

עלות העבודה בתעשייה הישראלית

קרנית פלוג וניצה (קלינר) קסיר*

עיקר הממצאים

העבודה בוחנת את הגורמים המשפיעים על עלות העבודה בתעשייה. כדי להפריד בין הגורמים המשפיעים על עלות העבודה דרך השפעתם על התוצר לאלו המשפיעים דרך אפיקים אחרים – למשל גורמים מוסדיים הקשורים למבנה השוק (ומשפיעים על כוחות המיקוח ומהלכו), תיארונו את תהליך קביעתה של עלות העבודה כתהליך דו-שלבי: בשלב הראשון אמדנו פונקציית ייצור, וממנה גזרנו אומדן לערך התוצר השולי. אומדן זה שימש, בשלב השני, אחד מן המשתנים המסבירים בפונקציית עלות העבודה, יחד עם משתנים המאפיינים את תכונות כוח העבודה ומשתנים מוסדיים המייצגים את מבנה השוק. דרך אמידה זו איפשרה להפריד בין המשתנים המשפיעים דרך פונקציית הייצור לאלה המשפיעים דרך מנגנון המיקוח או בשתי הדרכים. השנה הנחקרת היא 1982, והנתונים הם לענפי משנה מקובצים.

נמצא, כי כמויות גורמי הייצור משפיעות על עלות העבודה דרך השפעתן על התוצר השולי. ההשכלה משפיעה על התוצר השולי, אולם מקנה פרמיית שכר שמעבר להשפעה זו; הגיל הממוצע לעובד בענף אינו משפיע על התוצר השולי, אך יש לו השפעה שלילית על השכר, ואילו הוותק במפעל משפיע לחיוב על השכר, ואינו משפיע על התוצר השולי. כמו כן נמצאה השפעה חיובית לריכוזיות הענף (המשתנה המצביע על כוח מונופוליסטי). אחוז הנשים בענף אינו משפיע על התוצר השולי, אולם יש לו השפעה שלילית על עלות העבודה – תוצאה המרמזת כי ההבדל בשכר נובע אולי מאפליה.

נוסף על כך קיבלנו בפונקציית הייצור מקדם שלילי (אם כי קטן מאוד) למשתנה המייצג השתייכות לסקטור הפרטי, ובפונקציית עלות העבודה – מקדם חיובי למשתנה המייצג השתייכות לסקטור הציבורי.

מחלקת המחקר של בנק ישראל. תודתנו נתונה לגיורא חנוך, לניסן לויתן ולמשתתפי הסמינר של מחלקת המחקר בבנק ישראל על הערותיהם המועילות, וכן לדורית גונן, לסברינה סלומון ולשאל שניידר על עזרתם הרבה בעיבודי המחשב.

1. מבוא וסיכום

עלות העבודה¹ לעובד בתעשייה הישראלית היא בעיקרה תוצאה של תהליך מיקוח בין המעסיקים למועסקים. תהליך המיקוח מושפע מגורמים המשפיעים על ערך התוצר השולי לעובד (טכנולוגיית הייצור, איכויות גורמי הייצור וכו'), מגורמים מוסדיים או מגורמים הקשורים למבנה השוק (למשל ההשתייכות הסקטוריאלית) וכן מיחסי הגומלין ביניהם. עבודה זו בוחנת את הכיוון והעוצמה של השפעת הגורמים האלה על עלות העבודה בתעשייה.

כדי להפריד בין הגורמים המשפיעים על עלות העבודה דרך השפעתם על ערך התוצר השולי של העבודה לבין הגורמים המשפיעים עליה דרך אפיקים אחרים, אמדנו תחילה פונקציית ייצור, המכילה את משתני כמויות גורמי הייצור ותכונותיהם וכן משתנים מוסדיים העשויים להשפיע על יעילות הייצור; מפונקציית הייצור גזרנו אומדן לערך התוצר השולי. אומדן זה שימש, בשלב השני, אחד מן המשתנים המסבירים בפונקציית עלות העבודה. בפונקציה זו הופיעו שוב, כמשתנים מסבירים, גם משתנים המאפיינים את תכונותיו של כוח העבודה, משתנים מוסדיים ומשתנים המייצגים את מבנה השוק. בדרך זו ניתן לבחון, כיצד כל משתנה משפיע על עלות העבודה — דרך פונקציית הייצור (על ידי תרומתו לתוצר השולי), דרך מנגנון המיקוח, או בשתי הדרכים.

מניתוח התוצאות של שתי משוואות המודל — פונקציית הייצור ופונקציית עלות העבודה — עולים הממצאים האלה: כמויות גורמי הייצור בענפי המשנה משפיעות על ערך התוצר השולי, ובדרך זו — על עלות העבודה. משתנה ההשכלה, שנמצא מובהק הן בפונקציית הייצור והן במשוואת עלות העבודה, משפיע על השכר דרך השפעתו על התוצר השולי, ומעבר לכך מקנה פרמיית שכר. שהיא מעבר לתרומתה של ההשכלה לתוצר השולי. הגיל הממוצע לעובד בענף איננו משפיע על ערך התוצר השולי, אולם נמצא שיש לו השפעה שלילית על השכר — אף שתיאורטית עשויה השפעת הגיל להיות חיובית או שלילית (כמפורט בהמשך). עם זאת אין לשלול את האפשרות, כי תוצאה זו נובעת גם ממייתאם בין משתנה הגיל למאפיינים ענפיים שעליהם אין לנו נתונים.

הוותק במפעל השפיע חיובית על עלות העבודה, למרות שלא נמצא משפיע על ערך התוצר השולי. כמו כן נמצאה השפעה חיובית של ריכוזיות הענף על עלות העבודה — תוצאה התואמת את היותן של פירמות מונופוליסטיות בעלות רווחים גדולים יחסית וכן את יכולתן להעביר ביתר קלות גידול של העלויות אל הצרכן. (תוצאה התואמת את זו שהתקבלה במחקרים רבים Luski and Weinblatt, 1987; Lawrence and Lawrence, 1985; Kwoka, 1983). לאחוז הנשים בענף נתקבל מקדם שלילי ומובהק במשוואת עלות העבודה ומקדם שלילי ולא-מובהק בפונקציית הייצור — תוצאה המרמזת כי השכר הנמוך-יותר של נשים נובע אולי מאפליה ולא מהבדלי פרויון בין נשים לגברים.

סימניהם של המשתנים המייצגים השתייכות סקטוריאלית מראים, כי הפריון בסקטור הפרטי בשנת 1982 היה נמוך מזה שבסקטור ההסתדרותי והציבורי (כדומה לתוצאה שהתקבלה בעבודתם של Ben-Ner and Estrin, 1988a) — אולם הערך המספרי של המקדם הוא קטן (אך מובהק), וסימנו השלילי עשוי לנבוע גם מסיבות אחרות, הנדונות בהמשך. עם

¹ המשתנה עלות העבודה נותן ביטוי לא רק לשכר הכספי שמקבל העובד, אלא לרכיבים אחרים של תנאי העבודה, המתבטאים בעלות למעביד אבל לא בשכר (הפרשה לקופות גמל, פנסיה וכו').

זאת משלם הסקטור הציבורי פרמיית שכר שהיא מעבר למתבקש מהבדלי הפריזון. אמידת פונקציית עלות העבודה בתעשייה מתוך תצפיות של ענפי משנה משתמשת באינפורמציה מוגבלת: הנתונים משקפים רק את השונות הבין-ענפית ומתעלמים מן השונות התוך-ענפית. יתירה מזאת, אם יש מיתאם בין משתנים אישיים מסוימים לבין תכונות הענף (כין אם הן מיוצגות ובין אם אינן מיוצגות על ידי המשתנים שברשותנו), ואם מיתאם זה גדל כשמתייחסים לנתונים האישיים הממוצעים לענף — בעיית ההטיה של אומדני המקדמים תחריף ברגרסיה שבה ענפי המשנה משמשים כתצפיות. נוסף על כך מגביל מספרן הקטן יחסית של התצפיות את מספר המשתנים המסבירים שניתן להכניס לרגרסיה.

למרות מגבלות אלו נראה, שבדיקת השפעתם של משתנים שונים על עלות העבודה, גם ברמה הענפית, עשויה לסייע באבחון כיווני ההשפעה וסדרי הגודל של רוב המשתנים.² תוצאות העבודה מראות, כי באמצעות המשתנים שבחנו ניתן להסביר במידה רבה את קביעת עלות העבודה — גם ברמה הענפית ובחתך רוחב. כיווני השפעתם של המשתנים תאמו בעיקרם את הכיוונים המתקבלים מן התיאוריות המרכזיות לגבי קביעת השכר בשוק העבודה.

2. סקירת ספרות

א. תיאוריות לקביעת שכר³

כנקודת מוצא לבחינת תיאוריות חלופיות לקביעת השכר משמשת תחרות משוכללת הן בשוק העבודה והן בשוק המוצרים. במשק תחרותי השכר והתעסוקה יקיימו את התנאי שערך התפוקה השולית ישווה לשכר: כאשר גדלה התפוקה השולית של העבודה בחלק מהמפעלים, יעלה גם שכרם של העובדים באותם מפעלים, ועליית השכר תמשוך אליהם עובדים, שיעברו ממפעלים המשלמים שכר נמוך יותר. תהליך זה יביא להורדת השכר במפעלים שבהם עלה הפריזון ולהעלאת השכר באחרים, עד שיושג שוויון.

בראשית שנות השישים החלה להתפתח תיאוריית ההון האנושי, והתבטאה בעבודותיהם של Becker (1962), Oi (1962), Mincer (1974) ואחרים. לפי תיאוריה זו יש לבדוק לא רק את כמות העובדים אלא גם את רמת הידע והמיומנות שלהם. תיאוריה זו אינה חורגת מהנחת התחרות, אולם מוסיפה לניתוח אלמנטים נוספים: צבירת ידע על ידי פרטים נתפסת כהשקעה שתעלה את תפוקתם בתום תקופת ההשקעה. לפיכך תפוקתם של העובדים בפירמה תלויה לא רק בכמותם, אלא גם במלאי ההון האנושי הצבור בהם. ההשקעה בהון אנושי יכולה להיות משני סוגים — הון אנושי ספציפי, המעלה את תפוקתם של העובדים רק בפירמה שבה רכשו אותו והון אנושי כללי, המעלה את תפוקתם הפוטנציאלית בפירמות רבות.

² גם מאגרי נתונים אחרים (מפקד האוכלוסין, מאגר הנתונים המפעלי) לא יאפשרו להתגבר לחלוטין על המגבלות שהזכרנו. זאת משום שאין מאגר המכיל אינפורמציה אישית על מאפייני העובדים יחד עם אינפורמציה מפעלית על כמויות גורמי-הייצור ועל איכותם.

³ המודלים השונים אינם מברילים בין שכר לעלות עבודה.

על פי תיאוריית ההון האנושי ההשקעה בהון אנושי כללי (המיוצג בעיקר על ידי משתני ההשכלה ומשלח הירד) היא השקעתו של העובד, ולפיכך הוא שיזכה במלוא פירותיה (עליית ערכה של תפוקתו השולית), שיתבטאו בשכרו. לעומת זאת בהשקעה בהון האנושי הספציפי (שאותו מייצג בעיקר הוותק במפעל) יתחלקו העובד והמעביד, וכן גם בתמורתה. פירושו של דבר, כי בשלב הפירות יקבל העובד שכר הנמוך מערך תפוקתו השולית במפעל שבו הוא עובד (וגבוה מערך תפוקתו השולית במפעלים חלופיים). במציאות קשה מאוד למדוד את ההון האנושי הכללי והספציפי, ולא ניתן להפריד היטב בין שניהם. כך, למשל, המשתנה ותק במפעל, המשמש אינדיקטור להכשרה בתפקיד, מייצג גם צבירה של הון אנושי כללי.

מרבית העבודות החדשות העוסקות במנגנוני קביעת השכר משחררות את ההנחה בדבר משק תחרותי. חלק ניכר מן המודלים הלא-תחרותיים נסקרו אצל Oswald (1985). צורות השוק הבלתי תחרותיות העיקריות כוללות שלושה מודלים: (א) מודל האיגוד המונופוליסטי שממנו נובע כי השכר שווה לערך התפוקה השולית (והתעסוקה קטנה מזו שבתחרות); (ב) מודל המעסיק המונופוליסטי, שממנו נובע כי הן השכר והן התעסוקה נמוכים מאלו המתקבלים בתחרות, והשכר נמוך מערך התפוקה השולית; (ג) מודל המונופול הדו-צדדי, שלפיו ייקבע השכר בתהליך מיקוח בין שני הצדדים, ולכן התוצאה שתתקבל, הן לגבי השכר והן לגבי התעסוקה, תהיה תלויה בכוח המיקוח היחסי של כל אחד מהם.

מודל מיקוח חלופי הוא מודל המיקוח היעיל (McDonald and Solow, 1981). כאן נקודת המוצא היא האיגוד המונופוליסטי (אם כי הניתוח תקף בכל מצב שבו נקודת המוצא היא על עקומת הביקוש לעובדים), אולם בניגוד למודל זה, במודל המיקוח היעיל נקבעים השכר והתעסוקה סימולטנית במיקוח בין איגוד העובדים לפירמה, באופן שיביא לשיפור פרטו-אופטימלי. לפי מודל זה יהיה השכר שיתקבל נמוך מאשר בנקודת המוצא (אולם גבוה מערך התפוקה השולית), והתעסוקה תהיה גדולה יותר.

ניסיון לאפיין את תהליך המיקוח נעשה במודל ה-insider-outsider, שלפיו גורם מרכזי הקובע "חיוניות" את כוח המיקוח של עובדים הוא הוצאות התחלופה שלהם, ובמיוחד פיצויי הפיטורין. מן הניתוח של Lindbeck-Snowder (1984) עולה, כי היות שהוצאות התחלופה עולות עם הוותק במקום העבודה, משתנה כוח המיקוח עם שינויים בהתפלגות הוותק של העובדים.

תיאוריית ה-efficiency wage, שהתפתחה בשנים האחרונות, מנסה לקשור את קביעת השכר לאופיו של מקום העבודה. לפיה המעביד ישלם לעובד שכר הגבוה משכר הסף כתמריץ נגד התחמקות, גנבות והתפטרות, לפי הסתברותן של תופעות אלו. לכן תיאוריה זו צופה הברדלים בשכר בין פירמות שונות באותם משלחי יד, בהתאם ליכולת לפקח על עובדיהן ולעלותו של פיקוח זה. גירסה אחת של המודל מדגישה את הקושי בפיקוח, ולכן את פרמיית השכר כתמריץ לעבודה אינטנסיבית ולאי התחמקות, שכן השכר הגבוה-יותר מגדיל את הנטייה שלא להסתכן בפיטורין. גירסה חלופה מסבירה את פרמיית השכר כמנגנון להקטנת שיעורי ההתפטרות. פירמות, שבהן עלות הפרידה גבוהה במיוחד, ירצו לשלם פרמיה כתמריץ נגד התפטרות (Leonard, 1987). תוצאת גירסה זו של מודל ה-efficiency-wage דומה לזו המתקבלת מתיאוריית ההון האנושי הספציפי ומתיאוריית ה-insider-outsider: עלות פרידה גבוהה תהיה בפירמות שבהן לעובדים יש הון אנושי ספציפי רב (עלות הכשרה) או שהם ותיקים (עלות גבוהה של פיצויי הפיטורין). למרות השוני בין התיאוריות, ניתן לראות בהן במידה רבה תיאוריות משלימות, שכן מרבית המשתנים משפיעים על השכר על פיהן באותם כיוונים.

ב. תוצאות מחקרים על השכר בתעשייה הישראלית

מרבית המחקרים על קביעת השכר בישראל התרכזו בבחינת תיאוריה אחת או שתיים. נסקור כמה מהם.

המחקר של אמיר וקלינוב (1988) בחן את ההשלכות של תיאוריית ה-insider-outsider על מבנה השכר במשק. זאת בדרך של ניתוח הקשר בין אחוזי המבוגרים בענף (שאמור לייצג את משתנה הוותק במקום העבודה) לבין התמורה לגיל בפונקציית השכר בשנים 1972 ו-1983, על בסיס נתוני מפקדי האוכלוסין באותן השנים. בעבודתם אמדו אמיר וקלינוב פונקציות שכר ענפיות, שבהן הוכנסו משתני קבוצות הגיל וההשכלה, וכן פונקציית שכר לכל הגברים השכירים במשק, שבה הוכנסו גם משתני דמה ענפיים. הממצא העיקרי של עבודתם הוא, שברמת הענף, התמורה לגיל קשורה חיובית למשקל העובדים המבוגרים בענף. ממצא זה מתיישב עם גישת ה-insider-outsider המייחסת את התמורה לוותק במקום העבודה לכוח המיקוח של העובדים, ורואה בו אחד הרכיבים המסבירים את הפער בין השכר לפריון במשק ("פער השכר").

Luski and Weinblatt (1987) התרכזו בבחינת השפעתו של מבנה שוק המוצרים (כפי שמתבטא במשתנה הריכוזיות) על השכר בתעשייה בנתוני סקר התעשייה ומפקד האוכלוסין של 1983. המשתנים שנכנסו לפונקציית השכר הם: ההשכלה, שהצביעה על תשואה חיובית להון אנושי; המוצא האתני, שנמצא משפיע על השכר; הגיל, שהצביע על תמורה חיובית לוותק עד גיל מסוים; המין, שהוכנס במשולב עם הגיל וההשכלה, והראה כי נשים משתכרות פחות מגברים; קצב הצמיחה בענף, שהשפעתו לא נמצאה מובהקת; יחס ההון לעובד, שנמצא משפיע חיובית על השכר רק בקבוצות השכלה נמוכות; משתנה הריכוזיות, שנמצא משפיע חיובית על השכר.

Ben Ner and Estrin (1988b) בחנו את השפעת הבעלות (השיוך לסקטור הפרטי או ההסתדרותי) על הפריון, על השכר ועל התעסוקה בישראל, ובדקו 14 ענפים ראשיים בתעשייה לפי נתוני סקרי התעשייה לשנים 1969 עד 1982 (פרט לשנים 1973, 1974 ו-1978). נבחנה השערה בדבר קיומו של איגוד מונופוליסטי, ולעומתה השערת המיקוח היעיל, ונמצא, כי הן לגבי פירמות הסתדרותיות והן לגבי אלו שבבעלות פרטית, מודל המיקוח היעיל מתאים יותר. כמו כן נמצא, כי ההפרש בין השכר שפירמות הסתדרותיות משלמות לעובדיהן לזה שמשלמות פירמות פרטיות הוא מעבר למתבקש מהיות הראשונות יעילות יותר.

כיוון שמרבית העבודות על השכר בישראל בחנו רק תיאוריה אחת או שתיים מאלו שנסקרו לעיל, הן התעלמו מחלק ניכר מן המשתנים, בעיקר מתשומת העבודה וההון (אמיר וקלינוב, 1988), מאיכויות גורמי הייצור (Ben Ner and Estrin, 1988b), ומהערכים המוחלטים של כמויות גורמי הייצור. (Luski and Weinblatt, 1987, למשל, הכניסו רק את היחס בין כמויות גורמי הייצור). לכן חסרים ברגרסיה המשתנים הקובעים (דרך פונקציית הייצור) את ערך התוצר השולי, וזאת למרות שכל התיאוריות שנידונו מקבלות את ערך התוצר השולי כבסיס לקביעת השכר.⁴

⁴ לפיכך נצפה, כי מקדמי המשתנים המופיעים ברגרסיות יהיו מוטים במידה ניכרת, וכי רמת ההסבר בכללו (R^2) תהיה נמוכה יחסית.

3. המודל

א. המוטיבציה

השכר בתעשייה מושפע מכמויות גורמי הייצור, מתכונותיהם, ממבנה שוק העבודה ושוקי המוצרים ומגורמים מוסדיים המשפיעים על כוח המיקוח. על כיווני השפעתם הצפויים של משתנים אלו ניתן ללמוד מן התיאוריות השונות העוסקות בקביעת השכר בשוק העבודה (תיאוריות, שכאמור, ניתן לראותן במידה רבה כמשלימות).

לפי המודל הניאו-קלאסי נצפה להשפעתם של המשתנים השונים הנכנסים לפונקציית הייצור, דהיינו כמויות גורמי הייצור ואיכותם — ההון, תשומת העבודה, גיל ההון, ההשכלה, משלח היד, הוותק וכו'. משתנים אלו ישפיעו על השכר דרך השפעתם על התוצר השולי.

למבנה שוק המוצרים ושוק העבודה יש השפעה על עלות העבודה. משתנה הריכוזיות המייצג את אי התחרותיות בשוק המוצרים — אמור להשפיע לחיוב על השכר, שכן רווחי הפירמה המונופוליסטית יהיו גבוהים יותר, וייקל עליה להעביר גידול של עלות העבודה אל הצרכן. אולם מחמת מוגבלותה של ניידות העובדים בין ענפי התעשייה נוטים מפעלים בעלי כוח מונופוליסטי בשוק המוצרים להיות בעלי כוח מונופוסוניסטי בשוק העבודה, וכוח זה נוטה להוריד את השכר. לפיכך כיוון השפעתו של משתנה הריכוזיות על השכר איננו חד-משמעי. בחלק מן העבודות האמפיריות, שבהן הוכנס משתנה הריכוזיות למשוואות השכר, נמצאה השפעה חיובית (Kwoka, 1983; Lawrence and Lawrence, 1985; Luski and Weinblatt, 1987) — ובאחרות לא נמצאה השפעה מובהקת. (סקירת עבודות שבהן השפעת הריכוזיות על השכר לא נמצאה מובהקת נמצאת אצל Kruger and Summers, 1986).

לפי תיאוריית ההון האנושי נצפה, כי ככל שההון האנושי (המיוצג על ידי משלח יד, הוותק במפעל, הוותק בשוק העבודה וההשכלה) רב יותר, יהיה השכר גבוה יותר. זאת הן דרך השפעתו על התוצר השולי (כתמורה להשקעה) והן דרך השפעתו על עלות התחלופה (turnover), ולפיכך — על כוח המיקוח של העובדים.

על פי תיאוריית המיקוח היעיל יהיה השכר גבוה יותר ככל שכוח המיקוח של העובדים רב יותר. כוח המיקוח מושפע מגורמים מוסדיים שונים (ההשתייכות הסקטוריאלית של המפעל) ומתכונות כוח העבודה (הוותק, דרך השפעתו על עלות התחלופה).

לפי תיאוריית ה-efficiency wage, בענפים שבהם קשה לפקח על העובדים יותר מאשר באחרים יהיה השכר גבוה יותר, משום שהוא יכול תמריץ לעבוד היטב, כדי להימנע מפטורים. יכולת הפיקוח מושפעת בין היתר מגודל המפעל. על פי גירסה אחרת של אותה תיאוריה יהיה השכר גבוה יותר ככל שהעלות-למעסיק של התפטרות העובד תהיה גבוהה יותר, וזאת כדי לתמרץ את העובד שלא להתפטר.

מתיאוריית ה-insider-outsider נובע, שככל שאחוז העובדים הוותיקים במפעל גבוה יותר, כוח המיקוח של העובדים רב יותר, ולפיכך יהיה שכרם גבוה יותר.

מתוך מכלול התיאוריות שנסקרו לעיל, פונקציית עלות העבודה (הצורה המצומצמת) המתקבלת היא מן הטיפוס:

$$(1) \quad W = W \left(\begin{array}{c} \text{גודל} \\ \text{השיוך} \\ \text{הסקטוריאלי, הצמיחה, המפעלים, הריכוזיות,} \\ \text{ההון, כוח העבודה, ההון, תשומת} \\ \text{היקף תשומת} \\ \text{העבודה} \end{array} \right)$$

את תכונות כוח העבודה ניתן לייצג באמצעות הגיל, המין, המוצא, ההשכלה, הוותק בשוק העבודה, הוותק במפעל ומשלח היד.

משתנה הצמיחה הוכנס למשוואה כדי לאפיין ענפים דינמיים, המאופיינים בטכנולוגיה מתקדמת (שמתבטאת גם במשתנים המייצגים הון אנושי); כאלה נצפה לשכר גבוה יותר מאשר באחרים, ולפיכך — לעלות עבודה גבוהה יותר. זאת ועוד: הואיל ושיווי המשקל בשוק העבודה אינו מושג מייד, שכן הניידות בשוק זה מוגבלת, נצפה כי בתהליך ההתכנסות לשיווי משקל יעלה השכר בענפים צומחים, ורק אחר כך תותאם רמת התעסוקה. משתנה ההשתייכות הסקטוריאלית הוכנס מפני ההערכה כי זו משפיעה על תהליך המיקוח, ועשויה להשפיע גם על יעילות הייצור.

פונקציית זו של עלות העבודה — אף שהיא כוללת את רוב המשתנים המשפיעים על השכר, ומסבירה אחוז גבוה של השונות ($R^2 = 88\%$) — מקשה על הניתוח, מאחר שהאינטרפרטציה של המקדמים כאינדיקציה למשקלם של הגורמים השונים המשפיעים על עלות העבודה היא בעייתית. לדוגמה: משתנה הוותק עשוי להשפיע על עלות העבודה הן דרך תרומתו להעלאת התוצר השולי והן דרך השפעתו על ההוצאות הכרוכות בתחלופת עובדים, בהתאם למודלים של ההון האנושי הספציפי, מודל ה-insider-outsider ומודל ה-efficiency wage.

כדי להתגבר על בעיה זו נפריד בין השפעתם של גורמים על עלות העבודה דרך השפעתם על התוצר השולי (הנגזר מפונקציית הייצור) לבין השפעתם דרך מנגנון המיקוח. לשם כך נאמור תחילה פונקציית תוצר כפונקציה של כמויות גורמי הייצור, של איכותיהם ושל משתנים ענפיים אחרים, ומתוכה נגזור ואומדן לערך התוצר השולי. פונקציית הייצור תהיה:

$$(2) \quad Y = Y \left(\begin{array}{c} \text{השיוך} \\ \text{הסקטוריאלי,} \end{array} \begin{array}{c} \text{תכונות} \\ \text{כוח העבודה,} \end{array} \begin{array}{c} \text{גיל} \\ \text{ההון,} \end{array} \begin{array}{c} \text{היקף} \\ \text{ההון,} \end{array} \begin{array}{c} \text{תשומת} \\ \text{העבודה} \end{array} \right)$$

השיוך הסקטוריאלי עשוי להשפיע על היעילות בייצור (Ben-Ner and Estrin, 1979; Jensen and Meckling, 1988a). תיאורטית עשויה הבעלות ההסדרותית (כלומר בעלות העובדים על המפעלים) להשפיע על יעילות הייצור הן לחיוב והן לשלילה. מחד גיסא — היא עשויה להקטין את הקונפליקט בין העובדים למעסיקים, ולשפר את יחסי העבודה, את האינפורמציה ואת האמינות, וכך לתרום להקטנת התחלופה, דבר שיאפשר השקעה רבה יותר בהון אנושי; כל אלה יתרמו לייעולו של הייצור. מאידך — פחות פיקוח, מפקחים שאינם מונעים רק משיקולי מירוב רווח, ויתר ביטחון של העובדים במקום העבודה עשויים לפעול להפחתת המאמץ של העובדים, ובזאת להוריד את פריזם.

מתוך פונקציית ייצור זו ניתן לגזור את ערך התוצר השולי, VMP_L , ואומדן ערך התוצר השולי יהווה אחר כך אחד מן המשתנים המסבירים בפונקציית עלות העבודה. פונקציה זו תכלול גם משתנים של תכונות אישיות, משתנים מוסדיים ומשתנים שייצגו את מבנה השוק. לפיכך פונקציית עלות העבודה תהיה מן הטיפוס:

$$(3) \quad W = W \left(\begin{array}{c} \text{קצב} \\ \text{הצמיחה,} \end{array} \begin{array}{c} \text{השיוך} \\ \text{הסקטוריאלי,} \end{array} \begin{array}{c} \text{גודל} \\ \text{המפעל,} \end{array} \begin{array}{c} \text{תכונות} \\ \text{כוח העבודה,} \end{array} \begin{array}{c} \text{הרכיבויות,} \\ \text{השולי} \end{array} \begin{array}{c} \text{ערך התוצר} \\ \text{השולי} \end{array} \right)$$

בדרך זו ניתן לבדוק כיצד ישפיע כל משתנה — דרך פונקציית הייצור על ידי תרומתו לתוצר השולי, דרך מנגנון המיקוח, או דרך שניהם. כך, למשל, אם משתנה הוותק ייצא מובהק בפונקציית הייצור ובלתי מובהק בפונקציית עלות העבודה, נוכל להסיק כי הוא משפיע על השכר דרך תרומתו לערך התוצר השולי ולא דרך השפעתו על כוח המיקוח — ולהפך. אם הוותק ייצא מובהק בשתי הפונקציות, נסיק כי הוא משפיע על עלות העבודה הן דרך ערך התוצר השולי והן דרך כוח המיקוח. בדומה לכך עשוי אחוז הנשים בענף להשפיע בעקיפין דרך השפעתו על ערך התוצר השולי, במישרין על עלות העבודה, או בשתי הדרכים גם יחד. מובן שהאינטרפרטציה הכלכלית בכל אחד מן המקרים תהיה שונה.

ב. צורת האמידה

כדי לנתח את הבעיה שהוצגה בסעיף הקודם היינו רוצות לאמוד פונקציית עלות עבודה המבוססת על תצפיות בעובדים, שכל אחת מהן כוללת את עלות העבודה של העובד, את ערך התוצר השולי שלו, את תכונותיו האישיות ותכונות המפעל שבו הוא מועסק. את אומדן ערך התוצר השולי של העובד היינו גוזרות מפונקציית הייצור של מקום עבודתו (פונקציית ייצור מפעלית). פונקציית עלות העבודה היא אפוא מן הטיפוס:

$$(4) \quad W_i = A + \alpha VMPL_i + \sum_j \beta_j (QL)_{ji} + \gamma CON + \sum_{l=1}^2 \delta_l D_l + \epsilon SIZE + \mu GROWTH,$$

כאשר:

האינדקס i מייצג את העובד ה- i , האינדקס j מייצג את התכונה ה- j של הפרט, והאינדקס l מייצג את הסקטור ה- l .

W	— עלות העבודה;
$VMPL$	— ערך התוצר השולי;
$(QL)_{ji}$	— התכונה ה- j של עובד i (הגיל, המין, משלח היר, ההשכלה וכו').
CON	— מדרג הריכוזיות של ענף המשנה שבו מועסק העובד.
D_l	— משתנה דמה, המייצג את ההשתייכות הסקטוריאלית של המפעל שבו מועסק העובד.
$SIZE$	— גודל המפעל שבו מועסק העובד. (כמשתני גודל חלופיים יכולים לשמש מספר המועסקים במפעל, הפדיון, תוצר המפעל ותפוקתו).
$GROWTH$	— קצב צמיחת התוצר במפעל.

מחמת מגבלות על הנתונים שבידינו, לא נוכל לאמוד את הפונקציה כפי שהיא מנוסחת לעיל: המשתנה התלוי — עלות העבודה⁵ — אינו מצוי במקורות הנתונים השונים לכל עובד. כל המשתנים פרט למשתנים האישיים המצויים במפקד האוכלוסין, אינם בידינו ברמת הפרט או ברמת המפעל. (אין לנו שיוך של התכונות המפעליות לפרטים הנצפים.) לכן פונקציית עלות העבודה שאמדנו מתייחסת לתצפיות על המשתנים הממוצעים בענפי משנה מקובצים בתעשייה, והיא מן הטיפוס:

⁵ משתנה השכר לעובד, המשמש במקורות שונים, אינו נותן ביטוי מלא לתמורה שמקבל העובד ולמלוא עלותו למעביד. העדפנו אפוא להשתמש במשתנה הכולל את שתיהן.

$$(5) \quad \frac{\sum W_i}{L} = A + \alpha \frac{\sum VMPL_i}{L} + \sum_j \beta_j \frac{\sum (QL)_{ji}}{L} + \gamma CON + \sum_{l=1}^2 \delta_l SEC_l + \epsilon \frac{\sum SIZE}{L} + \mu \frac{\sum GROWTH}{L}$$

כלומר סיכמנו על i , וחילקנו את משוואה (4) ב- L .

כאשר:

L — מספר המועסקים בענף המשנה;
 SEC_l — אחוז המועסקים בסקטור l מכלל המועסקים בענף המשנה. ($l=1$) מייצג את הסקטור הפרטי, $l=2$ מייצג את הסקטור הציבורי, ו- $l=3$ מייצג את הסקטור ההסתדרותי.)

אומדן ל- $\frac{\sum GROWTH}{L}$ ישמש קצב הצמיחה של התוצר בענף המשנה.

אומדן ל- $\frac{\sum VMPL}{L}$ מתקבל מתוך פונקציית ייצור לתעשייה, המתבססת על תצפיות של ענפי משנה מקובצים, שממנה מחושב ערך התוצר השולי. (לחלופין, ניתן לאמוד פונקציית ייצור למפעל הממוצע בענף המשנה, וממנה לגזור את ערך התוצר השולי. (תוצאת משוואה כזאת מדווחת בהערה 11.)

פונקציית הייצור תהיה מן הצורה הכללית:

$$(6) \quad Y = F(K, \tilde{L}, AGEK, \left\{ \frac{\sum (QL)_{ji}}{L} \right\}_j, \{SEC_l\}_l^2, \frac{\sum SIZE}{L}, CON)$$

כאשר:

K — מלאי ההון בענף המשנה;
 \tilde{L} — תשומת העבודה בענף המשנה (ימים);
 $AGEK$ — הגיל הממוצע של ההון בענף.

ערך התוצר השולי לעובד ייגזר מפונקציית הייצור:

$$(7) \quad VMPL = F_L \cdot \tilde{L}/L$$

חישוב ערך התוצר השולי הוא ליום עבודה של עובד ממוצע, והוא מוכפל במספר ימי העבודה לעובד כזה.

כדי להתגבר על בעיית האנדוגניות של *VMPL* אמרנו מערכת משוואות סימולטנית של פונקציית הייצור, תשומת העבודה, ועלות העבודה. תוצאות אמידה זו היו דומות מאוד לאלו של האמידה ה"שלבית". (על התוצאות — ראה להלן).

תיאור המשוואות שנאמדו ותוצאותיהן

אמרנו תחילה את פונקציית עלות העבודה הכללית המתוארת במשוואה (1); זאת הן על ידי *weighted least squares (WLS)* (כשהשקלול נעשה לפי מספר מועסקים) והן בעזרת *instruments*, כאשר תשומת העבודה בשנת 1981 שימשה משתנה עזר לאמידת תשומת העבודה של 1982 (משוואה a בנספח 2). התוצאות שהתקבלו בשתי צורות האמידה היו דומות מאוד.

המשוואה שהתקבלה ב-WLS (אחרי השמטת משתנים לא מובהקים עבור $\alpha = 5\%$) היא:

$$(8) \quad W = \underset{4.51}{64.86} \text{Ln}K - \underset{-6.11}{68.59} \text{Ln}\bar{L} + \underset{11.33}{63.76} \text{SCHOOL} + \underset{4.27}{2.96} \text{OLD} \\ - \underset{-2.41}{13.89} \text{UAGE} + \underset{2.07}{0.86} \text{SEC}_2 - \underset{-2.69}{0.99} \text{SEC}_1 \\ \bar{R}^2 = 0.8792$$

(בספרות הקטנות — כאן ובמשוואות הבאות — ערכי *t*.)

SCHOOL — ממוצע שנות ההשכלה לעובד בענף;
OLD — אחוז הפרטים בענף, שהיו במפעל שבו עבדו בעת המפקד חמש שנים לפני כן, מסך הפרטים בענף.
UAGE — משתנה הגיל המופיע ברגרסיה, הוא השארית מהרגרסיה הבאה (שנאמדה ב-WLS) האומדת את הגיל כפונקציה של משתני הוותק, ההשכלה, אחוז הנשים ואחוז המועסקים בסקטור הציבורי:

$$(9) \quad \text{AGE} = \underset{13.18}{33.18} + \underset{8.85}{0.22} \text{OLD} - \underset{-3.55}{0.63} \text{SCHOOL} + \underset{6.27}{0.07} \text{WE} - \underset{-4.88}{0.05} \text{SEC}_2 \\ \bar{R}^2 = 0.768$$

$$(10) \quad \text{UAGE} = \text{AGE} - \hat{\text{AGE}} \quad \text{כלומר:}$$

AGE — הגיל הממוצע של עובד בענף המשנה;
WE — אחוז הנשים בענף המשנה.

למרות מקדם ההסבר הגבוה במשוואה (8), יש קושי בפירוש המקדמים. בדרך אמידה זו לא ניתן לקבוע כיצד משתנים משפיעים — דרך תרומתם לתוצר השולי, דרך השפעתם על

⁶ המשתנים שיצאו בלתי מובהקים הם הריכוזיות, גודל המפעל, קצב צמיחת הענף, אחוז הנשים בענף, משתני הרמה למוצא והגיל כריבוע.

כוח המיקוח או בשתי הדרכים גם יחד. אשר לגורמי הייצור הון ועבודה, סביר להניח שהשפעתם נובעת מן ההשפעה על התוצר השולי, וסימני המקדמים שלהם מתיישבים עם תוצר שולי פוחת בייצור והשלמה בין גורמי הייצור. משתני הוותק וההשכלה יצאו מובהקים וחיוביים, תוצאה התואמת את היותם מייצגים הצבר של הון אנושי ועלות של תחלופת עובדים. אולם דרך האמידה איננה מאפשרת לקבוע באיזו מידה מעלים משתנים אלו את השכר (ובכך את עלות העבודה) דרך תרומתם להעלאת התוצר השולי, ובאיזו מידה — דרך השפעתם על כוח המיקוח.

ממקדמי המשתנים המייצגים השתייכות סקטוריאלית עולה, כי בסקטור הציבורי עלות העבודה כוללת פרמיה חיובית יחסית לסקטור ההסתדרותי, ובסקטור הפרטי — פרמיה שלילית. אולם מתוך המשוואה לא ניתן לקבוע אם פרמיה זו מייצגת הבדלים בעילות הייצור (ולכן בערך התוצר השולי) או באופיו של תהליך המיקוח.

משתנה שארית הגיל במשוואה יצא מובהק ושלילי. בחרנו להשתמש במשתנה זה משמאנו כי עם הכנסת משתנה הגיל לרגרסיית עלות העבודה הפכו המשתנים אחוז הנשים⁷ והשיוך הסקטוריאלית ללא מובהקים, וזאת כנראה משום שמשתנה הגיל מתואם במידה רבה עם משתנים שונים המאפיינים את ענפי המשנה. המיתאמים בין גיל למין ובין גיל להשכלה, שנמצאו נמוכים יחסית בנתוני הפרטים, היו גבוהים הרבה יותר בנתונים הענפיים⁸. לפיכך, כדי לבדוד את השפעת הגיל מהשפעת המאפיינים של הענפים המיוצגים על ידי משתנים ברגרסיית עלות העבודה, החלפנו את משתנה הגיל במשתנה השארית, ובכך נוכחה ממנו השפעת המשתנים האחרים ברגרסיה. עם זאת, גם כשהוכנס משתנה שארית הגיל במקום משתנה הגיל נמצא המקדם שלו שלילי ומובהק (אמנם במידה פחותה). הסבר אפשרי לתופעה זו הוא, שמשתנה הגיל מתואם גם עם מאפיינים אחרים של הענפים, אשר אינם מיוצגים ברגרסיית עלות העבודה שלנו.

ברמה התיאורטית — כיוון השפעתו של משתנה הגיל איננו חד-משמעי (אף שבמשוואות שכר רבות, המבוססות על נתוני פרטים, התקבל מקדם חיובי ומובהק). מצד אחד מייצג משתנה הגיל ותק במפעל ותק בשוק העבודה, ואלו מייצגים צבירת הון אנושי ספציפי וכללי. עלייה של הוותק במפעל גם מגדילה את ההוצאות על פיצויי פיטורין, ולכן את עלות התחלופה. גורמים אלו פועלים להגדלת עלות העבודה עם עליית הגיל. מהצד האחר מביאה התקצרות אופק חיי העבודה עם עליית הגיל (ובמידה מסוימת גם פחת על ההון האנושי) להיחלשות כוח המיקוח של העובד, מפאת הצטמצמות אפשרויותיו למצוא עבודה אחרת וירידתה של יתרת התמורה הצפויה למעביד⁹ מהמשך עבודתו.

ההשפעה החיובית של הגיל על השכר (ולכן על עלות העבודה) בשל ייצוג הוותק במפעל על ידי הגיל במחקרים רבים אינה צפויה להתקבל בעבודתנו, משום שהוותק במפעל מיוצג במישרין על ידי משתנה הוותק (OLD), החסר בעבודות אחרות.

⁷ משתנה אחוז הנשים לא יצא מובהק במשוואה (8), גם כשהוכנס משתנה UAGE, אך יצא מובהק במשוואה (14). ייתכן שתוצאה זו נובעת, בין השאר, ממתאם שבין אחוז הנשים למשתנים אחרים ברגרסיה או למאפיינים ענפיים אחרים.

⁸ אינדיקציה להבדל שבין התייחסות לענפי משנה ובין התייחסות לפרטים ניתן למצוא במיתאמים החלקיים שבין הגיל למשתני המשכורת בנתונים ענפיים ונתוני הפרטים. המיתאם החלקי בין הגיל למשכורת בנתוני הפרטים חיובי (כ-6 אחוזים), ואילו המיתאם ביניהם בנתונים הענפיים הוא שלילי (34 אחוזים).

⁹ יש להניח, כי ההשפעות החיוביות של הגיל על השכר יהיו דומיננטיות עד לגיל מסוים, ומעליו תגברנה ההשפעות השליליות.

כדי להיטיב ולזהות את אפיקי ההשפעה של המשתנים, עברנו, כאמור, לאמידת פונקציית ייצור שממנה נגזר אומדן התוצר השולי.

פונקציית הייצור שבחרנו היא מטיפוס קוב דגאלס מוכלל:

$$(11) \quad Y = A \cdot (\tilde{L} \cdot Q_L)^{\alpha} \cdot (K \cdot Q_K)^{\beta} \cdot e^{\sum_{l=1}^2 \gamma_l SEC_l}$$

כאשר: Q_L , איכות כוח העבודה, תיוצג על ידי:

$$Q_L = e^{\sum_j \alpha_j \frac{\Sigma (QL)_{ji}}{L}}$$

Q_K , איכות מלאי ההון, תיוצג על ידי:

$$Q_K = e^{\beta_K AGEK}$$

במעבר ללוגריתמים מתקבלת המשוואה:

$$(11') \quad \text{Ln}Y = A' + \alpha \text{Ln}\tilde{L} + \beta \text{Ln}K + \sum_j \alpha_j' \frac{\Sigma (QL)_{ji}}{L} + \beta_K' AGEK$$

כאשר: $\beta_K' = \beta \cdot \beta_K$, $\alpha_j' = \alpha \cdot \alpha_j$, $A' = \text{Ln}A$

המשוואה שהתקבלה על ידי אומדן OLS היא¹⁰:

$$(12) \quad \text{Ln}Y = \underset{-9.3}{-4.134} + \underset{13.2}{0.597} \text{Ln}\tilde{L} + \underset{8.6}{0.369} \text{Ln}K + \underset{3.9}{0.103} SCHOOL - \underset{-4.6}{0.004} SEC_1$$

$$\bar{R}^2 = 0.9624$$

בניסוחים אחרים של פונקציות הייצור שנאמדו הוכנסו משתנים נוספים — הן משתנים המייצגים תכונות של כוח העבודה (הוותק, הגיל, משלה היר, אחוז הנשים והמוצא) והן משתנים אחרים העשויים להשפיע על פונקציית הייצור — גיל ההון, גודל המפעל, חלקו של הסקטור ההסתדרותי בענף, משתני דמה לקבוצות ענפים ראשיים, משתנה המחקר והפיתוח בענף והריכוזיות — אולם משתנים אלו לא נמצאו מובהקים¹¹. הכנסתם לא השפיעה על סדרי הגודל או על מובהקותם של המשתנים המופיעים ברגרסיה שנבחרה. מהעובדה, שהמקדם של משתנה ההשתייכות לסקטור הפרטי התקבל בסימן שלילי ומובהק (אם כי נמוך מאוד בערכו האבסולוטי), ניתן להסיק, כי הפיריון בפירמות ההסתדרותיות והציבוריות היה ב-1982 גבוה יותר מאשר בפרטיות. (תוצאה דומה התקבלה גם בעבודתם

¹⁰ אמידת פונקציית ייצור מנתונים ענפיים בחתך רחב היא בעייתית (Mundlak) בגלל השפעות קבועות (fixed effects), שאינן ניתנות לזיהוי ולמדירה, ועשויות להיות מתואמות עם ערכיהם של המשתנים המופיעים במשוואה. פתרון אפשרי אחר הוא הכנסת משתני דמה לקבוצות ענפים דומים; ניסינו זאת, אולם המקדמים לא יצאו מובהקים. כמו כן הוכנסו לפונקציית הייצור משתנים ספציפיים לענף או לפירמה, כגון גודל המפעל, ההשתייכות הסקטוריאלית והריכוזיות בענף. כאלו היה כדי לצמצם את בעיית ה-fixed effects, אולם מקרמיהם לא נמצאו מובהקים.

¹¹ גם ניסיונות לנכות מיתאמים אפשריים בין משתנים שונים — למשל בין ההשתייכות הסקטוריאלית לגודל המפעל הממוצע ולריכוזיות — לא הצליחו.

בשיטת WLS. (השקלול נעשה לפי מספר המועסקים בענף המשנה.) המשוואה שהתקבלה היא¹⁵:

$$(14) \quad W = -296.391 + 0.388VMPL - 14.918UAGE + 33.751SCHOOL \\ \begin{matrix} -3.54 & 7.74 & -3.55 & 5.03 \end{matrix} \\ +2.340OLD + 1.194SEC_2 - 0.921WE + 0.863CON. \\ \begin{matrix} 2.86 & 2.71 & 4.46 & -2.59 \end{matrix} \\ \bar{R}^2 = 0.9359$$

התייחסות לפונקציית הייצור ולרגרסיית עלות העבודה הזאת¹⁶,¹⁷ מאפשרת להפריד בין השפעת המשתנים דרך תרומתם לתוצר השולי לבין השפעתם בדרכים אחרות¹⁸. התוצאות משקפות את משקלם החשוב של גורמים נוספים, פרט לערך התפוקה השולית, בקביעת עלות העבודה. כצפוי, משפיעות כמויות גורמי הייצור דרך פונקציית הייצור. (בניסיון להכניס גם למשוואת עלות העבודה (14) נתקבלו מקדמים בלתי מובהקים.) רמת ההשכלה משפיעה על עלות העבודה מעבר לתרומתה לתוצר השולי. משתנה הוותק במפעל ומשתנה הגיל נמצאו בלתי מובהקים בפונקציית הייצור ומובהקים בפונקציית עלות העבודה. מכאן ניתן להסיק, כי תרומתו העיקרית של הוותק להעלאת הוצאות העבודה נובעת מהעלאת ההוצאות על תחלופת עובדים ולא מהעלאת רמת ההון האנושי. האינטרפרטציה לסימנו של משתנה הגיל נדונה לעיל. משתנה אחוז הנשים נמצא בלתי מובהק בפונקציית הייצור ומובהק ושילי בפונקציית עלות העבודה — תוצאה העשויה אולי לרמוז על אפלייה בשכר. משתנה הריכוזיות (עם יבוא מתחרה ובלעדיו) נמצא בלתי מובהק בפונקציית הייצור (שבה המשתנה התלוי הוא ערך התוצר במחירי גורמי ייצור) ומובהק וחיובי בפונקציית עלות העבודה¹⁹,²⁰. תיאורטית יש למשתנה זה, כאמור, השפעות נוגדות: מחד גיסא — בפירמות מונופוליסטיות הרווחים גבוהים יותר, וקל יותר להעביר גידול של העלויות אל הצרכן — דבר זה פועל

¹⁵ כאשר משתנה ערך התוצר השולי היה המשתנה היחיד ברגרסיית השכר, הוא "הסכיר" 68 אחוזים מן השונות.

¹⁶ משוואה (14), הכוללת את ערך התוצר השולי, שנגזר ממשוואה (13), אינה שקולה למשוואה (8) או למשוואה (b) בנספח 2 (לפני השמטת משתנים בלתי מובהקים). זאת משום שמשתני ההון ותשומת העבודה נכנסים במשוואה (8) בצורה לוגריתמית ואדיטיבית, אך בערך התוצר השולי הם נכנסים בצורה מכפלתית ולא לוגריתמית.

¹⁷ פונקציית עלות העבודה נאמדה גם בניסוח לוגריתמי. התוצאות שהתקבלו היו דומות בכיווני ההשפעה ובמובהקותם של המשתנים השונים.

¹⁸ אילו שרר בשוק העבודה שיווי משקל תחרותי של הטוח הארוך, עם ניידות מושלמת — היה השכר (מתוקן בגין תכונות כוח העבודה) אחיד בין ענפי המשנה, וכל השונות בו היתה משקפת רעש או טעויות מדידה. בתנאים אלו גם VMP_L , מתוקן בגין תכונות כוח העבודה, היה צריך להיות שווה בכל הענפים (ושוב — כל השונות בו היתה משקפת רעש או טעויות מדידה). בתנאים אלו היינו מצפים למצוא במשוואת עלות העבודה מקדם אפס ל- VMP_L . בתוך רוחב, השונות ב- VMP_L כוללת הן את הברלי התכונות של העובדים בין הענפים, והן את אי שיווי המשקל בשוק העבודה (התאמת כמויות ההון והעבודה). השונות בשכר מוסיפה לגורמים אלו את הגורמים הלא-תחרותיים — גורמי המיקוח — בקביעת השכר. כללית, כשיש טעויות במשתנים המסבירים, המקומים מוטים כלפי מטה — אולם מאחר ש- VMP_L במשוואת עלות העבודה הוא אומדן, הוא אינו כולל טעויות מדידה (אלא טעויות אמידה של המקדמים בלבד). לפיכך השימוש בו (כמקום כמשתנה נמדד) מתגבר על בעיית ההטיה הנובעת מטעויות מדידה באמידת משוואת עלות העבודה.

¹⁹ במשוואה (14) משתנה הריכוזיות (COM) אינו כולל יבוא מתחרה. רגרסיית השכר, עם משתנה הריכוזיות הכולל יבוא מתחרה, מופיעה בנספח 2 (משוואה c).

²⁰ משתנה הריכוזיות נמצא חיובי ומובהק בעבודתם של Bregman, Fuss and Regev (1989).

של Ben-Ner and Estrin (1988a), שאמדו פונקציות ייצור בסקטור הפרטי ובסקטור ההסתדרותי. אולם תוצאה זו אינה מעידה בהכרח, כי פירמות אלו יעילות יותר, שכן היא עשויה לבטא בחלקה את השפעתם של משתנים (חסרים) אחרים, המתואמים עם משתנה ההשתייכות הסקטוריאלית. כך, למשל, פירמות הסתדרותיות וציבוריות מتركכות בענפים מסוימים, שבהם התוצר השולי אולי גבוה יותר. כמו כן אפשר שזמינות האשראי ומחירו שונים בין סקטור לסקטור, ולפיכך ממוצע ההון לעובד בפירמות ההסתדרותיות והציבוריות גבוה יותר. אולם משתנים אחרים, העשויים להיות מתואמים עם ההשתייכות הסקטוריאלית כגון גודל המפעלים, משתני דמה לענפים, וההון לעובד במקום משתנה הסקטור, לא היו מובהקים כשהוכללו ברגרסיה של פונקציית הייצור. זאת ועוד: באומדן רגרסיה של משתנה ההשתייכות הסקטוריאלית על משתנים אלו התקבלה רמת הסבר נמוכה מאוד, ומקדמים לא מובהקים לרבים מהמשתנים הללו.

פונקציית הייצור שהתקבלה על ידי אומדן בשני שלבים (2SLS) היא:

$$(13) \quad \text{Ln}Y = -4.20 + 0.607\text{Ln}\bar{L} + 0.361\text{Ln}K + 0.102\text{SCHOOL} - 0.004\text{SEC}_1$$

$$\begin{array}{ccccccc} & -9.3 & 12.95 & 8.2 & 3.8 & & -4.7 \end{array}$$

$$\bar{R}^2 = 0.9624$$

כאשר \bar{L} הוא האומדן של \bar{L} , המתקבל בשלב הראשון¹². בניסיון לאמידת פונקציית ייצור מן הטיפוס translog מצאנו, כי המחוכרים הנוספים, שאינם מופיעים בפונקציית Cobb-Douglas, היו בלתי מובהקים.

ערך התוצר השולי בענפי המשנה נאמד על פי משוואה (13)^{13, 14}. רגרסיית עלות העבודה הכוללת את אומדן משתנה ערך התוצר השולי (משוואה 5), נאמדה

¹² המשתנה בפיגור — תשומת ימי העבודה — עלול שלא להתאים כמשתנה עזר, אם יש גורמים בינומיים הספציפיים לענף. לצערנו אין ברשותנו משתנה מתאים יותר. (ראה הערה 7 בעבודתם של (1989, Bregman, Fuss and Regev)

¹³ חישוב VMPL ממשוואה (12) נתן תוצאה רומה מאוד, ולא שינה את התוצאות בהמשך. הדמיון במקרמי משוואות (12) ו-(13) מראה, כי ההטיה הנובעת מאנדרוגניות המשתנה L היא זניחה.

¹⁴ חלופה לחישוב אומדן ערך התוצר השולי הממוצע (המופיע במשוואה 5) היא חישובו מתוך משוואת ייצור למפעל הממוצע בענף. אומדן ערך התוצר השולי מפונקציית ייצור כזאת (משוואה d בנספח 2) דומה מאוד לזה שהתקבל ממשוואה (13), משום שסכום המקדמים של $\text{Ln}K$ ו- $\text{Ln}L$ קרוב מאוד ל-1. פונקציית הייצור המבוססת על תצפיות של ענפי משנה היא:

$$\text{Ln}Y = A + a\text{Ln}\bar{L} + \beta\text{Ln}K + \mu\text{SCHOOL} + \delta\text{SEC}_1$$

$$\text{Ln}Y - \text{Ln}N = A + a\text{Ln}\bar{L} + \beta\text{Ln}K + \mu\text{SCHOOL} + \delta\text{SEC}_1 - \text{Ln}N \quad \leq N$$

— מספר המפעלים בענף המשנה המקובץ.

כאשר $\alpha + \beta = 1$ אוי;

$$\text{Ln}(Y/N) = A + a\text{Ln}\bar{L} + \beta\text{Ln}K + \mu\text{SCHOOL} + \delta\text{SEC}_1 - a\text{Ln}N - \beta\text{Ln}N$$

$$\text{Ln}(Y/N) = A + a\text{Ln}(\bar{L}/N) + \beta\text{Ln}(K/N) + \mu\text{SCHOOL} + \delta\text{SEC}_1$$

שהיא פונקציית הייצור המבוססת על תצפיות של מפעל ממוצע בענף. לפיכך, כאשר $\alpha + \beta = 1$ שתי המשוואות שקולות, ולכן אומדן ערך התוצר השולי המתקבל משתייהן שווה.

להגדלת השכר; מאידך — פירמות שהן מונופוליסטיות בשוק המוצרים עשויות להיות גם מונופוסוניסטיות בשוק העבודה (מפאת מוגבלותה של ניירות העובדים בין ענפי התעשייה), ולפיכך הן ישלמו שכר נמוך יותר. על פי התוצאה שקיבלנו נראה, שהתופעה הראשונה היא הרומינגטית.

משתנה המייצג השתייכות לסקטור הציבורי נמצא חיובי ומובהק. השוואת המקדמים של משתני ההשתייכות הסקטוריאליים במשוואה (8) לאלו שהתקבלו במשוואות (13) ו-(14) מלמדת, כי בעוד שרמתו הנמוכה יותר של השכר בסקטור הפרטי נובעת מהשיעור הנמוך יותר של התוצר השולי אצל עובדי סקטור זה, נהנים עובדי הסקטור הציבורי מפרמיית שכר שהיא מעבר למה שנגזר מהפרש התוצר השולי בינם לבין עובדי הסקטור הפרטי.

משתנים נוספים שהוכנסו לרגרסיית עלות העבודה ולא נמצאו מובהקים הם משתנה הצמיחה בשנים האחרונות (תוצאה התואמת את זו שקיבלו Luski and Weinblatt, 1987), משתני-הדמה הענפיים, משתנה המחקר והפיתוח בענף והגודל הממוצע של מפעל בענף (שהיו אמורים להשפיע בהתאם לתיאוריית ה-efficiency wage), וכן משתני דמה למוצא והגיל בריבוע.

תיאור קביעת השכר במערכת דו שלבית מאפשר אינטרפרטציה של המקדמים לפי דרך תרומתם לקביעת השכר, אולם הצגה זו עשויה להתפרש כתיאור קביעת השכר כתהליך שלבי ולא כתהליך סימולטני. תיאור זה מתאים במיוחד לטווח הקצר, שבו מספר העובדים קבוע ואינו מושפע מהשכר. התייחסות אל תהליך הייצור וקביעת עלות העבודה כאל תהליך סימולטני, שבו נקבעת גם תשומת העבודה, מצריכה אמירה סימולטנית של משוואות הייצור, תשומת העבודה ועלות העבודה. משוואות הייצור ועלות העבודה שהתקבלו בהרצה זו דומות מאוד בסדרי הגודל של המקדמים לאלו שהתקבלו במשוואות (12) ו-(14) לעיל:

$$(15) \quad \ln Y = \underbrace{-4.906}_{14.90} + \underbrace{0.658}_{18.56} \ln \bar{L} + \underbrace{0.334}_{8.29} \ln K + \underbrace{0.124}_{6.85} SCHOOL - \underbrace{0.005}_{-5.04} SEC_1$$

$$\bar{R}^2 = 0.9836$$

$$(16) \quad W = \underbrace{-299.015}_{-3.49} + \underbrace{0.189}_{5.00} Y/L - \underbrace{13.952}_{-3.23} UAGE + \underbrace{36.656}_{5.21} SCHOOL$$

$$+ \underbrace{2.296}_{2.79} OLD + \underbrace{1.187}_{4.34} SEC_2 - \underbrace{1.133}_{-2.98} WE + \underbrace{1.008}_{3.02} CON$$

$$\bar{R}^2 = 0.9360$$

תוצאה מפתיעה שהתקבלה בעבודתנו היא, שעלות העבודה לעובד נמוכה בכ-10 אחוזים בממוצע מערך התוצר השולי ($W < VMPL$). (תופעה דומה התקבלה גם כשאמדנו פונקציית תפוקה מסוג translog במקום פונקציית הייצור המתוארת לעיל, וכן כשאמדנו פונקציית ייצור לשנת 1981²¹). תוצאה זו, ועמה הממצא שה-VMPL תורם פחות ממחצית הסכר השכר, מדגישות את חשיבותם של הגורמים שמעבר לערך התפוקה השולית בקביעת עלות העבודה; תרומתם של גורמים אלו בממוצע שקולה בערכה לכמחצית מערך התוצר השולי.

²¹ פונקציית הייצור לשנת 1981 מתבססת על נתוני סקר התעשייה לגבי תשומת העבודה לשנה זו, על אומדן ההון לשנת 1981, הנגזר ממלאי ההון ב-1982, מההשקעה בשנת 1981 ומאומדן הגרט לשנה זו, וכן על נתוני תכונות העבודה ממפקד האוכלוסין של 1983. לפיכך אומדן פונקציית הייצור מתבסס על ההנחה, שתכונות כוח העבודה בענפי המשנה היו יציבות במהלך התקופה 1981 עד 1983.

אפריורי, אין סיבה לצפות לשוויון בין התוצר השולי לעלות העבודה כשבמשק לא שוררת תחרות משוכללת או כשקיימת השקעה בהון אנושי ספציפי. עלות עבודה הנמוכה מערך התוצר השולי מתיישבת עם קיומו של כוח מונופוליסטי למעסיקים בשוק העבודה, כפי שתואר לעיל, או עם כוח מונופוליסטי בשוק המוצרים. הפירמה המונופוליסטית בשוק המוצרים תעסיק עובדים כך שיתקיים $W = MR \cdot MP_L$, ולכן מתקבל: $W < P \cdot MP_L = VMP_L$. כמו כן מתיישבת התוצאה עם קיומה של השקעה בהון אנושי ספציפי, שבה התחלקו העובד והמעביד; בשלב הפירות יהיה שכרו של העובד נמוך מערך התוצר השולי בפירמה המכשירה. הנתונים מלמדים, שקצב עליית השכר בשנים האחרונות היה גבוה מקצב עליית התוצר לעובד. (ראה דוח בנק ישראל לשנת 1988, פרק ו', סעיף התעשייה). על פי הממצאים שבדינו ייתכן שתופעה זו מוסברת, בין השאר, בעובדה שבשנה הנחקרת, 1982, היה השכר נמוך ביחס לתוצר השולי. (עם זאת יש לציין, כי פער השכר מתייחס לכלל התעשייה, והוא עשוי להיות מושפע משינויים בהרכבה).

כדי לבחון בדרך הצגה חלופית אילו משתנים משפיעים על כיוון ההפרש בין עלות העבודה לערך התוצר השולי בענפים השונים, הגדרנו משתנה דמה ($D = 1$ אם ורק אם $W > VMP_L$), המאפיינ ענפים שבהם עלות העבודה גבוהה מערך התוצר השולי, וברקנו מהם המשתנים המשפיעים על משתנה זה. משתני הוותק, ההשכלה וקצב צמיחת התוצר בענף הגדילו את ההסתברות כי הענף ימצא בקבוצה שבה עלות העבודה גבוהה מערך התוצר השולי; אחוז הנשים בענף וערך התוצר השולי בו השפיעו בכיוון ההפוך. (כיוון השפעתו של ערך התוצר השולי תואם את הממצא שמקדם ערך התוצר השולי במשוואת עלות העבודה קטן מאחד).

נספח 1

הנתונים ומקורותיהם

הנתונים שהשתמשנו בהם הם נתוני התוצר, כמויות גורמי הייצור בתעשייה ומחיריהם (חתך רוחב של 55 ענפי משנה מקובצים בשנת 1982 — השנה האחרונה שלגביה מצויים כל מאגרי הנתונים שנזקקנו להם לצורך עבודתנו). מסקרי תעשייה (1979, 1980, 1981, 1982), נתונים על מלאי ההון בענפי המשנה המקובצים מסקר מלאי ההון (1982), סקר מחקר ופיתוח 83 / 1982 ונתונים על מאפייני כוח העבודה ממפקד האוכלוסין והדירור (מארס 1983). כמו כן השתמשנו במשתנה הריכוזיות, כפי שחושב בעבודתו של ברגמן (1986) ובמשתנה השיוך הסקטוריאלי, הלקוח מתוך עיבוד של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לענפי המשנה המקובצים. הקיבוץ ל-55 ענפים הוא הקיבוץ המינימלי המבטיח נתון לגבי כל אחד מן הענפים לגבי כל המשתנים הרלבנטיים.

הנתונים מסקרי התעשייה (לשנים 1979, 1980, 1981 ו-1982) ימי העבודה — ימי עבודה למעשה של שכירים, לרבות שעות נוספות, במונחי ימים; מספר המועסקים — שכירים, בעלים עובדים ובני משפחה העובדים ללא שכר; מספר המפעלים בענף; עלות העבודה — שכר עבודה, משכורות והוצאות עבודה נוספות. כולל את כל הסכומים החייבים במס הכנסה (לפני ניכוי המס); הפרדיון; צריכת חומרים, דלק חשמל וכו'

התוצר — ערך מוסף מפקדי במחירי גורמי הייצור;
התפוקה הגולמית — במחירי שוק.

נתונים מסקר מלאי ההון (1.1.1982)

גיל ההון — חושב מתוך הנתון לשנת ההשקעה הממוצעת;
מלאי ההון הגולמי — סך המלאי במחירים שוטפים של מבנים, ציוד וחומרי גלם;
התפוקה הגולמית במחירי גורמי הייצור — מוגדרת כפדיון, כולל סובסידיות ותמריצי יצוא ישירים ולא כולל מס קנייה ובלו, בתוספת גידולם של מלאי המוצרים הגמורים ומלאי המוצרים הבלתי גמורים.

נתונים ממפקד האוכלוסין 1983

הגיל;

ההשכלה — מספר שנות הלימוד;

הוותק במפעל — עבר או לא עבד באותו מפעל לפני חמש שנים;
יבשת המוצא;

המין;

משלח היד;

השיוך לענף משנה;

הנתונים עובדו מתוך סרט המפקד כדי לייצג את הפרמטרים הרלבנטיים לענפי המשנה המקובצים.

עיבודים אחרים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה

השיוך הסקטוריאלי — משקלות הסקטורים (הציבורי, הפרטי וההסתדרותי) כפדיון ובמספר המועסקים בענפי המשנה המקובצים.

ברגמן (1986)

ריכוזיות — חלקן של שלוש הפירמות הגדולות במכירות הענף (כולל ולא כולל מכירות מיבוא).

סקר מחקר ופיתוח בתעשייה

מדד מו"פ — היחס באחוזים בין ההוצאות השוטפות על מחקר ופיתוח לפדיון בעשרה ענפים ראשיים מקובצים.

נספח 2

רגרסיית השכר שהתקבלה ב-2SLS היא:

$$(a) \quad W = \underset{4.41}{64.14} \text{Ln}K - \underset{-5.99}{66.00} \text{Ln}\bar{L} - \underset{-2.42}{13.92} UAGE + \underset{11.26}{63.62} SCHOOL + \underset{4.2}{2.96} OLD \\ + \underset{2.07}{0.87} SEC_2 - \underset{-2.71}{1.00} SEC_1 \\ \bar{R}^2 = 0.8792$$

(בספרות הקטנות — כאן ובמשוואות הבאות — ערכי t .)

משוואת שכר הכוללת את כל המשתנים שהוכנסו למשוואות (13) ו-(14) היא:

$$(b) \quad W = 52.91 \text{Ln}K - 54.55 \text{Ln}\bar{L} - 12.75 \text{UAGE} + 58.19 \text{SCHOOL} + 2.13 \text{OLD} \\ \begin{matrix} 3.42 & -4.44 & -2.25 & 9.52 & 2.75 \end{matrix} \\ + 0.91 \text{SEC}_2 - 0.63 \text{WE} - 0.77 \text{SEC}_1 + 0.85 \text{CON}_1 \\ \begin{matrix} 2.25 & -1.22 & -2.05 & 1.96 \end{matrix} \\ \bar{R}^2 = 0.8860$$

כאשר CON_1 — הריכוזיות, כולל יבוא מתחרה.
 כאשר הושמט משתנה הנשים, ירדה מובהקותו של משתנה הריכוזיות, ולכן התקבלה משוואה (8).

תוצאה דומה התקבלה גם כשהשתמשנו במשתנה הריכוזיות ללא יבוא מתחרה (CON).
 במשוואה (14) הוחלף משתנה הריכוזיות במשתנה ריכוזיות הכולל יבוא והתקבל:

$$(c) \quad W = -359.57 + 0.40 \text{VMPL} - 16.76 \text{UAGE} + 38.94 \text{SCHOOL} + 2.72 \text{OLD} \\ \begin{matrix} -4.56 & 7.80 & -3.99 & .14 & 3.44 \end{matrix} \\ + 1.14 \text{SEC}_2 - 0.92 \text{WE} + 0.68 \text{CON}_1 \\ \begin{matrix} 4.16 & -2.50 & 2.05 \end{matrix} \\ \bar{R}^2 = 0.9320$$

פונקציית הייצור למפעל ממוצע בענף המשנה היא:

$$(d) \quad \text{Ln}(Y/N) = -4.420 + 0.608 \text{Ln}(\bar{L}/N) + 0.384 \text{Ln}(K/N) + 0.101 \text{SCHOOL} \\ \begin{matrix} -8.25 & 9.13 & 8.79 & 3.70 \end{matrix} \\ - 0.004 \text{SEC}_1 \\ -4.05 \\ \bar{R}^2 = 0.9619$$

תוצאה דומה התקבלה ב-2SLS.

ביבליוגרפיה

- אמיר, ש' וקלינוב, ר' (1988), השפעת שינויים במבנה הוותק של כוח העבודה על השכר, 1972-1983: גישת הקבועים והזמניים, בנק ישראל סדרת מאמרים לדיון, מס' 88.06.
- בנק ישראל, דין וחשבון לשנת 1988.
- ברגמן, א' (1986), התעשייה ומדיניות התיעוש בישראל: סוגיות עיקריות (1965 עד 1985), בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה: מפקד האוכלוסין לשנת 1983 — כוח העבודה, פרטום מס' 13.
- סקרי התעשייה והמלאכה לשנים 1979, 1980, 1981, 1982.
- סקר מחקר ופיחוח בתעשייה, לשנת 83 / 1982.
- סקרי מלאי ההון הקבוע בתעשייה, 1.1.1982.
- Becker, Gary S. (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70 (supplement, No. 5, Part 2, October), 9-49.
- Ben-Ner, A. and S. Estrin (1988). *Unions and Productivity: Unionized Firms versus Union Managed Firms*. (Working Paper No. 88-01.) University of Minnesota: Industrial Relations Center.
- Ben-Ner, A. and S. Estrin (1988). *Union Bargaining with Firms and Union Management of Firms: The Impact on Wages, Employment and Productivity*. (Working Paper No. 88-02.) University of Minnesota: Industrial Relations Center.
- Bregman, Arie, Melvyn Fuss, and Haim Regev (1988). "High-Tech Firms in Israeli Industry". Unpublished draft.
- Calvo, Guillermo (1979). "Quasi-Walrasian Theories of Unemployment", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 69 (No. 2, May), 102-107.
- Jensen, Michael C., and William H. Meckling (1979). "Rights and Production Functions: An Application to Labor-Managed Firms and Codetermination", *Journal of Business*, 52 (No. 4, October), 469-506.
- Katz, Lawrence, F. (1986). "Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation", In *NBER Macroeconomics Annual 1986*. Edited by Stanley Fischer. Cambridge, Mass., and London, England: MIT Press. Pp.235-276.
- Krueger, Alan B., and Lawrence H. Summers (1988). "Efficiency Wages and the Wage Structure", *Econometrica*, 56 (No. 2, March), 259-293.
- Kwoka, John E. Jr. (1983). "Monopoly, Plant, and Union Effects on Worker Wages", *Industrial and Labor Relations Review*, 36 (no. 2, January), 251-257.
- Lawrence, Colin, and Robert Z. Lawrence (1985). "Manufacturing Wage Dispersion: An End Game Interpretation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 16 (No. 1) 47-106.
- Leonard, J. S. (1987). "Carrots and Sticks: Pay, Supervision, and Turnover", *Journal of Labor Economics*, 5 (No. 4, part 2, October), S136-152.
- Lindbeck, A. and D. J. Snower (1988). *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*. Cambridge Massachusetts: MIT Press.
- Luski, I., and J. Weinblatt (1987). "Concentration and the Inter-Industry Wage Structure" The Israeli Manufacturing Sector". (Discussion Paper 87-7.) The Monaster Center for Economic Research, Ben-Gurion University, Beer-Sheva.
- McDonald, Ian, M. and Robert M. Solow (1981). "Wage Bargaining and Employment", *American Economic Review*, 71 (No. 5, December), 896-908.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: NBER.
- Oi, Walter Y. (1962). "Labor as a Quasi-Fixed Factor", *Journal of Political Economy*, 70 (No. 6, December), 538-555.
- Oswald, Andrew J. (1985). "The Economic Theory of Trade Unions: An Introductory Survey", *Scandinavian Journal of Economics*, 87 (No. 2), 160-193.
- Shapiro, Carl, and Joseph E. Stiglitz (1984). "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, 74 (No. 3, June), 433-444.