

היקבעות השכר הריאלי בטווח הארוך ושינויי השכר בטווח הקצר – ישראל, 1968 עד 1998

יעקב לביא* ונתן זוסמן**

עיקר הממצאים

בעבודה זו אנו בוחנים את היקבעות השכר הריאלי במגזר העסקי של ישראל בטווח הארוך ובטווח הקצר בשנים 1968 עד 1998. (תקופת האמידה של משוואות השכר לטווח הארוך גם הוארכה עד סוף שנת 2003, כדי לבחון את יציבות המקדמים.)

תקופה זו משמשת מעבדה מקרו-כלכלית ייחודית בעושרה, כי בה התחוללו במשק הישראלי תהפוכות רבות: מעבר מהיפר-אינפלציה לאינפלציה נמוכה, ליברליזציה של המשק, ירידת כוחו של איגוד העובדים הגדול בישראל, גל עלייה המונית, כניסת עובדים זרים וצמיחה כלכלית המונעת על ידי ענפי הטכנולוגיה העילית.

אנו מיישמים מסגרת ניאאו-קלסית פשוטה, שבה השכר הריאלי בטווח הארוך נקבע בהתאם לפריון העבודה, דבר המאפשר דיכוטומיה ברורה בין הטווח הארוך לטווח הקצר. משוואות השכר לטווח הארוך נאמדה בעזרת שיטת הקו-אינטגרציה. המשוואות הדינמיות של השכר הריאלי בטווח הקצר מקושרות אל הטווח הארוך באמצעות גורם תיקון הטעות (error correction term).

תוצאות מחקרנו נוגעות לסוגיות חשובות בניתוח המקרו-כלכלי של שוק העבודה: כנגד תיאוריות רבות, המתבססות על תחרות לא-משוכללת בשוק והתערבויות מוסדיות, אנו מספקים תמיכה אמפירית לגישה שהציגו Blanchard and Katz (1997): התברר לנו כי אין להפריך את המסגרת הניאו-קלסית הפשוטה, שכן נמצא קשר קואינטגרטיבי בין השכר הריאלי לפריון העבודה עם גמישות יחידתית בקירוב. בטווח הקצר אנו מגלים, מצד אחד, חשיבות עולה של כוחות השוק ועדויות לחוזי שכר נומינליים עם ציפיות רציונליות, כך שהשכר הריאלי מושפע רק מהאינפלציה הלא-צפויה. מן הצד האחר, נמצא כי דמי האבטלה ושכר המינימום הגדילו במשך הזמן את קשיחות השכר הריאלי. השפעתה של קשיחות זו, בטווח הקצר, אולי חזקה אף מהשפעת ירידת כוחה של ההסתדרות.

* בנק ישראל, מחלקת המחקר.

** האוניברסיטה העברית בירושלים, המחלקה לכלכלה.

תודתנו נתונה לרביב אלדר, לאלעד פישר ולתומר קריאף על עזרתם במחקר. תודה ליעל ארטשטיין ולצבי הרקוביץ, וכן למשתתפי הסמינר של מחלקת המחקר בבנק ישראל ולמשתתפי הכנס השנתי של האגודה הישראלית לכלכלה, על הערותיהם המועילות.

1. הקדמה

חקירת התהליך של היקבעות השכר הריאלי בטווח הארוך ובטווח הקצר מעלה סוגיות חשובות הנוגעות ליציבות ולצמיחה ברמה המקרו-כלכלית. היציבות המקרו-כלכלית עלולה להיפגע מכוחות הגורמים לשכר הריאלי לחרוג משיווי-משקל, במיוחד אם השפעתם של כוחות אלו מתמשכת, ולכן חשוב לבדוק: האם השפעה זו היא מתמשכת או קצרת טווח? האם הם קשורים לזעזועים ריאליים או נומינליים? האם הם תוצאה של התערבות ועדי העובדים או של התערבות ממשלתית? תוצאת המדיניות המוניטרית או הפיסקלית? הצמיחה במשק מושפעת מיעילות הקצאת המשאבים בשוק העבודה. ולפיכך חשוב לברר אם השכר הריאלי נקבע באופן המתגמל פרוין גבוה. אנו מנסים לשפוך אור על כמה מסוגיות אלה בעזרת אמידת משוואות השכר הריאלי למשק הישראלי לטווח הארוך ולטווח הקצר, בהתבסס על נתונים רבעוניים לשנים 1968 עד 1998¹. תקופת האמידה של משוואת השכר לטווח הארוך גם הוארכה עד לשנת 2003.

בתקופה העומדת לדיון התחוללו במשק הישראלי תמורות רבות: המשק עבר מאינפלציה גבוהה והצמדות שכר לאינפלציה נמוכה עם הצמדה מועטה. ראינו שינוי ממעמד דומיננטי של איגוד עובדים ארצי להדגשת חווי עבודה אישיים, מהתמחות בעיסוקים מסורתיים לכלכלת טכנולוגיה עילית. בתקופה זו היינו עדים למידה ניכרת של התערבות פוליטית בשוק העבודה, באמצעות חקיקה לגבי דמי האבטלה ושכר המינימום. כנגד זאת נפתח המשק לכניסת עובדים זרים – לאחר מלחמת ששת הימים (1967) ושוב בשנות התשעים. יתירה מזאת, שוק העבודה הישראלי נחשף לגל עלייה גדול. שינויים דרמטיים אלה עושים את שוק העבודה הישראלי למעבדה כלכלית עשירה ביותר, מושפעת בשינויים אקסוגניים. סביבה כלכלית כזאת מאפשרת לנו להעמיד למבחן את ההשערה האומרת כי בטווח הארוך יפעל שוק העבודה על פי עקרונות ניאו-קלסיים, שלפיהם השכר נקבע בסופו של דבר בהתאם לפריון העבודה, ואילו שינויים מוסדיים ואי יציבות ברמה המקרו-כלכלית ישפיעו בעיקר על הדינמיקה של שוק זה בזמן הקצר. כמו כן מאפשרת לנו סביבה זו לאמוד את משך הזמן הדרוש לשוקי עבודה לשוב לשיווי משקל ארוך טווח. אנו משתדלים ליישב בין התיאוריות השונות שפותחו כדי להתמודד עם הקשיחות בשוק העבודה ובין המודל הניאו-קלסי. הראשונים מתאימים יותר לניתוח הדינמיקה של השוק, ואילו השני שימושי לאפיון שיווי המשקל של הטווח הארוך.

כהנחת יסוד, שתיבדק בהמשך, אנו משתמשים במודל ניאו-קלסי פשוט של שוק העבודה, ברוחם של Blanchard and Katz (1997), כדי לטפל בסוגיות של קביעת השכר בטווח הארוך ודינמיקת שוק העבודה בטווח הקצר. העמדה הניאו-קלסית

¹ המשוואות לטווח הקצר נאמדו לתקופה 1971-1998 עקב הפיגורים בהשפעתם של כמה מן המשתנים הבלתי תלויים.

גורסת כי השכר בטווח הארוך יהיה שווה לפריון השולי של העבודה. גישה זו יוצרת דיכוטומיה ברורה בין הטווח הארוך לטווח הקצר, וזו משתלבת היטב עם השיטות האקונומטריות החדישות לניתוח סדרות עתיות: לגבי הטווח הארוך עלינו לבחון את קיומו של קשר קואינטגרטיבי בין השכר הריאלי לפריון, ואילו הטווח הקצר נאמד כההליך דינמי, המקושר לטווח הארוך באמצעות גורם "תיקון טעות" שנגזר מהקשר הקואינטגרטיבי ארוך הטווח. בטווח הזמן הקצר עשוי השכר הריאלי לסטות משיווי המשקל ארוך הטווח שלו בגלל מיגוון סיבות, המתוארות במודלים אחרים, כדוגמת מודל יעילות השכר (efficiency wages) שניסחו Jullien and Picard (1998), מודל המיקוח (wage bargaining) של Calmfors (1990) וכן מודלים של חיפוש מודלים אלו מבטאים קשיחיות שונות, חוסר אינפורמציה ופגמים בשווקים.

כפי שנפרט בהמשך, נמצא כי בטווח הארוך, במשך שלושים השנים 1968 עד 1998, התקיים קשר קואינטגרטיבי בין השכר הריאלי לפריון העבודה עם גמישות יחידתית. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם מודל השכר התחרותי הניאו-קלסי, המניח פונקציית ייצור מסוג קוב-דאגלס בעלת תשואה קבועה לגודל, כך שבשיווי משקל ארוך טווח שיעור התמורה לעבודה בהכנסה קבוע (סטציונרי²). בנושא זה ראו גם מחקרו האמפירי של Sachs (1979) על משקים בעולם. כמו כן אמדנו ישירות פונקציית ייצור ללא הגבלות על המקדמים וקיבלנו התאמה טובה להנחת היסוד שלנו. אף שתוצאה זו תואמת לכאורה למצב שבו ההסדרות – איגוד העובדים הארצי החזק – קובע את השכר, והמעסיקים קובעים את התעסוקה כך שפריון העבודה מסתגל לשכר הריאלי, אין זה סביר שבתנאים אלה יגיע המשק לתעסוקה מלאה בטווח הארוך. דומה כי המקרה של ישראל, שבו נרשמה, ברוב התקופה הנחקרת, אבטלה נמוכה יחסית לאירופה, אינו תומך בפרשנות זו. כנגד זאת, מיקוח על השכר ברמה הלאומית עשוי להביא בחשבון התפתחויות בפריון העבודה כדי לשמר תעסוקה מלאה בטווח הארוך. למשך התקופה שבה ההסדרות הייתה חזקה ממצאינו תואמים לפרשנות האחרונה. אשר לשנים האחרונות – ייתכן שלועדי העובדים יש כוח מיקוח מסוים בטווח הקצר, אך בטווח הארוך השכר נקבע בהתאם לביקוש לעבודה.

אנו ממשיכים ופונים לחקר הדינמיקה של השכר הריאלי בטווח הקצר, בניסיון להסביר את סטיותו ממגמתו הקבועה של הטווח הארוך. דיאגרמות 1 ו-2 (בעמודים 52 ו-53) מציגות סטיות אלה. אחת התוצאות המפתיעות היא שבתקופת האינפלציה המהירה והמואצת, 1977 עד 1985, הסטיות משיווי המשקל ארוך הטווח היו קצרות יחסית, ואילו בתקופת הייצוב והדיסאינפלציה היינו עדים דווקא לסטיות ארוכות משיווי המשקל ארוך הטווח: מחזור התאמה ממושך יחסית מ-1986 עד 1990, ואחריו סטייה מתמשכת מהמגמה מ-1991 עד 1994. תופעות אלה מציבות בפנינו אתגר, שכן

² תוצאה זו עשויה גם להתאים למודל שבו השכר הריאלי קשיח והאבטלה סטציונרית, אך זהו מצב נדיר.

ידוע כי בשנים האחרונות נעשה שוק העבודה תחרותי יותר, עקב פירוק ההסתדרות והפרטתן של רבות מן החברות הגדולות במשק.

הניתוח שלנו לטווח הקצר עשוי להסביר את הפרדוקס-לכאורה המתואר לעיל. נוכל להראות כי אחרי תכנית הייצוב מילאו כוחות השוק תפקיד חשוב יותר בקביעת השכר, כפי שמתבטא בחשיבות הפיריון במשוואות הטווח הקצר. אף על פי כן, סטיות השכר ממגמת הטווח הארוך התארכו – כנראה בגלל היחלשות המנגנון של תוספת היוקר: בתקופת האינפלציה המהירה של שנות השמונים חוזי השכר הושלמו בהסכמי תוספות יוקר אפקטיביות, ולפיכך זעזועים נומינליים השפיעו על השכר הריאלי פחות מאשר כיום, לאחר שביטולן של תוספות אלה בפועל חשף את שוק העבודה להשפעתם של זעזועים נומינליים לא-צפויים. ייתכן שהתארכות תהליך הדיסאינפלציה, שעוצמתו לא נצפתה ברובה על ידי הציבור, גרמה לסטיית השכר הריאלי משיווי המשקל ארוך הטווח. וכך, אף שהאינפלציה גררה האטה בגידול הפיריון בטווח הארוך, הרי במונחי דינמיקת שוק העבודה בטווח הקצר הדיסאינפלציה הייתה יקרה יותר. בניגוד לממצאיו של Keane (1993) אנו מוצאים כי עם המעבר מקביעת שכר הכוללת הצמדת שכר מוסדית לקביעת שכר מבוססת-שוק לא ניתן להפריך את ההשערה שלפיה העובדים והמעסיקים קובעים את חוזי השכר הנומינליים מתוך ציפיות רציונליות, התואמות את אלה הנגזרות משוק ההון.

פירוק ההסתדרות והפרטת הקונגלומרטים התעשייתיים שהיו בבעלות ממשלתית והסתדרותית הובילו לשכיחות גבוהה יותר של ניצול דמי האבטלה. אלה מאפשרים לעובדים להאריך את משך חיפוש העבודה בשוק שנעשה תחרותי יותר, אך יש להם גם השפעה שלילית של ניצול יתר תוך פגיעה מופרזת בגמישות השוק. סיכומו של דבר: דמי האבטלה הפחיתו מכוחה של האבטלה לפעול להורדת השכר הריאלי בטווח הקצר. ואכן לאחרונה הראו Tor, Verdin and Warne (1998) וכן Bender and Thesdossiou (1998), כי הקשר שבין השכר הריאלי לאבטלה נחלש מאוד. ייתכן אפוא שדמי האבטלה – בתקופה שבה שוק העבודה היה חשוף להפתעות דיסאינפלציה אשר העלו את רמת האבטלה – פעלו להתמשכות אותן סטיות של השכר הריאלי מרמות הטווח הארוך שלו.

עבודה זו מחולקת כדלקמן: בפרק 2 נסקור את גישתנו מתודולוגית. בפרק 3 נביא תיאור קצר של התפתחות המשתנים העיקריים של שוק העבודה ונציג את הממצאים האמפיריים. ובפרק 4 נסכם.

2. מתודולוגיה: קביעת השכר בשוק העבודה

א. הטווח הארוך

הגישה שלנו מטפלת בשתי סוגיות: קביעת רמות השכר בטווח הארוך ודינמיקת שוק העבודה בטווח הקצר. אנו משתמשים במסגרת הניאו-קלאסית הבסיסית לשוק העבודה, בעקבות Blanchard and Katz (1997), וטוענים כי השכר הריאלי בטווח הארוך נקבע כך שהוא משתווה לתפוקה השולית של העבודה (פריון העבודה). לפי גישה זו, עקומת הביקוש של העבודה בטווח הארוך גמישה לחלוטין ביחס לכמות המועסקים, כלומר התפוקה השולית של העבודה קבועה, משום שכל גורמי הייצור ניתנים להתאמה³. מספר תיאוריות מסבירות את קביעת השכר הריאלי: במודל של יעילות שכר, העלייה בשכר הריאלי מוצעת על ידי פירמה כדי להגדיל את מאמץ העבודה (הפריון), ואילו במודלים של מיקוח שכר העובדים ("insiders") מנהלים משא ומתן על שכר ריאלי גבוה יותר על חשבון מחפשי העבודה ("outsiders")⁴. אולם הגישה שלנו אומרת כי בטווח הארוך כשהיצרנים יכולים להתאים את רמות כל גורמי הייצור, ולשווקים ניתן די זמן להסתגל – צריך להתקיים המודל הניאו-קלאסי התחרותי. לאחר שנאמת זאת (בחלק האמפירי), נתמקד בדינמיקת שוק העבודה בטווח הקצר, המספקת תובנות מעניינות על הסתגלות שוק העבודה לשינויים מקרו-כלכליים ומוסדיים.

בסיכום, הנחת היסוד שלנו היא שבטווח הארוך עקומת הביקוש לעבודה אינה תלויה ברמת התעסוקה (כלומר היא גמישה לחלוטין), כפי שמראה התרשים שבעמוד הבא. ההשלכה החשובה של הנחה זו היא שרמת השכר הריאלי בטווח הארוך נקבעת על פי גורמי הביקוש לבדם. ניתן אפוא להציג את השכר הריאלי כפונקציה של פריון העבודה, $(Y/L = AL)$, ושל מחיר התוצר ליצרן יחסית למחיר השוק של מוצרי הצריכה (Py/Pc) . המחיר היחסי בא לתת ביטוי גם לשכר הריאלי במחירי היצרן, משום שהשכר הריאלי במשוואה הוא במחירי צריכה. הדבר מאפשר לנו לתת ביטוי להשפעות המחירים על השכר הריאלי – הן ההשפעות מצד הביקוש, המבוטאות על ידי מחיר היצרן, והן ההשפעות מצד ההיצע, המבוטאות במחירי הצריכה. אמנם בטווח הארוך השכר נקבע, לדעתנו, אך ורק על ידי גורמי ביקוש, אך בתהליך הדינמי של הטווח הקצר פועלים גם גורמי היצע. לכן חשוב לאמוד את משוואת השכר של הטווח הארוך בצורה הכללית ביותר. בהנחה של פונקציית יצור מיצרפית מסוג CES פונקציית השכר הריאלי הנגזרת תהיה מהטיפוס:

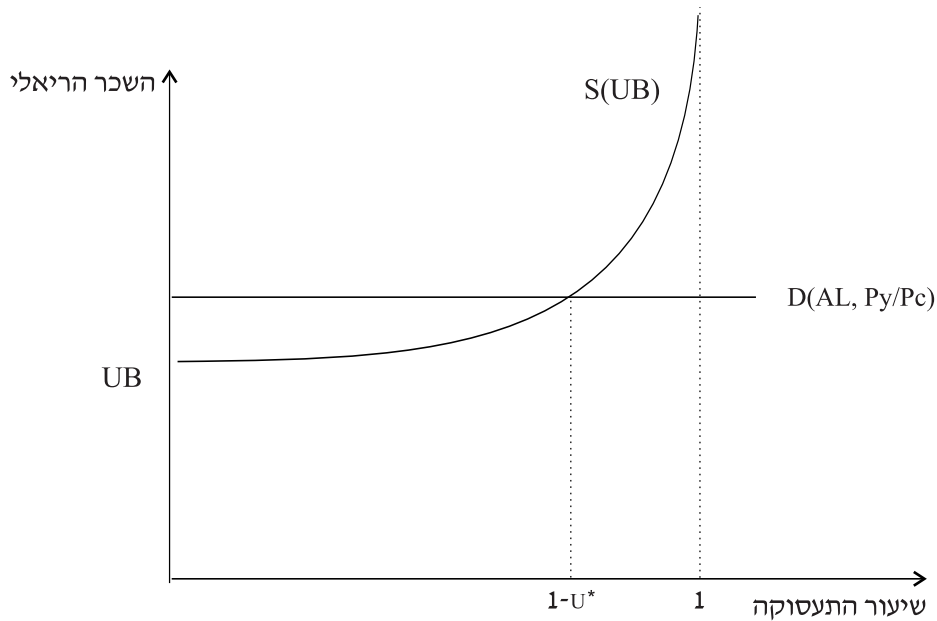
$$(1) \quad w = \beta_1 (y - l) + \beta_2 (Py - Pc),$$

שבה w הוא השכר הריאלי, y הוא התפוקה, l הוא התעסוקה, ו- Py ו- Pc הם מדדי

³ בחלק האמפירי אנו בוחנים גם את ההיפותזה שלפיה עקומת הביקוש היא בעלת שיפוע יורד בטווח הארוך.
⁴ שלוש התיאוריות, המסוכמות על ידי Blanchard and Katz (1997), הן התיאוריה הניאו-קלאסית הבסיסית, תיאוריית יעילות השכר ותיאוריית החיפוש והמיקוח.

המחירים של היצרן והצרכן⁵. כל המשתנים האלה הם במונחים של לוגריתמים. במקרה הכללי, $\beta_1 = 1/\sigma$ – ההיפוך של גמישות התחלופה בין הון לעבודה, ו- β_2 צריך להיות שווה ל-1. במקרה המיוחד של פונקציית ייצור מסוג קוב-דאגלס עם תשואה קבועה לגודל כל אחד מהמשתנים β_1 ו- β_2 אמור להיות שווה ל-1. אם, במשוואה (1) לעיל, $\beta_2 = \beta_1 = 1$, משמע שחלקה של העבודה בתפוקה נשאר קבוע⁶. עקומת ההיצע של הטווח הארוך רגילה, בעלת שיפוע עולה, שבה חלקו של כוח העבודה המוכן לעבוד $(1 - U)$ הוא פונקציה של השכר הריאלי ושכר הסף $(UB -$ דמי האבטלה)⁷. לחלופין, ניתן להתוות עקומה זו כעקומת מאמץ (על פי מודל יעילות השכר), או כעקומת מיקוח (על פי המודלים של מיקוח על השכר). הצטלבות שתי העקומות קובעת את שיעור התעסוקה של שיווי המשקל בטווח הארוך $(1 - U^*)$, כאשר U^* הוא שיעור האבטלה הטבעי).

היקבעות רמת השכר הריאלי בטווח הארוך



שיעור התעסוקה שווה הגדרתית ל- $1-U$, כאשר U הוא שיעור האבטלה.

⁵ ספציפיקציה זו זהה לזו ששימשה את Sachs (1979), עמ' 251.

⁶ בחלק האמפירי אנו מדווחים על ממצאינו, שלפיהם אין לדחות את ההנחה שלנו לגבי פונקציית הייצור של קוב-דאגלס.

⁷ בפועל נכללים בכוח העבודה לא רק המבקשים לעבוד אלא גם אלה הנרשמים בו לצורך קבלת דמי אבטלה.

ב. הטווח הקצר

בטווח הקצר רמות השכר עשויות לסטות מן השכר הריאלי של הטווח הארוך עקב השפעות ביקוש והיצע של עבודה, התלויות בהנחתנו לגבי מודל שוק העבודה, כפי שתואר לעיל. וביתר פירוט – גם בהנחה שמתקיים המודל הניאו-קלסי, אנו רשאים להניח כי, בטווח הקצר הפירמות אינן יכולות להתאים את גורמי הייצור התאמה מלאה, ועל כן העובדים עומדים מול עקומת ביקוש יורדת לשירותיהם. שינויים בהיצע העבודה וביקוש לעבודה משפיעים אפוא על השכר הריאלי בדרך הרגילה. יתר על כן, בטווח הקצר עשויה להתקיים קשיחות נומינלית או ריאליית בהיקבעות השכר. לעומת המודל הניאו-קלסי מודלים של מיקוח בשוק העבודה מדגישים את הסטייה קצרת הטווח של השכר הריאלי משיווי המשקל של שוק תחרותי, ומצביעים על מיתאם חזק בין השכר הריאלי לאבטלה. מודלים של יעילות השכר ידגישו את הקשר בין רמות השכר הריאלי לפריון, ולפיהם הדינמיקה של השוק בטווח הקצר מצביעה על סיבתיות שכיוונה מן השכר הריאלי אל הפריון. גישה נוספת היא חלוקה של שוק העבודה לשני פלחים: עובדים בעלי מיומנות גבוהה ועובדים בעלי מיומנות נמוכה. על פי גישה זו, בטווח הארוך היצע העובדים בעלי מיומנויות טכנולוגיות מתקדמות מוגבל, ולפיכך השכר הריאלי של עובדים אלה עשוי להראות סטייה גדולה יחסית, והאבטלה תסטה הרבה פחות, לנוכח שינויים בביקוש⁸. לעומת זאת היצע העובדים בעלי מיומנות נמוכה גמיש ביותר, ועל כן הסטיות של השכר הריאלי מרמתו ארוכת הטווח קטנות יותר.

התערבות ממשלתית עשויה גם היא להשפיע על השכר הריאלי בטווח הקצר. שני סוגי ההתערבות השכיחים הם קביעת שכר מינימום והנהגת דמי אבטלה. בהנחה שחוק שכר המינימום נאכף, כל אימת שמעלים אותו עולה השכר הריאלי הממוצע במשק. שכר המינימום מעלה את הגבול התחתון של עקומת הביקוש האפקטיבית לעבודה וגורם לסטיית רמות השכר משיעור שיווי המשקל ארוך הטווח שלהן, אבל השפעות אלה מוגבלות לזמן הקצר. בטווח הארוך הפירמות יתאימו את גורמי הייצור שלהן כך שהשכר הריאלי ישתווה לפריון העבודה. דמי האבטלה פועלים להעלאת שכר הסף של העובדים, ובכך מקטינים את היצע העובדים. במודל המיקוח הם מקטינים את עלות הפעולה המיליטנטית של ועדי עובדים, ובמודל יעילות השכר הם מקטינים את עלות הפיטורין, וכך מגדילים את עלות חוזי השכר. השפעתם של דמי האבטלה היא אפוא שוות ערך להקטנת היצע העובדים, המעלה את השכר הריאלי. בפועל, מאחר שהשכר נקבע במונחים נומינליים במטרה להגיע לשכר הריאלי של שיווי משקל, אפשר שהשכר הריאלי הנמדד בדיעבד (*ex-post*) יסטה מן השכר

⁸ אולם השינויים בתפוקת ענפי הטכנולוגיה העילית ישפיעו, בטווח הארוך, על פריון העבודה ועל רמות השכר בכל מגזרי המשק.

הריאלי הצפוי (*ex-ante*) בטווח הקצר בלבד (בהנחה של צפיות רציונליות)⁹. ההפרש בין השכר בפועל לשכר הצפוי עשוי לנבוע מציפיות שגויות לגבי שיעור האינפלציה, יחד עם קיומן של קשיחויות נומינליות וקשיחויות ריאליות (תהליכים הדורשים זמן להתאמה). לפיכך, אחת הסוגיות החשובות בניתוח הדינמיקה של השכר הריאלי (ושל האבטלה) בטווח הקצר היא מבנה ציפיות האינפלציה. יהא אשר יהיה המקור של סטיית השכר הריאלי בפועל מרמת שיווי המשקל בטווח הארוך, הגישה הניאו-קלסית, שאנו נוקטים, מניחה כי כוחות השוק פועלים להשבת שיווי המשקל של השכר הריאלי בטווח הארוך.

במסגרת הגישה הניאו-קלסית נוכל לנסח את הדינמיקה של השכר הריאלי בפועל בטווח הקצר, בדומה ל-Layard, Nickel and Jackman (1991), ובהנחה של ציפיות רציונליות, בדרך הבאה:

$$(2) \quad \Delta w_t = \alpha + \beta X_t^D + \delta X_t^S - \lambda(w_{t-1}^a - (Py_{t-1} - Pc_{t-1}) - (y_{t-1} - l_{t-1})) + \varepsilon_t,$$

$$(3) \quad \Delta W_t = \Delta w_t + \pi_t^e,$$

$$(4) \quad \Delta w_t^a = \Delta W - \pi_t,$$

$$(5) \quad \Delta w_t^a = \Delta w_t - (\pi_t - \pi_t^e),$$

כאשר w הוא השכר הריאלי החזוי, W הוא השכר הנומינלי ו- w^a הוא השכר הריאלי בפועל (בדיעבד); α הוא קבוע, X^D ו- X^S הם השפעות הביקוש וההיצע, בהתאמה. הביטוי בסוגריים הוא גורם תיקון הטעות, היוצר כוחות לתיקון סטיית השכר הריאלי בתקופה הקודמת משיווי המשקל (כפי שצוין במשוואה 1). π הוא האינפלציה בפועל, ו- π^e הוא הציפיות בזמן t לאינפלציה הצפויה בזמן $t+1$, ε הוא זעזוע רנדומלי לשכר הריאלי. המשוואה שתיאמד היא אפוא מהטיפוס הבא:

$$(6) \quad \Delta w_t^a = \alpha - (\pi_t - \pi_t^e) + \beta X_t^D + \delta X_t^S - \lambda[w_{t-1}^a - (Py_{t-1} - Pc_{t-1}) - (y_{t-1} - l_{t-1})] + \varepsilon_t.$$

על פי ספציפיקציה זו, השכר הריאלי בדיעבד מושפע מסטיית האינפלציה בפועל מן האינפלציה הצפויה. ההנחה של ציפיות רציונליות, המשתקפת בגמישות היחידתית של האינפלציה הצפויה ביחס לשכר הריאלי בדיעבד, מאפשרת לנו לנתק את משתני שוק העבודה (הריאליים) המשפיעים על השכר הריאלי מהשפעתן של הפתעות נומינליות.

⁹ הדבר נכון במיוחד לגבי המצב השורר לאחרונה בשוק העבודה הישראלי, שבו תוספת היוקר אינה אפקטיבית כי סביבת האינפלציה נמוכה.

3. התוצאות האמפיריות

א. הטווח הארוך

כפי שציינו בחלק המתודולוגי, בטווח הארוך עקומת הביקוש לעבודה נגזרת מפונקציית ייצור מצרפית מסוג CES. בחלק הנוכחי אנו מניחים כי פונקציית הייצור היא מסוג קוב-דאגלס בעלת תשואה קבועה לגודל. לפיכך רמות השכר הריאלי (במחירי היצרן) נקבעות בהתאם לפיריון העבודה, ואילו רמת התעסוקה, שאינה משפיעה על השכר הריאלי, נקבעת על ידי היצע העובדים. אנו אומדים את משוואת השכר הריאלי בטווח הארוך כדלקמן:

$$(7) \quad \log(w) = \alpha + \beta_1 \log \frac{Y}{L} + \beta_2 \log \frac{P_y}{P_c} + \varepsilon,$$

כאשר: w הוא השכר הממוצע לעובד במגזר העסקי מחולק במדד המחירים לצרכן (p_c). פיריון העבודה הוא התוצר העסקי למועסק, (Y/L , במונחים ריאליים). מחירי היצרן מבוטאים על ידי המחיר הנגזר של תמ"ג המגזר העסקי (p_y). מאחר שהסדרות של שלושת המשתנים במשוואה (7) לעיל מקיימות שורש יחידתי, השתמשנו בשיטת אנגל-גריינגר לבדיקת קיומו של קשר קואינטגרטיבי בין שלושתם.

התוצאות, המדווחות בלוח 1 (בעמ' 54-56), תומכות במודל הניאו-קלסי לגבי היקבעות השכר הריאלי בטווח הארוך¹⁰. מצאנו גמישות יחידתית של השכר הריאלי לשינויים בפיריון העבודה, שמשמעותה כי שיעור התמורה לעובדים בתוצר הוא קבוע. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם פונקציית ייצור קוב-דאגלס בעלת תשואה קבועה לגודל¹¹. פונקציית ייצור מסוג קוב-דאגלס עם תשואה קבועה לגודל משמעה שלעבודה ולהכנסות מהון חלקים קבועים בתפוקה. דיאגרמה 1, המתבססת על ממוצעים שנתיים, מראה כי חלקה של העבודה היה אכן קבוע למדי לאורך תקופת המדגם¹². עדויות

¹⁰ מבחן קו-אינטגרציה מראה כי הסדרה מקיימת קשר קו-אינטגרטיבי, אולם קו-אינטגרטיביות אין משמעותה סיבתיות, ולכן בנקודה זו איננו רוצים להוציא מכלל אפשרות מודלים כדוגמת מודל יעילות השכר, המניח סיבתיות הפוכה בין השכר לפיריון.

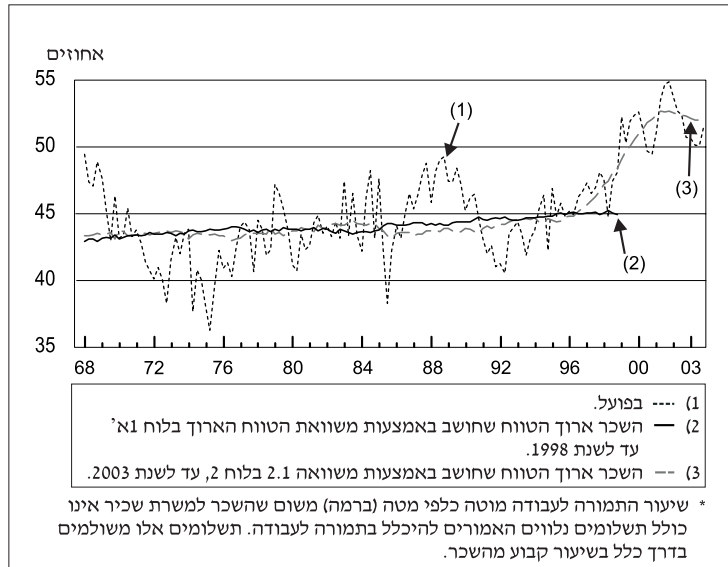
¹¹ ערכנו מבחנים לבדיקת תקפות הנחתנו לגבי פונקציית הייצור המצרפית. התוצאות, המדווחות בלוח נספח ג' 1, מראות כי לא נוכל לדחות את ההנחה של קיום פונקציית ייצור מסוג קוב-דאגלס עם תשואה קבועה לגודל, תוצאות אלו תואמות את ממצאנו בדבר קיום גמישות יחידתית של פיריון העבודה במשוואות השכר של הטווח הארוך. נדגיש כי פונקציית הייצור האמורה נאמדה ללא הגבלה על המקדמים, ואף על פי כן התקבל כי חלקה היחסי של העבודה היה 0.65 וחלקו של ההון 0.35, כמקובל. כמו כן אמדנו פונקציית ייצור מצרפית מסוג CES ללא הגבלות על המקדמים, שממנה חישבנו את גמישות התחלופה בין גורמי הייצור, שהיא 0.6. גמישות זו כמובן אינה מתיישבת עם פונקציית הייצור מטיפוס קוב-דאגלס עם תק"ל.

¹² האמידה שלנו מבוססת על סך תשלומי השכר המדווחים לביטוח הלאומי וזקיפה עבור עבודה של עצמאיים (על פי השכר הממוצע למשרת שכיר). חישוב זה אינו כולל הפרשות והטבות המוענקות על ידי המעסיקים, שאינן נכללות בשכר. אך השמטה זו משפיעה רק על חלקה של העבודה מתוך ההכנסה ולא על מגמתה. כדי לוודא כי הגדרת ההכנסה שלנו אינה משפיעה על התוצאות, אמדנו את משוואת הטווח הארוך בלוח א' תוך שימוש בנתוני החשבונות הלאומיים השנתיים, הכוללים את כל ההטבות שאינן שכר. התוצאות, המדווחות בלוח נספח ג' 2, מראות כי גמישות התחלופה בין העבודה להון נעה בין 0.85 ל-1.05. נתון זה, שהוא קרוב יותר לאומדן שלנו, 0.95, מאשר לפונקציית הייצור CES עם גמישות תחלופה של 0.6.

נוספות מספקים מבחני שורש יחידתי, המראים כי חלקה של העבודה בתפוקה היא סטציונרי למשך כל התקופה שעמדה לבדיקה המקורית, כלומר בשנים 1968-1998.

דיאגרמה 1

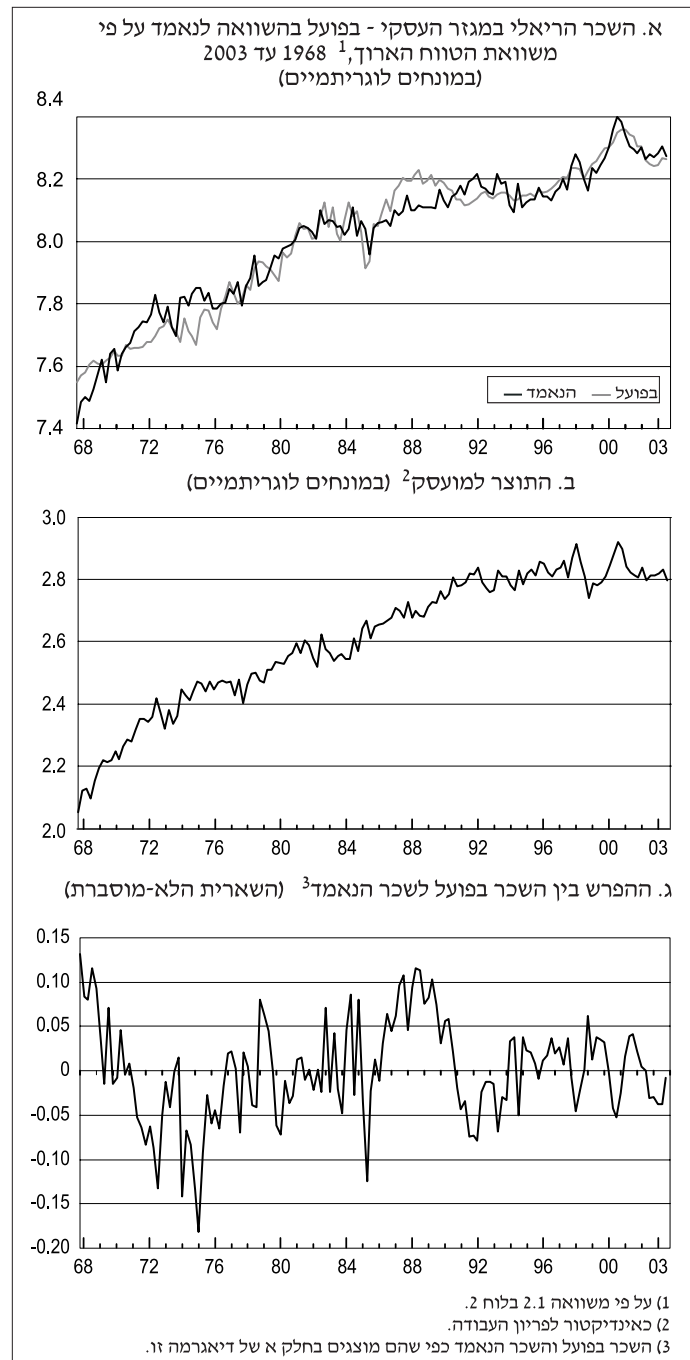
שיעור התמורה לעבודה* בתוצר העסקי, 1968 עד 2003



מחיר התוצר יחסית למחיר הצריכה, המבטא את השוני באופן הערכת השכר הריאלי של השכירים לעומת זה של היצרנים, נמצא בעל השפעה מובהקת עם גמישות נמוכה במקצת מ-1. כפי שהראינו בפרק על המתודולוגיה אנו דורשים שהמקדם יהיה שווה ל-1, כדי שנוכל לערוך טרנספורמציה בין השכר הריאלי במחירי היצרן (והשווה לתפוקה השולית של העבודה) ובין השכר הריאלי במחירי הצרכן. ניסיונות לכלול במשוואה מסים עקיפים, כדי להסביר את ההפרש בין מחירי גורמי הייצור למחירי השוק לא העלו תוצאות מובהקות.

הארכת תקופת האמידה עד לסוף שנת 2003 אמנם החלישה את הקשר הקואינטגרטיבי (כמתבטא ב- ADF), אך הוא עדיין מובהק (ברמת מובהקות של 1%). הגמישות ביחס לפריון העבודה (התוצר למעוסק) נשארה יחידתית בקירוב. (ראו לוח 2 (בעמ' 57 משוואה 2 בהשוואה למשוואה 1). לעומת זאת הגמישות ביחס למחיר היחסי השתנתה מאוד. הואיל והחל משנת 1998 בקירוב, הסתמנה מגמה של עלייה חריגה בשיעור התמורה לעבודה, בחנו את האפשרות שהיא משקפת את ההתרחבות הדרמטית של חברות ההזנק בתקופה הנדונה, כאשר רמות השכר בחברות אלו חרגו מאוד מן המקובל במשק. ואכן כאשר אנו נותנים ביטוי לשינוי המבני, שחל באותה תקופה במשק, על ידי הכללת שיעור התוצר של חברות ההזנק בתוצר העסקי, רק

דיאגרמה 2



כאינדיקטור להשפעתם הישירה והעקיפה של ענפים אלו על שוק העבודה, הקשר הקואינטגרטיבי חוזר לעוצמתו המקורית, כפי שעולה מהשוואת הסטטיסטי ADF של משוואה 2.1 בהשוואה לזה של משוואות 1 ו-1.1. כן השתפרה הגמישות של פריון העבודה, והפכה ליחידתית ממש, כמתבקש מהתיאוריה. עם זאת הגמישות ביחס למחיר היחסי נשארה בעייתית.

בדיאגרמות 1 ו-2 אנו רואים את ההתאמה הטובה של מגמת השכר הנאמד לזה שבפועל כאשר משקל חברות ההזנק בתוצר נכלל במשוואה.

לבסוף נעיר כי צורת אמידה זו של הכללת משתנה מיוחד עבור חברות ההזנק נכונה אם היא מבטאת עתירות עבודה גבוהה של חברות אלו – מעל הממוצע במשק. נראה כי בפועל העלייה בשיעור התמורה לעבודה הייתה גדולה הרבה יותר, וביטאה בעיקר את עליית השכר. לעומת זאת פריון העבודה הגבוה, האמור להיות בענף זה (כפי שמתבטא בשכר המשולם בו) ואמור להתבטא גם בפריון של כלל המשק, עדיין לא נצפה בפועל. זאת אולי משום שהענף צפה התרחכות מהירה, קלט כוח אדם מעבר לצרכיו המידיים, ואלה הטו את התוצר למועסק בפועל כלפי מטה באופן זמני. ייתכן גם שהייתה לו השפעה חיזונית על השכר ביתר ענפי הטכנולוגיה העילית במשק, השפעה שבמרוצת הזמן אמורה להתבטא גם בפריון העבודה.

**לוח 1 : אמידה של משוואות השכר הריאלי¹ למשרת שכיר במגזר העיסקי
1968 עד 1998
(נתונים רבעונים)**

א. משוואת הטווח הארוך, 1968/I עד 1998/IV

המשתנים המסבירים*	הפרמטרים**
<i>CONST</i>	4.895 (0.104)
<i>LOG Y/L</i>	1.051 (0.029)
<i>LOG PYPC</i>	0.905 (0.117)
R^2_{Adj}	0.915
<i>D.W.</i>	0.639
<i>ADF</i>	-5.11

* הביאור לסמלים של המשתנים מופיע בעמ' 70.
** המספרים בסוגריים מתחת למקדמים הם סטיות התקן.

לוח 1 (המשך)

ב. משוואות דינמיות של הטווח הקצר (עם משתנה של "תיקון טעות")

	כל התקופה		לפני תכנית הייצוב		אחרי תכנית הייצוב	
	-1971/I 1998/IV (1)	-1974/I ² 1998/IV (1.1)	-1971/I 1985/IV (2)	-1974/I ² 1985/IV (2.1)	-1986/I 1998/IV (3)	-1986/I 1998/IV (3.1)
המשתנים המסבירים*	הפרמטרים					
<i>CONST</i>	0.010 (2.542)	0.011 (2.667)	0.009 (0.756)	0.029 (1.960)	0.021 (6.338)	0.021 (6.724)
³ <i>RES</i> ₋₁	-0.182 (-3.633)	-0.191 (-3.567)	-0.318 (-3.153)	-0.493 (-4.004)	-0.236 (-5.050)	-0.272 (-5.680)
<i>U</i> ₋₆ - <i>U</i> ₋₈	-0.963 (-2.687)	-1.026 (-2.744)	-2.362 (-2.606)	-3.902 (-3.482)	-0.471 (-2.574)	-0.438 (-2.507)
<i>UR</i> ₋₆ - <i>UR</i> ₋₈	-0.422 (-1.382)	-0.416 (-1.269)	-0.786 (-1.408)	-1.922 (-2.964)	-0.831 (-2.969)	-0.812 (-3.025)
<i>Imm</i> ₋₁	-1.955 (-1.512)	(-2.181) (-1.702)	-5.354 (-1.051)	-26.099 (-2.564)	-2.818 (-4.117)	-3.132 (-4.763)
D(LOG A)	0.117 (1.555)	0.177 (2.119)	0.077 (0.614)	0.273 (1.840)	0.283 (4.415)	0.319 (4.781)
D(<i>UB</i>) ₋₄		0.396 (2.972)		0.330 (1.551)		⁴ 0.225 (2.095)
D(<i>WMIN</i>) ₋₂		0.324 (1.665)		0.691 (2.274)		⁵ 0.435 (2.136)
D(<i>LOG PYPC</i>)	0.378 (2.983)	0.407 (2.965)	0.452 (2.384)	0.485 (2.355)	0.315 (2.562)	0.288 (2.492)
D(<i>LOG INDEXATION</i>) - D(<i>LOG INDEXATION</i>) ₋₂	0.179 (3.350)	0.196 (3.656)	0.136 (1.923)	0.127 (1.846)	(6)	(6)
DD(<i>LOG CPI</i>)	-0.275 (-4.060)	-0.299 (-4.405)	-0.203 (-2.127)	-0.184 (-1.908)	-0.269 (-1.908)	-0.257 (-1.926)
DD(<i>LOG CPI</i>) ₋₁	-0.335 (-5.508)	-0.327 (-5.313)	-0.312 (-2.697)	-0.283 (-2.518)	-0.082 (-1.430)	-0.102 (-1.889)
<i>DUM853</i>	-0.089 (-3.223)	-0.084 (-3.089)	-0.069 (-1.905)	-0.052 (-1.434)		
<i>AR</i> (1)					-0.392 (-3.169)	-0.375 (-2.916)
<i>R</i> ² _{Adj}	0.494	0.551	0.468	0.624	0.723	0.759
<i>S.E.</i>	0.026	0.025	0.031	0.029	0.014	0.013
<i>D.W.</i>	2.169	2.003	2.046	2.117	2.011	2.019

* הביאור לסמלים של המשתנים מופיע בעמ' 70.

- במשוואת הטווח הארוך המשתנה המוסבר הוא הלוג של רמת השכר הריאלי למשרת שכיר $\text{LOG}(WBR)$, ואילו במשוואות של הטווח הקצר המשתנה המוסבר הוא השינוי בלוג של השכר למשרת שכיר, כלומר $D(\text{LOG}(WBR))$.
 - תקופת האמידה מתחילה בשנת 1974. הואיל וחוק ביטוח אבטלה נכנס לתוקף בשנת 1973, המשתנה על שיעור דמי האבטלה נכלל בפיגור של ארבעה רבעים.
 - השארית מבוססת על משוואת הטווח הארוך, שנאמדה על סמך התצפיות לכל התקופה (כפי שמופיע בחלק א של הלוח).
 - המשתנה הוא בפיגור של שני רבעים.
 - המשתנה הוא בפיגור של שלושה רבעים.
 - בחלק ניכר מתקופת המדגם לא שולמה תוספת יוקר עקב שינויים בהסכם; השפעת המשתנה בתקופה זו לא הייתה מובהקת, ולכן הוא הושמט.
- המספרים בסוגריים מתחת למקדמים הם ערכי *t*.

לוח 1 (המשך)

ג. משוואות דינאמיות לשנות התשעים (1998/IV – 1989/IV)

המשתנים המסבירים*	הפרמטרים				
	(4)	(5)	(5.1)	(6)	(6.1)
<i>CONST</i>	0.019 (4.585)	0.016 (3.651)	0.015 (3.414)	0.015 (3.812)	0.014 (3.592)
¹ <i>RES</i> ₋₁	-0.298 (-4.949)	-0.289 (-5.007)	-0.311 (-5.496)	-0.289 (-5.258)	-0.318 (-5.858)
<i>U</i> ₋₆ - <i>U</i> ₋₈	-0.190 (-1.043)	-0.145 (-0.830)	-0.169 (-0.973)		
<i>UR</i> ₋₆ - <i>UR</i> ₋₈	-0.819 (-2.469)	-0.673 (-2.067)	-0.709 (-2.183)	-0.700 (-2.227)	-0.755 (-2.396)
<i>Imm</i> ₋₁	-3.002 (-4.449)	-2.778 (-4.248)	-2.546 (-3.767)	-2.724 (-4.393)	-2.455 (-3.897)
D(LOG A)	0.308 (5.860)	0.277 (5.216)	0.278 (5.250)	0.266 (5.350)	0.267 (5.362)
D(LOG K/L) ₋₂		0.188 (1.903)	0.178 (1.917)	0.235 (2.666)	0.222 (2.646)
D(<i>UB</i>) ₋₂	0.117 (1.320)	0.169 (1.898)	0.139 (1.584)	0.177 (2.019)	0.142 (1.620)
D(<i>WMIN</i>) ₋₂	0.802 (2.396)	0.757 (2.367)	0.658 (1.999)	0.714 (2.269)	0.590 (1.830)
D(LOG <i>PYPC</i>)	0.191 (1.855)	0.104 (0.959)	0.103 (0.934)		
DD(LOG <i>CPI</i>)	-0.185 (-1.581)	-0.318 (-2.416)		-0.395 (-3.627)	
DD(LOG <i>CPI</i>) ₋₁	-0.210 (-1.785)	-0.233 (-2.061)		-0.276 (-2.603)	
² <i>UEI</i>			-0.444 (-2.543)		-0.550 (-3.878)
<i>R</i> ² _{Adj}	0.645	0.677	0.677	0.684	0.681
<i>S.E.</i>	0.009	0.008	0.008	0.008	0.008
<i>D.W.</i>	2.362	2.348	2.353	2.195	2.187

* הביאור לסמלים של המשתנים מופיע בעמ' 70.

(1) השארית מבוססת על משוואת הטווח הארוך, שנאמדה על סמך התצפיות לכל התקופה.

(2) האינפלציה הבלתי צפויה (*UEI*) שווה לאינפלציה בפועל פחות האינפלציה הצפויה כפי שחושבה משוק ההון.

אף שלא נוכל לדחות את ההנחה שלנו לגבי גמישותה המוחלטת של עקומת הביקוש לעבודה בטווח הארוך, רצינו לעמוד על טיבה של ההשערה המתחרה, שלפיה עקומת הביקוש לעבודה יורדת. לפי השערותנו כי עקומת הביקוש גמישה לחלוטין, נוכל לאמוד (באופן אקונומטרי) את עקומת הביקוש במלואה על פי גורמי הביקוש לבדם. בכפיפות להשערה החלופה של עקומת ביקוש יורדת, אנו זקוקים גם להשפעות ההיצע (תזוזה של עקומת ההיצע) כדי להגדיר את עקומת הביקוש. לכן באמידה כללנו גם את שיעור דמי האבטלה כאינדיקציה לשכר הסף. (נמצא שגם סדרה זו מקיימת

שורש יחידתי). אמדנו אפוא מחדש משוואות קו-אינטגרציה בשיטת אנגל-גריינג'ר. (התוצאות מדווחות בנספח בלוח נ'-2, עמ' 72). תקופת האמידה של משוואות אלו היא 1973 עד 1998, שכן שיעור דמי האבטלה מצוי רק החל משנת 1973 (השנה שבה נכנס לתוקף חוק ביטוח האבטלה). כפי שניתן לראות מדיאגרמה 1 בשנים 1973-1976 שיעור התמורה לעבודה סטה מאוד מהממוצע הרב-שנתי, ולפיכך 1973 אינה בסיס טוב לתחילת האמידה. ואכן, אף כי הקשר שהתקבל הוא קואינטגרטיבי, הפרמטרים של המשוואות, לגבי פרוץ העבודה והמחיר היחסי, גמישותם גדולה מיחידתית. תוצאה זו בעייתית במיוחד לגבי משוואה 1 בלוח נ'-2, כי היא אינה מתיישבת עם הסטציונריות של שיעור התמורה לעבודה, שהתקבלה מדיאגרמה 1. לעומת זאת כאשר המשוואות נאמדו על בסיס התקופה המתחילה בשנת 1977 תוצאות האמידה של משוואה 2 (התואמת את ההנחה של עקומת ביקוש גמישה לחלוטין) דומות לתוצאות האמידה על בסיס התקופה כולה (1968/I עד 1998/IV), כפי שרואים בלוח 1א'. הוספת שיעור דמי האבטלה אמנם מעלה במידת מה את ה-*ADF*, אך לא כאשר משווים אותו יחסית לערך הקריטי המותאם לדרגות החופש. לפיכך, אף שאיננו יכולים לדחות אף לא אחת מן ההשערות לגבי טיבה של עקומת הביקוש בטווח הארוך, הראיות האקונומטריות נוטות לטובת עקומת ביקוש גמישה לחלוטין. אנו מעדיפים אפוא את הספציפיקציה הפשוטה והנוחה, המעוגנת היטב בתיאוריה הניאו-קלאסית.

**לוח 2: משוואות השכר של המגזר העסקי בטווח הארוך –
בחינת יציבות הקשר, 1968 עד 2003**

	תקופת האמידה			
	1998/IV-1968/I		2003/IV-1968/I	
	(1)	(1.1)	(2)	(2.1)
	הפרמטרים			
המשתנים המסבירים*				
CONST	4.895 (0.104)	4.886 (0.101)	4.958 (0.119)	4.896 (0.096)
LOG <i>Y/L</i>	1.051 (0.029)	1.004 (0.033)	1.092 (0.033)	1.000 (0.028)
LOG <i>PYPC</i>	0.905 (0.117)	1.195 (0.154)	0.525 (0.123)	1.197 (0.123)
<i>SUP/YB</i> ¹		9.372 (3.353)		9.738 (1.079)
R^2_{Adj}	0.915	0.919	0.901	0.937
<i>D.W.</i>	0.639	0.679	0.451	0.678
<i>ADF</i>	-5.114	-5.341	-4.464	-5.729

* הביאור לסמלים של המשתנים מופיע בעמ' 70.
(1) המשתנה מוחלק בשיטת HP פילטר.
המספרים בסוגריים מתחת למקדמים הם סטיות התקן.

סיכומו של דבר, מממצאינו עולה כי בטווח הארוך, המוגדר כתקופת שלושים השנים שנכללו במדגם שלנו, 1968-1998, שוק העבודה הישראלי לא לקה בנוקשות ארוכת טווח: רמות השכר הריאלי לא סטו בהתמדה מאלה שנובאו על ידי התיאוריה הכלכלית הניאו-קלאסית¹³. זאת למרות נוכחותם של מגזר ממשלתי גדול, איגוד עובדים חזק (ההסתדרות) והתמורות הגדולות שהתחוללו בסביבה הכלכלית – משבר הנפט, האינפלציה הדוהרת, תכנית הייצוב של סוף שנת 1985 וגל העלייה ההמונית של שנות התשעים. אף על פי כן, כפי שמראה דיאגרמה 1, הסטיות משיווי המשקל של הטווח הארוך עשויות להיות ממושכות למדי. בה בעת עלתה האבטלה בסוף שנות השמונים ובחלק משנות התשעים (דיאגרמה 3). עם זאת, הנתון שלפיו אין נוקשות בשכר הריאלי בטווח הארוך מרמז כי ניתן להגדיר את גידול האבטלה כעלייה באבטלה הטבעית¹⁴. עלייה זו עשויה לנבוע מהנהגת דמי האבטלה ושכר המינימום, או אולי מהיסטרזיס – התופעה האומרת שאבטלה הנובעת מסטיות משיווי המשקל בשוק העבודה בטווח הקצר, עלולה להתמיד בטווח הארוך בגלל הפסד בהון אנושי. למרבה הפלא, תקופת האינפלציה המהירה התאפיינה בהתאמה מהירה יותר של השכר לרמת שיווי המשקל של הטווח הארוך, אולי הודות למנגנון תוספת יוקר אפקטיבי. בנקודה זו נדון בהמשך.

ב. הטווח הקצר

על פי המודל המוצג לעיל, דינמיקת השכר הריאלי בטווח הקצר מורכבת יותר מאשר היקבעות השכר בטווח הארוך. בטווח הקצר עקומת הביקוש לעבודה יורדת, ולכן השכר הריאלי נקבע לא רק על ידי הביקוש לעבודה אלא גם על ידי היצע העבודה. (כזכור הראתה עקומת הביקוש הגמישה-לחלוטין כי הביקוש קובע את השכר הריאלי, ואילו היצע העבודה קובע את רמת התעסוקה). בטווח הקצר רמות השכר הריאלי נקבעות הן על ידי הביקוש לעבודה והן על ידי היצע העבודה. את הגורמים לסטיות השכר משיווי המשקל של הטווח הארוך אנו מסווגים, בעקבות משוואה (6), שהצגנו בפרק על המתודולוגיה, לארבע קטגוריות מפורשות – גורמי ביקוש - X^D ; גורמי היצע - X^S ; השפעות בפיגור; קשיחיות נומינליות (השפעת אינפלציה לא-צפויה). יתר הקשיחיות של שוק העבודה, שאינן נצפות, נתפסות על ידי גורם תיקון הטעות, שאנו גוזרים מאומדן הטווח הארוך¹⁵. כאשר גורם תיקון הטעות משמעותי, ובסימן הנכון, שיטה זו מבטיחה את התכנסות רמות השכר לשיווי המשקל שלהן בטווח הארוך. אמדנו רגרסיות בעזרת נתונים רבעוניים המכסים את כלל המדגם – משנת 1971 ועד 1998 – וכיוון שהייצוב של 1985 נחשב לקו פרשת המים במשק הישראלי, אמדנו

¹³ למסקנה דומה הגיעה Artstein (1997).

¹⁴ ייתכן שגם העלייה ההמונית השפיעה על גודל האבטלה הטבעית עקב אי התאמה של מקצועות או קשיים בשפה.

¹⁵ גורם הטעות של משוואת הקו-אינטגרציה לטווח הארוך.

גם רגרסיה המכסה את תקופת טרום הייצוב ואת התקופה שאחריה¹⁶. תוצאות האומדנים שלנו מדווחות בחלק ב' של לוח 1 (עמ' 55). אמדנו גם את המשוואות לשנות התשעים, כמבחן ליציבות ההשפעות של המשתנים הבסיסיים, ובעיקר משום שאנו מעוניינים לברר אם האירועים האחרונים מספרים סיפור שונה (לוח ג' בעמ' 56). שנות התשעים משופעות בהתפתחויות חשובות בשוק העבודה – ירידת כוחה של ההסתדרות, העלייה ההמונית ממדינות חבר העמים, זרם העובדים הזרים ממדינות אסיה ומזרח אירופה, פתיחת המשק, ההפרטה והדיסאינפלציה. כפי שנראה להלן, התוצאות לגבי שנות התשעים מצביעות על שינוי משמעותי בתוואי הרגרסיה, המעיד על התמורות החשובות שהתחוללו בשוק העבודה הישראלי בשנות התשעים. האמידה לשנות התשעים מאפשרת גם לכלול באמידה משתנה המייצג את האינפלציה הלא-צפויה (*UEI*), שנאמד על פי שוק ההון, והנתונים עליו מצויים רק לשנות התשעים. דיאגרמות 3א' עד 3ב' מתארות את התפתחות המשתנים העיקריים על פני זמן, המשפיעים על התפתחות השכר בטווח הקצר.

כל המשוואות נאמדו עם ובלי המשתנים המייצגים את חוקי העבודה – שיעור דמי האבטלה (*UB*) ושיעור שכר המינימום מהשכר הממוצע במשק (*WMIN*). מאחר שבשני משתנים אלו יש רכיב אנדוגני, נוסף על רכיב המדיניות, יש לבדוד את רכיבי המדיניות ולכלול רק אותם במשוואות הנאמדות. בנספח להלן נתאר כיצד בודדנו את רכיבי המדיניות במשתנים אלו. מסיבה זו גם אמדנו את המשוואות עם ובלי משתנים אלו כדי להתרשם אם ובאיזו מידה הם קריטיים לאמידת המשוואות. כפי שניתן להתרשם מלוח 1ב'. נמצא כי תרומתם להסבר התהליך הדינמי חשובה אך לא קריטית, וחיבותם גדולה במיוחד דווקא בתקופה שלפני תכנית הייצוב. (מקדם ההסבר R^2_{adj} עולה ב-15 נקודות אחוז – בין משוואה 2 ל-2.1).

(1) גורמי ביקוש

(א) הפיריון הכולל

אם עקומת הביקוש יורדת, התנהגות תחרותית מחייבת שלאורכה השכר יהיה שווה לפיריון השולי של העבודה, ואילו תזוזת העקומה תיגרם משינויים בפיריון הכולל של גורמי הייצור (*A*) ובמלאי ההון (*K*). אנו מוצאים ראיות להשפעה קצרת טווח מובהקת של הפיריון הכולל (של גורמי הייצור) בתקופת המדגם כולה (לוח 1ב', משוואה 1.1), וכן בתת-התקופה שלאחר תכנית הייצוב, כאשר המקדם אינו יציב ותלוי בספציפיקציה של המשוואה בתקופות האמורות. לעומת זאת לגבי התקופה שלפני תכנית הייצוב (משוואה 2.1) השפעתו היא על סף המובהקות בלבד (ברמת מובהקות

¹⁶ הייצוב של 1985 הקטין את שיעורי האינפלציה השנתיים מכ-400 אחוזים לכ-20 אחוזים. חשוב לא פחות מכך הוא השינוי במשטר הפיסקלי והמוניטרי בעקבות אימוץ מדיניות של הפחתת הגירעון וסיום מדיניות הסתגלות המוניטרית למימון הגירעון.

של 7.5 אחוזים). ייתכן אפוא כי חל שינוי בשוק העבודה: לפני 1985 ועדי העובדים היו חזקים יותר, והייתה להם השפעה חזקה יותר על השינויים בשכר באמצעות משא ומתן מרכזי; משום כך התאמת השכר לשינויים בפריזון בטווח הקצר הייתה אטית יותר. לעומת זאת לאחר תכנית הייצוב, ובמיוחד בשנות התשעים, נחלש כוחו של איגוד העובדים המרכזי והתרחב הנוהג של ניהול המשא ומתן על השכר ברמת המפעל או העובד היחיד; אלה, כנראה, חיזקו את הקשר בין השכר לפריזון בטווח הקצר, כפי שמתבטא בהשפעה המובהקת של הפריזון במשוואות השכר. ניתן אפוא לטעון, כי אין סבירות גבוהה שמודלים של מיקוח יסבירו את ההתפתחויות האחרונות בשוק העבודה. התוצאות יכולות להתאים גם למודל של יעילות השכר, שלפיו מעלים את השכר הריאלי כדי לעודד פריזון¹⁷. בסיכום, בהתבסס על השפעת הפריזון בטווח הקצר, דומה כי בשנות השבעים ניתן להסביר את התנהגות שוק העבודה הישראלי על פי מודל המיקוח (insiders-outsiders), ואילו התנהגות בשנות התשעים מוסברת ביתר הצלחה על ידי המודל הניאו-קלסי, או המודל התחרותי של יעילות השכר.

לבסוף ראוי להזכיר כי התאמת השכר בטווח הקצר למגמת הפריזון ארוך הטווח נתפסת על ידי משתנה תיקון הטעות, המראה כי לאחר ניכוי השפעות כל יתר המשתנים, ההתכנסות לשיווי משקל נמשכת בין שנה וחצי לשנתיים. כמו כן נציין כי הכללת שיעור דמי האבטלה (UB) ושיעור שכר המינימום (WMIN) במשוואות שנאמדו מחזקת את רמת המובהקות של הפריזון (בכל שלוש התקופות).

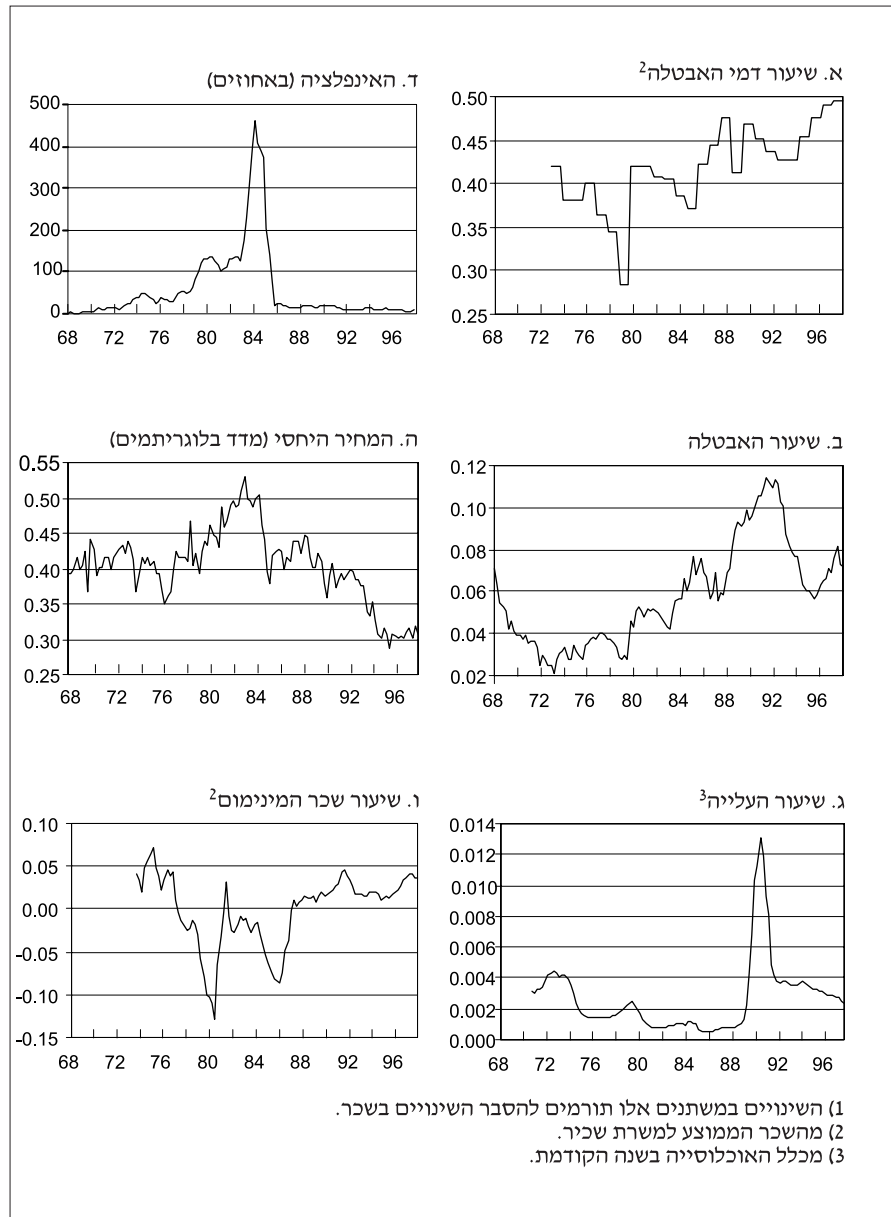
(ב) מחירי היצרן

בטווח הקצר, השפעת היחס בין מחירי היצרן למחירי הצרכן (PYPC) נמצאה מובהקת הן בתקופת המדגם כולה והן בשתי תקופות המשנה – לפני תכנית הייצוב ואחריה. עם זאת גודל המקדם ירד מאוד לאחר תכנית הייצוב. באמידה לשנות התשעים בלבד השפעתו בדרך כלל אינה מובהקת, וייתכן שהדבר מרמז כי בתקופת האינפלציה הגבוהה הוא תרם תרומה מהותית לשונות ברמות השכר הריאלי. (ראו גם דיאגרמות 3' ו-3'ה'). ניתן להסביר זאת בעיוותים במערכת המחירים, שהיו חזקים יותר בתקופת האינפלציה הגבוהה. מספר מחקרים אכן מרמזים על שונות מחירים גבוהה עוד יותר ועל עיוותים אחרים ביחסי המחירים במהלך תקופה זו. התוצאות שלנו מתיישבות עם ממצאים אלה, בהראותן כי השפעות אלה היו מובהקות גם בשוק העבודה, וכי הן תרמו לעיוות לא רק של הקצאת הסחורות אלא גם של הקצאת העבודה.

¹⁷ מבחני הסיביות של Granger נוטים לתמוך בסיביות שכיוונה מן השכר אל הפריזון הכולל של גורמי הייצור.

דיאגרמה 3

משתנים נבחרים המשפיעים על התפתחות השכר בטווח הקצר¹
1968 עד 1998



בתקופה שלאחר תכנית הייצוב, ובמיוחד בשנות התשעים, היו סטיות קטנות יותר בטווח הקצר בין מחירי היצרן למחירי הצרכן. תופעה זו מוסברת גם בהקטנת הסובסידיות הממשלתיות על מוצרי צריכה רבים ביחס לאלו של שנות השבעים וראשית שנות השמונים, וכן בהמעטת השימוש בפקוח על מחירים, שרווח בשנות השבעים. התערבויות אלו בעבר יצרו פערים בין מחירי הצרכן, שהיו מסובסדים או מבוקרים, למחירי היצרן, ואלה צומצמו לאחר תכנית הייצוב.

(ג) השינוי המבני

מהמסגרת התיאורטית משתמע, כי שינויים מבניים הנובעים משינויי פריון בענפי הטכנולוגיה העילית מטים את הביקוש לעבודה לטובת בעלי מיומנויות גבוהות. יתר על כן, שינויים בביקוש לעבודה מיומנת ניצבים מול היצע עבודה קשיח יחסית, ופירושו של דבר שבטווח הקצר השכר במגזר זה יעלה במהירות (תוך שינויים קטנים יחסית ברמת התעסוקה), בעוד שבמגזר העבודה הלא-מיומנת ישתנה השכר רק מעט, עקב היצע גמיש. כדי לבחון השערה זו כללנו את יחס האבטלה של העובדים המיומנים (13 שנות לימוד, ו-16 שנות לימוד מ-1988) לעובדים הלא-מיומנים (UR). תוצאות האמידה מראות כי השפעה זו מובהקת בשתי תת-התקופות (משוואה 2.1 לעומת משוואות 3 ו-3.1). עם זאת, עוצמת ההשפעה שונה מאוד בין התקופות: לפני תכנית הייצוב עוצמתה הייתה כפולה מאשר אחריה. משמע, שהשינויים המבניים אשר התחוללו בשוק העבודה בשנות צעירותו של המשק היו גדולים הרבה יותר מאלה של שנות בגרותו. ייתכן גם שמהפכת הטכנולוגיה העילית של אמצע שנות התשעים עדיין אינה מתבטאת היטב במדגם זה.

(ד) שכר המינימום

שכר המינימום הוא נושאם של מחקרים רבים. יש הטוענים כי הוא משפיע באופן מובהק על שוק העבודה ועל רמת האבטלה הטבעית, ואילו לדעת אחרים השפעתו זניחה. בישראל התקיים הסכם שכר מינימום וולונטרי מאז שנות השבעים, אך החקיקה בנושא זה החלה רק ב-1987. ואכן, באמידה לתקופת המדגם כולה השפעתו אינה מובהקת. לעומת זאת באמידה לשתי תת-התקופות (לפני תכנית הייצוב ואחריה) נמצאה השפעתו מובהקת בכל אחת מהן – אף על פי שבתקופה הראשונה שכר המינימום התבסס, כאמור, על הסכם וולונטרי, ולכן היינו מצפים שהשפעתו תהיה חלשה יותר. יתר על כן, הגמישות בתקופה הראשונה גדולה אף יותר מאשר בתקופה השנייה – ממצא מתמיה בהחלט.

(2) גורמי היצע

על פי המודל ניתן לזהות את השפעת היצע העבודה על רמות השכר הריאלי בטווח הזמן הקצר בלבד. בטווח הארוך השינויים בהיצע העבודה משפיעים רק על כמות התעסוקה.

(א) העלייה ההמונית

בתחילת שנות התשעים הגיע לישראל גל עלייה המונית ממדינות חבר העמים, ובתוך שנים ספורות גדלה אוכלוסיית המדינה בכ-10 אחוזים. השפעת הגידול הניכר של כוח העבודה, לנוכח השיפוע היורד של עקומת הביקוש לעבודה בטווח הקצר, הייתה הורדה משמעותית של השכר הריאלי – הן ישירות והן, ואולי אף ביתר עוצמה, דרך הציפיות לגידול עתידי של היצע העובדים (לאחר קליטת העולים). תוצאות ניתוחי הרגרסיה שלנו (לוח ב'1, משוואות 2.1 עד 5.1) מציגות, כצפוי, השפעה שלילית גדולה ומובהקת של גל העלייה (Imm) על השינוי בשכר הריאלי. כאשר האמידה נסבה על שתי תת-התקופות (משוואות 2.1 ו-3.1). לעומת זאת באמידה לתקופת המדגם כולה השפעת העלייה לא נמצאה מובהקת (כנראה מפני השוני הגדול בהשפעה בין שתי תת-התקופות, כפי שמתבטא בגודל המקדמים).

(ב) דמי האבטלה

דמי אבטלה (UB) אמורים להשפיע על שכר הסף של העובדים ועל השתתפותם בכוח העבודה. לכן בטווח הארוך דמי האבטלה משפיעים על רמת האבטלה הטבעית, ואילו בטווח הקצר הם משפיעים גם על השכר הריאלי. דמי האבטלה בישראל הם תופעה חדשה יחסית. הם אמנם קיימים מאז ראשית שנות השבעים, אך שיעורם היה נמוך – כ-20 אחוזים מן השכר הממוצע (דיאגרמה 3א'). נוסף על כך, דרישת דמי אבטלה נחשבה בעבר כמביישת בחברה הישראלית. בשנות השמונים עלה שיעור דמי האבטלה עד לכדי 40 אחוזים מן השכר הממוצע במשק, ובשנים האחרונות הגיעה רמת הכיסוי עד ל-50 אחוזים מן השכר הממוצע¹⁸. יתירה מכך, מספר הדורשים דמי אבטלה עלה עלייה תלולה, וקבלת דמי אבטלה אף אינה נתפסת עוד כהתנהגות לא-מקובלת.

לנוכח השינויים הבולטים ברמת הכיסוי של דמי האבטלה ובהיקף דרישתם, שיערנו כי השפעת משתנה זה על השכר הריאלי תימצא משמעותית יותר החל משנות השמונים. ואכן באמידה של משוואת השכר לתת-תקופות, השפעתו של שיעור דמי האבטלה נמצאה מובהקת בתקופה שלאחר תכנית הייצוב (1986/I עד 1998/IV), ואילו

¹⁸ שינויים קלים חלו בתקנות שכר המינימום וברמת הכיסוי שהוא מספק. העלייה ברמת הכיסוי עד ל-50 אחוזים מן השכר הממוצע נבעה בעיקרה מהרכב המובטלים: יותר אנשים שנהנו בעבר משכר גבוה יחסית דורשים כיום דמי אבטלה.

בתקופה שלפניה (1974/I עד 1985/IV) השפעתו אינה מובהקת. אף על פי כן באמידה לתקופת המדגם כולה (1974/IV עד 1988/IV), השפעתו נמצאה חזקה יותר מאשר באמידה לתת-התקופות: המקדם גבוה יותר, מובהק מאוד (ברמת מובהקות של 0.4 אחוז). לגבי שנות התשעים תוצאות האמידה של השפעת דמי האבטלה אינן יציבות (לוח 1ג', משוואות 4 עד 6.1). נראה אפוא, שלאורך תקופת המדגם יש חשיבות רבה באמידת השפעתו של משתנה זה.

לעיתים נשמעת הטענה כי ביטוח האבטלה החליש מאוד את הקשר הישיר בין השינוי בשיעור האבטלה לשינוי בשכר, כאשר השינוי באבטלה משקף את השינוי בלחץ בשוק העבודה. לפי טענה זו היחלשות הקשר מבטאת את הקטנת החשש של השכירים מאבטלה לתקופות קצרות, הודות לקיומו של ביטוח האבטלה, התפתחות המניעה אותם ליתר קשיחות במשא ומתן על שכרם. לעומת זאת בהעדר דמי אבטלה, עלייה באבטלה השפעתה רבה יותר בהשבת השכר הריאלי לרמת שיווי המשקל שלו¹⁹. תוצאות האמידה לתת-תקופות אינן עומדות בסתירה לטענה זו: על פי האמידה של משוואות השכר (משוואות 2.1 ו-3.1 בלוח 1ב'), השפעת השינוי באבטלה על השינוי בשכר אכן פחתה מאוד בתקופה שלאחר תכנית הייצוב (אף כי נשארה מובהקת), ואילו השפעת שיעור דמי האבטלה נמצאה מובהקת רק לתקופה שלאחר תכנית הייצוב (כאמור לעיל). תוצאות משוואה 1.1, שלפיהן השפעת שיעור דמי האבטלה לתקופת המדגם כולה היא מובהקת עם מקדם גבוה מזה שנאמד בתת-התקופות, מחליש את המסקנה האמורה.

מן התוצאות עולה כי בשנות השבעים ובתחילת שנות השמונים דמי האבטלה היו למעשה מתחת לשכר הסף המשתמע של המשתתפים בשוק העבודה. בשנים האחרונות דמי האבטלה משמשים מדד מפורש לשכר הסף בישראל. כללו של דבר, חשיבותם הגדלה של דמי האבטלה מחוללת בשוק העבודה הישראלי שינוי מבני, העושה אותו דומה יותר לשוקי העבודה האירופיים. בעבודה זו אנו מנתחים את השפעות דמי האבטלה בטווח הקצר על רמות השכר הריאלי, אולם, לנוכח חשיבותם, שנגלתה לעינינו, סביר מאוד כי הם עשויים לספק הסבר חשוב לעליית שיעור האבטלה הטבעי בישראל בשנות התשעים.

ג. קשיחויות נומינליות

(1) האינפלציה הלא-צפויה

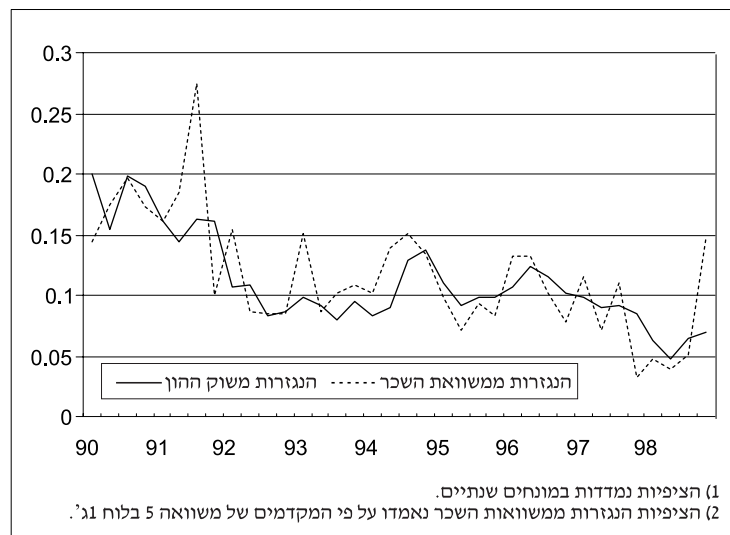
כפי שטענו בפרק על המתודולוגיה, השכר הריאלי שאנו מודדים בדיעבד (*ex-post*) עשוי לסטות מן השכר הריאלי הצפוי (*ex-ante*) בשוק בשיווי משקל. ההבדל בין השכר הריאלי בדיעבד ובין השכר הריאלי הצפוי בשוק בשיווי משקל נוצר כתוצאה

¹⁹ עם זאת, כאשר דמי האבטלה ניתנים לתקופה מוגבלת הם מעודדים את תהליך חיפוש העבודה – מנגנון מבורך, המשפר את הקצאת גורמי הייצור.

משינויים לא-צפויים באינפלציה ומקשיחות של השכר הנומינלי, שאינם מאפשרים התאמה מיידית של השכר הנומינלי לשינויים הצפויים ברמת המחירים. בהעדר חיזוי מושלם, הפתעות אינפלציוניות מקיימות מיתאם שלילי עם השכר הריאלי בפועל (בדיעבד). עם זאת, שיטות שונות לניסוח ציפיות האינפלציה יכולות להשפיע בצורות שונות על השכר הריאלי: ככל שהציפיות סתגלניות יותר, כן תארוך סטיית השכר הריאלי בפועל מן השכר הריאלי הצפוי. משקלם של המקדמים בפיגור קובע לא רק את משך הזמן הנדרש להתכנסות השכר הריאלי לאחר הפתעת אינפלציה, אלא גם את יציבותו במהלך ההתכנסות.

התוצאות שקיבלנו מצביעות על שינוי קטן בציפיות האינפלציה בעקבות המעבר לשיעורי אינפלציה נמוכים בשנות התשעים. לתקופת המדגם כולה, ובמיוחד בשנות השבעים והשמונים, אנו מקבלים מקדם שלילי מובהק לשינוי השוטף באינפלציה (על פי מדד המחירים לצרכן), ואילו לשנות התשעים אנו מקבלים מקדם מובהק וגבוה יותר לשינוי השוטף באינפלציה ומקדם נמוך יותר לאינפלציה שבפיגור. מכך משתמע כי האינפלציה הצפויה, כפי שחושבה במודל שאמדנו, השתנתה במידת מה על פני הזמן.

דיאגרמה 4

האינפלציה הצפויה¹, 1990/I עד 1998/III

דיאגרמה 5

השפעת האינפלציה הבלתי צפויה על השכר הריאלי, עד 1992/1 עד 1998/III



נוכל לחשב את מבנה הציפיות בדרך הבאה: כאשר יתר התנאים שווים, המודל שלנו מניח כי השינויים בשכר הריאלי מסבירים את האינפלציה הצפויה, $dw/dt = \pi^e$, ונוכל לכתוב את המשוואה הבאה עבור המדגם בכללותו בהתבסס על משוואה 1 בלוח ב'.

$$\dot{w}_t - \pi_t = -0.28(\pi_t - \pi_{t-1}) - 0.34(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) .$$

על ידי החלפת השינוי הנומינלי בשכר באינפלציה הצפויה וסידור מחדש של המשוואה נקבל:

$$\pi_t^e = 0.72\Delta\pi_t + 0.66\pi_{t-1} + 0.34\pi_{t-2} .$$

בהשוואה לאמת מידה המבוססת על האינפלציה החזויה במודל חיזוי מושלם נקבל:

$$\pi_t^e = \Delta\pi_t + \pi_{t-1} .$$

עלינו לציין את טבען הסתגלני (הנמוך יחסית) של הציפיות הנאמדות²⁰.

²⁰ האינפלציה הצפויה, כפי שהיא מחושבת ממשוואות השכר, יציבה לאורך התקופה. אפילו לגבי שנות התשעים אנו מקבלים אינפלציה צפויה דומה מאוד (אף כי פחות סתגלנית):

$$\pi_t^e = 0.6\Delta\pi_t + 0.7\pi_{t-1} + 0.3\pi_{t-2}$$

לגבי שנות התשעים, אנו נהנים ממדידה ישירה של האינפלציה הצפויה, משוק ההון, ולכן ניתן לחשב במישרין מדד של אינפלציה לא-צפויה²¹. מצאנו כי האינפלציה הלא-צפויה (UEI) נכנסת לרגרסיה עם מקדם המתקרב ל-0.6 (לוח ג', משוואה 6). בדיאגרמה 4 אנו משווים את הציפיות המופקות מן הרגרסיה הנאמדת שלנו (לוח ג', משוואה 6) לאלה שמתקבלות משוק ההון. המגמות הכלליות דומות, אף כי הציפיות המחושבות משוק העבודה מראות אי יציבות רבה יותר. פער זה משקף את הקושי שלנו לבנות מודל של אינפלציה צפויה אולי יותר מאשר את הקושי של העובדים לנצל את נתוני חיזוי האינפלציה המסופקים על ידי שוק ההון. ראוי לציין שאופק הזמן לאינפלציה הצפויה הנאמדת משוק העבודה הוא רביעי, ואילו אופק הזמן הנגזר משוק ההון הוא שנה. אך טבעי הוא שהאופק הקצר מושפע יותר מן האופק הארוך מאירועים נקודתיים, העלולים להפחית את היציבות בציפיות המחושבות.

נדגיש: תוצאה זו מלמדת שהשכר נקבע בצורה רציונלית והשפעתה של אשליית הכסף אינה גדולה. כן מראות התוצאות כי עריכת חוזי שכר במונחים נומינליים שכיחה בשוק העבודה הישראלי, בניגוד לממצאים של Keane (1993) לגבי ארה"ב. בלוח 3 אנו מציגים את תרומתה קצרת הטווח של האינפלציה הלא-צפויה לשינוי בשכר הריאלי. ממוצעי האינפלציה הבלתי צפויה – לתקופת המדיניות המוניטרית המרחיבה, השנים 1990-1994, (כפי שהתבטא בריבית הריאלית באותה עת), ולתקופת המדיניות המוניטרית המרסנת, בשנים 1995-1998 – מראים כי האינפלציה הלא-צפויה מסבירה שליש עד 40 אחוזים מן השינוי ברמות השכר הריאלי, השפעה שנחלשה בשנים האחרונות (1999-2000). תרגיל זה מספק גישה חלופית להערכת עלות הדיסאינפלציה: הוא מראה את תרומת הדיסאינפלציה הלא-צפויה לסטיית השכר הריאלי משיווי המשקל בטווח הקצר ולעליית האבטלה בעקבותיה.

(2) תוספת היוקר

בשנות השבעים והשמונים מילאו תוספות היוקר תפקיד חשוב בהתאמת רמות השכר לאינפלציה. הועלתה טענה כי הסדרים אלה הכניסו נוקשות ברמות השכר הריאלי. ממצאינו מראים כי השפעת תוספת היוקר הייתה זמנית, והתקווה בתוך שישה חודשים. ייתכן כי התרומה המשמעותית של הסדרי תוספת היוקר הייתה בהשפעתם על היווצרות ציפיות האינפלציה: תוספת היוקר פעלה כביטוח כנגד הפתעות אינפלציה²², ובכך הקטינה את רכיב אי-הוודאות ביצירת ציפיות אלו. אי-הוודאות לוחצת בדרך כלל לעליית השכר הנומינלי מעבר לנדרש, ובכך מעלה את האינפלציה בפועל, ולכן גם את הציפיות. אנו מוצאים אפוא תמיכה מסוימת בטענתו של Taylor

²¹ האינפלציה הצפויה מחושבת על ידי השוואת הבדלי התשואות בין אג"ח ממשלתיות צמודות ולא-צמודות לתקופות זהות.

²² ראו שיפר (1999) ולויתן (1982).

(1979), שכדי למתן את עלויות האבטלה יש להמשיך במתן תוספת היוקר במהלך הדיסאינפלציה כדי לאפשר הצמדה "שלילית". בתקופה שלאחר תכנית הייצוב השפעת תוספת היוקר נמצאה לא-משמעותית, משום שעקב שינויים בהסכם היא לא הייתה אפקטיבית.

לוח 3: התרומה של האינפלציה הבלתי צפויה לשינויים בשכר הריאלי של המגזר העסקי, 1990 עד 2000

במשך השנה ¹	השכר בפועל		התרומה של האינפלציה הבלתי צפויה לשינוי בשכר הריאלי		
	אחוזי שינוי ריאליים			חלקה בסך השינוי של השכר (שיעור)	
	(1)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)
1990	-1.53	1.38	1.98		
1991	-4.54	-1.12	-1.22		
1992	4.11	1.29	1.35		
1993	-0.24	-1.14	-1.69		
1994	-2.09	-1.76	-2.27		
1995	0.85	1.67	2.25		
1996	2.61	0.43	0.87		
1997	3.40	0.89	1.33		
1998	-0.05	-0.32	-1.42		
1999	7.88	1.87	3.28		
2000	7.51	1.76	2.56		
ממוצע שנתי לתקופה ¹					
1994-1990	-0.86	-0.27	-0.37	0.31	0.43
1998-1995	1.70	0.67	0.76	0.39	0.44
2000-1999	7.69	1.81	2.92	0.24	0.38

(1) מבוסס על נתונים רבעוניים.

(2a) הערך השוטף ובפיגור של האינפלציה הבלתי צפויה מבוסס על מקדמים שנמדדו במשוואה 6 בלוח ג'.

(2b) בהנחה שהאינפלציה הבלתי צפויה השוטפת משפיעה במלואה על השכר.

(3a) : (1) = (2a)

(3b) : (1) = (2b)

ד. התאמות שוק העבודה

אף שנעשה ניסיון להגדיר את גורמי הביקוש וההיצע המשפיעים על השכר הריאלי בטווח הקצר, ישנם עדיין זעזועים לא-מוגדרים שנוכל לחשוף באמצעות שיעור האבטלה, הפועל כמדד לחוסר שיווי משקל בשוק העבודה. מצאנו השפעה משמעותית של השינוי באבטלה במשך שני רביעים ובפיגור של כחצי שנה. השפעתו פוחתת עם הזמן, ובשנות התשעים היא אינה מובהקת. ייתכן שהסיבה היא עליית חשיבותם של דמי האבטלה, המכניסים נוקשות בהתאמת השכר הריאלי, במיוחד במצבים של עודף היצע עובדים: במקום להפעיל לחץ על השכר הריאלי, המובטלים מעדיפים לדרוש דמי אבטלה.

ה. קשיחויות מוסדיות

הועלתה טענה כי גודלו היחסי ותפקידו המוביל של המגזר הציבורי מקנה לו השפעה על השכר במגזר הפרטי (בעיקר במקצועות החופשיים). לפיכך, תמורות ברמות השכר במגזר הציבורי, שלא תמיד מבוססות על משתני השוק, עשויות להשפיע על רמת השכר במגזר הפרטי. ערכנו ניתוחי רגרסיה הכוללים את השכר במגזר הציבורי, אך לא מצאנו השפעה כזאת, גם לא בפיגור כלשהו.

ו. הדינמיקה הלא-נצפית – גורם תיקון הטעות

המודל שלנו מנסח משוואת שכר ריאלי ארוכת טווח המבוססת על מודל ניאו-קלסי של שוק העבודה. הראינו כי בטווח הארוך השכר הריאלי בישראל שומר על ערכי שיווי משקל ארוכי טווח. הדינמיקה של הטווח הקצר באה לידי ביטוי בשינויים במשתני ביקוש והיצע ספציפיים, וכן בפער בין מגמת פרויט העבודה לרמת השכר בפועל (על פי משוואת השכר של הטווח הארוך) – השפעה המתבטאת בפיגור $(t-1)$. משתנה זה מבטיח התכנסות הפתרון של הטווח הקצר לזה של הטווח הארוך. אנו מוצאים השפעת תיקון טעות משמעותית במשוואות שנאמדו, בעלת סדר גודל המרמז כי ההתכנסות אל הטווח הארוך בעקבות הפרעה מושגת לאחר 8-16 רביעים (לפי הרגרסיה)²³. דומה כי תהליך התאמה זה אינו ממושך מדי. בשנות התשעים תקופת ההתאמה נמשכה כ-10 רביעים, כלומר הייתה איטית יותר מאשר בשנות השבעים.

²³ התאמה (adjustment) מוגדרת כחזרה אל 95 אחוזים מרמת השכר הריאלי של שיווי משקל.

4. סיכום

המעבר משוק עבודה המאופיין במשא ומתן ריכוזי על השכר לשוק תחרותי יותר הוחלש על ידי החקיקה בדבר שכר מינימום ודמי האבטלה. האם זוהי תולדה של תקופת מעבר, שאחריה הפעילות בשוק העבודה תהיה גמישה יותר, או שמא אנו חוזרים לעידן של הסתגלות איטית של שוק העבודה, וסטיות ממושכות יותר מן השכר הריאלי של שיווי המשקל ארוך הטווח, כמו באירופה? מכל מקום, ברור כי לאופי הפתרון יהיו השלכות חשובות על שיעור האבטלה, על פערי ההכנסות ועל מדיניות הממשלה.

רשימת המשתנים - ביאור הסימנים

הפריון הכולל של גורמי הייצור (שארית סולו)	A
מדד המחירים לצרכן	CPI
משתנה דמה לרביע השלישי בשנת 1985	DUM853
שיעור העלייה (מתוך האוכלוסייה הכוללת)	Imm
ההצמדה – תוספת היוקר	INDEXATION
מלאי ההון	K
יחס מלאי ההון לעבודה	K/L
תשומת העבודה	L
יחס מחירי היצרן (במחירי גורמי הייצור) למחירי הצרכן	PYFPC
יחס מחירי היצרן למחירי הצרכן	PYPC
השארית הנאמדת ממשוואת הטווח הארוך (תקופת תיקון טעות)	RES
שיעור התוצר של חברות ההזנק בתוצר העסקי	SUP/YB
שיעור האבטלה	U
יחס דמי האבטלה לשכר הממוצע	UB
האינפלציה הבלתי צפויה	UEI
יחס אבטלת העובדים המיומנים לזו של העובדים הלא-מיומנים	UR
השכר הריאלי למשרת שכיר במגזר העסקי	WB
שיעור שכר המינימום (מהשכר הממוצע)	WMIN
התוצר למועסק (פריון העבודה)	Y/L

הערה: הקידומת D מציינת את ההפרש במשתנה.

נספח

אמידת משתני מדיניות מנוכי השפעות אנדוגניות

משתני המדיניות שאנו משתמשים בהם במשוואות השכר (שיעור דמי האבטלה ושיעור שכר המינימום) מכילים רכיב אנדוגני מסוים. בחלקם הדבר נובע מאופן חישוב המשתנה, ובחלקם – מאנדוגניות שלו ביחס למשתנה התלוי ברגרסיה. כדי שמשותני המדיניות יהיו מנוכים מההשפעות האנדוגניות ככל האפשר אמדנו משוואות האמורות לנכות את הרכיב האנדוגני.

כיוון ששכר המינימום מוגדר כאחוז של השכר הממוצע, הוא מתואם עם המשתנה התלוי. על כן אמדנו את המשוואה הבאה, שמנכה את שכר המינימום מהשכר הממוצע:

$$WMIN_t = \alpha + \sum \beta_i WB_{t-1} + \varepsilon_t .$$

גם שיעור דמי האבטלה עשוי להיות מתואם עם שיעור האבטלה, ועל כן אמדנו גם משוואה המנכה השפעה זו:

$$UB_t = \alpha + \sum \beta_i UP_{t-1} + \varepsilon_t .$$

במהלך האמידה התגלה שלמשוואות אלו מיתאם סידרתי גבוה, האומר שהשאריות של הרגרסיה אינן מקריות. משמע, שאחרי ניכוי המשתנים האנדוגניים נרשמה התמדה (persistence) בשאריות. אנו מפרשים התמדה זו כהשפעת המדיניות, המתבטאת בשיעור שכר המינימום ובשיעור דמי האבטלה. על כן, לצורך אמידת המשוואות של הטווח הקצר, המדווחות בלוח 1, השתמשנו באומד של הרכיב האוטורגרסיבי (AR) במשוואות דלעיל, לשם ביטוי מדיניות שכר המינימום ודמי האבטלה.

לוחות נספח

לוח נ' 1 פונקציית הייצור קוב-דאגלאס של הטווח הארוך שנאמדה למגזר העסקי, 1968/I עד 1998/III

המשתנים המסבירים	הפרמטרים	סטיות התקן של הפרמטרים
<i>CONST</i>	0.642	(0.059)
מגמת הזמן	0.003	(0.0005)
האינפלציה	-0.013	(0.0005)
$\text{Log}(K)$	0.343	(0.0052)
$\text{Log}(L)$	0.651	(0.0081)
R^2_{Adj}	0.991	
<i>D.W.</i>	0.71	
<i>ADF</i>	-3.95	

לוח נ' 2 משוואות השכר הריאלי לטווח הארוך של המגזר העסקי בהנחה שעקומת הביקוש לעבודה היא בעלת שיפוע שלילי

המשתנים המסבירים	הפרמטרים ¹			
	1973/I עד 1998/IV		1977/I עד 1998/IV	
	(1)	(1.1)	(2)	(2.1)
<i>CONST</i>	4.395 (0.145)	4.417 (0.146)	4.900 (0.203)	5.189 (0.225)
$\text{Log}(A)$	1.199 (0.043)	1.160 (0.056)	1.050 (0.060)	0.876 (0.088)
$\text{Log}(PYPC)$	1.169 (0.118)	1.180 (0.118)	0.928 (0.132)	0.850 (0.131)
$\text{Log}(UB)$		0.188 (0.172)		0.488 (0.186)
R^2_{Adj}	0.889	0.889	0.808	0.820
<i>D.W.</i>	0.971	0.977	0.907	0.924
<i>ADF</i>	-5.615 ²	-5.660 ²	-4.911 ²	-5.018 ³

- (1) המספרים בסוגריים מתחת למקדמים הם סטיות התקן.
 (2) משוואה 1 מובאת רק כבסיס להשוואה.
 (3) מובהק ברמת מובהקות של 1%.

לוח נ' 3
לטווח הקצר במגזר העסקי,¹ משוואות השכר הריאלי
1977/II עד 1998/IV
בהנחה שעקומת הביקוש לעבודה בעלת שיפוע שלילי

המשתנים המסבירים	הפרמטרים ²					
	כל התקופה: עד 1977/II 1998/IV		לפני תכנית הייצוב עד 1977/II 1985/IV		אחרי תכנית הייצוב עד 1986/I 1998/IV	
	(1)	(1.1)	(2)	(2.1)	(3)	(3.1)
<i>CONST</i>	0.015 (3.168)	0.015 (3.273)	0.044 (2.588)	0.036 (2.121)	0.020 (7.040)	0.019 (6.967)
³ <i>RES</i> ₁	-0.281 (-4.080)	-0.295 (-4.332)	-0.310 (-2.550)	-0.340 (-2.783)	-0.288 (-5.821)	-0.311 (-6.020)
<i>U</i> ₆ - <i>U</i> ₈	-1.028 (-2.826)	-1.068 (-2.983)	-4.869 (-4.664)	-5.380 (-4.821)	-0.476 (-2.788)	-0.447 (-2.657)
<i>UR</i> ₆ - <i>UR</i> ₈	0.107 (0.302)	0.025 (0.073)	-5.907 (-3.320)	-4.870 (-2.755)	-0.610 (-2.485)	-0.558 (-2.294)
<i>Imm</i> ₁	-3.559 (-2.499)	-3.608 (-2.642)	-71.340 ⁴ (-3.684)	-55.161 ⁴ (-2.754)	-3.388 (-4.998)	-3.592 (-5.346)
<i>D</i> (LOG <i>A</i>)	0.193 (2.263)	0.214 (2.572)	0.086 (0.534)	0.140 (0.895)	0.292 (4.537)	0.317 (4.896)
<i>D</i> (<i>UB</i>) ₄		0.301 (2.341)		0.253 (1.182)		0.151 (1.426)
<i>D</i> (<i>WMIN</i>) ₂		0.342 (1.718)		0.627 (1.819)		0.352 (1.843)
<i>D</i> (LOG <i>PYPC</i>)	0.423 (3.132)	0.371 (2.817)	0.547 (2.631)	0.447 (2.169)	0.304 (2.630)	0.278 (2.464)
<i>D</i> (LOG <i>INDEXATION</i>) - <i>D</i> (LOG <i>INDEXATION</i>) ₂	0.174 (3.112)	0.196 (3.602)	0.147 (1.977)	0.169 (2.358)	(5)	(5)
<i>DD</i> (LOG <i>CPI</i>)	-0.252 (-3.536)	-0.265 (-3.868)	-0.282 (-2.807)	-0.297 (-3.159)	-0.273 (-2.050)	-0.267 (-2.044)
<i>DD</i> (LOG <i>CPI</i>) ₁	-0.286 (-4.483)	-0.302 (-4.906)	-0.371 (-2.953)	-0.388 (-3.216)	-0.072 (-1.328)	-0.095 (-1.793)
<i>DUM</i> 853	-0.093 (-3.454)	-0.009 (-3.513)				
<i>AR</i> (1)					-0.423 (-3.582)	-0.404 (-3.259)
<i>R</i> ² _{Adj}	0.552	0.588	0.617	0.651	0.750	0.768
<i>S.E.</i>	0.025	0.024	0.030	0.029	0.013	0.013
<i>D.W.</i>	2.109	2.107	2.050	2.256	2.086	2.068

(1) במשוואות הטווח הארוך המשתנה המוסבר הוא לוג של רמת השכר הריאלי למשרת שכיר *LOG(WBR)*, ואילו במשוואות של הטווח הקצר המשתנה המוסבר הוא השינוי הלוג של השכר *D(LOG(WBR))*.

(2) המספרים בסוגריים מתחת למקדמים הם ערכי *t*.

(3) השארית מבוססת על משוואת הטווח הארוך, שנאמדה על סמך התצפיות לכל התקופה (כפי שמופיע בלוח נ' 2- משוואה 2.1).

(4) המשתנה הוא בפיגור של שני רביעיים. כפי שניתן לראות, המקדמים למשתנה זה חריגים בהשוואה למשוואות האחרות בלוח זה.

(5) בחלק ניכר מתקופת המדגם לא שולמה תוספת יוקר עקב שינויים בהסכם; השפעת המשתנה בתקופה זו לא הייתה מובהקת, והוא הושמט.

לוח נ-4
משוואות השכר הריאלי לטווח הארוך של המגזר העסקי ,
אומדן על בסיס נתונים שנתיים

המשתנים המסבירים	על פי נתוני חשבונאות לאומית				על פי בסיס הנתונים הרבעוני
	1999 – 1961		1999 – 1968		1998 – 1968
	(1)	(1.1)	(2)	(2.1)	(3)
<i>CONST</i>	6.698 (44.375)	6.782 (39.955)	5.799 (23.996)	5.663 (17.699)	4.733 (22.731)
$\text{Log}(Y/L)$	0.955 (29.361)	0.943 (25.660)	1.146 (22.191)	1.180 (17.324)	1.065 (20.387)
$\text{Log}(PYPC)$	0.970 (4.376)		1.318 (6.716)		0.923 (4.280)
$\text{Log}(PYFPC)$		0.386 (2.788)		0.683 (4.828)	
$\text{Adj.}R^2$	0.959	0.949	0.943	0.919	0.935
<i>D.W.</i>	0.494	0.460	0.803	0.665	0.716
<i>A.D.F</i>	-2.176	-2.489	-3.324	-2.923	-3.247
גמישות התחלופה	1.05	1.06	0.87	0.85	0.94

ביבליוגרפיה

- ארטשטיין, יעל (1997), קשיחויות שכר בשוק העבודה הישראלי: הסדרים מוסדיים מול כוחות שוק, עבודה לשם קבלת תואר דוקטור, אוניברסיטת תל-אביב.
- לויתן, עודד (1982), 'התפתחות הסדר תוספת היוקר וסעיפי שכר אחרים', רבעון לכלכלה, 115, 349-357.
- שיפר, זלמן (1999), תוספת היוקר כמכשיר להגנת השכר הריאלי מפני הפתעות אינפלציוניות, סדרת מאמרים לדיון 2001.14, בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- Bender, Keith A. and Ioannis Thesdossiou (1998). "International Comparisons of the Real Wage-Employment Relationship", *Journal of Macroeconomics* 20(4), 811-819.
- Blanchard, Olivier and Lawrence F. Katz (1997). "What we Know and do not Know about the Natural Rate of Unemployment" *Journal of Economic Perspectives* 11(1), 51-72.

- Card, David, Kramarz Francis and Thomas Lemieux (1999). "Changes in the Relative Structure of Wages and Employment: a Comparison of the United States, Canada and France, *Canadian Journal of Economics* (August), 843-877.
- Clamfors, Lars (1990). "Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries: A summary", in Clamfors, Lars (ed.) *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, Oxford, 11-62.
- Jacobson, Tor, Anders Verdin and Anders Warne (1998). "Are Real Wages and Unemployment Related" *Economica* 65(1), 69-96.
- Jullien, Bruno and Pierre Picard (1998). "A Classical Model of Involuntary Unemployment: Efficiency Wages and Macroeconomic Policy", *Journal of Economic Theory* 78(2), 263-285.
- Layard, Richard, Stephen Nickel and Richard Jackman (1991). *Unemployment*, Oxford.
- Michael P. Keane (1993). "Nominal Contracting Theories of Unemployment: Evidence from Panel Data", *American Economic Review* 83(4), 932-952.
- Sachs, Jeffrey D (1979). "Wages, Profits, and Macroeconomic Adjustment: A Comparative Study", *Brookings Papers on Economic Activity* 2(79), 269-319.
- Taylor, John B. (1979). "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review* 69(2), 1.