פער השכר המגדרי בישראל: האם קיימת תקרת זכוכית לנשים בשוק העבודה?

תמר פאוסט ואיל קמחי*

מחקר זה בוחן באופן יסודי את סוגיית פער השכר המגדרי בישראל. בניגוד למחקרים קודמים, לא הסתפקנו באמידת פער השכר הממוצע, אלא אפשרנו לפער השכר הנאמד להשתנות על פני התפלגות השכר. לשם כך השתמשנו בשיטות אקונומטריות מתקדמות ואף ביצענו תיקון לסלקצייה הנוצרת מכך שהאמידה רלוונטית רק לשכירים, שאינם מדגם מקרי מכלל האוכלוסייה הרלוונטית. מצאנו שפער השכר המגדרי גדל על פני התפלגות השכר, מכ־10% בתחתית ההתפלגות לכ־30% בראש ההתפלגות. הפער הגדול במיוחד בקצה העליון של התפלגות השכר מעיד על תופעה של "תקרת זכוכית" המשפיעה על שכר הנשים המגיעות לרמות שכר גבוהות יחסית. העובדה שפערי השכר המגדריים לא הצטמצמו לאורך השנים, למרות אמצעי מדיניות שונים שננקטו, צריכה להטריד את מנוחתם של קובעי המדיניות בישראל. הפערים הגדולים בחלק העליון של התפלגות השכר מחייבים התייחסות מיוחדת למכשולים שככל הנראה ניצבים בדרכן של נשים במשרות ניהוליות או מקצועיות.

א. מבוא. ב. מתודולוגיה ונתונים. ג. תיאור המשתנה המוסבר. ד. תיאור המשתנים המסבירים. ה. סטטיסטיקה תיאורית. ו. תוצאות האמידה. ז. סיכום ומסקנות. נספח 1: שיטות האמידה. נספח 2: פונקציית הקופולה.

א. מבוא

בעשורים האחרונים חלה עלייה חדה בשיעור התעסוקה של נשים בעולם בכלל ובישראל בפרט. עם זאת, עדיין קיימים פערי שכר מגדריים משמעותיים. בישראל תופעה זו בולטת במיוחד, שכן מצד אחד שיעור התעסוקה של נשים בישראל גבוה מן הממוצע במדינות

* **תמר פאוסט** היא מוסמכת המחלקה לכלכלת סביבה וניהול, המכון ללימודי סביבה, הפקולטה לחקלאות ע"ש רוברט ה. סמית, האוניברסיטה העברית בירושלים.
פרופ' איל קמחי הוא חבר סגל אקדמי במחלקה לכלכלת סביבה וניהול, המכון ללימודי סביבה, הפקולטה לחקלאות ע"ש רוברט ה. סמית, האוניברסיטה העברית בירושלים, וסגן נשיא מוסד שורש למחקר כלכלי חברתי.

nevo.co.il

ה־OECD, ומצד שני פער השכר המגדרי בישראל הוא מן הגבוהים ב־OECD. סיבה נוספת לדאגה היא שבעוד בין השנים 1990–2010 חלה ירידה בפער השכר המגדרי בישראל, החל משנת 2011 פער השכר המגדרי יציב ועומד על 32% בשכר החודשי[1] ו־16% בשכר לשעת עבודה,[2] זאת כשבמדינות מפותחות רבות הוא ממשיך לרדת. פער השכר המגדרי עשוי להשתנות על פני התפלגות השכר וליצור תופעות של "תקרת זכוכית" (פער גדול בראש ההתפלגות) או "רצפה דביקה" (פער גדול בתחתית ההתפלגות). לזיהוי חלקי ההתפלגות שבהם פער השכר המגדרי גבוה במיוחד יש השלכות לאמצעי המדיניות הנדרשים על מנת לצמצמו.

מחקרים קודמים מצאו כי שיפור במאפייני העבודה בקרב נשים תרם לצמצום פערי השכר המגדריים לאורך השנים. ניתן לציין במיוחד את העלייה ברמת ההשכלה של נשים.[3] אולם פער השכר המגדרי לא נעלם גם לאחר שנשים שיפרו את השכלתן. מאפיין חשוב נוסף הוא הניסיון בשוק העבודה. כניסתן הגוברת של נשים לשוק העבודה הביאה לצמצום הפער בניסיון התעסוקתי בין גברים לנשים,[4] ובאופן עקיף גם לצמצום פער השכר המגדרי.[5]

חרף השיפורים במאפיינים אלה, אי־השוויון המגדרי בשוק העבודה עדיין קיים. אחד ההסברים לכך הוא שהתשואה על מיומנויות שוק העבודה גבוהה יותר בקרב גברים מאשר בקרב נשים.[6] מחקרים אחרים הדגישו את החשיבות של איכות ההשכלה לשכר העובדים, להבדיל מכמות ההשכלה.[7] בנוסף, נשים עדיין נחשבות ל"מפרנסות משניות" ואחראיות לתחזוקת משק הבית וגידול הילדים, מה שגורם להן לבחור קריירות מתגמלות פחות. הסיבה המרכזית להשתמרות פערי השכר הגדולים, הן בישראל והן במדינות אחרות, היא הפרש שעות העבודה והשכיחות הגבוהה יחסית של נשים המועסקות במשרות חלקיות,[8] אם כתוצאה מבחירת הנשים עצמן או כתוצאה מנטיית המעסיקים להעדיף עובדים ללא מחויבויות מחוץ לעבודה, המוכנים להיות זמינים לשעות עבודה מרובות גם ללא התראה מראש.[9] בנוסף, גברים

1 פער השכר החודשי הממוצע באחוזים מוגדר כהפרש בין השכר החודשי של גברים לשל נשים, מחולק בשכר החודשי של גברים.

2 הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, לקט נתוני לרגל יום האישה הבין לאומי שנים 2009–2020.

3 Francine D. Blau & Lawrence M. Kahn, *The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations*, 55 J. OF ECON. LITERATURE 789 (2017).

4 Claudia Goldin, *A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter*, 104 AM. ECON. REV. 1091 (2014).

5 Blau & Kahn, לעיל ה"ש 3.

6 יובל מזר "האם יש בישראל הבדל מגדרי במיומנויות היסוד של העובדים ובתמורה עבורן?" לקט ניתוחי מדיניות וסוגיות מחקריות, **חטיבת המחקר, בנק ישראל** 18 (2017).

7 דן בן־דוד ואיל קמחי "כלכלת החינוך בישראל: תשומות, תפוקות וביצועים" **אורות וצללים בכלכלת השוק: המשק הישראלי 1995-2017** 575, 575–633 (אבי בן־בסט, ראובן גרונאו ואסף זוסמן עורכים 2020); הדס פוקס "פערים מגדריים בשוק העבודה: שכר וקיטוב תעסוקתי" **דוח מצב המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2016** 57, 57–99 (אבי וייס עורך 2016).

8 אליה יכין **השפעת הורות וזהות מגדרית על תעסוקת נשים בישראל** (עבודת גמר לתואר מוסמך, האוניברסיטה העברית בירושלים – המחלקה לכלכלה 2021).

9 דפנה יזרעאלי "המיגדור בעולם העבודה" **מין מגדר פוליטיקה** 167 (גיא רוזן עורך 1999); אריאן רנן־ברזילי "הורים א/ עובדים – רב ממדיות והפמיניזם החברתי של מעמד הפועלות – תשתית תיאורטית לשילוב משפחה ועבודה בישראל" **עיוני משפט** לה 307 (2012).

נוטים להיות מועסקים במשרות שהשכר השעתי בהן גבוה יותר מאשר בענפים הנפוצים בקרב נשים.[10] גם לבחירות במסלולי לימוד שונים יש השפעה על פער השכר.[11]

המחוקק הישראלי נתן את דעתו על הבעייתיות בפערי השכר המגדריים. כבר בשנת 1964 נחקק חוק שכר שווה, שעיקרו הוא שכאשר העבודה זהה, קיימת חובה שהשכר יהיה שווה.[12] שנים לאחר מכן, מתוך הבנה שהפערים המגדריים הלכו וגדלו, החוק נחקק בשנית בשינויים המחייבים.[13] לצד זאת, החוק הרחב יותר שעוסק בסוגיה הוא חוק שוויון הזדמנויות בעבודה, אשר קובע באופן בהיר שלא ניתן להפלות בקידום בעבודה.[14] קיומה של תקרת הזכוכית שמונעת מנשים שהגיעו לתפקידים בכירים להתקדם בסולם השכר עשוי להעיד על הקושי שבאכיפת חוק זה. בהמשך לכך, בבג"ץ שדולת הנשים נקבעה לראשונה חובת ייצוג הולם לנשים בדירקטוריונים של חברות ממשלתיות.[15] בשנת 2014 תוקנה החקיקה כך שתחייב את המגזר הציבורי לנטר פערי שכר מגדריים ולדווח עליהם. ב־2020 הושלם התיקון לחוק בעניין שכר שווה לעובד ולעובדת, המחייב מעסיקים של מעל 518 עובדים במגזר הפרטי לפרסם דיווחים ופילוחים על פערי שכר מגדריים בעסק.[16] לעומת זאת, שינויים במדיניות הרווחה בישראל לגבי אימהות חד־הוריות הביאו לפגיעה ביכולתן של נשים אלה לשפר את שכרן.[17] דווקא מדיניות שתומכת באפשרות של נשים לשלב קריירה ומשפחה עשויה לתרום להנצחת פער השכר המגדרי או להרחבתו, הואיל ואותן נשים שמצטרפות למעגל העבודה כתוצאה מהמדיניות נוטות לבחור בתעסוקה מתגמלת פחות.[18]

במדינות אחרות, חוקים מסוג זה קיימים מזה שנים, וייתכן שזו הסיבה לכך שפערי השכר המגדריים בהן מצטמצמים, בניגוד לישראל. לדוגמה, חוק שהתקבל בשנת 2006 בצרפת מטיל על המעסיקים חובה לדון גם על שוויון מגדרי בתחום השכר במסגרת משא ומתן עם נציגי עובדים.[19] גם בבלגייה ובלוקסמבורג קיימת חקיקה דומה. בספרד, חברות שמועסקים בהן 250 איש לפחות מחויבות להכין וליישם תוכנית להגדלת השוויון בשיתוף פעולה עם נציגי העובדים, ובין השאר לדון ישירות בצמצום פערי השכר. באוסטרייה, עסקים שבהם 150 עובדים לפחות מחויבים לפרסם דו"ח שוויון בשכר אחת לשנתיים. מאז שנת 2002, על מעסיקים באוסטרייה לכלול במודעות דרושים שהם מפרסמים מידע על גובה השכר במשרה. בבלגיה נדרשת הכנתה של תוכנית פעולה לצמצום פערי שכר אם קיים חשד לפערים. בצרפת

10 אבי וייס "תמונת מצב המדינה – תרשימים בנושאי חברה וכלכלה בישראל 2017" **מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל** (2017).

11 בן־דוד וקמחי, לעיל ה"ש 7, בעמ' 2.

12 חוק שכר שווה לעובדת ולעובד, התשכ"ד–1964.

13 חוק שכר שווה לעובדת ולעובד, התשנ"ו–1996.

14 ס' 2 לחוק שוויון הזדמנויות בעבודה.

15 בג"ץ 453/94 **שדולת הנשים בישראל נ' ממשלת ישראל**, פ"ד מח(5) 501 (1994).

16 חוק שכר שווה לעובדת ולעובד (תיקון מס' 6), התש"ף–2020.

17 ענת הרבסט־דבי ועמית קפלן "אוטונומיה שבריריות: השלכות של גירושין על שכרן של אמהות בישראל בראי מדיניות הרווחה" **בטחון סוציאלי** 103, 113–135 (2018).

18 Hadas Mandel & Moshe Semyonov, F*amily Policies, Wage Structures, Earnings Inequality in 20 Countries*, 70 AM. SOC. REV. 949 (2005).

19 מרכז המחקר והמידע של הכנסת. דרכים לצמצום פערי שכר בין גברים לנשים בכמה מדינות באיחוד האירופי (2014).

מושתים קנסות על מעסיקים שאינם עושים כן. פינלנד וליטא פועלות בדרכים שונות להגדיל את השכר בענפים הנחשבים לנשיים כמו אומנות, חינוך, תרבות ועבודה סוציאלית. בנורווגיה, בחקיקה משנת 2004 נקבע כי בדירקטוריונים של חברות ממשלתיות יינתן ייצוג הולם לנשים בשיעור מינימלי של 40%, ובשנת 2006 החקיקה הורחבה לחברות נוספות. התוצאה הייתה ששיעור הנשים בדירקטוריונים עלה תוך 5 שנים מ־9% ל־40%. בפורטוגל ובבריטניה פורסמו הנחיות להערכת עבודות בעלות ערך שווה ללא הטיה מגדרית.

מחקרים קודמים בישראל מצביעים על כך שלמרות שיפור משמעותי במעמדן של נשים בשוק העבודה, לא חל שינוי בחלוקת המטלות במשק הבית או בתפיסה הנורמטיבית של מעמד האישה, מה שמקשה כמובן על צמצום פער השכר המגדרי.[20] הליברליזציה בשוק העבודה פגעה בהגנות על נשים במגזר הציבורי והעמיקה את הפערים במגזר הפרטי.[21] בנוסף, ואולי כתוצאה מהליברליזציה, הפערים המגדריים בתשואות על מאפיינים הקשורים בפריון העבודה גדלו מהר יותר מאשר הצמצום במאפיינים עצמם.[22] ייתכן שהגידול בתעסוקה של נשים ערביות וחרדיות, שעבורן חלוקת המטלות במשק הבית נוטה להיות מסורתית יותר ושוויונית פחות,[23] הביא לריכוז גבוה יותר של נשים במשרות חלקיות ובשכר נמוך, וכתוצאה מכך להרחבת פער השכר המגדרי.

הספרות המחקרית מציעה מגוון של הסברים לפער השכר המגדרי הנותר גם לאחר פיקוח על מגוון של מאפיינים המשפיעים על השכר:

1. נשים מייחסות חשיבות רבה יותר מאשר גברים למרחק ממקום המגורים כגורם שמשפיע על בחירת מקום העבודה שלהן, ולכן מוכנות לעבוד תמורת שכר נמוך יותר במקומות עבודה סמוכים יותר למקום מגוריהן.[24]
2. תשואה נמוכה יותר על כישורים חברתיים של נשים יחסית לאלה של גברים.[25]
3. נחישות קטנה יותר של נשים להתמקח על תנאי ההעסקה, בעיקר כאשר המעסיק הוא גבר.[26]

20 ברברה ס׳ אוקן ועמליה ס׳ אוליבר ״עבודה בשכר ומבנה המשפחה: מחקר לאורך זמן בקרב נשים יהודיות בישראל״ **סוציולוגיה ישראלית** י 307 (2009); הדס צמרת, הדס בן אליהו, נעמי חזן, חנה הרצוג, יוליה בסין ורונה ברייר־גארב ״מדד המגדר: אי־שוויון מגדרי בישראל 2023״ **מכון ון ליר בירושלים** (2023); Hadas Mandel & Debora P. Birgier, *The Gender Revolution in Israel: Progress and Stagnation*, *in* SOCIOECONOMIC INEQUALITY IN ISRAEL: A THEORETICAL AND EMPIRICAL ANALYSIS 153 (Nabil Khattab, Sami Miaari & Haya Stier eds., 2016).

21 Benjamin Bental, Vered Kraus & Yuval Yonay, E*thnic and Gender Earning Gaps in a Liberalized Economy: The Case of Israel*, 63 SOC. SCI. RES. 209 (2017).

22 Yitchak Haberfeld & Yinon Cohen, *Gender, Ethnic, and National Earnings Gaps in Israel: The Role of Rising Inequality*, 36 SOC. SCI. RES. 654 (2007).

23 Liat Kulik & Faisal Rayyan, *Wage-Earning Patterns, Perceived Division of Domestic Labor, and Social Support: A Comparative Analysis of Educated Jewish and Arab-Muslim Israelis*, 48 SEX ROLES 53 (2003).

24 Moshe Semyonov & Noah Lewin-Epstein, *Suburban Labor Markets, Urban Labor Markets, and Gender Inequality in Earnings*, 32 THE SOCIO. Q. 611 (1991).

25 Christopher Flinn, Petra Todd & Weilong Zhang, *Personality Traits, Job Search and the Gender Wage Gap*, Cambridge Working Papers in Economics No. 2053 (2020).

4. נטייה של נשים להערכת חסר של כישוריהן.[27]
5. נטייתן של הנשים להעדיף שכר יציב ובטוח על פני שכר גבוה.[28]
6. חוסר רצונן או יכולתן של נשים להתמודד על קידום בסביבה תחרותית, בעיקר כאשר ההתמודדות היא מול גברים.[29]
7. נטייתן של נשים להעדיף עבודות מול אנשים אחרים או עבודות בעלות ערך חברתי, כגון סיוע לזולת, עבודות שנוטות להיות פחות מתגמלות.[30]
8. הפליה מגדרית מצד מעסיקים, גם אם מדובר בהפליה סטטיסטית הנובעת מחוסר הוודאות של המעסיקים לגבי כישורי העובדים.[31]

רבים מהסברים אלה תקפים גם בישראל, כפי שהוכח בשורה ארוכה של מחקרים.[32]

הספרות הכלכלית התמקדה בעיקר בניתוח הממוצע או החציון של פער השכר המגדרי.[33] בחינה מצומצמת זו עשויה להתעלם מהבדלים חשובים בפערים הקיימים על פני התפלגות השכר, כמו פערי שכר גדולים בקרב בעלי שכר גבוה או בקרב בעלי שכר נמוך. פערי שכר גדולים בחלק העליון של התפלגות השכר עשויים לרמז על "תקרת זכוכית", המתארת בלימה בקידום נשים למשרות בכירות.[34,35] לעומת זאת, פערי שכר גבוהים בתחתית התפלגות השכר עשויים להצביע על "רצפה דביקה", כלומר התקבעות של נשים במשרות נמוכות דרג, וכבילה לתפקידים שבהם התנאים, השכר והניידות נמוכים. מחקרים קודמים אשר בחנו את פערי השכר

26 שרון רבין מרגליות "ההסבר (תירוץ) השוקי לפערי שכר מגדריים: בעקבות פסק דין בומסנטרס בע"מ נ' אורית גורן" **הפרקליט** נ 487 (התש"ע).

27 Christine L. Exley & Judd B. Kessler, *The Gender Gap in Self-Promotion**, 137 THE Q. J. OF ECON. 1345 (2022).

28 Vaishali Zambre, *The Gender Gap in Wage Expectations: Do Young Women Trade Off Higher Wages for Lower Wage Risk?* (2018), Discussion Paper No. 1742, DIW, Berlin.

29 Marianne Bertrand, *Coase Lecture – The Glass Ceiling*, 85 ECONOMICA 205 (2018).

30 Dora Gicheva, *Occupational Social Value and Returns to Long Hours*, 87 ECONOMICA 682 (2020).

31 Gayle George-Levi & Limor Golan, *Estimating a Dynamic Adverse-Selection Model: Labour-Force Experience and the Changing Gender Earnings Gap 1968-1997*, 79 THE REV. OF ECON. STUD. 227 (2012).

32 נוגה דגן־בוזגלו ויעל חסון **פערי שכר מגדריים בישראל: תמונת מצב 2020** (מרכז אדוה, מרץ 2020) 30 עמודים.

33 איל קמחי "פערי שכר מגדריים בישראל מה הגורמים להם וכיצד ניתן לצמצמם?" מאמר מחקר, **מוסד שורש למחקר כלכלי-חברתי** (2022); פוקס, לעיל ה"ש 7, בעמ' 2; אסף גבע "על פערי השכר בין גברים לנשים" **משרד האוצר** (2015); רות קלינוב "מה שעל פני השטח ומה שמתחתיו: פערי השכר בין נשים וגברים 1970–2000" **המרכז לפיתוח ע"ש ספיר**, סדרת ניירות לדיון 04.02, (2004).

34 Carol Hymowitz & Timothy D. Schellhardt, *The Glass Ceiling: Why Women Can't Seem to Break The Invisible Barrier That Blocks Them From the Top Jobs*, WALL STREET JOURNAL, EASTERN EDITION; NEW YORK, N.Y. 6 (1986).

35 כיוון שתקרת זכוכית היא דימוי המתאר "מחסום בלתי נראה" עבור נשים בשוק העבודה, דרושים מדדים כמותיים לתיאור חסמים אלה. אחד המדדים עבור תקרת הזכוכית שהוצעו בספרות על ידי Albrecht et al. (2003) הוא הימצאות פערי שכר גדולים יותר בחלק העליון של התפלגות השכר מאשר באמצע או בתחתית ההתפלגות.

nevo.co.il

המגדריים על פני התפלגות השכר הראו שהם גדולים יותר בזנבות ההתפלגות, דבר אשר עשוי לרמז על קיומן של תופעות ה"רצפה הדביקה" ו"תקרת הזכוכית". Kassenboehmer and Sinning (2014) חקרו את השפעתם של מאפייני ההון האנושי על פערי השכר המגדריים בארצות הברית על פני התפלגות השכר לאורך זמן. הם מצאו שמאפיינים שונים משפיעים באופן שונה ובעוצמות שונות על צמצום פערי השכר המגדריים בנקודות שונות על פני התפלגות השכר.[36] בנוסף, Wahlberg (2010) בחן את פערי השכר על פני ההתפלגות במגזר הפרטי והמגזר הציבורי בשוודיה ומצא שפערי השכר המגדריים גדולים יותר במגזר הציבורי מאשר במגזר הפרטי.[37] ביפן, Hara (2018) מצא כי פערי השכר המגדריים הבלתי מוסברים גדולים יותר בתוך מקום העבודה מאשר בכלל המשק, וכמו כן גדלים ככל שמתקרבים לזנבות התפלגות השכר.[38] Chzhen and Mumford (2011) הראו שפער השכר המגדרי בבריטניה גדל על פני כל התפלגות השכר ואף מתרחב בזנבה העליון, ושחלק ניכר מפער השכר המגדרי מוסבר על ידי קיטוב מגדרי במשלחי היד בבריטניה.[39]

אמידת פערי השכר עשויה להיות מושפעת על ידי הטיית סלקצייה הקשורה לעצם הכניסה לשוק העבודה. הטיה זו גורמת לכך שהמדגם המשמש לאמידת משוואת השכר אינו אקראי, ועל כן תוצאות האמידה עשויות להיות מוטות. להטיית הסלקצייה יכולה להיות השפעה חיובית או שלילית על פער השכר המגדרי הנאמד. הטיה חיובית גורמת לצמצום בפערי השכר הנאמדים ונובעת מכך שמבין הנשים שבוחרות לעבוד, שיעור הנשים המיומנות (בעלות כישורים גבוהים) גבוה משיעור הנשים הבלתי מיומנות. הטיה שלילית גורמת להרחבת פער השכר המגדרי ונובעת משיעור גבוה יותר של נשים בלתי מיומנות בכוח העבודה. בפועל, לא ניתן לדעת מה הוא כיוונה של ההטיה במדגם, שכן הטיה זו יכולה לנבוע לא רק מכישוריהם הנצפים של הפרטים, אלא גם מנתונים לא נצפים כמו שכר הסף שלהם. ניתן להתגבר על הטיית הסלקצייה הנובעת מהחלטת התעסוקה של הפרט בעזרת תיקון לסלקצייה על פי Heckman (1979).[40] לדוגמה, Mulligan and Rubinstein (2008) טענו כי הצמצום שחל בפער השכר המגדרי בארצות הברית בין השנים 1975–1979 ל־1995–1999 מוסבר ברובו באמצעות שינויים בהרכב כוח העבודה שחלו בשנים אלה. כלומר, בשנים אלה חלה יציאה של נשים בעלות מיומנויות נמוכות משוק העבודה וכניסה של נשים עתירות מיומנויות.[41] Neuman and Oaxaca (2003) השתמשו בנתוני מפקד האוכלוסין לשנת 1983 בישראל ומצאו שקיימת הטיית

36 Sonja C. Kassenboehmer & Mathias G. Sinning. *Distributional Changes in the Gender Wage Gap*, 67 INDUSTRIAL AND LABOR RELATIONS REV. 335 (2014).

37 Roger Wahlberg, *The Gender Wage Gap across the Wage Distribution in the Private and Public Sectors in Sweden*, 17 APPLIED ECON. LETTERS 1465 (2010).

38 Hiromi Hara, *The Gender Wage Gap across the Wage Distribution in Japan: Within- and between-Establishment Effects*, 53 LABOUR ECON. 213 (2018).

39 Yekaterina Chzhen & Karen Mumford, *Gender Gaps across the Earnings Distribution for Full-Time Employees in Britain: Allowing for Sample Selection*, 18 LABOUR ECON. 837 (2011).

40 James J. Heckman, *Sample Selection Bias as a Specification Error*, 47 ECONOMETRICA 153 (1979).

41 Casey B. Mulligan & Yona Rubinstein, *Selection, Investment, and Women's Relative Wages over Time*, 123 THE Q. J. OF ECON. 1061 (2008).

סלקצייה חיובית עבור נשים במדגם, וכן שלאחר תיקון הסלקצייה, פער השכר המגדרי קטן.[42] אנדבלד וגוטליב (2013) מצאו כי פערי השכר המגדריים בישראל שהתקבלו לאחר התיקון לסלקצייה היו קטנים מפערי השכר שהתקבלו ללא התיקון לסלקצייה.[43]

המטרה של מחקר זה היא לבחון האם קיימים הבדלים בפערי השכר המגדריים על פני התפלגות השכר בישראל, תוך פיקוח על שורה של מאפיינים סוציו־דמוגרפיים ותיקון ההטיה הנוצרת עקב הטרוגניות בהחלטות ההשתתפות בכוח העבודה. בנוסף, נבחן את המגמות בפערי השכר המגדריים לאורך זמן, על מנת לזהות חסמים אפשריים לצמצום פער השכר המגדרי ולאפיין אמצעי מדיניות מתאימים. פרק 2 מתאר את המתודולוגיה שבה נעשה שימוש ואת קובץ הנתונים. פרק 3 מתאר את אופן בניית המשתנה המוסבר, ופרק 4 את המשתנים המסבירים. פרק 5 מציג סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים, ופרק 6 את תוצאות האמידה. פרק 7 מספק סיכום ומסקנות.

ב. מתודולוגיה ונתונים

מתודולוגיית המחקר תתבסס על אמידה אקונומטרית של פער השכר המגדרי. ראשית תיאמד רגרסיה ליניארית רגילה של השכר כולל משתנה המגדר, שהמקדם שלו משקף את פער השכר המגדרי. שנית, יתבצע תיקון לסלקצייה לפי Heckman (1979) היות שסביר להניח שמדגם העובדים אינו מדגם אקראי של האוכלוסייה (יהיה בו ייצוג נמוך מדי של עובדים בעלי שכר פוטנציאלי נמוך).[44] לאחר מכן תיאמד רגרסיית אחוזונים בעזרת המודל של Koenker and Bassett (1978),[45] שמאפשר לזהות את פער השכר המגדרי בכל אחוזון של התפלגות השכר. לבסוף, נחזור על אמידת רגרסיית האחוזונים, והפעם עם תיקון לסלקצייה.[46] תיאור מפורט של המודלים האקונומטריים נמצא בנספח 1.

נתוני המחקר מתבססים על קובצי הנתונים מסקר הוצאות והכנסות משקי הבית בישראל לשנים 2014–2019 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. בסקר זה נאספים נתונים על ההוצאות וההכנסות של משקי הבית בישראל ועל המוצרים שבבעלותם וכמו כן נאספים נתונים על דיור, השכלה, תעסוקה ועוד (הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה 2022). לצורך הניתוח מוזגו שני קובצי נתונים: (1) קובץ נתונים עבור משקי הבית; (2) קובץ נתונים עבור הפרטים בכל משק בית, וזאת על סמך מספר משק הבית בכל קובץ.

ניתוח התפלגות השכר ייערך בקרב גברים ונשים בגילים 25–64, אשר מהווים את עיקר כוח העבודה בישראל. השכר שינותח הוא שכר ממוצע לשעת עבודה, המחושב לפי ההכנסה

42 Shoshana Neuman & Ronald L. Oaxaca, *Gender versus Ethnic Wage Differentials among Professionals: Evidence from Israel*, ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE 267 (2003).

43 מירי אנדבלד ודניאל גוטליב "מעמדן הכלכלי-חברתי של נשים בישראל, 1997–2011" מחקרים לדיון מס' 113 **המוסד לביטוח לאומי** (2013).

44 Heckman, לעיל ה"ש 40.

45 Roger Koenker & Gilbert Bassett, *Regression Quantiles*, 46 ECONOMETRICA 33 (1978).

46 Manuel Arellano & Stéphane Bonhomme, *Quantile Selection Models with an Application to Understanding Changes in Wage Inequality*, 85 ECONOMETRICA 1 (2017).

nevo.co.il

החודשית המחולקת במספר שעות העבודה החודשיות.[47] כדי להימנע מתצפיות חריגות הושמטו פרטים ששעות העבודה החודשיות שלהם היו נמוכות מ־25 שעות. קבוצת המדגם שבה נתמקד היא שכירים אשר שכרם נע בין 20 ש״ח ל־650 ש״ח לשעת עבודה.[48] טבלה 1 מסכמת את מספר התצפיות שהוסרו מבסיס הנתונים וכמו כן את מספר התצפיות שנותרו רלוונטיות למחקר.

טבלה 1: מספר תצפיות שהושמטו*

משתנה	קטגוריה שהושמטה	שנה 2014	2015	2016	2017	2018	2019	סה״כ
גיל	0–24 ו־65+	15,294	15,900	16,523	17,112	16,373	14,526	95,728
		54.7%	55.0%	55.3%	56.1%	56.0%	56.1%	55.5%
עבודה בחודש מתחת ל־25 שעות		79	115	99	102	80	78	553
		0.3%	0.4%	0.3%	0.3%	0.3%	0.3%	0.3%
שכר	נמוך מ־20 ש״ח	370	314	267	233	203	124	1,511
		1.3%	1.1%	0.9%	0.8%	0.7%	0.5%	0.9%
	גבוה מ־650 ש״ח	1	1	1	5	3	0	11
		0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
סה״כ מספר תצפיות		27,950	28,917	29,871	30,492	29,238	25,894	172,362
סה״כ תצפיות מושמטות		15,744	16,330	16,890	17,452	16,659	14,728	97,803
סה״כ תצפיות שנותרו		12,206	12,587	12,981	13,040	12,579	11,166	74,559

*ללא השמטת תצפיות כפולה: אם הושמטה תצפית בגיל 20 עם שכר הנמוך מ־20 ש״ח היא תיספר רק בקטגוריית הגיל.

טבלה 2 מציגה את התפלגות נתוני המעמד בעבודה עם משתנה המגדר, לאחר הסרתם של נתונים לא רלוונטיים או חריגים. ניתן לראות שעל פני כל השנים הנבחנות התפלגות הנתונים דומה למדי, כאשר 67% מהתצפיות הם שכירים, 10% עצמאים ו־23% לא עובדים. מכלל השכירים במדגם כ־50% הם גברים. חוסר השוויון בין גברים לנשים מתעצם עבור קבוצת הלא עובדים, כאשר חלקן של הנשים באוכלוסייה זו גבוה כמעט פי שתיים, 36% גברים לעומת 64% נשים. באופן הפוך, חלקם של הגברים מתוך סך העצמאים גבוה כמעט פי שתיים מחלקן של הנשים, 62% גברים לעומת 38% נשים.

47 מכפלת מספר שעות עבודה שבועיות במספר שבועות העבודה בחודש.

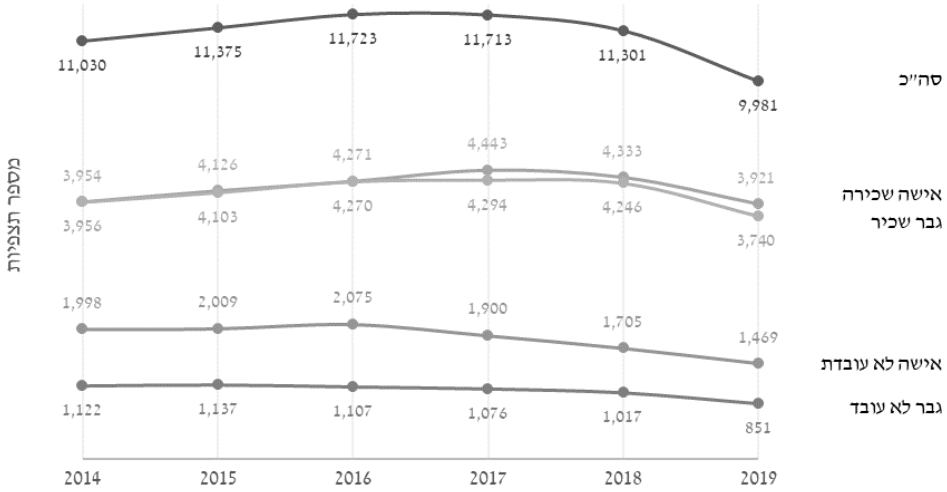
48 ערך השכר הנמוך ביותר הוגדר כשכר המינימום. כמו כן, ערך השכר הגבוה ביותר נבחר להיות 650 ש״ח לשעה, זאת לאחר השמטת תצפיות בעלות נתוני שכר קיצוניים (בשנים 2014–2016 הושמטה תצפית אחת, בשנת 2017 הושמטו חמש תצפיות, בשנת 2018 הושמטו שלוש תצפיות ובשנת 2019 לא הושמטו תצפיות).

טבלה 2: התפלגות משותפת לפי מעמד בעבודה ומגדר

		גברים			נשים			סה"כ		
	סטטוס	תצפיות	% עמודה	% שורה	תצפיות	% עמודה	% שורה	תצפיות	% עמודה
2014	שכיר	3,956	68%	50%	3,954	62%	50%	7,910	65%
	עצמאי	750	13%	64%	426	7%	36%	1,176	10%
	לא עובד	1,122	19%	36%	1,998	31%	64%	3,120	26%
	סה"כ	5,828	100%	48%	6,378	100%	52%	12,206	100%
2015	שכיר	4,103	69%	50%	4,126	63%	50%	8,229	65%
	עצמאי	746	12%	62%	466	7%	38%	1,212	10%
	לא עובד	1,137	19%	36%	2,009	30%	64%	3,146	25%
	סה"כ	5,986	100%	48%	6,601	100%	52%	12,587	100%
2016	שכיר	4,270	69%	50%	4,271	63%	50%	8,541	66%
	עצמאי	793	13%	63%	465	7%	37%	1,258	10%
	לא עובד	1,107	18%	35%	2,075	30%	65%	3,182	25%
	סה"כ	6,170	100%	48%	6,811	100%	52%	12,981	100%
2017	שכיר	4,294	69%	49%	4,443	65%	51%	8,737	67%
	עצמאי	838	13%	63%	489	7%	37%	1,327	10%
	לא עובד	1,076	17%	36%	1,900	28%	64%	2,976	23%
	סה"כ	6,208	100%	48%	6,832	100%	52%	13,040	100%
2018	שכיר	4,246	70%	49%	4,333	66%	51%	8,579	68%
	עצמאי	766	13%	60%	512	8%	40%	1,278	10%
	לא עובד	1,017	17%	37%	1,705	26%	63%	2,722	22%
	סה"כ	6,029	100%	48%	6,550	100%	52%	12,579	100%
2019	שכיר	3,740	71%	49%	3,921	67%	51%	7,661	69%
	עצמאי	708	13%	60%	477	8%	40%	1,185	11%
	לא עובד	851	16%	37%	1,469	25%	63%	2,320	21%
	סה"כ	5,299	100%	47%	5,867	100%	53%	11,166	100%
סה"כ	שכיר	24,609	69%	50%	25,048	64%	50%	49,657	67%
	עצמאי	4,601	13%	62%	2,835	7%	38%	7,436	10%
	לא עובד	6,310	18%	36%	11,156	29%	64%	17,466	23%
	סה"כ	35,520	100%	48%	39,039	100%	52%	74,559	100%

בשל העובדה שקיימים הבדלים בין שכירים לעצמאים במאפייני שוק העבודה, ומתוך כך שבמקרים רבים נתוני שכר או שעות העבודה של העובדים העצמאים מדווחים בצורה חלקית או לא מדויקת, בחרנו שלא לכלול את קבוצת העצמאים במחקר. כמו כן, ניתן לראות שאחוז העובדים העצמאים מכלל האוכלוסייה נמוך יחסית ועומד על 10% בלבד. כתוצאה מכך, את פער השכר המגדרי בחנו עבור קבוצת השכירים בלבד, ואת פער השכר המגדרי המתוקן בחנו עבור קבוצת השכירים וקבוצת הלא עובדים. את מספר התצפיות הסופי לפי מעמד בעבודה ומגדר ניתן לראות באיור 1.

איור 1. מספר תצפיות במדגם, לפי מעמד בעבודה ומגדר



ג. תיאור המשתנה המוסבר

1. משוואת הרגרסיה: המשתנה המוסבר במשוואת הרגרסיה שאותו נבחן במחקר הוא הלוגריתם הטבעי של השכר לשעת עבודה. השימוש בלוג הטבעי של השכר מאפשר קירוב טוב יותר של התפלגות השכר להתפלגות נורמלית, וכמו כן מקטין השפעה של תצפיות חריגות על תוצאות האמידה.

לפי התאוריה הכלכלית הקלסית, שכר העובד שווה לתפוקה השולית שלו. מכאן ניתן להסיק כי ככל שההון האנושי של עובד גדול יותר, כך יגדל גם שכרו. עם זאת, במקרים רבים שכר העובד נקבע גם בהתאם לתכונותיו האישיות, איכות ההון האנושי ומאפייני שוק העבודה. לכן, בבואנו לאמוד את משוואת השכר נתחשב בכלל המשתנים העשויים להשפיע על שכר העבודה של העובד. בעבודה זו, כדי לאמוד את משוואת השכר בחרנו להשתמש בשלוש קבוצות משתנים עיקריות: (i) המשתנים הדמוגרפיים (מגדר, דת/לאום, גלי עלייה וארץ מוצא); (ii) משתני ההון האנושי (שנות לימוד עבור חרדים ועבור לא חרדים ומשתנה קטגורי עבור סוג תעודה אחרונה, ניסיון, ניסיון בריבוע); (iii) משתנים נוספים שנבחרו כמועמדים להשפיע על השכר (מחוז עבודה, משלח יד וענף כלכלי).

2. משוואת הסלקצייה: משוואת הסלקצייה נאמדת באמצעות מודל Probit, מודל המתאר בחירת עיסוק פשוטה יחסית בין שתי אפשרויות, כלומר הפרט בוחר בין אפשרות של להשתתף בכוח העבודה (ובמקרה שלנו להיות שכיר) לבין לא לעבוד. לפיכך, המשתנה המוסבר במשוואת הסלקצייה הוא משתנה דמה המציין אם הפרט שכיר או לא עובד.

החלטת היציאה לעבודה תלויה בשכר הסף (כלל ההחלטה) ובמשתנים נוספים המשפיעים על תועלתו של הפרט, ביניהם משתנים לא נצפים כמו רצון ויכולת, משתנים דמוגרפיים

ומשתני ההון האנושי המשפיעים גם על משוואת השכר ובכך על החלטת היציאה לעבודה. כמו כן, על מנת להבדיל בין משוואת השכר למשוואת התעסוקה נשתמש במשתנים המשפיעים על החלטת התעסוקה, אך לא אמורים להשפיע על השכר. משוואת הסלקצייה כוללת גם היא שלוש קבוצות משתנים עיקריות: (i) המשתנים הדמוגרפיים (מגדר, דת/לאום, גלי עלייה וארץ מוצא); (ii) משתני ההון האנושי (שנות לימוד עבור חרדים ועבור לא חרדים ומשתנה קטגורי עבור סוג תעודה אחרונה); (iii) משתנים נוספים שנבחרו כמועמדים להשפיע על משוואת ההחלטה (גיל, גיל בריבוע, אזור מגורים, משתנה דמה המציין אם הפרט לומד או לא, מצב משפחתי ומספר הילדים במשק הבית).

ד. תיאור המשתנים המסבירים

1. **קבוצת המשתנים הדמוגרפיים** – מגדר, דת/לאום, גלי עלייה וארץ מוצא. קבוצת זו בעלת השפעה גם על גובה השכר וגם על בחירת התעסוקה, ולכן משתנים אלו יופיעו גם במשוואת הסלקצייה וגם במשוואת הרגרסיה.

מגדר: המשתנה העיקרי שלפיו נפלח את המדגם ונבחן את השפעתו על השכר הוא משתנה המגדר, אשר נותן אינדיקציה לפער השכר המגדרי.

דת/לאום: דתו של פרט עשויה להוות גורם חשוב בהסבר גובה השכר. משתנה זה הוכנס כדי לפקח על הפערים בשכר השעתי הנובעים מהשתייכות העובדים לקבוצות חברתיות ותרבותיות שונות. כמו כן, ניתן להניח שהשתלבות בתעסוקה של פרט עשויה להיות קשורה גם לדתו. משתנה זה מבחין בין חמש קבוצות אוכלוסייה שונות, שהובחנו ביניהן בעזרת שילוב של משתני הדת, הלאום ורמת הדתיות של ראש משק הבית.

תחילה ערכנו הפרדה בין שלוש קבוצות לאום שונות: יהודים, ערבים ובעלי לאום לא ידוע. לאחר מכן, הוחלט לבדל קבוצות אלה לפי דת ומידת דתיות. בפרט, קבוצת היהודים פוצלה לשתיים: יהודים חרדים ויהודים שאינם חרדים, וזאת על מנת לבקר על השוני במאפייני כוח העבודה בין האוכלוסייה החרדית והלא חרדית.[49] כמו כן, בקרב קבוצת הערבים בחנו את התפלגות השכר והמעמד בעבודה לפי שלוש קבוצות דת: מוסלמים, נוצרים ודרוזים. כיוון שעבור שלוש הקבוצות התקבלה התפלגות שכר דומה,[50] ומאחר שמספר התצפיות בקבוצת הדרוזים והנוצרים היה יחסית קטן, בחרנו שלא לפצל לפי דת את קבוצת הערבים. לסיכום, משתנה זה הוגדר באופן הבא: יהודים שאינם חרדים, יהודים חרדים, ערבים ופרטים נוספים שדתם אינה ידועה.

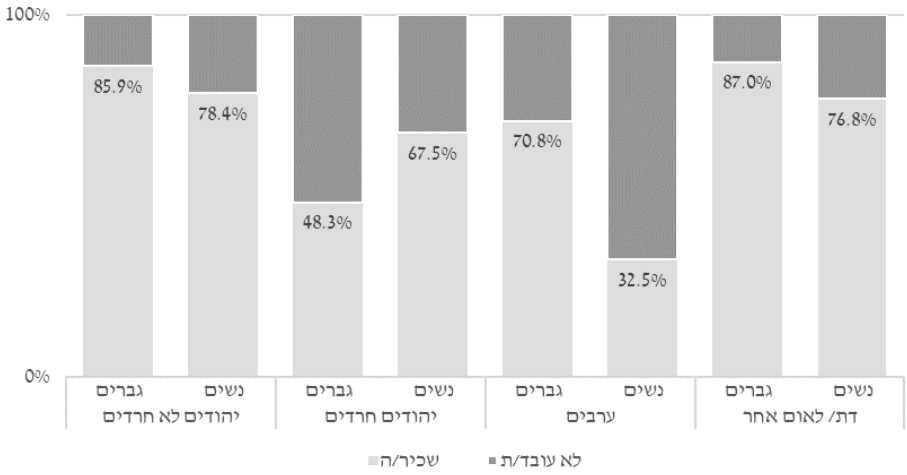
49 לצורך הבחנה בין קבוצת היהודים שאינם חרדים לחרדים, נעשה שימוש במשתנה המתאר את רמת הדתיות של ראש משק הבית. יהודים שראש משק הבית שלהם מוגדר כחרדי סווגו כיהודים חרדים.

50 שיעור התעסוקה הוא גבוה יחסית בקרב קבוצת הנוצרים אל מול המוסלמים והדרוזים, שלהם שיעור תעסוקה דומה. עם זאת, כיוון שמספר הפרטים הנוצרים במדגם יחסית קטן, הוחלט שלא להבדיל אותם מהשאר.

nevo.co.il

מאיור 2 ניתן לראות כי קיימים הבדלים משמעותיים מבחינת השתתפות בשוק העבודה בין גברים לנשים בקבוצות לאום ודת שונות. שיעור השכירים הגבוה ביותר מתקבל בקרב אוכלוסיית היהודים הלא חרדים (גברים 86%, נשים 78%) ופרטים בעלי דת ולאום לא ידועים (גברים 87%, נשים 77%). פרט לאוכלוסיית היהודים החרדים, שיעור הגברים השכירים בכל קבוצת אוכלוסייה גבוה משיעור הנשים באותה אוכלוסייה. מעניין לראות כי שיעור התעסוקה בקרב הנשים החרדיות (67.5%) גבוה יחסית לשיעור הגברים החרדים (48%), זאת בשל עיסוק הגברים בלימודי קודש ותפקידה של האישה כמפרנסת העיקרית במשק הבית החרדי. כמו כן, שיעור התעסוקה הנמוך ביותר התקבל בקרב הנשים הערביות (32.5%), ככל הנראה בשל הבדלים חברתיים, תרבותיים ודמוגרפיים המאפיינים את החברה הערבית ומשפיעים על דפוסי התעסוקה שלהם.

איור 2. התפלגות משתנה המעמד בעבודה לפי לאום ומגדר ממוצע לשנים 2014–2019



גלי עלייה מרכזיים וארץ מוצא: משתנה זה נבחר על מנת לפקח על ההבדלים במאפייני ההון האנושי של אנשים בעלי מוצא אתני שונה או שנת עלייה שונה. בקובצי הנתונים קיימים שני משתנים רלוונטיים להגדרת המשתנה: קבוצות שנת עלייה ויבשת לידה. הוחלט על חלוקה לשלוש קבוצות: (1) ילידי הארץ ופרטים שעלו בשנים 1947–1989; (2) עולים מאירופה בשנים 1990–2019; (3) עולים מאפריקה בשנים 1990–2019.[51]

51 קבוצת ילידי הארץ ופרטים שעלו בין השנים 1947–1989 כוללת גם את כל אוכלוסיית הערבים בין אם נולדו בישראל או לא (5,970 פרטים), וכמו כן את קבוצת העולים שיבשת הלידה שלהם אינה ידועה (64 פרטים).

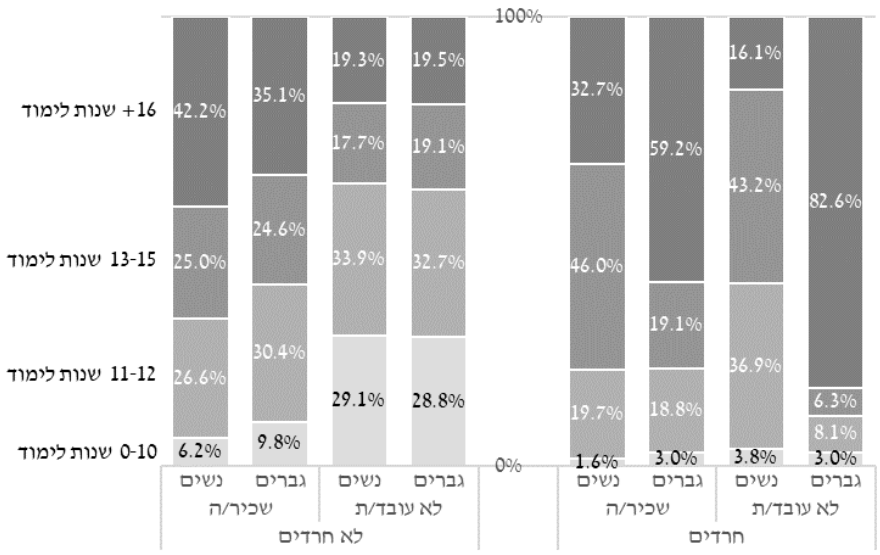
2. קבוצת משתני ההון האנושי – שנות לימוד עבור חרדים ועבור לא חרדים ומשתנה קטגורי עבור סוג תעודה אחרונה, ניסיון, ניסיון בריבוע. לפי תאוריית ההון האנושי,[52,53] ההשקעה בהשכלה והניסיון המקצועי שצובר הפרט לאורך חייו מגדילים את תפוקתו וכתוצאה מכך מגדילים את פוטנציאל ההשתכרות שלו ואת הסיכוי להשתלבות בשוק העבודה. לפיכך, בחרנו להשתמש בשלושה משתנים שונים המבטאים את רמת ההון האנושי של הפרט:

שנות לימוד: כפי שתואר בסקירת הספרות, רמת ההשכלה היא אחד הגורמים המשפיעים על יכולת ההשתכרות של הפרט, וכאמור שכר פוטנציאלי גבוה יותר מגדיל את הסיכוי להשתתפות בשוק העבודה. עם זאת, שנות לימוד של חרדים לא בהכרח מכוונות להגדלת ההון האנושי בשוק העבודה, ולכן במטרה לשקף את ההשכלה האפקטיבית, נפריד בין משתנה שנות לימוד של חרדים למשתנה שנות לימוד של כל השאר.

התפלגות שנות הלימוד באיור 3 מציגה באופן ברור את הנאמר בפסקה הקודמת. בקרב האוכלוסייה הלא חרדית, התפלגות שנות הלימוד של גברים ונשים לא עובדים כמעט זהה, וייצוג הגברים והנשים בעלי יותר מ־12 שנות לימוד בקבוצה זו נמוך מזה שבקרב קבוצת השכירים. כמו כן, שיעור הנשים המשכילות (בעלות יותר מ־12 שנות לימוד) גבוה משיעור הגברים המשכילים בקבוצת השכירים הלא חרדים.

מהתבוננות על התפלגות שנות הלימוד בקרב האוכלוסייה החרדית ניתן לראות כי שיעור

איור 3. התפלגות שנות לימוד עבור חרדים ולא חרדים לפי מעמד בעבודה ומגדר



52 Gary S. Becker, *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis*, *in* INVESTMENT IN HUMAN BEINGS 9 (1962), https://bit.ly/3WPeJBx.

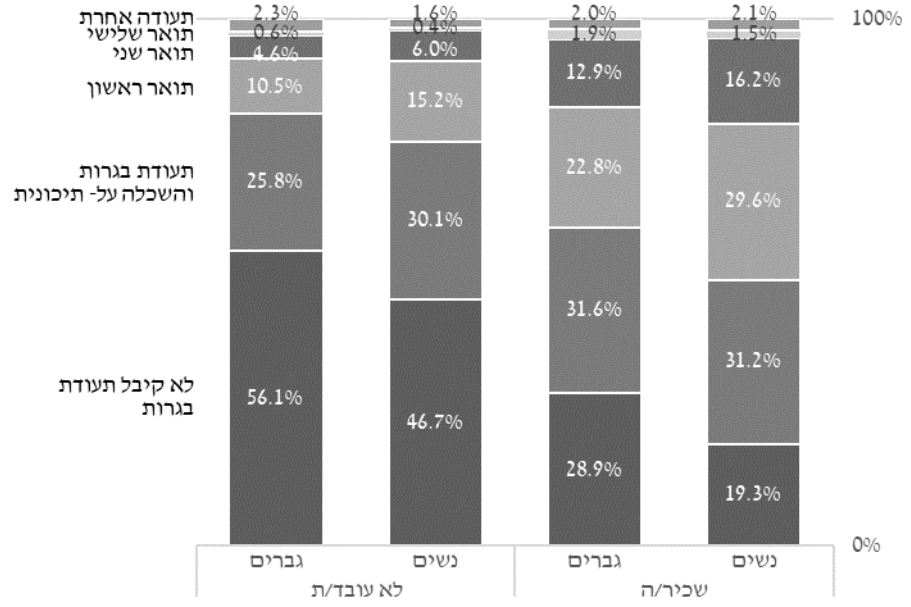
53 ההון האנושי כולל את התכונות האישיות של הפרט בין אם מולדות ובין אם נרכשות.

הנשים המשכילות גבוה בהרבה בקרב קבוצת השכירות מאשר בקבוצת הלא עובדות (79% לעומת 59% בהתאמה). אף על פי כן, בקרב הגברים החרדים התמונה מתהפכת, כך ששיעור בעלי השכלה של יותר מ־12 שנים גבוה יותר בקרב הגברים שאינם עובדים מאשר בקרב הגברים השכירים. כלומר, בעוד בקרב הנשים החרדיות והאוכלוסייה הלא חרדית קיים קשר חיובי בין תעסוקה למספר שנות לימוד, בקרב הגברים החרדים קשר זה מתהפך.

סוג תעודה אחרון: בעוד משתנה שנות הלימוד מודד את ההשכלה באופן ליניארי, משתנה סוג התעודה האחרון מודד האם התשואה להשכלה שונה בין רמות השכלה שונות והאם קיימת תשואה נוספת עבור השגת תעודה. בקובץ הנתונים משתנה זה הוא בעל עשר קטגוריות, כאשר בעבודה זו יצרנו משתנה בעל שש קטגוריות בלבד: (1) לא קיבל תעודת בגרות: תעודת סיום בי״ס יסודי או חטיבת ביניים; תעודת סיום תיכון (שאינה תעודת בגרות); לא קיבל תעודה, (2) תעודת בגרות והשכלה על־תיכונית: תעודת בגרות; תעודת סיום בי״ס על־תיכוני שאינה תעודה אקדמית, (3) תואר ראשון, (4) תואר אקדמי שני, (5) תואר אקדמי שלישי, (6) תעודה אחרת או לא ידוע.

מאיור 4 עולה כי נשים באופן יחסי יותר משכילות מגברים. בפרט, גם בקרב קבוצת השכירים וגם בקרב קבוצת הלא עובדים, שיעור הנשים בעלות התארים האקדמיים גבוה מזה של הגברים. בעוד בקרב קבוצת השכירים מחצית מהנשים ושליש מהגברים הם בעלי השכלה גבוהה (תואר ראשון ומעלה), בקרב הלא עובדים שיעור בעלי ההשכלה הגבוהה נמוך בהרבה ועומד על 15% בקרב הגברים ו־21% בקרב הנשים.

איור 4. התפלגות תעודה אחרונה לפי מעמד בעבודה ומגדר



ניסיון תעסוקתי: משתנים נוספים השייכים לקבוצת משתני ההון האנושי הם משתני הניסיון והניסיון בריבוע. משתנים אלה אינם נכללים במשוואת הסלקצייה כיוון שהם נצפים רק עבור פרטים עובדים. משתנה זה יאפשר לאמוד את התשואה בשכר הנובעת מוותק העובד בשוק העבודה. התפלגות שנות הניסיון דומה ביותר בין נשים לגברים שכירים.

הניסיון התעסוקתי הוגדר באופן הבא: גיל בניכוי שנות לימוד, בניכוי משך שירות צבאי[54] ובניכוי 6 שנים נוספות.[55] הגדרת משתנה זה אינה חפה משגיאות שכן משתנה הניסיון אינו מייצג את ותק העובד האמיתי, אלא את מספר השנים המשוער שבו הוא יימצא בשוק העבודה. כמו כן, כיוון שניסיון העבודה הוא נגזרת של הגיל ומשך הזמן שבו הפרט אינו עובד, קיימות כמה סיבות ל"טעויות מדידה" במשתנה זה.[56] זאת עקב היעדר נתונים על אודות גילו המדויק של הפרט[57] ומשך הזמן שבו הוא נעדר בפועל משוק העבודה.

3. **מאפייני התעסוקה** – מחוז עבודה, משלח יד וענף כלכלי. שלושת המשתנים הללו יתווספו למשוואת הרגרסיה בלבד כיוון שהם נצפים רק עבור פרטים שכירים ובעלי השפעה רבה על שכר העבודה.

מחוז עבודה: משתנה זה יפקח על הבדלים בשכר הנובעים ממאפיינים שונים בשוק העבודה המקומי. בחירה במשתנה מחוז העבודה נובעת מההנחה שבאזורים גאוגרפיים שונים יתקבלו הצעות שכר שונות. בבסיס הנתונים המקורי משתנה זה כולל שבע קטגוריות: ירושלים, צפון, חיפה, מרכז, תל אביב, דרום, יהודה ושומרון.[58] לאחר בדיקת השפעת מחוז עבודה על השכר הוחלט לאחד בין אזור הצפון לחיפה ובין ירושלים ליהודה ושומרון, ושאר האזורים נותרו ללא שינוי. התפלגות מחוז העבודה דומה למדי עבור גברים ונשים שכירים, כאשר ריכוז העובדים גבוה ביותר במחוזות הצפון (גברים (27.5%), נשים (25%)), המרכז (גברים (24.5%), נשים (25.5%)), ובתל אביב (גברים (23%), נשים (24%)).

משלח יד/ענף כלכלי: משתני ההון האנושי שהוצגו בסעיף הקודם הם כמותיים בעוד איכות ההון האנושי חשובה לא פחות. כדי לפקח על איכות ההון האנושי נשתמש במשתנה של משלחי יד וענף כלכלי. פערי שכר בין משלחי יד וענפי כלכלה שונים משקפים הבדלים בפריון העבודה, ואלה עשויים לנבוע לפחות באופן חלקי מהבדלים באיכות ההון האנושי. מחקרים מראים כי פערי השכר המגדריים מושפעים במידה רבה מן הבידול המגדרי של שוק העבודה,[59]

54 ההנחה היא כי כל היהודים שאינם חרדים שירתו שירות מלא. לכן הורדת משך השירות הצבאי מהניסיון נעשתה באופן הבא: לגברים יהודים שאינם חרדים: שלוש שנים; לנשים יהודיות שאינן חרדיות: שנתיים; אחרת אפס.

55 אומדן למשך התקופה לפני בית הספר היסודי.

56 טעות המדידה מוגדרת כהפרש בין הערך האמיתי או בפועל לבין הערך הנמדד.

57 שתנה הגיל בסקרי הוצאות והכנסות משקי הבית אינו משתנה רציף, אלא קטגורי, ולכן אין בידינו מידע לגבי גילם המדויק של הפרטים.

58 בשנת 2019 נוספה קטגוריה חדשה למשתנה זה עבור מחוז עבודה שאינו ידוע, והוחלט להשאיר קטגוריה זאת כקטגוריה נפרדת עבור שנת 2019 בלבד.

59 Blau & Kahn, לעיל ה"ש 3; Claudia Goldin et al., *The Expanding Gender Earnings Gap: Evidence from the LEHD-2000 Census*, 107 AM. ECON. REV. 110 (2017).

כתוצאה מחלוקת העבודה המסורתית בבית ומ"מחיר" האימהות בשוק העבודה.[60] נשים רבות יעדיפו לבחור מראש במשלחי יד "נשיים" שבהם ההשקעה בהון האנושי נמוכה, היקף העבודה נמוך ובהתאמה גם שכר העבודה. כמו כן, מחקרו של גבע (2015) מצא כי פערי השכר המגדריים נובעים במידה רבה משוני במשקל הנשים והגברים בענפים השונים של המשק והראה שישנו ייצוג גבוה של נשים בענפים המניבים הכנסה נמוכה יחסית. משתנה משלח יד ברגרסיה יפקח על אותם הבדלים בשוק העבודה הנגרמים כתוצאה משיוך לקבוצות מקצוע שונות.

משתנה משלח היד המקורי כלל עשר קטגוריות.[61] לאחר בדיקת השפעת משלחי היד השונים על השכר הענפים רוכזו כך: (1) מנהלים; בעלי משלח יד אקדמי, (2) הנדסאים; טכנאים; סוכנים; ובעלי משלח יד נלווה, (3) פקידים כלליים ועובדי משרד, (4) עובדי מכירות ושירותים, (5) עובדי ייצור: בעלי מלאכה בתעשייה ובבינוי ובעלי משלח יד דומה; מפעילי מתקנים ומכונות; מרכיבי מוצרים וציוד; ונהגים, (6) עובדים מקצועיים בחקלאות, בייעור ובדיג; עובדים בלתי מקצועיים, (7) משלח יד לא ידוע.

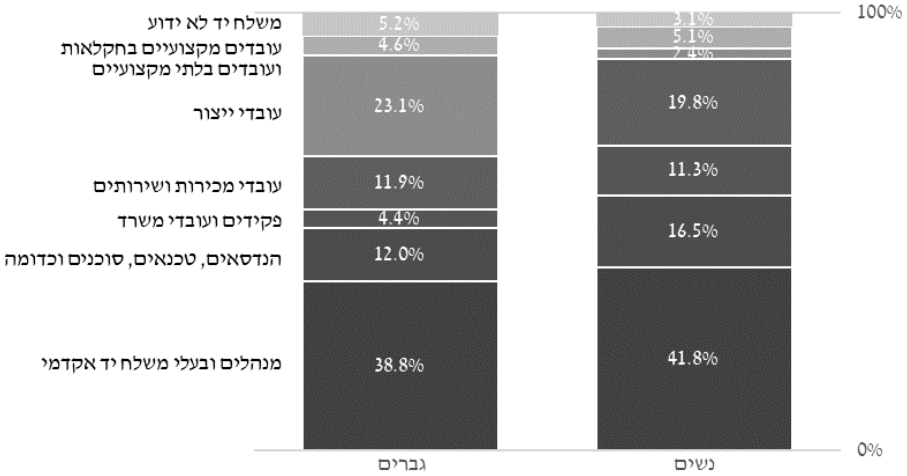
מהשוואת התפלגות משלחי היד בין גברים לנשים (איור 5) ניתן לראות כי שיעור הנשים המועסקות במקצועות הפקידותיים (11%) ובתחום המכירות והשירותים (20%) גבוה פי שתיים משיעור הגברים המועסקים במשלחי יד אלה (4.4% ו־11.5% בהתאמה). לעומת זאת, שיעור הנשים המועסקות בתחום הייצור הוא קצת יותר מעשירית (2.4%) משיעור הגברים (23.1%) המועסקים בתחום זה. לנשים וגברים ייצוג דומה במשלחי יד מרובי השכלה (אקדמאים, מנהלים, הנדסאים, טכנאים). אף על פי כן, עקב רמת פירוט נמוכה, לא ניתן להסיק רבות על אודות הבידול התעסוקתי בשוק העבודה מנתון זה. לדוגמה, כל משלחי היד האקדמיים נמצאים תחת קטגוריה אחת, ובאופן זה אנו מתעלמים מהשוני הגדול בין מקצועות אקדמיים המאופיינים ברוב נשי אל מול מקצועות שבהם רוב גברי. כיוון שפערי שכר מגדריים בשוק העבודה נובעים במידה רבה מן העובדה שנשים מתרכזות בענפים ובמשלחי יד נבדלים ומתוגמלים פחות מאלה של גברים, הפירוט הנמוך של משלחי היד אף עשוי להטות את תוצאות בחינת פערי השכר שכן הוא מקבץ משלחי יד שהשכר בהם שונה מאוד.

60 המחיר הכלכלי שגובה האימהות, אותו לרוב משלמות הנשים שעיקר נטל הטיפול בילדים ובמשק הבית מוטל עליהן, בעוד הגבר נתפס כמפרנס העיקרי. ראה: Michelle J. Budig & Paula England, *The Wage Penalty for Motherhood*, 66 AMERICAN SOCIOLOGICAL REVIEW 204 (2001).

61 קטגוריות משלח היד המקוריות: (1) מנהלים, (2) בעלי משלח יד אקדמאי, (3) הנדסאים, טכנאים, סוכנים ובעלי משלח יד נלווה, (4) פקידים כלליים ועובדי משרד, (5) עובדי מכירות ושירותים, (6) עובדים מקצועיים בחקלאות, בייעור ובדיג, (7) בעלי מלאכה בתעשייה ובבינוי ובעלי משלח יד דומה, (8) מפעילי מתקנים ומכונות, מרכיבי מוצרים וציוד ונהגים, (9) עובדים בלתי מקצועיים, (10) לא ידוע.

nevo.co.il

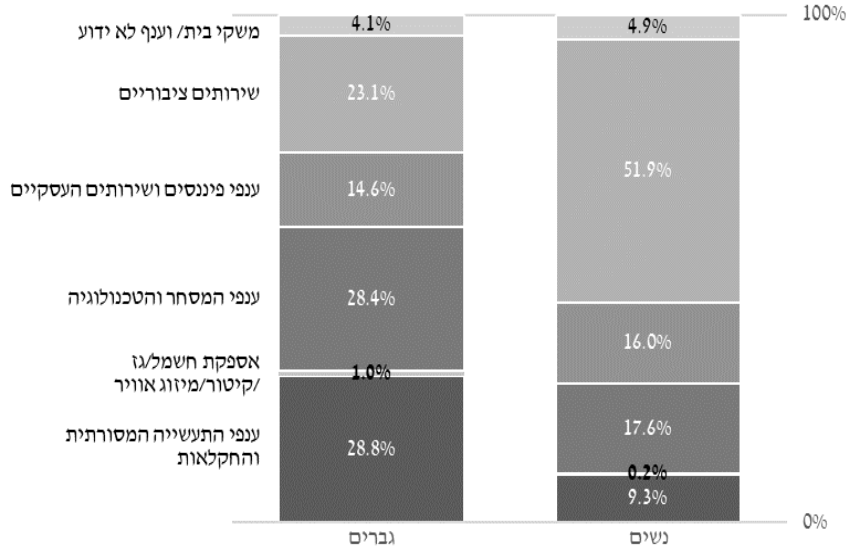
איור 5. התפלגות משלחי היד לפי מגדר



משתנה הענף הכלכלי בבסיס הנתונים מונה עשרים ואחת קטגוריות שונות שאותן הוחלט לקבץ לשש קטגוריות על פי מאפיינים דומים והשפעת כל אחד מהענפים בנפרד על השכר. משתני הענף הכלכלי נבחרו להיות: (1) ענפי התעשייה המסורתית והחקלאות: חקלאות, ייעור ודיג; כרייה וחציבה, תעשייה וחרושת; אספקת מים; ובינוי, (2) אספקת חשמל, גז, קיטור ומיזוג אוויר, (3) ענפי המסחר והטכנולוגיה: מסחר סיטוני וקמעוני; תיקון כלי רכב מנועיים ואופנועים; שירותי תחבורה, אחסנה, דואר ובלדרות; שירותי אירוח ואוכל; מידע ותקשורת, (4) ענפי הפיננסים והשירותים עסקיים: שירותים פיננסיים ושירותי ביטוח; פעילויות בנדל"ן; שירותים מקצועיים, מדעיים וטכניים; שירותי ניהול ותמיכה (5) שירותים ציבוריים: מנהל מקומי, מנהל ציבורי וביטחון; ביטוח לאומי חובה; חינוך; שירותי בריאות ושירותי רווחה וסעד; אומנות, בידור ופנאי; שירותים אחרים; ארגונים וגופים חוץ־מדינתיים (6) משקי בית כמקומות תעסוקה; ענף כלכלי לא ידוע.

התפלגות ענפי התעסוקה של גברים ונשים מוצגת באיור 6. בעוד כמחצית (52%) מהנשים במדגם מועסקות בענפי השירותים הציבוריים, פחות מרבע (23%) מהגברים מועסקים בענפים אלה. לעומת זאת, שיעור המועסקים בענפי המסחר והטכנולוגיה ובענפי התעשייה המסורתית והחקלאות גבוה בהרבה בקרב הגברים מאשר בקרב הנשים.

איור 6. התפלגות ענפי הכלכלה לפי מגדר



4. משתני הזיהוי של משוואת הסלקצייה – גיל, גיל בריבוע, אזור מגורים, משתנה דמה המציין אם הפרט לומד או לא, מצב משפחתי ומספר הילדים במשק הבית. משתנים אלו נבחרו כמועמדים להשפיע על החלטת היציאה לעבודה, אך אינם אמורים להשפיע על השכר המוצע לעובד.

גיל/גיל בריבוע: משתנה זה אינו מופיע במשוואת השכר כיוון שגיל העובד אינו אמור להשפיע על הצעת השכר של הפרט (בהינתן הוותק), אך כן עשוי להשפיע על בחירת התעסוקה שלו. לדוגמה, גיל העובד יכול להשפיע על ההחלטה לפרישה של עובדים משוק העבודה.

משתנה הגיל בסקרי הוצאות והכנסות משקי הבית הוא משתנה מקובץ המגדיר תשע קבוצות גיל אפשריות (עבור טווח הגילים 25–64): גילי 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54, 55–59, 60–61, 62–64. כיוון שמשתנה הניסיון מוגדר בעזרת משתנה הגיל ושנות הלימוד (משתנה רציף), יש להפוך את משתנה קבוצות הגיל למשתנה רציף גם כן. משתנה הגיל הרציף הוגדר להיות הגיל החציוני עבור כל קבוצת גיל. לדוגמה, הגיל שהוגדר לכל הפרטים בגילים 30–34 הוא 32.

אזור מגורים: משתנה זה מייצג את השפעת האזור הגאוגרפי על החלטת העבודה, זאת כתוצאה מכך שתנאי שוק העבודה והניידות קשורים להסתברות ליציאה לעבודה ומשתנים לפי אזור המגורים. בדומה למשתנה מחוז העבודה משתנה אזור המגורים מחולק במקור לאותן

שבע קטגוריות[62] ומוגדר בעבודה זאת באמצעות חמישה אזורים בלבד: ירושלים ויהודה ושומרון, צפון, דרום, מרכז, תל אביב.[63]

מאפיינים אישיים: משתנים המציינים את המצב משפחתי, מספר ילדים במשק הבית, ומשתנה דמה המתאר אם הפרט לומד או לא. מודלים כלכליים הקשורים להיצע העבודה והקצאת הזמן מראים כי למאפיינים אלה יש משמעות בהחלטה של הפרט האם להשתתף בכוח העבודה או לא. לפי מודלים אלה, בהחלטה לצאת לעבודה הפרט ימקסם את תועלתו וזאת בכפוף להקצאה מיטבית של הזמן העומד לרשותו. לרוב, חלוקת הזמן מתאפשרת בין עבודה בשוק העבודה, צריכת פנאי, ופעילויות שאינן בשוק העבודה: עבודה במשק הבית (הכוללת טיפול בילדים) והשקעה בהון אנושי (לימודים).[64] כמו כן, אם הפרט מנהל משק בית משותף, החלטת הקצאת הזמן עשויה להתקבל על ידי מקסום תועלתם של שני בני הזוג, ולכן למצב המשפחתי יש חשיבות על החלטת התעסוקה של הפרט. בנוסף, מתוך הנחה שבחירת התעסוקה של הפרט משתנה במשך תקופת הלימודים, בחרנו להוסיף משתנה דמה נוסף המציין אם הפרט לומד או לא.

משתנה המצב המשפחתי של הפרט הוגדר להיות משתנה קטגורי המציין האם הפרט: (1) נשוי/אה, (2) רווק/ה, (3) אחר: גרוש/ה; אלמן/ה; חי בנפרד; לא ידוע.

בנוסף למספר הילדים במשק הבית, גם לגיל הילדים עשויה להיות השפעה על החלטת התעסוקה, ונבחרו שני משתנים רציפים המתארים את מספר הילדים במשק הבית לפי טווחי גילים. משתנה מספר הילדים הוגדר באופן שונה עבור שנת 2014 ועבור השנים 2015–2019, זאת מכיוון שבשנת 2014 טווחי הגילים של מספר הנפשות במשק הבית היה שונה מבשאר השנים. עבור שנת 2014 שני המשתנים הוגדרו באופן הבא: 1. מספר הילדים בגילי 0–3, 2. מספר הילדים בגילי 4–15; עבור השנים 2015–2019: 1. מספר הילדים בגילי 0–4, 2. מספר הילדים בגילי 5–17.[65]

נציין כי עבור נתוני סקר 2018 נבדקה השפעה של משתנה המתאר אינטראקצייה בין בעלות על יותר מדירה אחת למשתנה דמה עבור לקיחת הלוואה עבור דירה. משתנה זה נבחר כיון שההחלטה על יציאה לעבוד תלויה גם בהוצאות או הכנסות שאינן מעבודה ומשפיעות על תועלתו של הפרט. כיוון שמשתנה הדמה המציין אם הפרט לקח הלוואה או לא נתון רק עבור שנת 2018, ולאחר שנבדקה השפעת משתנה הבעלות על דירה בנפרד,[66] הוחלט שלא להכניס משתנה זה למשוואת ההחלטה.

62 השוני היחיד מתקבל בשנת 2019, שם נוספה קטגוריה נוספת למשתנה מחוז העבודה (מחוז עבודה שאינו ידוע), אך לא נוספה קטגוריה נוספת במשתנה אזור המגורים.

63 העיר חיפה אוחדה עם אזור הצפון, והעיר ירושלים אוחדה עם יהודה ושומרון.

64 Gary S. Becker, *A Theory of the Allocation of Time*, 75 The Econ. J. 493 (1965).

65 תחילה בחנו את השפעת מספר הילדים על החלטת התעסוקה בפירוט גבוה יותר של קבוצות גיל. מאחר שהשפעת מספר הילדים מעל גיל 4/3 נמצאה זניחה הוחלט לאחד את גילים 4–15/5–17 לקבוצה אחת.

66 עבור כל אחת מהשנים 2014–2019 התקבלה השפעה זניחה ולא מובהקת על החלטת התעסוקה בשל בעלות על דירה.

ה. סטטיסטיקה תיאורית

טבלה 3 מציגה סטטיסטיקה תיאורית של משתני ההון האנושי בפילוח לפי מעמד בעבודה ומגדר, עבור כל שנה בנפרד. כיוון שלאורך השנים 2014–2019 ממוצעי המשתנים כמעט לא השתנו, הניתוח הנוכחי יתייחס לממוצעים המתקבלים מחישוב כל השנים יחד (שורה אחרונה בכל משתנה). בקרב קבוצת השכירים, ממוצע שנות הניסיון והגיל של נשים וגברים דומה ועומד בקירוב על 19 ו־42 בהתאמה. גילם הממוצע של הלא עובדים גבוה במעט ועומד על 44 שנים בקרב הנשים ו־43 שנים בקרב הגברים. מספר שנות הלימוד הממוצע אצל הגברים החרדים גבוה במיוחד (19 שנים בקרב העובדים ו־25 בקרב הלא עובדים), זאת בשל לימודי הקודש לאורך חייהם. לנשים שכירות חרדיות ולא חרדיות ממוצע שנות לימוד דומה (כ־13), גבוה מזה של גברים לא חרדים (שכירים ולא עובדים) ומשל נשים לא מועסקות.

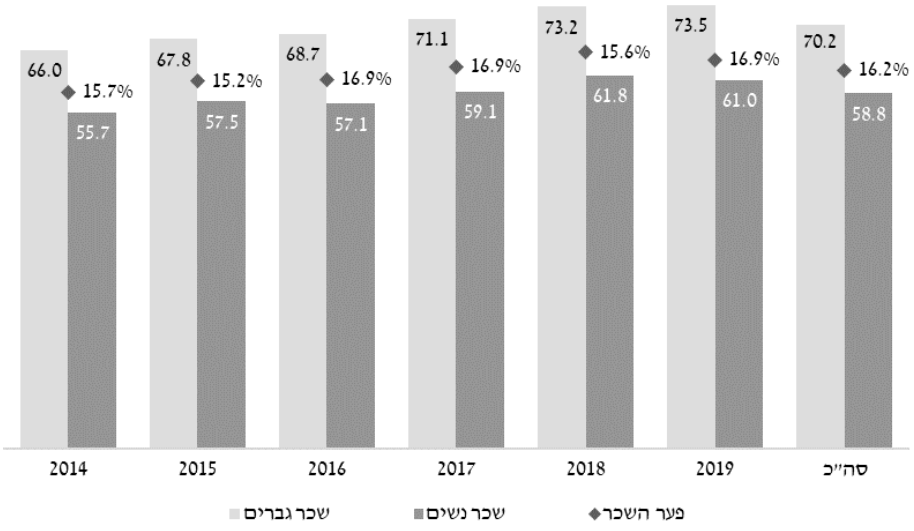
טבלה 3 : משתני ההון האנושי לפי מעמד בעבודה ומגדר, שנים 2014–2019

	שכיר/ה				לא עובד/ת			
	גברים		נשים		גברים		נשים	
	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן
שנות ניסיון								
2014	19.5	(11.7)	19.7	(11.5)				
2015	19.2	(11.6)	19.8	(11.5)				
2016	19.1	(11.6)	19.8	(11.5)				
2017	19.0	(11.5)	19.8	(11.5)				
2018	19.2	(11.5)	19.8	(11.4)				
2019	19.2	(11.5)	19.4	(11.4)				
סך הכול	19.2	(11.6)	19.7	(11.4)				
גיל								
2014	42.0	(11.0)	42.0	(10.9)	43.4	(12.7)	44.4	(12.2)
2015	41.8	(10.9)	42.1	(10.7)	44.2	(12.9)	44.6	(12.4)
2016	41.7	(10.9)	42.0	(10.7)	43.8	(12.9)	44.8	(12.5)
2017	41.7	(10.8)	42.1	(10.9)	43.2	(12.8)	44.5	(12.4)
2018	41.7	(10.8)	42.1	(10.7)	42.9	(12.8)	43.8	(12.5)
2019	41.6	(10.8)	41.7	(10.7)	43.1	(12.8)	44.7	(12.0)
סך הכול	41.8	(10.9)	42.0	(10.7)	43.4	(12.8)	44.5	(12.3)
שנות לימוד ללא חרדים								
2014	14.1	(3.2)	14.7	(3.1)	12.4	(4.3)	11.9	(3.9)
2015	14.1	(3.6)	14.7	(3.3)	12.5	(4.1)	12.2	(3.9)
2016	14.2	(3.4)	14.6	(3.4)	12.2	(3.9)	12.1	(4.1)
2017	14.2	(3.4)	14.7	(3.4)	12.2	(4.0)	12.0	(4.1)
2018	14.2	(3.5)	14.7	(3.3)	12.5	(4.6)	12.1	(4.0)
2019	14.1	(3.5)	14.8	(3.2)	12.4	(3.8)	12.2	(3.9)
סך הכול	14.1	(3.4)	14.7	(3.3)	12.4	(4.1)	12.1	(4.0)

	שכיר/ה				לא עובד/ת			
	גברים		נשים		גברים		נשים	
	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן
שנות לימוד חרדים								
2014	18.0	(7.2)	14.8	(2.3)	24.1	(10.6)	13.4	(2.5)
2015	19.0	(8.5)	14.6	(3.0)	25.9	(10.3)	13.5	(2.6)
2016	19.6	(8.8)	15.2	(2.9)	23.6	(10.2)	13.7	(2.1)
2017	20.8	(10.0)	14.7	(3.0)	26.6	(10.3)	13.3	(2.1)
2018	19.0	(8.4)	14.8	(3.0)	25.6	(10.6)	13.5	(2.6)
2019	18.0	(8.0)	14.6	(2.5)	25.2	(11.7)	13.5	(2.3)
סך הכול	19.1	(8.6)	14.8	(2.8)	25.2	(10.7)	13.5	(2.4)

בין השנים 2014–2019 חלה עלייה בשכר הממוצע לשעת עבודה הן לגברים והן לנשים (תרשים 7).[67] כמו כן, לא נראה שחלו שינויים דרמטיים בפער השכר הממוצע בשנים אלה, כאשר לאורך התקופה פער השכר המגדרי השעתי נע סביב 16.2%.

איור 7. שכר שעתי ממוצע (שקלים), ופער השכר המגדרי (אחוזים) לפי שנה



נתונים: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, 2014–2019

טבלה 4 מציגה את נתוני השכר הממוצע של שכירים עבור כל אחד מהמשתנים המסבירים בפילוח לפי מגדר ואת פער השכר המגדרי הממוצע. יצוין כי נתוני השכר המוצגים בטבלה 4

67 למעט ירידה בשכר הנשים בין השנים 2018 ו־2019.

מתייחסים לשכר השעתי המתקבל מחישוב ממוצע עבור כל השנים יחד (שנים 2014–2019).[68] פער השכר המגדרי הממוצע לשעת עבודה עומד על 16.2%. ניתן לראות כי שכר הגברים גבוה משכר הנשים בכל אחת מקבוצות הפילוח, למעט בקרב החברה החרדית, עבורם מתקבל פער שכר שלילי. מעניין לראות כי פערי השכר המגדריים נמוכים באופן יחסי ואף שליליים בעיקר בקרב קבוצות אוכלוסייה המתאפיינות בשכר נמוך. בפרט, בקרב האוכלוסייה החרדית, שכר הנשים גבוה משכר הגברים, ופער השכר המגדרי הממוצע הוא שלילי ועומד על 4.6%-. יתרה מכך, בחלוקה לפי קבוצות שנות לימוד, פער השכר בין גברים לנשים חרדים נמוך במיוחד עבור פרטים בעלי 13–15 שנות לימוד (2.9% בממוצע), ואף הופך לשלילי בקבוצת שנות הלימוד של 16 שנים ומעלה (22%-). כמו כן, גם בקרב האוכלוסייה הערבית ובקרב העובדים במחוז ירושלים ויהודה ושומרון התקבלו פערי השכר נמוכים יחסית (3% בקירוב). תופעה זו לפיה נראים פערי שכר נמוכים עבור קבוצות אוכלוסייה בעלות רמות שכר נמוכות אינה מפתיעה כיוון שדפוסי שוק העבודה בקבוצות אלה עשויים להיות שונים. הסבר נוסף לכך הוא שכר המינימום המונהג בישראל, שכן שכר העובדים ברמות השכר הנמוכות יהיה זהה ושווה לו.

טבלה 4: שכר שעתי ממוצע (בשקלים), ופער השכר המגדרי (אחוזים) לפי מגדר, חישוב ממוצע לשנים 2014–2019

	גברים		נשים		פער שכר
	שכר (שקל)	סטיית תקן	שכר (שקל)	סטיית תקן	
מגדר					
דת/לאום					
יהודים	70.2	(52.5)	58.8	(38.2)	16.2%
יהודים חרדים	77.5	(55.9)	61.3	(39.7)	20.9%
ערבים	54.0	(36.9)	56.5	(33.2)	4.6%-
דת/לאום אחר	46.0	(28.4)	44.6	(25.0)	3.0%
גלי העלייה וארץ לידה	56.7	(43.9)	45.7	(30.2)	19.4%
ילידי הארץ ועולים בשנים 47–89	72.0	(53.3)	61.4	(38.9)	14.7%
עולים יבשות אירופה/אמריקה 90–19	64.4	(48.7)	51.9	(35.0)	19.4%
עולים יבשות אסיה/ אפריקה 90–19	43.0	(34.6)	34.1	(20.1)	20.7%
שנות לימוד חרדים					
שנות לימוד 0–10	41.2	(24.3)	37.4	(18.0)	9.2%
שנות לימוד 11–12	47.9	(26.3)	42.9	(19.1)	10.4%
שנות לימוד 13–15	55.7	(35.9)	54.1	(33.4)	2.9%
שנות לימוד 16+	56.0	(40.2)	68.2	(35.7)	21.8%-
שנות לימוד לא חרדים					
שנות לימוד 0–10	41.6	(29.1)	34.0	(14.6)	18.3%

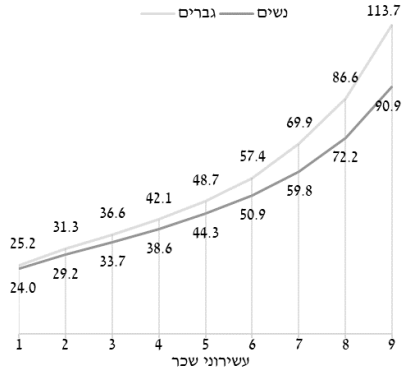
68 נספח 3 מציג את השכר השעתי הממוצע של נשים וגברים בפירוט לפי שנה, עבור כל אחד מהמשתנים המסבירים.

	גברים		נשים		פער שכר
	שכר (שקל)	סטיית תקן	שכר (שקל)	סטיית תקן	
שנות לימוד 12–11	51.7	(32.0)	42.7	(20.9)	17.4%
שנות לימוד 15–13	69.9	(45.8)	54.7	(33.6)	21.7%
שנות לימוד 16+	97.9	(64.8)	75.4	(44.8)	23.0%
סוג תעודה אחרון					
לא קיבל תעודת בגרות	47.9	(31.1)	39.6	(20.0)	17.3%
תעודת בגרות והשכלה על־תיכונית	58.8	(36.6)	48.1	(27.9)	18.2%
תואר ראשון	88.1	(56.3)	65.5	(37.0)	25.7%
תואר שני	110.4	(70.5)	85.3	(47.1)	22.7%
תואר שלישי	143.1	(87.3)	119.6	(69.4)	16.4%
תעודה אחרת/לא ידוע	62.7	(40.9)	51.1	(28.6)	18.5%
שנות ניסיון					
שנות ניסיון 15–0	65.2	(45.4)	55.9	(32.0)	14.3%
שנות ניסיון 25–16	78.2	(58.6)	64.6	(42.3)	17.4%
שנות ניסיון 40–26	72.6	(56.8)	60.1	(42.8)	17.2%
שנות ניסיון 41+	54.3	(38.0)	44.8	(28.1)	17.5%
מחוז עבודה					
ירושלים ויהודה ושומרון	61.1	(44.1)	59.2	(35.6)	3.1%
מחוז צפון	60.4	(45.9)	52.9	(34.2)	12.4%
מחוז מרכז	76.8	(55.8)	61.3	(40.3)	20.2%
תל אביב	82.5	(61.1)	65.2	(42.4)	21.0%
מחוז דרום	63.9	(42.6)	51.4	(31.4)	19.6%
מחוז עבודה לא ידוע	63.7	(34.4)	70.7	(36.9)	-11.0%
משלח יד					
מנהלים ובעלי משלח יד אקדמי	98.7	(63.3)	78.2	(45.1)	20.8%
הנדסאים, טכנאים, סוכנים וכדומה	70.2	(44.2)	55.4	(27.4)	21.1%
פקידים ועובדי משרד	51.3	(30.2)	48.5	(25.6)	5.5%
עובדי מכירות ושירותים	46.7	(29.8)	35.7	(14.5)	23.6%
עובדי ייצור	47.1	(25.1)	37.0	(17.2)	21.4%
עובדים מקצועיים בחקלאות ועובדים בלתי מקצועיים	40.0	(32.9)	33.3	(12.6)	16.8%
משלח יד לא ידוע	68.8	(44.2)	58.3	(34.1)	15.3%
ענף כלכלי					
ענפי התעשייה המסורתית והחקלאות	62.7	(46.9)	56.2	(39.5)	10.4%
אספקת חשמל/גז/קיטור/מיזוג אוויר	110.9	(56.4)	91.9	(40.8)	17.1%
ענפי המסחר והטכנולוגיה	68.1	(51.4)	54.4	(37.6)	20.1%
פיננסים ושירותים עסקיים	77.2	(60.1)	61.0	(40.3)	21.0%
שירותים ציבוריים	74.4	(51.4)	61.4	(37.6)	17.5%
משקי בית/ענף לא ידוע	77.0	(59.9)	44.9	(30.8)	41.7%

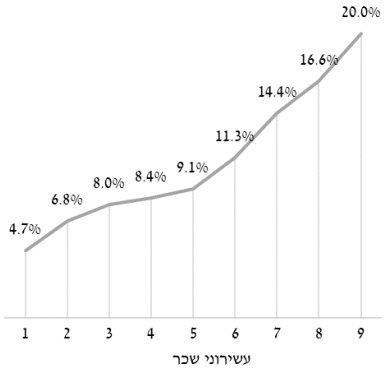
כדי להרחיב את התמונה לגבי התפלגות פער השכר המגדרי בחנו את פערי השכר בכל עשירון שכר בנפרד באמצעות הנתונים הגולמיים. איור 8 א׳ ואיור 8 ב׳ מציגים חישוב ממוצע עבור השנים 2014–2019 של השכר (איור 8 א׳) ואת פער השכר המגדרי (איור 8 ב׳) לפי עשירוני

שכר. עשירוני השכר חושבו לנשים וגברים בנפרד, כאשר השכר המוצג הוא השכר השעתי הממוצע בכל עשירון שכר בחלוקה לפי מגדר.

איור 8 א׳ מציג את השכר הממוצע של גברים ונשים בכל עשירון שכר. אחד הממצאים הבולטים מאיור זה הוא שהשכר של נשים נמוך מהשכר של גברים בכל אחד מעשירוני השכר.



איור 8 א׳.
התפלגות שכר העבודה (בשקלים)



איור 8 ב׳.
פער השכר המגדרי הגולמי (באחוזים)

איור 8. שכר העבודה ופער השכר המגדרי הגולמי לפי עשירוני שכר חישוב ממוצע לשנים 2014–2019

כמו כן, ניתן להבחין כי בהשוואה לעלייה המתונה בשכר הגברים בין עשירון השכר הראשון לחציון השכר (מחצית תחתונה), העלייה המתקבלת בשכר הגברים בין חציון השכר לעשירון השכר ה־9 (מחצית עליונה של התפלגות השכר) גדולה באופן ניכר. כך שהשכר במחצית התחתונה של ההתפלגות גדל מ־25 שקלים בעשירון השכר הראשון ל־49 שקלים בחציון השכר – גידול מצטבר של כ־24 שקלים, בעוד במחצית העליונה של ההתפלגות הגידול המצטבר בשכר עומד על 65 שקלים. בדומה להתפלגות הגברים, גם בקרב הנשים העלייה בשכר במחצית העליונה של ההתפלגות (גידול מצטבר של 47 שקלים) גבוהה מזו שבמחצית התחתונה (גידול מצטבר של 20 שקלים). עם זאת, מדובר בעלייה מתונה יחסית לעלייה המקבילה בשכר הגברים. כלומר, פיזור השכר של הגברים רחב מזה של הנשים.

באיור 8 ב׳ ניתן לראות כי פער השכר המגדרי הולך וגדל על פני התפלגות השכר. הממצא הבולט הוא שפערי השכר עולים עם עשירוני השכר. עבור עשירון השכר התחתון, פער השכר הוא הנמוך ביותר. תוצאה זו אינה מפתיעה כיוון שבישראל נהוג חוק שכר מינימום. כתוצאה מכך, עובדים ברמות שכר נמוכות ללא קשר למגדר על פי רוב יקבלו את השכר המינימלי המותר בחוק.

כמו כן, ניתן לראות ששיעור השינוי בפערי השכר בין העשירונים אינו אחיד על פני ההתפלגות ונע בין עלייה של 0.04 אחוז בין עשירון השכר השלישי לרביעי לעלייה של 3.4 אחוז בין עשירון השכר השמיני לתשיעי. כך למשל פער השכר עולה בצורה מתונה בין

העשירון התחתון (4.7%) לעשירון השלישי (8%), אך החל מעשירון זה ועד העשירון החמישי (9.1%) כמעט לא חל שינוי בשיעור פער השכר. החל מעשירון השכר החמישי שיעור השינוי בפערי השכר תלול בהרבה, כאשר פער השכר בעשירון השכר התשיעי מגיע ל-20%. ממצאים אלה מעידים על כך שפער השכר הוא הטרוגני על פני התפלגות השכר, זאת אומרת, בנקודות שונות על פני ההתפלגות מתקבלים פערי שכר שונים. בנוסף, כיוון שהעלייה בפער השכר מתונה במחצית התחתונה של התפלגות השכר ותלולה בחלקה העליון, ניתן לשער כי קיימים "חסמים" עבור נשים בשוק העבודה אשר מונעים את צמצום פער השכר המגדרי ומצויים בעיקר ברמות השכר הגבוהות.

ו. תוצאות האמידה

המודלים האקונומטריים נאמדו לכל שנה בנפרד וגם לכל השנים יחד. בפרק זה יוצגו התוצאות של האמידה המשותפת. את התוצאות המפורטות יותר ניתן לקבל מהמחברים. במקרים שבהם יהיה צורך, נציין את ההבדלים בין השנים. ראשית נציג את התוצאות של משוואת הסלקצייה. נזכיר כי המשתנה התלוי במשוואה זו, הנאמדת באמצעות מודל Probit, הוא משתנה בינרי המבדיל בין שכירים (1) לבין לא עובדים (0). אומדי המקדמים של משוואת הסלקצייה משקפים את השפעת המשתנים המסבירים על **הנטייה** לעבוד כשכיר ומשמשים לביצוע תיקון לסלקצייה של משוואת השכר. בעזרת המקדמים מחושבות ההשפעות השוליות של המשתנים המסבירים על **ההסתברות** לעבוד כשכיר. אומדי המקדמים וההשפעות השוליות של משוואת הסלקצייה מופיעים בטבלה 5.

טבלה 5 : תוצאות אמידת רגרסיית ההשתתפות בכוח העבודה באמצעות מודל פרוביט (*Probit*) חישוב ממוצע עבור השנים 2014–2019

	מודל Probit		השפעה שולית	
	מקדמים	סטיות תקן	מקדמים	סטיות תקן
אישה	-0.518***	(0.014)	-0.132***	(0.003)
לאום/דת (משתנה בסיס: יהודים לא חרדים)				
יהודים חרדים	0.548***	(0.068)	0.105***	(0.010)
ערבים	-0.794***	(0.021)	-0.235***	(0.007)
דת/לאום אחר	-0.027	(0.037)	-0.006	(0.009)
גלי העלייה וארץ לידה (משתנה בסיס: ילידי הארץ ועולים בשנים 47–89)				
עולים יבשות אירופה/אמריקה 90–19	-0.079***	(0.020)	-0.021***	(0.005)
עולים יבשות אסיה/אפריקה 90–19	0.102**	(0.044)	0.025**	(0.011)
שנות לימוד חרדים	-0.032***	(0.003)	-0.008***	(0.001)
שנות לימוד לא חרדים	0.038***	(0.003)	0.010***	(0.001)
סוג תעודה אחרון (משתנה בסיס: לא קיבל תעודת בגרות)				
תעודת בגרות והשכלה על-תיכונית	0.286***	(0.018)	0.081***	(0.005)
תואר ראשון	0.452***	(0.025)	0.122***	(0.007)
תואר שני	0.494***	(0.033)	0.131***	(0.008)
תואר שלישי	0.440***	(0.082)	0.119***	(0.020)
תעודה אחרת/לא ידוע	0.335***	(0.050)	0.093***	(0.013)
מחוז מגורים (משתנה בסיס: תל אביב)				
ירושלים ויהודה ושומרון	-0.191***	(0.025)	-0.049***	(0.006)
מחוז צפון	-0.133***	(0.022)	-0.034***	(0.006)
מחוז מרכז	-0.055**	(0.022)	-0.013**	(0.005)
מחוז דרום	-0.124***	(0.025)	-0.031***	(0.006)
האם לומד	-0.564***	(0.025)	-0.162***	(0.008)
גיל	0.111***	(0.006)	0.028***	(0.002)
גיל בריבוע	-0.002***	(0.000)	-0.0004***	(0.000)
מצב משפחתי (משתנה בסיס: רווק/ה)				
נשוי/אה	0.419***	(0.023)	0.114***	(0.007)
אחר	0.278***	(0.031)	0.078***	(0.009)
ילדים בגילי 0–4*	-0.166***	(0.011)	-0.042***	(0.003)
ילדים בגילי 5–17*	-0.029***	(0.006)	-0.008***	(0.002)
שנה (משתנה בסיס: 2014)				
2015	0.027	(0.022)	0.007	(0.006)
2016	0.094***	(0.022)	0.025***	(0.006)
2017	0.143***	(0.022)	0.037***	(0.006)
2018	0.144***	(0.023)	0.037***	(0.006)
2019	0.079***	(0.024)	0.021***	(0.006)
חותך	-1.457***	(0.129)		
מס׳ תצפיות	67,123			

רמת מובהקות (* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01)
*עבור שנת 2014 : 1. מספר הילדים בגילי 0–3, 2. מספר הילדים בגילי 4–15 ; עבור השנים 2015–2019 : 1. מספר הילדים בגילי 0–4, 2. מספר הילדים בגילי 5–17.

כפי שניתן לראות, ההסתברות של אישה לעבודה כשכירה נמוכה ב־13% מההסתברות של גבר לעבוד כשכיר. שילוב המשתנים גיל וגיל בריבוע מראים כי הגיל שבו מגיעה ההסתברות להיות שכיר למקסימום הוא 35 לערך,[69] כלומר ההסתברות להיות שכיר גדלה עם העלייה בגיל ולאחר מכן יורדת. ההסתברות להיות שכיר גדלה ככל שרמת ההשכלה (סוג התעודה) של הפרט עולה.[70] כמו כן, בהינתן רמת ההשכלה, תוספת שנת לימוד מקטינה את ההסתברות של חרדים לעבוד כשכירים ומגדילה את ההסתברות של לא חרדים. ככל שגיל הילדים במשק הבית צעיר יותר ההסתברות שהפרט יעבוד כשכיר נמוכה יותר. בנוסף, לעומת פרטים רווקים, ההסתברות של פרטים נשואים להיות שכירים גבוהה יותר ומובהקת, וכמו כן ההסתברות של פרטים שגרים בתל אביב גבוהה מזו של שאר הפרטים המתגוררים באזורים אחרים.

טבלה 6 מציגה את תוצאות האמידה של משוואת השכר עם וללא התיקון לסלקצייה. ככלל, לא נמצאו הבדלים איכותיים משמעותיים בין התוצאות עם וללא התיקון לסלקצייה. מרבית המקדמים הם בעלי אותו סימן ובעלי אותה מובהקות סטטיסטית בשתי השיטות. למעשה, פרט למקדמים של המגדר, הדת/לאום, שנות לימוד חרדים וסוג התעודה האחרון, מקדמי הרגרסיה שהתקבלו כמעט זהים בשתי צורות האמידה. אף על פי כן, הערך של rho, המייצג את החשיבות של הסלקצייה, נמצא מובהק ברמת מובהקות של 1%, כך שהתיקון לסלקצייה הוא הכרחי, והמקדמים שמתקבלים לאחר התיקון לסלקצייה טובים יותר.[71]

טבלה 6: תוצאות אמידת משוואת השכר עם וללא תיקון לסלקצייה חישוב ממוצע עבור השנים 2014–2019

	עם תיקון לסלקצייה		ללא תיקון לסלקצייה	
	מקדם	שגיאת תקן	מקדם	שגיאת תקן
אישה	-0.215***	(0.006)	-0.193***	(0.005)
לאום/דת (משתנה בסיס: יהודים לא חרדים)				
יהודים חרדים	0.173***	(0.024)	0.165***	(0.027)
ערבים	-0.224***	(0.010)	-0.194***	(0.007)
דת/לאום אחר	-0.096***	(0.010)	-0.090***	(0.011)
גלי העלייה וארץ לידה (משתנה בסיס: ילידי הארץ ועולים בשנים 47–89)				
עולים יבשות אירופה/אמריקה 90–19	-0.150***	(0.005)	-0.148***	(0.006)
עולים יבשות אסיה/אפריקה 90–19	-0.182***	(0.013)	-0.190***	(0.013)
שנות לימוד חרדים	0.001	(0.001)	0.004***	(0.001)
שנות לימוד לא חרדים	0.020***	(0.001)	0.022***	(0.001)
סוג תעודה אחרון (משתנה בסיס: לא קיבל תעודת בגרות)				
תעודת בגרות והשכלה על־תיכונית	0.076***	(0.006)	0.064***	(0.006)

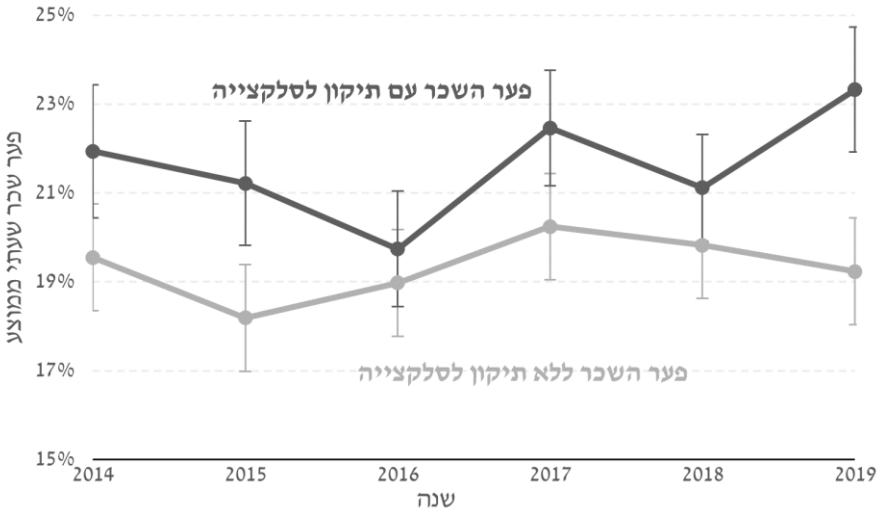
69 מחושב לפי: $-\frac{Age}{2(Age^2)} = -\frac{0.028}{2(-0.0004)}$

70 פרט למעבר בין תואר שני לתואר שלישי שם חלה ירידה של 0.012% בהסתברות להיות שכיר.

71 ערכים אלה נמצאו חיוביים, פרט למקרה של שנת 2018, שבה התקבל ערך שלילי.

	עם תיקון לסלקצייה		ללא תיקון לסלקצייה	
	מקדם	שגיאת תקן	מקדם	שגיאת תקן
תואר ראשון	0.217***	(0.009)	0.193***	(0.009)
תואר שני	0.335***	(0.010)	0.312***	(0.011)
תואר שלישי	0.533***	(0.019)	0.509***	(0.024)
תעודה אחרת/לא ידוע	0.092***	(0.015)	0.083***	(0.016)
מחוז עבודה (משתנה בסיס: תל אביב)				
ירושלים ויהודה ושומרון	-0.096***	(0.007)	-0.098***	(0.008)
מחוז צפון	-0.109***	(0.006)	-0.097***	(0.007)
מחוז מרכז	-0.029***	(0.006)	-0.028***	(0.006)
מחוז דרום	-0.097***	(0.007)	-0.089***	(0.007)
מחוז מגורים אחר	-0.063***	(0.024)	-0.064**	(0.025)
ניסיון	0.031***	(0.001)	0.030***	(0.001)
ניסיון בריבוע	-0.051***	(0.002)	-0.047***	(0.002)
משלח יד (משתנה בסיס: עובדים מקצועיים בחקלאות ועובדים בלתי מקצועיים)				
מנהלים ובעלי משלח יד אקדמי	0.530***	(0.010)	0.516***	(0.011)
הנדסאים, טכנאים, סוכנים וכדומה	0.314***	(0.011)	0.310***	(0.011)
פקידים ועובדי משרד	0.182***	(0.011)	0.177***	(0.011)
עובדי מכירות ושירותים	0.036***	(0.010)	0.038***	(0.010)
עובדי ייצור	0.089***	(0.011)	0.087***	(0.011)
משלח יד לא ידוע	0.313***	(0.013)	0.291***	(0.015)
ענף כלכלי (משתנה בסיס: שירותים ציבוריים)				
ענפי התעשייה המסורתית והחקלאות	0.052***	(0.006)	0.058***	(0.007)
אספקת חשמל/גז/קיטור/מיזוג אוויר	0.493***	(0.025)	0.488***	(0.034)
ענפי המסחר והטכנולוגיה	0.045***	(0.005)	0.046***	(0.006)
פיננסים ושירותים עסקיים	0.028***	(0.006)	0.022***	(0.007)
משקי בית/ענף לא ידוע	0.031***	(0.010)	0.028**	(0.011)
שנה (משתנה בסיס: 2014)				
2015	0.032***	(0.007)	0.024***	(0.007)
2016	0.046***	(0.007)	0.045***	(0.007)
2017	0.086***	(0.007)	0.078***	(0.007)
2018	0.124***	(0.007)	0.118***	(0.007)
2019	0.140***	(0.007)	0.125***	(0.008)
חותך	3.025***	(0.021)	2.891***	(0.021)
Lambda (λ)	0.091***	(0.020)		
P	0.215			
Σ	0.425			
מס׳ תצפיות	67,123		49,657	

רמת מובהקות (* p>0.10, ** p<0.05, *** p<0.01)



איור 9. פער השכר המגדרי הממוצע (באחוזים)
שנים 2014–2019

* עבור השנים 2014–2019, תוצאות רגרסיית האחוזונים עם וללא תיקון לסלקצייה

** כל מקדמי הרגרסיה המופיעים באיור התקבלו עבור מובהקות של 1%

פער השכר המגדרי נמדד באמצעות המקדם של משתנה המגדר ("אישה"). איור 9 מציג את פער השכר המגדרי עם וללא תיקון לסלקצייה עבור כל שנה בנפרד ועבור אמידה של כלל השנים יחד. מאמידת מודל ה־OLS אנו מקבלים כי פער השכר המגדרי בין השנים 2014–2019 נע סביב ה־20%. כלומר, הנשים השכירות במדגם משתכרות 20% פחות מהגברים השכירים. מודל הקמן המתקן את הטיית הסלקצייה במדגם מניב תוצאות דומות, לפיהן פער השכר המגדרי גדל במעט לאחר התיקון לסלקצייה ונע סביב ה־21.5%, עלייה של 1.5 נקודות לוג בממוצע. בנוסף, ניתן לראות שלא קיימים מגמה או שינוי מובהקים בפער השכר המגדרי לאורך השנים 2014–2019.

סקירה של מידת ההשפעה של יתר המשתנים המסבירים עם וללא תיקון לסלקצייה על השכר תיערך עבור התוצאות שהתקבלו מאמידת כל השנים יחד (טבלה 6):

1. לאום/דת: ליהודים לא חרדים שכר גבוה יותר בהשוואה לבעלי לאום ערבי או בעלי לאום אחר. פער השכר בין יהודים שאינם חרדים (משתנה הבסיס) לבין ערבים גדל בערכו המוחלט מ־19% בתוצאות האמידה הלא מתוקנת ל־22% בתוצאות האמידה המתוקנת, והפער בין היהודים הלא חרדים והחרדים גדל מ־16% ל־17% לטובת החרדים.
2. גלי העלייה וארץ לידה: עולים חדשים משתכרים פחות מקבוצת הבסיס (ילידי הארץ ועולים בשנים 47–89). כאשר לאחר תיקון הסלקצייה, לא חל שינוי בפערי השכר בין קבוצת הבסיס לבין העולים בשנים 1990–2019 מיבשות אמריקה/אירופה (15%), ופערי השכר בין העולים מיבשות אסיה/אפריקה באותן שנים קטנים מעט לאחר השינוי (מ־19% לפני התיקון ל־18% אחריו).

3. סוג תעודה אחרון: קיימת זחילה למעלה של השכר בין רמות ההשכלה, כך שהשכר גדל ככל שעולים ברמת ההשכלה. בפרט, בהשוואה למשתנה הבסיס (לא קיבל תעודת בגרות), ההשפעה של תעודת בגרות והשכלה על־תיכונית על השכר היא חיובית, מובהקת ועומדת על 12%. באופן דומה, גם השפעת ההשכלה הגבוהה על השכר חיובית ומובהקת, ועומדת על 26% בתואר ראשון, 38% בתואר שני ו־51% בתואר שלישי.[72]

4. שנות לימוד: על פי התוצאות אנו מקבלים כי התוספת השולית המתקבלת משנת לימוד נוספת עבור פרטים שאינם חרדים חיובית ומובהקת ועומדת בקירוב על 2.1% עם וללא תיקון לסלקצייה. עם זאת, בעוד התוספת השולית משנת לימוד עבור חרדים במודל ה־OLS מובהקת ועומדת על 0.4%, התוספת המתקבלת מאמידת המודל המתוקן אינה מובהקת ועומדת על 0.1%.

5. אזור עבודה: קיים פער שכר בין יכולת ההשתכרות במחוז תל אביב לבין יתר מחוזות העבודה, כך שבתל אביב משתכרים יותר. בפרט, התשואה עבור עבודה באזורי הצפון, הדרום, וירושלים ויהודה ושומרון נמוכה – 10%- לערך ביחס לעבודה בתל אביב, והתשואה לעבודה באזור המרכז נמוכה גם היא ביחס לתל אביב, אך בפחות (2.9%-).

6. ניסיון: מקדמי הניסיון והניסיון בריבוע מעידים על כך שבתחילת הקריירה הניסיון משפיע על השכר באופן חיובי, אך עם הזמן ההשפעה פוחתת. התשואה על שנת ניסיון נוספת עומדת על 3.1%, והשכר המקסימלי מגיע לאחר 30 שנות ניסיון.[73]

7. משלח יד וענף כלכלי: מהתבוננות על אומדי משתנה משלח היד מתקבל שעובדים מקצועיים בחקלאות ועובדים בלתי מקצועיים משתכרים פחות מכל יתר משלחי היד שנכללו ברגרסיה. כמו כן, פרטים העובדים בענף השירותים הציבוריים ישתכרו פחות מפרטים העובדים בשאר הענפים.

טבלה 7 מציגה את תוצאות אמידת רגרסיית האחוזונים המתוקנת החל מאחוזון השכר ה־10 ועד אחוזון השכר ה־90. רגרסיה זו אומדת את ההשפעה של המשתנים המסבירים על השכר בכל אחוזון שכר בנפרד ובכך היא מאפשרת השפעה הטרוגנית של משתנים אלה. סעיף זה כולל שני חלקים עיקריים, תחילה יוצג פער השכר המגדרי על פני התפלגות השכר עבור אמידה של כל השנים הנחקרות יחד (שנים 2014–2015), זאת משום שלא נצפו הבדלים משמעותיים בין השנים בתוצאות האמידה. לאחר מכן נערוך סקירה של השפעת יתר המשתנים המסבירים על השכר. מתוך כך שתוצאות אמידה רגרסיית האחוזונים עם וללא תיקון לסלקצייה הניבו תוצאות דומות, הניתוח יתייחס לתוצאות האמידה המתוקנת מסלקצייה בלבד.

72 כיוון שלא נמצאו הבדלים משמעותיים בין האמידה עם וללא תיקון לסלקצייה, התוצאות המפורטות מתארות את האמידה המתוקנת בלבד.

73 חושב לפי: $\frac{experience}{2*experience^2}$

טבלה 7: תוצאות משוואת השכר עם תיקון לסלקצייה לפי אחוזוני שכר[1] חישוב ממוצע לשנים 2014–2019

	אחוזון 10	אחוזון 50	אחוזון 90
אישה	-0.102***	-0.200***	-0.283***
	(0.007)	(0.006)	(0.009)
לאום/דת (משתנה בסיס: יהודים לא חרדים)			
יהודים חרדים	0.036	0.177***	0.293***
	(0.041)	(0.036)	(0.057)
ערבים	-0.128***	-0.194***	-0.280***
	(0.012)	(0.010)	(0.015)
דת/לאום אחר	-0.041***	-0.086***	-0.126***
	(0.014)	(0.013)	(0.023)
גלי העלייה וארץ לידה (משתנה בסיס: ילידי הארץ ועולים בשנים 47–89)			
עולים יבשות אירופה/אמריקה 90–19	-0.131***	-0.150***	-0.124***
	(0.009)	(0.007)	(0.013)
עולים יבשות אסיה/אפריקה 90–19	-0.147***	-0.196***	-0.191***
	(0.016)	(0.017)	(0.025)
שנות לימוד חרדים	-0.001	0.002	0.006*
	(0.002)	(0.002)	(0.003)
שנות לימוד לא חרדים	0.010***	0.021***	0.031***
	(0.002)	(0.001)	(0.002)
סוג תעודה אחרון (משתנה בסיס: לא קיבל תעודת בגרות)			
תעודת בגרות והשכלה על־תיכונית	0.049***	0.068***	0.079***
	(0.007)	(0.007)	(0.012)
תואר ראשון	0.149***	0.204***	0.228***
	(0.012)	(0.011)	(0.016)
תואר שני	0.239***	0.351***	0.334***
	(0.017)	(0.014)	(0.020)
תואר שלישי	0.442***	0.542***	0.576***
	(0.042)	(0.027)	(0.041)
תעודה אחרת/לא ידוע	0.060**	0.090***	0.123***
	(0.023)	(0.020)	(0.030)

רמת מובהקות (* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01)

(1) האמידה נערכה עבור השנים 2014–2019, תוצאות רגרסיית האחוזונים עם תיקון לסלקצייה מסוג arhomme. מוצגים רק אחוזונים 10, 50 ו-90. את התוצאות המלאות ניתן לקבל מהמחברים.

(2) פרמטר התיקון לסלקצייה באמידה זו הוא -0.842** וסטיית התקן היא 0.333.

(3) סטיות התקן חושבו בשיטת Bootstrapping עם 1,000 דגימות בתוספת השורש הריבועי של גודל המדגם.

המשך טבלה 7: תוצאות משוואת השכר עם תיקון לסלקצייה לפי אחוזוני שכר[1] חישוב ממוצע לשנים 2014–2019

	אחוזון 10	אחוזון 50	אחוזון 90
מחוז עבודה (משתנה בסיס: תל אביב)			
ירושלים ויהודה ושומרון	-0.067***	-0.105***	-0.109***
	(0.011)	(0.009)	(0.015)
מחוז צפון	-0.070***	-0.099***	-0.115***
	(0.009)	(0.007)	(0.013)
מחוז מרכז	-0.021**	-0.025***	-0.042***
	(0.009)	(0.008)	(0.013)
מחוז דרום	-0.048***	-0.097***	-0.117***
	(0.011)	(0.010)	(0.016)
מחוז מגורים אחר	-0.072*	-0.075**	-0.106**
	(0.044)	(0.035)	(0.049)
ניסיון	0.021***	0.031***	0.033***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
ניסיון בריבוע	-0.040***	-0.051***	-0.048***
	(0.003)	(0.002)	(0.003)
משלח יד (משתנה בסיס: עובדים מקצועיים בחקלאות ועובדים בלתי מקצועיים)			
מנהלים ובעלי משלח יד אקדמי	0.351***	0.522***	0.609***
	(0.014)	(0.014)	(0.020)
הנדסאים, טכנאים, סוכנים וכדומה	0.220***	0.308***	0.361***
	(0.013)	(0.013)	(0.023)
פקידים ועובדי משרד	0.126***	0.160***	0.222***
	(0.014)	(0.014)	(0.024)
עובדי מכירות ושירותים	0.022*	0.027**	0.071***
	(0.012)	(0.012)	(0.019)
עובדי ייצור	0.056***	0.081***	0.103***
	(0.013)	(0.012)	(0.021)
משלח יד לא ידוע	0.129***	0.270***	0.448***
	(0.020)	(0.020)	(0.028)

רמת מובהקות (* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01)

(1) האמידה נערכה עבור השנים 2014–2019, תוצאות רגרסיית האחוזונים עם תיקון לסלקצייה מסוג arhomme. מוצגים רק אחוזונים 10, 50 ו-90. את התוצאות המלאות ניתן לקבל מהמחברים.

(2) פרמטר התיקון לסלקצייה באמידה זו הוא -0.842** וסטיית התקן היא 0.333.

(3) סטיות התקן חושבו בשיטת Bootstrapping עם 1,000 דגימות בתוספת השורש הריבועי של גודל המדגם.

המשך טבלה 7: תוצאות משוואת השכר עם תיקון לסלקצייה לפי אחוזוני שכר[1] חישוב ממוצע לשנים 2014–2019

	אחוזון 10	אחוזון 50	אחוזון 90
ענף כלכלי (משתנה בסיס: שירותים ציבוריים)			
ענפי התעשייה המסורתית והחקלאות	0.058***	0.040***	0.063***
	(0.011)	(0.009)	(0.013)
אספקת חשמל/גז/קיטור/מיזוג אוויר	0.336***	0.501***	0.581***
	(0.054)	(0.047)	(0.048)
ענפי המסחר והטכנולוגיה	0.012	0.029***	0.077***
	(0.009)	(0.007)	(0.012)
פיננסים ושירותים עסקיים	-0.015	-0.003	0.097***
	(0.010)	(0.009)	(0.013)
משקי בית/ענף לא ידוע	-0.022	0.013	0.038**
	(0.015)	(0.015)	(0.019)
שנה (משתנה בסיס: 2014)			
2015	0.020*	0.029***	0.010
	(0.010)	(0.009)	(0.013)
2016	0.041***	0.045***	0.045***
	(0.011)	(0.008)	(0.012)
2017	0.071***	0.079***	0.095***
	(0.011)	(0.009)	(0.014)
2018	0.121***	0.124***	0.113***
	(0.010)	(0.009)	(0.014)
2019	0.134***	0.128***	0.112***
	(0.011)	(0.009)	(0.014)
חותך	2.890***	3.016***	3.318***
	(0.031)	(0.025)	(0.035)

רמת מובהקות (* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01)

(1) האמידה נערכה עבור השנים 2014–2019, תוצאות רגרסיית האחוזונים עם תיקון לסלקצייה מסוג arhomme. מוצגים רק אחוזונים 10, 50 ו-90. את התוצאות המלאות ניתן לקבל מהמחברים.

(2) פרמטר התיקון לסלקצייה באמידה זו הוא -0.842** וסטיית התקן היא 0.333.

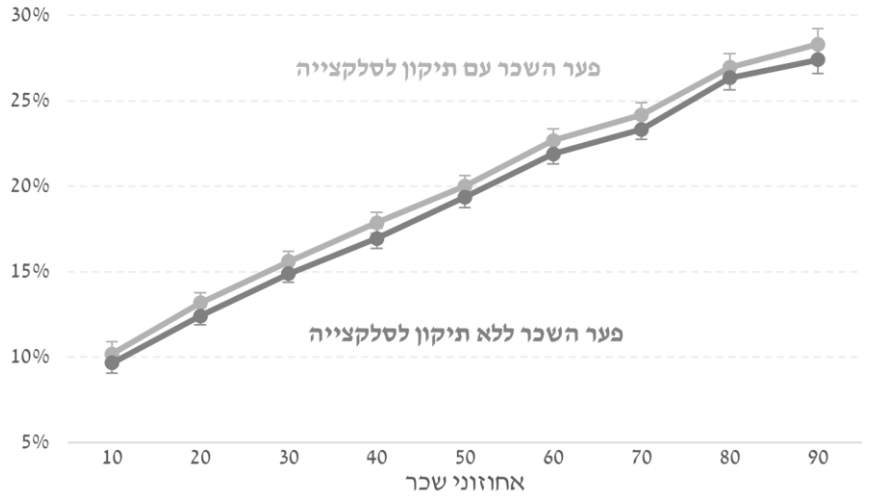
(3) סטיות התקן חושבו בשיטת Bootstrapping עם 1,000 דגימות בתוספת השורש הריבועי של גודל המדגם.

עד כה בחנו את פער השכר המגדרי לפי עשירוני שכר ובממוצע השכר. עתה נבחן את התנהגות פער השכר המגדרי על פני כל התפלגות השכר, זאת על מנת לבחון האם תופעות תקרת הזכוכית או הרצפה הדביקה קיימות עבור נשים בשוק העבודה בישראל. איור 10 מציג את פער השכר המגדרי על פני התפלגות השכר עם וללא תיקון לסלקצייה. גם כאן ניתן לראות שתיקון הסלקצייה במדגם הוא חיובי, ושהשפעתו על פער השכר המגדרי מועטה על פני כל התפלגות השכר. לכן, המשך הניתוח יתייחס אך ורק לתוצאות האמידה שהתקבלו מרגרסיית האחוזונים המתוקנת מסלקצייה.

הניתוח מעלה כי, בכל אחוזון שכר שנבחן, שכר הגברים גבוה מזה של הנשים באותו אחוזון. יתרה מזאת, ניתן לראות כי פער השכר המגדרי הולך וגדל על פני כל התפלגות השכר. באופן ספציפי, ניתן לראות כי פער השכר המגדרי באחוזון ה־10 הוא 10%, באחוזון ה־30 הוא

איור 10. פער השכר המגדרי לפי אחוזוני שכר* (בנקודות לוג)

ממוצע לשנים 2014–2019



* עבור השנים 2014–2019, תוצאות רגרסיית האחוזונים עם וללא תיקון לסלקצייה

** כל מקדמי הרגרסיה המופיעים באיור התקבלו עבור מובהקות של 1%

16%, באחוזון השכר ה־50 (שכר חציוני) הוא 20%, באחוזון ה־70 הוא 24%, וכמו כן, באחוזון השכר ה־90 פער השכר המגדרי הוא 28%. Arulampalam, Booth and Bryan (2007)[74] מגדירים כי תופעת תקרת הזכוכית קיימת אם פער השכר באחוזון ה־90 גבוה לפחות בשתי נקודות אחוז מפערי השכר בשאר התפלגות השכר. בנוסף, תופעת הרצפה הדביקה מוגדרת כקיימת אם פער השכר באחוזון השכר ה־10 גבוה לפחות בשתי נקודות אחוז מפער השכר באחוזון ה־25. כפי שניתן לראות באיור 10 אין ראיות לרצפה דביקה. כמו כן, על אף שהגידול בפער השכר המגדרי

74 Wiji Arulampalam, *Alison L Booth, and Mark L Bryan, 2007. Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution*, ILR REV. 60 (2007).

בין אחוזון השכר ה־80 ל־90 אינו משמעותי (עלייה של 1.3%), בהשוואה לפערי השכר בשאר ההתפלגות, פער השכר באחוזון השכר ה־90 גדול באופן ניכר. יתרה מכך, פער השכר המגדרי בולט במיוחד במעבר בין אחוזון השכר ה־70 לאחוזון השכר ה־80. מתוך כך ניתן להסיק כי קיימת תקרת זכוכית הבולמת את קידומן של נשים בשוק העבודה בישראל.
השפעת יתר המשתנים המסבירים על השכר ברגרסיה מתקבלת באופן הבא (טבלה 7):

1. לאום/דת: על פני כל ההתפלגות השכר ליהודים לא חרדים גבוה מזה של בעלי הלאום הערבי או בעלי לאום אחר. פערי השכר בין הערבים ליהודים לא חרדים גדלים על פני כל התפלגות השכר ועומדים על 13% באחוזון השכר העשירי, 19.4% בחציון השכר ו־28% באחוזון השכר ה־90. מעניין לראות שהתפלגות פערי השכר בין יהודים לא דתיים לערבים והתפלגות פערי השכר בין גברים לנשים כמעט זהה.
2. גלי העלייה וארץ לידה: עולים חדשים משתכרים פחות מקבוצת הבסיס (ילידי הארץ ועולים בשנים 47–89) על פני כל התפלגות השכר, כאשר פערי השכר בין העולים בשנים 1990–2019 מיבשות אמריקה/אירופה ומיבשות אסיה/אפריקה לבין קבוצת הבסיס יחסית זהים על פני כל התפלגות השכר. בפרט פערי השכר בין קבוצת הבסיס לעולים מיבשות אמריקה/אירופה נעים סביב ה־14%, ופערי השכר בין קבוצת הבסיס לעולים מיבשות אסיה/אפריקה נעים סביב ה־18%.
3. סוג תעודה אחרון: קיימת זחילה למעלה של השכר בין רמות ההשכלה, כך שהשכר גדל ככל שעולים ברמת ההשכלה. בחלוקה לפי סוג התעודה האחרונה נמצא כי בהשוואה למשתנה הבסיס (לא קיבל תעודת בגרות) לתעודת בגרות והשכלה על־תיכונית יש תשואה יחסית אחידה על פני כל התפלגות השכר, כאשר באחוזון השכר ה־10 התשואה היא 5% ובאחוזון השכר ה־90 היא 8%. גם לתעודת לימוד במוסד להשכלה גבוהה יש תשואה חיובית ומובהקת העולה עם דרגת התעודה ועם אחוזון השכר. כך למשל, התשואה לתואר ראשון עומדת על 15% באחוזון השכר ה־10 ו־23% באחוזון השכר ה־90. מעניין לראות שהתשואה עבור תואר שני משמעותית בעיקר במרכז התפלגות השכר ומגיעה בשיאה ל־36% באחוזון השכרה־70. הזינוק המשמעותי ביותר ביחס למשתנה הבסיס מגיע בתואר השלישי, כאשר התשואה באחוזון השכר ה־10 עומדת על 44% והתשואה באחוזון השכר ה־90 היא 58%.
4. שנות לימוד: התוספת השולית המתקבלת משנת לימוד נוספת עבור פרטים שאינם חרדים חיובית ומובהקת על פני כל התפלגות השכר. העלייה בתשואה להשכלה גדלה באופן ליניארי על פני התפלגות השכר, כך למשל באחוזון השכר ה־10 היא 1%, בחציון השכר היא 2% ובאחוזון השכר ה־90 התשואה להשכלה עומדת על 3%. לשנות הלימוד של החרדים אין השפעה על שכר העבודה.
5. אזור עבודה: על פני כל ההתפלגות קיים פער שכר בין יכולת ההשתכרות במחוז תל אביב לבין יתר מחוזות העבודה, כך שבתל אביב משתכרים יותר. בפרט, באחוזון השכר ה־10 התשואה עבור עבודה בדרום נמוכה ב־4%, ובצפון ובירושלים ויהודה ושומרון התשואה נמוכה ב־7%, לעומת התשואה המתקבלת בתל אביב. באחוזון השכר ה־90 פער השכר בין העובדים בתל אביב לבין העובדים בדרום, בצפון

nevo.co.il

ובירושלים ויהודה ושומרון עומד על 11% לערך. כמו כן, התשואה לעבודה באזור המרכז נמוכה גם היא ביחס לתל אביב, אך בפחות (2% באחוזון השכר ה־10 ו־4% באחוזון השכר ה־90).

6. ניסיון: מקדמי הניסיון והניסיון בריבוע מעידים על כך שעל פני כל התפלגות השכר בתחילת הקריירה לניסיון יש השפעה חיובית על השכר, אך עם הזמן השפעה זו פוחתת. באחוזון השכר ה־10 התשואה על שנת ניסיון נוספת עומדת על 2%, והשכר המקסימלי של פרטים באחוזון זה מגיע לאחר 26 שנות ניסיון.[75] באחוזוני השכר ה־50 וה־90 התשואה על שנת ניסיון נוספת עומדת על 3.1% ו־3.3% בהתאמה, והשכר המקסימלי באחוזונים אלה מגיע לאחר 30 ו־34 שנות ניסיון בהתאמה. כלומר, לא רק שהתשואה משנת ניסיון עולה על פני ההתפלגות, גם מספר שנות הניסיון הדרושות להגעה לשכר מקסימלי עולה.
7. משלח יד: מהתבוננות על אומדי משתנה משלח היד מתקבל שבכל אחד מאחוזוני השכר, עובדים מקצועיים בחקלאות ועובדים בלתי מקצועיים (קבוצת הבסיס) משתכרים פחות מכל יתר משלחי היד שנכללו ברגרסיה. כמו כן, על פני כל התפלגות השכר התשואה הגבוהה ביותר מתקבלת עבור מנהלים ובעלי משלח יד אקדמי (30% באחוזון השכר ה־10 ו־60% באחוזון ה־90), והתשואה הנמוכה ביותר מתקבלת עבור עובדי מכירות ושירותים (2% באחוזון השכר ה־10 ו־7% באחוזון ה־90).
8. ענף כלכלי: פרט לענפי אספקת החשמל, גז, קיטור ומיזוג אוויר, שבהם מתקבלת תשואה גבוהה במיוחד ביחס לענפי השירותים הציבוריים (33% באחוזון השכר ה־10 ו־68% באחוזון ה־90),[76] פערי השכר בין העובדים בענפי השירותים הציבוריים לבין יתר ענפי הכלכלה דומים ביותר ונעים בממוצע בין 2% באחוזון השכר ה־10 ו־8% באחוזון השכר ה־90. מעניין לראות שביחס לקבוצת הבסיס, התשואה בשכר עבור ענפי הפיננסים והשירותים העסקיים היא שלילית עד חציון השכר, והחל מחציון השכר היא הופכת לחיובית ועולה בקצב מסחרר בכל אחוזון שכר.

ז. סיכום ומסקנות

מחקר זה בוחן באופן יסודי את סוגיית פער השכר המגדרי בישראל. פרק א׳ מספק את הרקע למחקר ומראה כי פער השכר המגדרי בישראל הוא לא רק מן הגבוהים ב־OECD, אלא שהחל משנת 2011 הוא נשאר יציב למדי, בעוד במדינות מפותחות רבות הוא ממשיך לרדת. הפרק סוקר גם את הספרות הרלוונטית ומפרט את הגורמים האפשריים לפער השכר המגדרי. פרק ב׳

75 חושב לפי: $Max\ seniority = -\frac{seniority}{2*seniority^2}$, כאשר החלוקה של הניסיון בריבוע ב־100 נעשתה מאחר שבמחקר נעשתה מניפולציה תואמת על משתנה זה.

76 מספר התצפיות בקבוצה זו הוא מצומצם יחסית, ולכן תצפיות בודדות עלולות להטות את התוצאות.

מפרט את שיטת המחקר, המבוססת על רגרסיית אחוזונים עם תיקון לסלקצייה, ואת מסד הנתונים ששימש לאמידת המודל. בניגוד למחקרים קודמים, לא הסתפקנו באמידת פער השכר הממוצע, אלא אפשרנו לפער השכר הנאמד להשתנות על פני התפלגות השכר. פרק ג׳ מתאר את אופן בניית המשתנה המוסבר, הן במשוואת הרגרסיה (שכר עבודה לשעה) והן במשוואת הסלקצייה (אינדיקטור של עבודה כשכיר). פרק ד׳ מתאר את המשתנים המסבירים ברגרסיה, הכוללים משתנים דמוגרפיים, משתני הון אנושי, מאפייני תעסוקה ומשתנים דמוגרפיים המסייעים בזיהוי המודל. פרק ה׳ מספק סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים, ופרק ו׳ מפרט את תוצאות האמידה. מצאנו שפער השכר המגדרי גדל על פני התפלגות השכר, מכ־10% בתחתית ההתפלגות לכ־30% בראש ההתפלגות. הפער הגדול במיוחד בקצה העליון של התפלגות השכר מעיד על תופעה של ״תקרת זכוכית״ המשפיעה על שכר הנשים המגיעות לרמות שכר גבוהות יחסית.

העובדה שפערי השכר המגדריים בישראל לא הצטמצמו לאורך השנים, למרות אמצעי המדיניות שננקטו, צריכה להטריד את מנוחתם של קובעי המדיניות. ספציפית, הפערים הגדולים בחלק העליון של התפלגות בשכר מחייבים התייחסות מיוחדת למכשולים שככל הנראה ניצבים בדרכן של נשים במשרות ניהוליות או מקצועיות להתקדם במעלה סולם השכר.

נספח 1 : שיטות האמידה

א. תיקון לסלקצייה של רגרסיית ממוצעים על פי Heckman (1979)

היות שאת פער השכר המגדרי ניתן לאמוד רק עבור עובדים שכירים, עלינו לוודא כי השמטת קבוצת הלא עובדים אינה מטה את תוצאות האמידה. המודל הבסיסי בהקשר זה הוא מודל תיקון לסלקצייה (Sample selection) מסוג "הקמן" Heckman. מודל הקמן הוא מודל דו־שלבי: בשלב הראשון אומדים את החלטת התעסוקה של הפרטים באמצעות מודל Probit ובשלב השני את משוואת השכר המתוקנת באמצעות מודל הריבועים הפחותים (OLS). בעבודה זו נאמד המודל על ידי תוכנת STATA, תוך שימוש במודל הדו־שלבי העקיב של הקמן (Heckman's two-step consistent estimator), ולא במודל הנראות המקסימלית. זאת, על מנת לשמור על אחידות עם מודל רגרסיית האחוזונים המתחשב בתיקון לסלקצייה שאותו נציג בהמשך, המשתמש גם הוא בשיטה הדו־שלבית, ולא בשיטת הנראות המקסימלית.

כאמור, בשלב הראשון של מודל הסלקצייה אומדים את בחירת התעסוקה של הפרט. תאורטית, במודל זה המשתנה התלוי הוא רציף, שכן פרט יצא לעבוד אם השכר שיוצע לו בשוק יהיה גבוה משכר הסף שלו.[77] נגדיר את המשתנה הרציף בצורתו הליניארית באופן הבא:

$$D_i^* = Z_i'\gamma + \eta_i, \qquad \eta_i \sim N(0,\sigma^2) \tag{1}$$

כאשר D_i^* הוא משתנת סמוי (לא נצפה) המתאר את ההפרש בין הצעת השכר של הפרט לשכר הסף שלו. γ ו־Z_i' הם וקטורים של המקדמים והמשתנים המסבירים ברגרסיה, וקטור המשתנים כולל את מאפייני העבודה הנצפים של הפרט, מאפיינים שונים של שוק העבודה וגורמים נוספים המשפיעים על שכר העבודה ושכר הסף. η מתאר הפרעה אקראית (הפרעה זו בעלת התפלגות נורמלית).

כיוון שאיננו צופים את שכר הסף של הפרטים, נגדיר באמצעות המשתנה D_i^* משתנה בינרי D_i, עימו ניתן לבצע את האמידה. משתנה זה מקבל את הערך 1 כאשר D_i^* חיובי (הצעת השכר גבוהה משכר הסף של הפרט) ואת הערך 0 אחרת (הצעת השכר נמוכה משכר הסף של הפרט). משתנה בינרי זה מתואר במשוואה 2 ומגדיר האם הפרט עובד כשכיר או שאינו עובד.

$$D_i = \begin{cases} 1 & if \quad D_i^* > 0 \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases} \tag{2}$$

משוואה 3 נאמדת בשלב הראשון של מודל הקמן, בו אומדים את ההסתברות להיות שכיר באמצעות מודל Probit, כאשר ההסתברות להיות שכיר היא:

77 שכר הסף הוא הערך שהפרט מייחס לשעת פעילות שאינה מעבודה במצב שבו הוא אינו עובד עדיין.

$$P(D_i = 1) = Pr[D_i^* > 0] = 1 - P\left(\frac{\eta_i}{\sigma_\eta} < \frac{Z_i'\gamma}{\sigma_\eta}\right) = \Phi\left(\frac{Z_i'\gamma}{\sigma_\eta}\right), \quad (3)$$

$$\eta_i \sim N(0, \sigma^2), \qquad \frac{\eta_i}{\sigma_\eta} \sim N(0,1)$$

כעת נגדיר את משוואת השכר עבור כלל המדגם (שכירים ולא עובדים):

$$Y_i^* = X_i'\beta + \varepsilon_i, \qquad \varepsilon_i|X_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

כאשר Y_i^* הוא משתנה סמוי נוסף (לא נצפה), המתאר את השכר שמעסיקים יציעו לכל עובד על פי כישוריו הנצפים. כיוון שעבור חלק מהפרטים שכר הסף נמוך מהשכר המוצע, הם יבחרו שלא לעבוד, ולכן Y_i^* אינו נצפה עבורם. X_i' מוגדר כווקטור המשתנים המסבירים. כמו כן β מוגדר כווקטור של מקדמי הרגרסיה, ו־ε_i מייצג גורמים אקראיים המשפיעים על השכר.

כיוון שערכי השכר נצפים עבור אלה שעובדים וזהים ל־Y_i^* ועבור אלה שלא עובדים שווים לאפס, התפלגות התצפיות במדגם אינה נורמלית, אלא נורמלית מותנה בעובדה ש־$D_i = 1$, ולכן כאשר נבטא את משוואת השכר הנצפה כפונקצייה ליניארית של משתנים מסבירים, נקבל מודל המנוסח בצורה הבאה:

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^* & if\ D_i = 1 \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases} \quad (5)$$

כאשר Y_i הוא המשתנה המוסבר. הואיל והבחירה אם לעבוד אינה אקראית,[78] אמידה באמצעות רגרסיית OLS פשוטה תניב אומדים מוטים.

כדי להתגבר על הטיה זו, נעבור לשלב השני של שיטת התיקון (משוואה 6) שבו נאמוד את משוואת השכר באמצעות רגרסיית OLS, ובהוספת משתנה התיקון Lambda (λ_i). משתנה תיקון הסלקצייה Lambda (λ_i) מתאר את ההסתברות המותנה לעבוד כשכיר, משתנה בקרה זה שקול ל"היפוך יחס מילס" (Inverse Mills ratio) ומחושב באמצעות אומדי המקדמים המתקבלים בשלב הראשון באופן הבא: $\lambda_i = \left[\frac{\phi(Z_i'\gamma/\sigma_\eta)}{\Phi(Z_i'\gamma/\sigma_\eta)}\right]$. כאשר $\phi(\cdot)$ ו־$\Phi(\cdot)$ הן פונקציית הצפיפות ופונקציית ההתפלגות המצטברת של משתנה נורמלי סטנדרטי, בהתאמה. השונות המשותפת בין ההפרעה במשוואת השכר עבור שכירים (ε) לבין ההפרעה במשוואת הסלקצייה (η) היא $\sigma_{\varepsilon\eta}$ ו־σ_η והיא סטיית התקן של ההפרעה במשוואת הסלקצייה.

78 כיוון שפרטים מחליטים אם לצאת לעבוד גם כתלות בשכר הסף המוצע להם, הבחירה להיות שכיר מתואמת גם עם מאפיינים המשפיעים על השכר, ולכן ההפרעה של משוואת השכר היא חלק מההפרעה במשוואת הסלקצייה. כתוצאה מכך, המתאם בין ההפרעה במשוואת הסלקצייה לבין ההפרעה במשוואת השכר שונה מאפס $COV(\eta, \varepsilon) \neq 0$.

$$E[Y_i^*|D_i=1,Z'_i]=X_i'\beta+E[\varepsilon_i|D_i=1,Z'_i]=X_i'\beta+\frac{\sigma_{\varepsilon\eta}}{\sigma_\eta}\lambda\left(\frac{\phi(Z_i'\gamma/\sigma_\eta)}{\Phi(Z_i'\gamma/\sigma_\eta)}\right) \quad (6)$$

ניתן לכתוב את הביטוי $\sigma_{\varepsilon\eta}/\sigma_\eta$ כך: $\rho\cdot\sigma_\varepsilon$, כאשר $\rho=\frac{\sigma_{\varepsilon\eta}}{\sigma_\eta\sigma_\varepsilon}$ הוא מקדם המתאם של (η,ε).
כעת ניתן לנסח את משוואת השכר המתוקנת באמצעות שיטת הקמן:

$$Y_i=X_i'\beta+\rho\cdot\sigma_\varepsilon\cdot\lambda(Z_i'\gamma/\sigma_\eta)+v_i \quad (7)$$

כאשר אמידת משוואה זו תיעשה באמצעות רגרסיית ריבועים פחותים רגילים, בעזרת המדגם שבו $Y^*>0$. כתוצאה מאמידה של מקדמי משוואת השכר החדשה יתקבלו אומדים מתוקנים עבור מקדמי הרגרסיה β, המתחשבים בהטיית הסלקצייה. ρ מודד את ההשפעה והכיוון של בחירה לא אקראית עבור הבחירה אם לעבוד כשכיר או לא, ואם הוא מובהק סטטיסטית, השערת האפס לפיה לא קיימת הטיה במדגם ($\rho=0$) – נדחית.

ב. רגרסיית אחוזונים

עבור מדגם אקראי ואם ההתפלגות של Y בהינתן X היא ליניארית, נקבל ש:

$$Y=X'\beta+\epsilon,\qquad \epsilon|X\sim normal(0,\sigma^2) \quad (8)$$

המשתנה U הוא הדרגה של השגיאה ϵ,[79] ולכן פונקציית האחוזונים המותנית היא:

$$Y=q(X,U)=X'\beta(U)+\sigma\Phi^{-1}(U),\qquad where\ U|X\sim uniform(0,1) \quad (9)$$

כאשר $\Phi(\cdot)$ מייצג את פונקציית ההתפלגות המצטברת. המשתנה U=F(Y;X)=Pr(Y<y|X<x) הוא פונקציית ההתפלגות המצטברת של Y, משתנה סקלרי התופס גורמים בלתי נצפים המשפיעים על המשתנה התלוי (Y), ובמקרה זה מציין את דירוג (Rank) הפרט בהתפלגות המותנית $Y|X$.[80] הפונקציה $Y=q(U,X)$ נקראת פונקציית האחוזונים המותנית,[81]

79 נניח שווקטור המשתנים המסבירים X מקבל K ערכים שונים $x_1,x_2,\dots,x_K$ ועבור כל אחד מערכים אלה נתונות M_K תצפיות של המשתנה התלוי Y: $y_{k1},y_{k2},\dots,y_{KM_k}$, ובהנחה ש-$y_{k1}\le y_{k2}\le\cdots\le y_{KM_k}$ אז מספר התצפיות שקטנות או שוות ל-y_{Km} הוא-m, $u_{km}=\frac{m}{M_k}$.

80 ניתן להגיד שהערך של Y תלוי גם בווקטור המשתנים המסבירים X, וגם בדרגה u של התצפית בהתפלגות Y בהינתן X=x. כמו כן, נניח עבור u כמה הנחות: 1. ההתפלגות של הדרגה u תמיד זהה ואינה תלויה בערכים של X, כך ש-X ו-U אינם תלויים. 2. הפונקציה q(U,x) היא פונקציה הגדלה ב-u עבור כל ערך של x.

81 למשל: עבור פרט עם 15 שנות לימוד ו-U=0.5, Y הוא השכר החציוני של פרט עם 15 שנות לימוד.

ומשמעותה דומה לפונקציית ההתפלגות המצטברת (CDF) המותנית.[82] מודל זה מניח תלות ב־X, אך מאפשר שיפוע וחותך שונה עבור כל אחוזון $U \in (0,1)$.

באופן פורמלי, נגדיר את פונקציית ההתפלגות המותנית של Y בהינתן X כך:

$$F(r;X) = Pr(Y \leq r|X < x) \qquad (10)$$

בהינתן מספר ממשי-$\tau \in (0,1)$, האחוזון ה־τ של Y בהינתן X הוא הערך $q_\tau(X)$ כך ש־τ אחוזים מהמדגם קטנים או שווים לו.[83]

$$Pr(Y \leq q_\tau(X)|X) = F(q_\tau(X);X) = \tau \qquad (11)$$

ועבור מדגם מקרי, ניתן לומר ש:

$$q_\tau(X) \equiv Q_\tau(Y|X) \equiv F^{-1}_{Y|X}(\tau;X) = inf\{r:F(r) \geq \tau;X\} \qquad (12)$$

כאשר $F^{-1}(\tau;X)$ היא פונקציית ההתפלגות ההופכית המוכללת, המחזירה את הערך המינימלי של Y שעבורו מתקיימת ההסתברות במשוואה 11.

רגרסיית אחוזונים מרחיבה את אפשרויות האמידה בכך שהיא מאפשרת בחינה של הקשר בין המשתנה המוסבר למשתנה המסביר תוך התחשבות בצורת ההתפלגות של המשתנה המוסבר. במקרה זה, הרגרסיה אומדת את השינוי בערך של כל אחוזון של המשתנה המוסבר, וזאת על ידי מזעור הסכום המשוקלל של השגיאות המוחלטות עבור כל אחוזון. רגרסיה מסוג OLS היא רגרסיה סימטרית (סימן שגיאת החיזוי אינו רלוונטי). בשיטת רגרסיית האחוזונים לא מתקיימת סימטרייה זו. לכן נדרש לתת משקלות שונים לערכים שליליים ולערכים חיוביים מעל לקו הרגרסיה. פונקציית המטרה שאותה יש למזער היא:

$$\widehat{Q_\tau}(Y|X) = \underset{b\in B}{argmin} \sum_{i=1}^{N} [\tau(Y_i - X_i'b_\tau)^+ + (1-\tau)(Y_i - X_i'b_\tau)^-] \qquad (13)$$

כאשר $a^+ = \max(a,0)$ ו־$a^- = \max(-a,0)$. עבור האחוזון ה־τ טעות חיובית $(Y_i \geq X_i'b_\tau)$ של תצפית i תוכפל ב־τ, וטעות שלילית $(Y_i < X_i'b_\tau)$ תוכפל ב־$(1-\tau)$.

ג. רגרסיית אחוזונים עם תיקון לסלקצייה

המודל האקונומטרי המרכזי בעבודה זו הוא מודל תיקון לסלקצייה עבור רגרסיית אחוזונים (quantile selection model) שאותו הציגו Arellano and Bonhomme (2017). מודל זה מרחיב את מודל התיקון לסלקצייה הקלסי של Heckman (1979) ומציע מודל בעל שלושה שלבים המאפשר לבצע תיקון לסלקצייה של משוואת השכר.

82 הפונקצייה ההופכית של פונקציית ההתפלגות המצטברת המותנית.
83 למשל חציון הוא האחוזון ה־0.5.

הגדרת המשתנים

$$Y^* = q(U,X), \qquad U|X \sim uniform(0,1) \tag{14}$$

כאשר Y^* הוא משתנה סמוי (לא נצפה), המתאר במחקר זה את השכר שמעסיקים יציעו לכל עובד על פי כישוריו הנצפים. כיוון שעבור חלק מהפרטים שכר הסף נמוך מהשכר המוצע, הם יבחרו שלא לעבוד, ולכן Y^* בפועל אינו נצפה. X מוגדר כווקטור המשתנים המסבירים, וההנחות והמשמעות של המשתנה U זהות לסעיף 3.2. כמו כן, ממשוואה 14 נקבל כי $\tau \mapsto q(\tau,x)$ היא פונקציית האחוזונים המותנית של Y^* בהינתן X=x העולה ב־τ.[84]

כיוון שערכי המשתנה התלוי Y^* נצפים רק עבור אלה שעובדים,[85] התפלגות התצפיות במדגם אינה נורמלית, אלא נורמלית מותנה בעובדה שהפרט עובד. תוך שמירה על הנחות מודל הקמן לתיקון לסלקצייה, נניח שמשוואת הסלקצייה (שנאמדה באמצעות Probit) מתקיימת כך ש:

$$P(D=1) = 1\left\{V \le p\left(\frac{Z'\gamma}{\sigma_\eta}\right)\right\}, \qquad V \sim uniform(0,1) \tag{15}$$

כאשר $p\left(\frac{Z'\gamma}{\sigma_\eta}\right) = Pr(D=1|Z) = \Phi\left(\frac{Z'\gamma}{\sigma_\eta}\right)$ ובקיצור נרשום-$p(Z)$. $p(Z)$ הוא פרמטר ה־"Propensity score" המתקבל בשלב הראשון של מודל הקמן. וקטור המשתנים Z מכיל גם משתנים המשפיעים על השכר וגם משתנים המשפיעים אך ורק על בחירת התעסוקה. כמו כן, $V = \Phi(\eta)$ מתאר את הדירוג (Rank) של ההפרעה האקראית במשוואת הסלקצייה (משוואה 1), ולא תלוי ב־Z.

הנחה עיקרית שעליה מסתמך המודל מגדירה כי Z בלתי תלוי במשותף ב־(U,V) בהינתן X. דרישה זו מכונה "exclusion restriction", ומשמעותה היא שקיים לפחות משתנה אחד במשוואת הסלקצייה שאינו משפיע באופן ישיר על המשתנה התלוי Y^*.

הקופולה היא פונקציית המקשרת התפלגות מצטברת משותפת עם ההתפלגויות השוליות שלה. במקרה דו־ממדי, קופולה גאוסיאנית עם פרמטר ρ מוגדרת כפונקציית $C(U,V):[0,1] \to [0,1]$ כך ש:

$$F(U,V) = Pr(U \le u, V \le v) = C(u,v;\rho) = \Phi_2(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v);\rho) \tag{16}$$

84 $\Pr(Y^* \le q(\tau,x)|x) = \Pr(q(u,x) \le q(\tau,x)|x) = \Pr(u \le \tau|x) = \tau$. המעבר הראשון מתקבל ממשוואה 14, והמעבר השני נובע מהעבודה שבהינתן x, u מתפלג אחיד, משתנה מנורמל שאינו נצפה.

85 מתואר במשוואה 5 בס׳ 3.1.

כאשר הקופולה $C(u,v;\rho)$ מתארת את ההתפלגות המשותפת המצטברת- $F_{U,V}=\Phi_2(u,v)$, וההתפלגויות המצטברות השוליות הן- $F_V^{-1}=\Phi^{-1}(v)$ ו $F_U^{-1}=\Phi^{-1}(u)$. בנוסף נגדיר כי הקופולה של U בהינתן V היא:

$$\Pr(U\le u|V\le v)=G(u,v;\rho)=\frac{C(u,v;\rho)}{v}.$$

בפרט, במחקר נעשה שימוש בפונקציית קופולה פראנק ((Frank copula (1979):

$$C(u,v;\rho)=-\frac{1}{\rho}log\left[1-\frac{(1-e^{-\rho u})(1-e^{-\rho v})}{1-e^{-\rho}}\right],\qquad \forall\rho\in\mathbb{R} \quad (17)$$

קופולה פראנק (הרחבה בנספח 2) היא פונקציית קופולה ממשפחת הקופולות הארכימדיאניות. קופולה זו מאפשרת למדל את מבנה התלות בין U ל-V גם עבור תלות שלילית וגם עבור תלות חיובית, בעזרת פרמטר (ρ) אחד בלבד.

בהתאם למודל הבחירה, נגדיר:

i. $Y^*=q(U,X)=F^{-1}(X;U)$,

ii. $Pr(Y^*\le r|Z)=\Pr(Y^*\le r|X)=F(r;X)$

iii. $D=1\{V\le p(Z)\}$

iv. $Y=Y^*\times D$

כאשר משוואה ii כוללת את הנחת ה-"exclusion restriction" (X⊂Z), ומשוואה iii מתארת את משוואת הסלקצייה. המשתנה התלוי Y^* נצפה רק כאשר D=1. מהיפוך משוואה i נקבל ש: $U=F(Y^*;X)$, ומכאן:

$$Pr(Y^*\le r|D=1,\ Z)=Pr(F^{-1}(X;U)\le r|V\le p(z),Z)=Pr(U\le F(r;X)|V\le p(z),Z)$$
$$=\frac{C_x\big(F(r;X),p(Z)\big)}{p(Z)}=G_x\big(F(r;X),p(Z)\big),\qquad \forall\tau\in(0,1) \quad (18)$$

כאשר $C_x(\cdot,\cdot)$ היא פונקציית הקופולה, ו-$G_x(\cdot,\cdot)$ היא פונקציית הקופולה המותנית. כמו כן, נגדיר כי $Q_\tau(Y|D=1,Z)$ הוא הערך של r כך ש:

$$G_x\big(F(r;X),p(Z)\big)=\tau \quad (19)$$

מהיפוך משוואה 19 ביחס לאיבר הראשון נקבל: $F(r;X)=G_x^{-1}\big(\tau,p(Z)\big)$, ומהפיכה נוספת:

$$Q_\tau(Y|D=1,Z)=F^{-1}[X;G^{-1}(\tau,p(Z))] \quad (20)$$

זוהי פונקציית ההתפלגות ההופכית המוכללת, הממפה בין האחוזון- τ של Y בהינתן Z ו־D=1, לבין האחוזון τ^* של Y^* בהינתן X כאשר: $\tau^* = G^{-1}\big(\tau, p(Z)\big)$. כאשר המיפוי מתבצע עבור אחוזונים שונים ותלוי בערך של Z.[86]
מהצבת $r = F^{-1}(X;\tau) = q(\tau, X)$ במשוואה 19 נקבל:

$$Pr(Y^* \le q(\tau, X)\,|D = 1,\ Z) = Pr(F^{-1}(X;U) \le F^{-1}(X;\tau)|V \le p(z), Z)$$
$$= Pr(U \le \tau)|V \le p(z), Z) = \frac{C_x\big(\tau, p(Z)\big)}{p(Z)} = G_x\big(\tau, p(z)\big),\ \ \forall\tau \in (0,1) \qquad (21)$$

$C_x\big(\tau, p(Z)\big)$ היא פונקציית ההתפלגות המצטברת (CDF) (או פונקציית הקופולה (copula) הבלתי מותנית) של $(u, v)|X$). כמו כן, $G_x\big(\tau, p(z)\big)$ היא פונקציית הקופולה המותנית, ותפקידה הוא למדוד את עוצמת התלות בין u ל־v, שהיא מקור הסלקצייה במדגם. בפרט, תפקידה של פונקצייה זו הוא למפות את דירוג ערכי האחוזון τ בהתפלגות המשתנה הסמוי בהינתן X $(Y^*|_{X=x})$, לדירוג האחוזון ה־$G_x\big(\tau, p(z)\big)$ בהתפלגות של המשתנה הנצפה בהינתן ש־D=1 ו־Z $(Y|_{D=1\ and\ Z=z})$.[87]
כך ש: $Q_{G_x[\tau,p(Z)]}(Y|D = 1, Z) = F^{-1}(X;\tau)$.
במחקר זה נשתמש בטכניקת אמידה סמי־פרמטרית,[88] המניחה כי משוואת רגרסיית האחוזונים היא ליניארית ותסומן באמצעות- $q(\tau, X) = x'\beta_\tau$, ופונקציית ההתפלגות המותנה של Y^* בהינתן D=1 ו־Z, עבור האחוזון ה־τ היא:

$$Pr(Y^* \le x'\beta_\tau|D = 1, Z) = \frac{C(\tau, p(Z); \rho)}{p(Z)} = G(\tau, p(z); \rho) \qquad (22)$$

פרמטר הקופולה ρ מתאר את המתאם בין u ל־v ונקבע לפיו. פרמטר זה מודד את ההשפעה והכיוון של הטיית הסלקצייה במדגם (אם לא קיימת הטיה נקבל כי $\rho = 0$). כמו כן, נגדיר כי האחוזון המותנה- τ של Y^* בהינתן D=1 ו־Z הוא:

$$Q^s(\tau, Z) = X'\beta_{\tau^*(Z)}, \qquad for\ all\ \tau \in (0,1)\ and\ x \in X \qquad (23)$$

כאשר $\tau^*(Z) = G^{-1}(\tau, p(Z); \rho)$, ו־$G^{-1}(\cdot,\cdot;\rho)$ הוא הפונקצייה ההופכית של $G(\tau, p(z); \rho)$ (פונקציית האחוזונים של U בהינתן V<p(Z)). ה־s מגדיר כי פונקציית האחוזונים מתוקנת מהטיית הסלקצייה.

86 רק כאשר U ו־V הם בלתי תלויים, נקבל ש־$\tau^* = \tau$.
87 דוגמה: הנח כי ההתפלגות המותנית של 9 ערכים אפשריים של לוג השכר היא $\{1,2,3,4,5,6,7,8,9\}$, כאשר אנו צופים רק בערכים נבחרים הגדולים או שווים ל־5, כלומר $\{5,6,7,8,9\}$. החציון (τ=0.5) במדגם הנצפה הוא 7, עם זאת בהיעדר השפעת הסלקצייה הדירוג שלו הוא 0.75.
88 משוואת הרגרסיה היא ליניארית, אך התפלגות ההפרעות אינה ידועה.

עבור מדגם המפולג באופן זהה ובלתי תלוי (i.i.d), כך ש-$(Y_i, Z_i, D_i), i = 1, \dots, N$ ו-$X_i \subset Z_i$, Arellano and Bonhomme (2017) מציעים מודל תיקון לסלקצייה לרגרסיית אחוזונים המורכב משלושה שלבים: בשלב הראשון אומדים בעזרת מודל Probit את הפרמטר $\hat{\gamma}$, באמצעותו נחשב את פרמטר ה-propensity score $(p(Z_i;\hat{\gamma}) = \Phi(Z_i{}'\hat{\gamma}))$. בשלב השני נאמוד את פרמטר הקופולה $\hat{\rho}$ באמצעות מודל GMM. לבסוף, בהינתן $\hat{\gamma}$ ו-$\hat{\rho}$, ועבור כל אחוזון $\tau \in (0,1)$ נחשב את $\widehat{\beta_\tau}$, אומד עקיב של רגרסיית האחוזונים המתוקנת.

שלב 1: אמידת הפרמטר $\hat{\gamma}$ באמצעות מודל Probit

אומד הנראות המקסימלית לפרמטר $\hat{\gamma}$:

$$\hat{\gamma} = \underset{a\in\mathcal{A}}{argmax} \sum_{i=1}^{N} \left[D_i \, ln\left(\Phi(Z_i'a)\right) + (1 - D_i) ln\left(\Phi(-Z_i'a)\right)\right] \qquad (24)$$

שלב 2: אמידת פרמטר הקופולה $\hat{\rho}$ באמצעות מודל GMM

נגדיר כי: $a^+ = \max(a, 0)$ ו-$a^- = \max(-a, 0)$, ובעזרת משוואה 23, את מגבלת המומנט עבור $\tau \in (0,1)$:

$$\mathbb{E}[1\{Y \le X'\beta_\tau\} - G(\tau, p(Z;\gamma);\rho)|D = 1, Z = z] = 0 \qquad (25)$$

באמצעות שיטת GMM ובהינתן פונקציית משתני העזר $\varphi(\tau, Z)$, אומד עקיב לפרמטר $\hat{\rho}$ הוא:

$$\hat{\rho} = \underset{c\in\mathcal{C}}{argmin} \left\| \sum_{i=1}^{N} \sum_{\ell=1}^{L} D_{i\varphi(\tau_\ell, Z_i)} \left[1\{Y_i \le X_i' \, \widehat{\beta_{\tau\ell}}(c)\} - G(\tau_\ell, p(Z_i;\hat{\gamma}); c)\right] \right\| \qquad (26)$$

כאשר $\tau \in \{\tau_1 < \tau_2 < \cdots < \tau_L\}$ מתאר סריג (grid) סופי בין 0 ל-1, והסימון-$\|\cdot\|$ מגדיר את הנורמה במרחב האוקלידי.[89] בעבודה זו נבחר φ השווה ל-propensity score (כלומר-$\varphi(\tau_\ell, Z_i) = \varphi(Z_i) = p(Z_i;\hat{\gamma})$), ובתנאי ש-$dim(\varphi) \ge \dim(\rho)$ מתקיים (תנאי הזיהוי).[90] כמו כן, אומד עבור אחוזון ספציפי הוא:[91]

89 הנורמה במרחב האוקלידי מתוארת כך-$\|x\| = \sqrt{|x_1|^2 + \cdots + |x_n|^2}$.

90 ניתן גם לבחור φ השווה למכפלת ה-propensity score בפונקצייה של ערכי τ, למשל-$\varphi(\tau_\ell, Z_i) = \sqrt{\tau_\ell(1-\tau_\ell)}p(Z_i;\hat{\gamma})$.

91 עבור כל ערך שרירותי של ρ מקבלים אומד עקיב ל-β_τ, בעזרתו מחשבים מטריצה של ערכי פונקציית המטרה המתקבלים עבור כל ערך שרירותי של ρ. ערך ה-ρ שייבחר הוא הערך שמביא למינימום את פונקציית המטרה.

$$\widehat{\beta_\tau}(c) = \underset{b\in\mathcal{B}}{argmin} \sum_{i=1}^{N} D_i\big[G(\tau, p(Z_i;\hat{\gamma});c)(Y_i - X_i'b_\tau)^+ + \big(1 - G(\tau, p(Z_i;\hat{\gamma});c)\big)(Y_i - X_i'b_\tau)^-\big] \quad (27)$$

שלב 3: רגרסיית האחוזונים המתוקנת (Rotated quantile regression)

עבור אחוזון נבחר $\tau \in (0,1)$, ובהינתן $\hat{\gamma}$ ו־$\hat{\rho}$:

$$\widehat{\beta_\tau} = \underset{b\in\mathcal{B}}{argmin} \sum_{i=1}^{N} D_i\big[\hat{G}_{\tau i}(Y_i - X_i'b_\tau)^+ + \big(1 - \hat{G}_{\tau i}\big)(Y_i - X_i'b_\tau)^-\big] \quad (28)$$

כאשר $\mathcal{B}$ הוא מרחב ערכי הפרמטר האפשריים עבור β_τ, ו־ $\hat{G}_{\tau i} = G(\tau, p(Z_i;\hat{\gamma});\hat{\rho})$.
משוואה 28 היא פונקציית הבדיקה המסובבת (Rotated quantile regression), המתארת את אומדי רגרסיית האחוזונים המתוקנים לסלקצייה, כאשר עוצמת הסיבוב נבחרת בהתאמה להשפעת הסלקצייה במדגם. אם ערכי האחוזונים $\tau \in \{\tau_1 < \tau_2 < \cdots < \tau_L\}$ שנבחרו לחישוב פרמטר $\hat{\rho}$ בשלב השני זהים לערכי האחוזונים שנבחרו לחישוב אומדי הרגרסיה בשלב השלישי, השלב השלישי מיותר.

מהשוואת אומד רגרסיית האחוזונים המתוקנת (β_τ) לאומד רגרסיית האחוזונים אותה היינו אומדים אם דגימה מ־(Y^*, X) הייתה אפשרית:

$$\widehat{\beta_\tau} = \underset{b\in\mathcal{B}}{argmin} \sum_{i=1}^{N} [\tau(Y_i^* - X_i'b_\tau)^+ + (1-\tau)(Y_i^* - X_i'b_\tau)^-] \quad (29)$$

ניתן לראות שכדי לתקן את הטיית הסלקצייה במשוואה $\widehat{\beta_\tau}$ עלינו להחליף בין דירוג (Ranks) ההתפלגות הסמויה (כלומר ה־τ) לבין דירוג ההתפלגות הנצפית (כלומר ה־$\hat{G}_{\tau i}$).

נספח 2: פונקציית הקופולה

נספח זה מבוסס על מאמרם של Kurowicka and Joe (2011).

א. קופולה ממשפחת הארכימדיאניות (Archimedean):

קופולה ארכימדיאנית עם התמרת לפלס- φ תוגדר על ידי:

$$C(u,v) = \varphi^{-1}\big(\varphi(u) + \varphi(v)\big) \qquad (30)$$

כאשר φ היא פונקצייה רציפה, יורדת וקמורה בטווח $\varphi:[0,1] \to [0,\infty]$, כמו כן, נניח ש- $\varphi(1) = 0,\ \varphi(0) \leq \infty$, ו- φ^{-1} היא הפונקצייה ההופכית של- φ. באופן כללי הצפיפות של קופולות מסוג זה היא:

$$c(u,v) = \frac{\partial^2 C(u,v)}{\partial u \partial v} = \frac{\varphi''\big(C(u,v)\big)\varphi'(u)\varphi'(v)}{\big[\varphi'\big(C(u,v)\big)\big]^3}$$

ב. במחקר זה נשתמש בפונקציית קופולה של פרנק (Frank 1979), פונקציית קופולה ממשפחת הקופולות הארכימדיאניות. עבור קופולה עם פרמטר $\rho > 0$, והתמרת לפלס φ:

$$\varphi(t) = -\log\frac{e^{-\rho t} - 1}{e^{-\rho} - 1}, \qquad \varphi^{-1}(s) = -\frac{1}{\rho}\log[1 - (1 - e^{-\rho})e^{-s}] \qquad (31)$$

פונקציית קופולה פרנק היא:

$$C(u,v;\rho) = -\frac{1}{\rho}\log\left[1 - \frac{(1 - e^{-\rho u})(1 - e^{-\rho v})}{1 - e^{-\rho}}\right] \qquad (32)$$

עם פונקציית צפיפות:[92]

$$c(u,v;\rho) = \frac{\rho e^{-\rho(u+v)}(1 - e^{-\rho})}{\big((1 - e^{-\rho}) - (1 - e^{-\rho u})(1 - e^{-\rho v})\big)^2} \qquad (33)$$

92 כאשר הקופולה C(u,v) רציפה בהחלט.