wage Differentials: Evidence from Poland' *The Journal of Development Studies*, Vol. 35, No. 1, pp. 162-179.
- Disney, R. and A. Gosling (1998) 'Does it pay to work in the public sector?' *Fiscal Studies*, 19, 347-374.
- Ehrenberg, R. G. and J. L. Schwartz (1986) 'Public Sector Labor Markets' In: 'O. Ashenfelter and R. Layard, eds' *Handbook of Labor Economics, Volume 2, Chapter 23, pp. 12112-9 68. Elsevier Science Publishers, Amsterdam*.
- Gregory, R. G. and J. Borland (1999) 'Public Sector Labor Markets' In: 'O. Ashenfelter and D. Card, eds' *Handbook of Labor Economics, Volume 3c, Chapter 53, pp. 3573-3630. Elsevier Science Publishers, Amsterdam*
- Gunderson, M.(1979) 'Earnings Differentials between the Public and Private Sectors' *The Canadian Journal of Economics, Volume 12, Issue 2, pp. 228-242*.
- Koenker, R. and G. Basset (1978) 'Regression Quantiles' *Econometrica*, 46, 33-50.
- Koenker, R. and K. Hallock (2001) 'Quantile Regression: An Introduction' *Journal of Economic Perspectives*, 15:4, 143-156.
- Koenker, R. and V. D'Orey (1987)'Computing Regression Quantiles' *Applied Statistics*, 36, 383-393.
- Lassibille (1998) 'Wage Gaps Between the Public and Private Sectors in Spain' *Economics of Education Review*, Vol. 17, No. 1, pp. 83-92.
- Maddala, G. (1983) 'Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics' *Cambridge University Press, Cambridge*.
- Melly, B. (2002) 'Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regression' *Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen*

- Muller, R. (1998) 'Public-private sector wage differentials in Canada: evidence from quantile regression' *Economics Letters*, 60, 229-235.
- Nielsen H. S. and M. Rosholm (2001) 'The public-private wage gap in Zambia in the 1990s: A quantile regression approach' *Empirical Economics*, 26, 169-182.
- Oaxaca, R. (1973) 'Male-female wage differentials in urban labor markets' *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oi, W.Y. and Idson, T.L. (1999) 'Firm Size and Wages' *Handbook of Labor Economics (Elsevier Science, 1999 vol 3)*, chapter 33, pp.2166-2214.
- Poterba, J. and K. Rueben (1995) 'The Distribution of Public Sector Wage Premium: New Evidence Using Quantile Regression Methods' *NBER Working Paper No. 4734*.
- Smith, S. (1976) 'Pay differentials between federal government and private sectors workers' *Industrial and Labor Relations Review*, 29, 233-257.
- Smith, S. (1977) 'Equal Pay in the Public Sector: Fact or Fantasy' *Industrial Relations Section, Princeton*.
- Wright, E. M., Royston P. (1997) 'A comparison of statistical methods for age-related reference intervals' *Journal of Royal Statistical Society, Series A, General* 160, 47-69.

אחדות, ל. וסלה, ו. (1999), 'קשרי גומלין בין ענפים במערכת השכר בישראל: ניתוח סדרות עתיות, 1968-1997, המכון למחקר כלכלי חברתי, מאמר לדיון מס' 5.

זכאי, ד. וזוסמן, צ. (2003), 'פערי שכר בשירות הציבורי בישראל בשנות התשעים, מדיניות או זחילה?', טיוטא, בנק ישראל, מחלקת המחקר.

משרד האוצר. (2003) 'התוכנית להבראת כלכלת ישראל התשס"ג-2003', מיידע. כלכלי, www.mof.gov.i

קלינוב ר. (1999) 'תמורות במבנה השכר – פערי שכר בין ענפים ובתוכם: ישראל 1970 - 1997, המכון למחקר כלכלי חברתי, מאמר לדיון מס' 4.

נספחים¹⁵

* נתונים ועיבודים נוספים ינתנו על פי דרישה.

נספח א'

מודל המשוואה הבודדת

נשים ללא תיקון Heckman

רגר' אחוזנית						משתנה
q = 0.9	q = 0.75	q = 0.5	q = 0.25	q = 0.1	OLS	
3.1760	2.9386	2.7903	2.5053	2.2434	2.677	קבוע
-0.0631	-0.0464	-0.0209	0.0020	-0.0541	-0.048	מגזר ציבורי
0.0280	0.0262	0.0247	0.0269	0.0305	0.032	מספר שנות ניסיון
-0.0005	-0.0004	-0.0004	-0.0005	-0.0005	-0.001	מספר שנות ניסיון בריבוע
0.0933	0.1024	0.0952	0.0829	0.1195	0.117	מצב משפחתי : נשואה
-0.0262	-0.0240	-0.0285	-0.0208	-0.0178	-0.026	מספר נפשות במשק הבית
0.0626	0.0277	0.0249	0.0283	0.0294	0.051	ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)
						השכלה (הבסיס : השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)
0.4390	0.3927	0.3430	0.3168	0.2783	0.375	השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)
0.1573	0.1467	0.1233	0.1286	0.0933	0.122	השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)
						מקצוע (הבסיס : בלתי מקצועיים)
0.7653	0.7138	0.6287	0.5117	0.4900	0.610	תפקידי ניהול
0.5693	0.5722	0.5314	0.4313	0.4077	0.506	אקדמאים ומקצועות חופשיים
0.1720	0.1990	0.2041	0.1869	0.2101	0.205	פקידים
-0.0417	0.0052	-0.0169	-0.0461	-0.0066	-0.016	מכירות ושירותים
-0.0844	-0.0152	-0.0165	-0.0142	0.0285	-0.025	עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)
-0.3161	-0.3511	-0.3198	-0.2778	-0.2702	-0.326	עולה חדש
-0.0796	-0.0647	-0.0724	-0.0877	-0.1801	-0.084	ערבי
						צורת יישוב (הבסיס : יישובים כפריים)
-0.0485	-0.0348	-0.0712	-0.0145	0.0160	-0.021	ירושלים
0.1893	0.1008	-0.0141	0.0200	0.0007	0.076	תל אביב
-0.0200	0.0147	-0.0555	0.0317	0.1247	0.018	חיפה
0.1470	0.0663	0.0197	0.0647	0.0187	0.097	ראשון לציון
0.0284	0.0144	-0.0418	0.0019	0.0207	0.008	ערים גדולות אחרות
0.0107	0.0074	-0.0578	-0.0238	-0.0141	-0.017	ערים קטנות

גברים ללא תיקון

Heckman

רגר' אחוזונית

q = 0.9	q = 0.75	q = 0.5	q = 0.25	q = 0.1	OLS	משתנה
3.3223	3.0635	2.9052	2.6611	2.4762	2.848	קבוע
0.0946	0.1099	0.1356	0.1197	0.1088	0.108	מגזר ציבורי
0.0228	0.0220	0.0219	0.0192	0.0158	0.022	מספר שנות ניסיון
-0.0003	-0.0003	-0.0004	-0.0004	-0.0003	0.000	מספר שנות ניסיון בריבוע
0.1896	0.2196	0.2300	0.2157	0.2193	0.230	מצב משפחתי: נשוי
-0.0125	-0.0089	-0.0097	-0.0037	-0.0033	-0.010	מספר נפשות במשק הבית
-0.0173	-0.0427	-0.0409	-0.0377	-0.0504	-0.040	ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)
						השכלה (הבסיס: השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)
0.5950	0.5109	0.3948	0.3025	0.2167	0.429	השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)
0.2237	0.2020	0.1395	0.0840	0.0338	0.156	השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)
						מקצוע (הבסיס: בלתי מקצועיים)
0.6404	0.6752	0.5857	0.5232	0.4573	0.583	תפקידי ניהול
0.4245	0.4952	0.4974	0.4339	0.3868	0.446	אקדמאים ומקצועות חופשיים
0.1021	0.1536	0.1483	0.1359	0.1596	0.163	פקידים
-0.0105	-0.0197	-0.0185	0.0004	0.0136	-0.013	מכירות ושירותים
-0.0563	-0.0015	0.0659	0.0826	0.1342	0.043	עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)
-0.3803	-0.3943	-0.3794	-0.3277	-0.2690	-0.373	עולה חדש
-0.2417	-0.2203	-0.1944	-0.1598	-0.1296	-0.180	ערבי
						צורת יישוב (הבסיס: יישובים כפריים)
-0.1090	-0.0572	-0.1422	-0.0360	0.0344	-0.065	ירושלים
0.1760	0.0894	0.0308	0.0182	0.0021	0.086	תל אביב
0.0286	0.0248	0.0003	0.0416	0.0428	0.045	חיפה
0.1668	0.0933	0.0388	0.1153	0.1289	0.135	ראשון לציון
0.0059	-0.0031	-0.0646	-0.0161	-0.0009	-0.005	ערים גדולות אחרות
-0.0096	0.0056	-0.0708	0.0073	0.0168	0.003	ערים קטנות

נשים עם תיקון Heckman

רגר' אחוזנית

משתנה	OLS	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
קבוע	2.339	2.1266	2.4591	2.6408	2.7875	2.9516
מגזר ציבורי	-0.048	0.0607	0.0561	0.1444	-0.0154	-0.0299
היפוך יחס מילס	0.300	-0.0737	-0.0407	-0.1087	-0.0307	-0.0335
מספר שנות ניסיון	0.032	0.0317	0.0274	0.0247	0.0258	0.0266
מספר שנות ניסיון בריבוע	-0.001	-0.0006	-0.0005	-0.0004	-0.0004	-0.0004
מצב משפחתי : נשואה	0.199	0.1120	0.0725	0.0704	0.0863	0.0652
מספר נפשות במשק הבית	-0.028	-0.0195	-0.0223	-0.0251	-0.0194	-0.0152
ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)	0.032	0.0362	0.0339	0.0337	0.0298	0.0685
השכלה (הבסיס: השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)						
השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)	0.226	0.2798	0.2891	0.3393	0.3327	0.3664
השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)	-0.016	0.1103	0.1084	0.1249	0.1090	0.1523
מקצוע (הבסיס: בלתי מקצועיים)						
תפקידי ניהול	0.694	0.5507	0.5667	0.7143	0.8844	1.0378
אקדמאים ומקצועות חופשיים	0.864	0.4074	0.4535	0.5273	0.7296	0.8358
פקידים	0.327	0.2500	0.2309	0.2658	0.3499	0.4122
מכירות ושירותים	0.220	0.0116	-0.0097	0.0040	0.1317	0.1494
עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)	-0.393	0.0954	0.0417	0.0819	0.1073	0.1147
עולה חדש	-0.386	-0.2427	-0.2484	-0.2834	-0.2928	-0.2722
ערבי	-0.022	-0.1676	-0.0855	-0.0599	-0.0405	-0.0655
צורת יישוב (הבסיס: יישובים כפריים)						
ירושלים	0.031	0.0342	-0.0076	-0.0778	-0.0293	-0.0354
תל אביב	-0.021	0.0424	0.0317	0.0308	0.1184	0.1927
חיפה	-0.037	0.1571	0.0554	-0.0235	0.0396	-0.0171
ראשון לציון	0.006	0.0474	0.0687	0.0598	0.0710	0.0834
ערים גדולות אחרות	-0.046	0.0517	0.0130	-0.0112	0.0320	0.0000
ערים קטנות	-0.057	0.0061	-0.0180	-0.0425	0.0048	-0.0107

גברים עם תיקון

Heckman

רגר' אחוזנית

משתנה	OLS	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
קבוע	2.559	2.4020	2.5482	2.7856	2.8937	3.2210
מגזר ציבורי	-0.030	0.1353	0.1906	0.1313	-0.0542	-0.3418
היפוך יחס מילס	-0.024	-0.0450	-0.0714	-0.0439	0.0549	0.2129
מספר שנות ניסיון	0.032	0.0157	0.0178	0.0211	0.0219	0.0219
מספר שנות ניסיון בריבוע	-0.001	-0.0003	-0.0003	-0.0004	-0.0003	-0.0003
מצב משפחתי : נשוי	0.108	0.2024	0.1978	0.1975	0.2048	0.2280
מספר נפשות במשק הבית	-0.026	-0.0001	-0.0020	-0.0045	-0.0080	-0.0152
ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)	0.055	-0.0433	-0.0346	-0.0329	-0.0352	-0.0274
השכלה (הבסיס: השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)						
השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)	0.338	0.2010	0.2692	0.3303	0.4707	0.4874
השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)	0.099	0.0267	0.0739	0.1192	0.1996	0.1359
מקצוע (הבסיס: בלתי מקצועיים)						
תפקידי ניהול	0.728	0.5284	0.6410	0.7487	0.8906	0.9192
אקדמאים ומקצועות חופשיים	0.614	0.4567	0.5404	0.6619	0.7351	0.7799
פקידים	0.315	0.2262	0.2313	0.2904	0.3691	0.4250
מכירות ושירותים	0.083	0.0593	0.1035	0.1125	0.1940	0.2931
עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)	0.075	0.1943	0.1925	0.1778	0.1580	0.1235
עולה חדש	-0.300	-0.2482	-0.2895	-0.3255	-0.3606	-0.3714
ערבי	-0.069	-0.1270	-0.1453	-0.1697	-0.1971	-0.1821
צורת יישוב (הבסיס: יישובים כפריים)						
ירושלים	-0.006	0.0420	-0.0309	-0.1173	-0.0451	-0.0690
תל אביב	0.094	0.0313	0.0401	0.0219	0.0856	0.1078
חיפה	0.036	0.0577	0.0630	0.0051	0.0131	0.0121
ראשון לציון	0.118	0.1441	0.1371	0.0248	0.0604	0.0464
ערים גדולות אחרות	0.024	-0.0051	-0.0033	-0.0687	0.0081	-0.0142
ערים קטנות	-0.003	0.0199	0.0095	-0.0738	0.0032	-0.0192

נספח ב'

שיטת הפירוק (Decomposition)

נשים במגזר הפרטי

המשתנה	ממוצע	OLS	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
קבוע	1.000	2.5388	2.3150	2.5122	2.6658	2.7193	2.9645
מספר שנות ניסיון	16.065	0.0259	0.0189	0.0231	0.0234	0.0251	0.0242
מספר שנות ניסיון בריבוע	381.250	-0.0005	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0003
מצב משפחתי: נשואה	0.619	0.1058	0.0985	0.0686	0.0838	0.1039	0.1019
מספר נפשות במשק הבית	3.700	-0.0183	-0.0222	-0.0232	-0.0194	-0.0088	-0.0113
ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)	0.285	0.0566	0.0323	0.0447	0.0484	0.0370	0.0670
השכלה (הבסיס: השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)							
השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)	0.499	0.3143	0.1991	0.2240	0.3017	0.3431	0.3084
השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)	0.472	0.1504	0.1274	0.1061	0.1299	0.1619	0.1465
מקצוע (הבסיס: בלתי מקצועיים)							
תפקידי ניהול	0.053	0.7751	0.5825	0.5747	0.7050	0.8998	1.1232
אקדמאים ומקצועות חופשיים	0.173	0.6689	0.4659	0.4551	0.6016	0.8068	1.0144
פקידים	0.403	0.3275	0.3117	0.2131	0.2708	0.3323	0.4344
מכירות ושירותים	0.171	0.1362	0.1237	0.0104	0.0959	0.1883	0.2564
עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)	0.103	0.1092	0.1647	0.0309	0.0614	0.1026	0.1557
עולה חדש	0.272	-0.2930	-0.1840	-0.2252	-0.2914	-0.3188	-0.3200
ערבי	0.075	-0.1742	-0.2602	-0.2011	-0.1425	-0.0992	-0.0996
צורת יישוב (הבסיס: יישובים כפריים)							
ירושלים	0.042	0.0780	0.0342	0.0935	-0.0311	0.0564	0.0164
תל אביב	0.076	0.1615	-0.0003	0.0795	0.0613	0.2002	0.2256
חיפה	0.049	0.1076	0.0147	0.1315	0.0410	0.0524	-0.0415
ראשון לציון	0.057	0.1160	0.0616	0.1189	0.0656	0.0694	-0.0099
ערים גדולות אחרות	0.402	0.0793	0.0183	0.0734	0.0223	0.0578	-0.0071
ערים קטנות	0.353	0.0175	-0.0377	0.0351	-0.0167	-0.0044	-0.0812

נשים במגזר הציבורי

המשתנה	ממוצע	OLS	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
קבוע	1.000	2.4984	1.8168	2.3415	2.6288	2.8502	3.1415
מספר שנות ניסיון	19.677	0.0438	0.0647	0.0438	0.0330	0.0330	0.0311
מספר שנות ניסיון בריבוע	508.803	-0.0007	-0.0011	-0.0008	-0.0005	-0.0005	-0.0005
מצב משפחתי : נשואה	0.754	0.1414	0.2320	0.1313	0.1221	0.0554	0.0319
מספר נפשות במשק הבית	4.011	-0.0341	-0.0362	-0.0320	-0.0297	-0.0306	-0.0317
ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)	0.349	0.0671	0.1043	0.0377	0.0194	0.0202	0.0760
השכלה (הבסיס : השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)							
השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)	0.657	0.3732	0.3715	0.3034	0.3480	0.3464	0.3306
השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)	0.305	0.0221	-0.0272	0.0233	0.0619	0.0455	0.0292
מקצוע (הבסיס : בלתי מקצועיים)							
תפקידי ניהול	0.022	0.5958	0.3810	0.5144	0.6579	0.7167	0.8112
אקדמאים ומקצועות חופשיים	0.539	0.4905	0.3429	0.4458	0.5727	0.6295	0.5755
פקידים	0.207	0.2347	0.0971	0.1953	0.2499	0.3064	0.2729
מכירות ושירותים	0.190	-0.0407	-0.0795	-0.0723	-0.0254	-0.0001	-0.0448
עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)	0.001	0.4435	0.6995	0.5040	0.3219	0.2247	-0.0813
עולה חדש	0.149	-0.2786	-0.3498	-0.3213	-0.2833	-0.2193	-0.1880
ערבי	0.081	0.0517	0.0690	0.0319	0.0420	0.0612	0.0076
צורת יישוב (הבסיס : יישובים כפריים)							
ירושלים	0.088	-0.0185	0.0070	-0.0096	-0.0866	-0.0549	-0.0922
תל אביב	0.047	0.0178	-0.0254	-0.0063	-0.1044	-0.0267	0.0694
חיפה	0.050	-0.0388	-0.0484	0.0095	-0.1182	-0.0402	-0.0783
ראשון לציון	0.038	0.1571	0.0526	0.1489	-0.0360	0.0068	0.2037
ערים גדולות אחרות	0.364	-0.0120	-0.0123	0.0104	-0.0587	-0.0203	0.0179
ערים קטנות	0.370	0.0036	-0.0535	0.0025	-0.0698	0.0154	0.0811

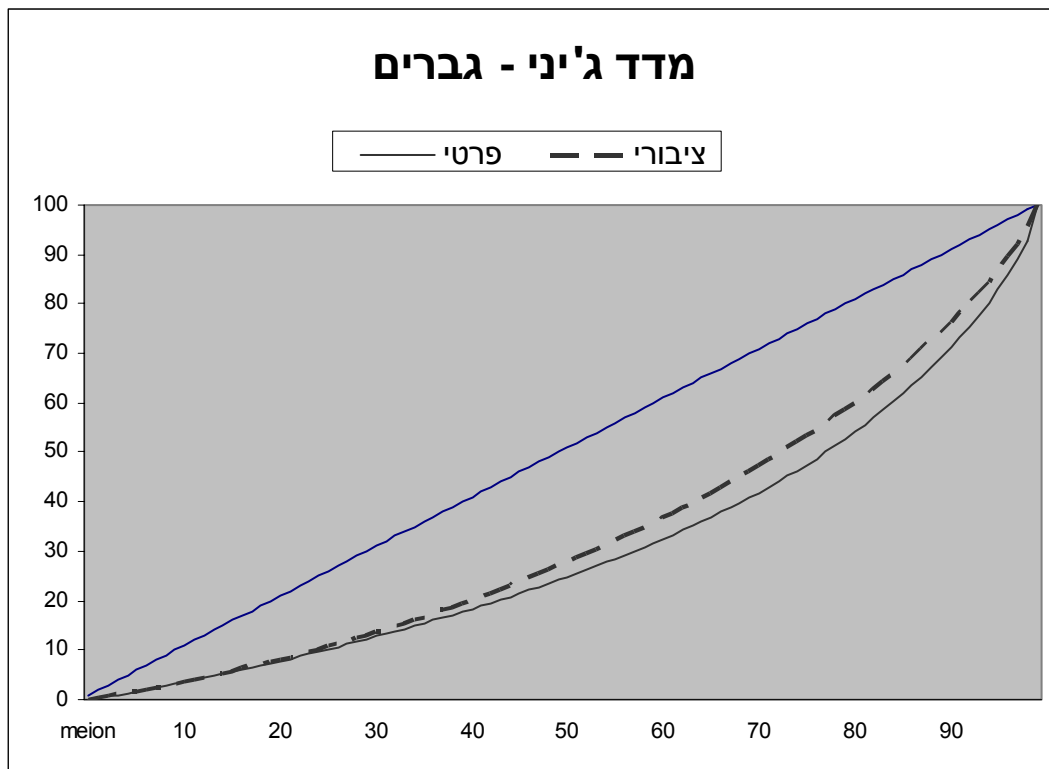
גברים במגזר הפרטי

המשתנה	ממוצע	OLS	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
קבוע	1.000	2.7346	2.4441	2.6213	2.8050	2.9145	3.1783
מספר שנות ניסיון	19.115	0.0194	0.0127	0.0151	0.0188	0.0191	0.0197
מספר שנות ניסיון בריבוע	509.705	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003
מצב משפחתי : נשוי	0.711	0.2249	0.2145	0.2233	0.2153	0.2112	0.2053
מספר נפשות במשק הבית	4.124	-0.0016	0.0056	0.0017	0.0032	-0.0035	-0.0162
ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)	0.371	-0.0385	-0.0440	-0.0342	-0.0334	-0.0359	-0.0198
השכלה (הבסיס : השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)							
השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)	0.443	0.3451	0.1979	0.2484	0.2833	0.4125	0.4627
השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)	0.477	0.1235	0.0463	0.0671	0.1090	0.1737	0.1475
מקצוע (הבסיס : בלתי מקצועיים)							
תפקידי ניהול	0.095	0.8217	0.5444	0.6588	0.7971	0.9684	1.0033
אקדמאים ומקצועות חופשיים	0.203	0.7069	0.5155	0.5915	0.7382	0.7900	0.7768
פקידים	0.074	0.3718	0.2052	0.2280	0.3017	0.4001	0.4637
מכירות ושירותים	0.124	0.1747	0.0627	0.0883	0.1026	0.1885	0.2673
עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)	0.406	0.2164	0.1931	0.1749	0.1831	0.1987	0.1807
עולה חדש	0.237	-0.3252	-0.2355	-0.2817	-0.3141	-0.3259	-0.3489
ערבי	0.193	-0.1946	-0.1520	-0.1765	-0.2108	-0.2321	-0.2095
צורת יישוב (הבסיס : יישובים כפריים)							
ירושלים	0.036	-0.0620	0.0154	-0.0166	-0.0778	-0.0658	-0.0928
תל אביב	0.067	0.0319	-0.0312	-0.0087	0.0139	0.0392	0.1126
חיפה	0.047	-0.0002	-0.0419	0.0240	-0.0070	-0.0033	-0.0462
ראשון לציון	0.041	0.0755	0.1178	0.1221	0.0230	0.0497	0.0474
ערים גדולות אחרות	0.357	-0.0454	-0.0467	-0.0411	-0.0822	-0.0114	0.0088
ערים קטנות	0.423	-0.0434	-0.0351	-0.0228	-0.0737	-0.0223	-0.0130

גברים במגזר הציבורי

המשתנה	ממוצע	OLS	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
קבוע	1.000	2.5563	2.4463	2.5219	2.6405	2.6266	2.7662
מספר שנות ניסיון	21.676	0.0319	0.0324	0.0290	0.0249	0.0336	0.0329
מספר שנות ניסיון בריבוע	608.007	-0.0004	-0.0006	-0.0005	-0.0003	-0.0004	-0.0003
מצב משפחתי : נשוי	0.828	0.1575	0.0971	0.1894	0.2202	0.1464	0.1087
מספר נפשות במשק הבית	4.271	-0.0251	-0.0316	-0.0369	-0.0251	-0.0117	-0.0061
ילדים קטנים בבית (עד גיל 4)	0.452	-0.0194	0.0066	-0.0273	-0.0545	-0.0704	-0.0809
השכלה (הבסיס: השכלה נמוכה עד 8 שנות לימוד)							
השכלה גבוהה (מעל 13 שנות לימוד)	0.656	0.5413	0.2158	0.4731	0.5326	0.6404	0.6406
השכלה תיכונית (9-12 שנות לימוד)	0.288	0.1909	-0.0787	0.1436	0.1603	0.2367	0.2283
מקצוע (הבסיס: בלתי מקצועיים)							
תפקידי ניהול	0.083	0.5611	0.5178	0.4404	0.5815	0.6525	0.5631
אקדמאים ומקצועות חופשיים	0.456	0.4253	0.2835	0.4198	0.4665	0.4779	0.4893
פקידים	0.114	0.2333	0.1653	0.2705	0.2898	0.2713	0.1838
מכירות ושירותים	0.177	0.1040	0.0958	0.0950	0.1047	0.2173	0.1681
עובדים מקצועיים (כולל בחקלאות)	0.077	0.1860	0.2381	0.2351	0.1909	0.2255	0.1696
עולה חדש	0.123	-0.3284	-0.3826	-0.3954	-0.3238	-0.3379	-0.1837
ערבי	0.177	0.0365	0.0194	0.0723	0.0386	0.0024	-0.0480
צורת יישוב (הבסיס: יישובים כפריים)							
ירושלים	0.087	0.0452	0.1934	-0.0746	0.0009	0.0959	0.1151
תל אביב	0.042	0.3094	0.1930	0.0588	0.3481	0.3456	0.6013
חיפה	0.050	0.1812	0.2170	0.0210	0.1077	0.2264	0.3961
ראשון לציון	0.031	0.1305	0.1274	0.0366	0.0204	0.0907	0.2867
ערים גדולות אחרות	0.305	0.1242	0.1657	0.0347	0.0840	0.1836	0.3259
ערים קטנות	0.441	0.1078	0.1789	0.0273	0.0676	0.1168	0.2320

נספח ג'



מדד ג'יני - נשים

— פרטי — ציבורי

