

## משוואת שכר דינאמית של המשק הישראלי לתקופה 1963 עד 1971

יעקב לביא \*

### 1. מבוא

מטרת העבודה היא לאמוד משוואת שכר דינאמית של המשק הישראלי — "עקומת פיליפס" — כמובן הרחב של המושג. כלומר, משוואה המסבירה את שינוי השכר הכספי באמצעות עורף הביקוש בשוק העבודה (זוהי עקומת פיליפס כמובן הצר של המושג). וע"י משתנים נוספים, כגון: אבטלה אזורית, השינוי ברמת המחירים, הגידול בפריזון וכד'. זוהי משוואה אמפירית של פונקציית השכר, אשר נאמדה ללא ספציפיקציות של פונקציות הביקוש וההצע לעבודה. המשוואה הדינאמית המוצגת כאן מתארת את תהליך ההתכנסות לשווי משקל בטווח הקצר של שוק העבודה (כלומר, העבודה לא עסקה בבעיית קיומה של תחלופה יציבה בין קצב השינוי בשכר לאבטלה בטווח הארוך).

משוואות השכר נאמדו על בסיס נתונים רבעוניים לתקופה 1963 עד 1971. השנים 1972 ו-1973 שימשו לבריקת כושר הניבוי של המשוואות הנבחרות. מאחר שהמודל התיאורטי, שעליו מתבססת משוואת השכר הדינאמית, שנאמדה בעבודה זו, הוא "המודל התחרותי" (Competitive Model), נערך אומדן נפרד של משוואת השכר לכלל המשק ולסקטור הפרטי.<sup>1</sup> זאת מתוך הנחה, כי בסקטור הפרטי המשתנים הדומיננטיים, הקובעים את השינויים בשכר לשכיר, הינם משתנים המשקפים את תנאי השוק (והתאמים את המודל התחרותי). בעוד שבסקטור הציבורי ובמלכ"ד יש להניח, כי מדיניות השכר של הממשלה הינה המשתנה הדומיננטי, הקובע את השינויים בשכר (משתנה שהינו אקסוגני מבחינת המודל התחרותי).

העבודה התרכזה במחקר הנושאים שלהלן:

א) תרומתם של משתנים חדשים לשיפור טיב ההסבר של משוואת השכר, כגון: השפעת העובדים מהשטחים והשונות היחסית של האבטלה.

ב) בדיקת אינדיקטורים אלטרנטיביים לעורף הביקוש בשוק העבודה (ראה גם דיון בנידון בנספח).

הגישה המקובלת במחקרים אמפיריים הינה שימוש בשיעור האבטלה (או שיעור האבטלה והשינוי בשיעור האבטלה) כאינדיקטור לעורף הביקוש בשוק העבודה. מאחר שהניסיון מלמד, כי שיעור האבטלה לא ירד לאפס כאשר קיים עורף ביקוש רב לעובדים עקב קיומה של אבטלה חיסוכית, ומאותם קשיי התאמה לא ירד לאפס שיעור המשרות הפנויות כאשר קיימת אבטלה רבה, ניתן לצפות, כי אינדיקטורים חלקיים לעורף הביקוש לעבודה יהיו בלתי רגישים בקצוות, ועל כן לא יבטאו היטב את עורפי הביקוש ואת השפעתם על שינוי השכר. עבודה זו נתכונה לבחון, באיזו מידה ניתן לשפר את רמת ההסבר של קצב השינויים בשכר על פני זמן באמצעות מדדים, אשר יתנו ביטוי הן לצד הביקוש לעבודה (באמצעות שיעור המשרות הפנויות) והן לצד ההצע של עבודה (באמצעות שיעור האבטלה).

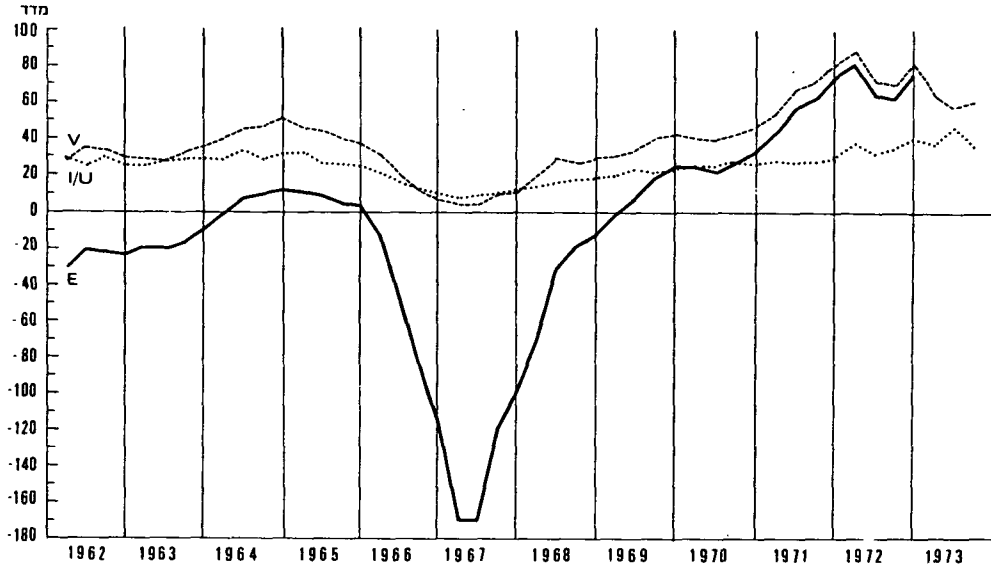
ג) אמירת אורך הפיגורים של המשתנים המסבירים השונים, כלומר: משך הזמן הנדרש עד שתבוא לידי

\* כלכלן במחלקת המחקר של בנק ישראל. המאמר הינו תוצאה של עבודת גמר לקבלת תואר מוסמך, שהגיש המחבר לאוניברסיטה העברית בירושלים. העבודה נעשתה בהדרכתו של ד"ר צ' זוסמן.

<sup>1</sup> הסקטור הפרטי מוגדר ככלל המשק, למעט ענף השירותים של הסקטור הציבורי והמוסדות שלא למטרות רווח.

ביטוי השפעת המשתנה המסביר על קצב השינוי בשכר (עברה זו משקפת את מידת אי השכלול של השוק).

דיאגרמה 1  
התפתחות עורף הביקוש לעבודה לפי אינדיקטורים שונים  
בשנים 1962 עד 1973



2. המודל התיאורטי

מאחר שעבודה זו הינה אמפירית, נסתפק בתיאור תמציתי בלבד של המודל התיאורטי, שעליו היא מתבססת (נרון במשתנים העיקריים, המופיעים במשוואות השכר הסופיות שנאמדו). מאז פרסם פיליפס את מחקרו נוסחו כמה גישות תאורטיות להסביר את עקומת פיליפס (במובן הרחב של פונקציית שכר דינאמית).<sup>2</sup> למעשה, ניתן להבחין בין שתי גישות הסבר עיקריות: המודל התחרותי והמודל של האיגודים המקצועיים (Union Model), הנותן ביטוי מפורש להשפעתם של האיגודים המקצועיים על שיעור השינוי בשכר. במשוואות השכר אשר נאמדו בעבודה זו לא ניתן ביטוי ישיר לכוחם של האיגודים המקצועיים באמצעות משתנה מסביר מתאים. העבודה הולכת איפוא בדרך ההסבר התיאורטי של המודל התחרותי.

להלן המשמעות התיאורטית של המשתנים המסבירים העיקריים, המופיעים במשוואות השכר בעבורר זו:

א. עורף הביקוש לעבודה

בהתאם לתיאוריה הניאו-קלאסית, המשתנה התלוי בעורף הביקוש (בשוק של מוצר כלשהו) הינו המחיר היחסי של המוצר ולא מחירו המוחלט. במקביל לכך, בשוק העבודה השכר הריאלי הוא התלוי בעורף הביקוש לעבודה; קיומם של עורפי ביקוש בשוק העבודה ייצור לחץ להעלאת השכר הריאלי, בעוד שעורפי הצע יביאו להורדת השכר הריאלי.

<sup>2</sup> ראה: [5] O. Eckstein, [6] M. Friedman, [9] C. Holt, [11] R. Lipsey.

במערכת דינאמית סביר להניח, כי שיעור השינוי של השכר הריאלי ( $\dot{w}$ ) אמור לגבי עורף הביקוש. כלומר, ככל שאי שווי-המשקל היחסי גדול יותר, כן מהיר יותר שיעור השינוי של השכר הריאלי לשכיר<sup>3</sup>, כלומר:

$$(1) \quad \dot{w} = f(N^d - N^s / N^s) = f(E), \quad f > 0$$

מאחר שמטרתנו היא לחת הסבר לשיעור השינוי של השכר הכספי ( $\dot{W}$ ) ולא לשכר הריאלי בלבד, נציין,

$$(2) \quad \dot{w} = \dot{W} - \dot{P} \quad \text{לפי הגדרה,}^4$$

$$(3) \quad \dot{W} = f(E) + \beta(\dot{P}), \quad \beta = 1 \quad \text{לכן ע"י הצבת (2) ב-(1) נקבל:}$$

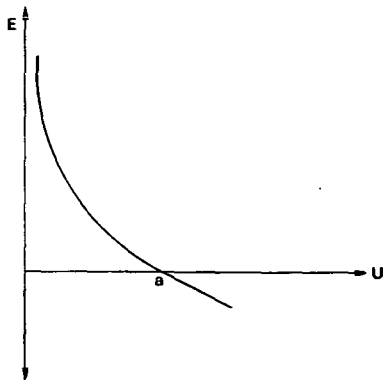
כפי שניתן לראות הגישה הניאו-קלאסית כמו שתוארה לעיל (ראה גם מ' פרידמן [6] M. Friedman), שונה מגישתם של פיליפס-ליפסי (Phillips—Lipsey) [14][11]. נקודת המוצא של האחרונים היתה כאילו

$$(3') \quad \dot{W} = f(E) \quad \text{כלומר:} \quad \dot{W} = f(E)$$

אם נניח, בעקבות פיליפס, כי קיימת טרנספורמציה לא ליניארית יציבה בין עורף הביקוש לעובדים ( $E$ ) לבין שיעור האבטלה כאחוז מכוח העבודה האזרחי ( $U$ ), כלומר:<sup>4</sup>

$$E = \theta(U)$$

$$E \rightarrow 0, \quad U \rightarrow a, \quad a > 0 \quad \text{משקפת פונקציה, המבטאת, שכאשר:}$$



$$E \rightarrow \infty, \quad U \rightarrow 0 \quad \text{וכאשר:}$$

$$\dot{W} = \lambda(U) \quad \text{אזי נקבל:}$$

בהתאם לגישתו של פיליפס (3').

$$\dot{W} = \lambda(U) + \beta(\dot{P}) \quad \text{ו-}$$

בהתאם לגישתו של פרידמן (3).

ב. השינוי בשיעור האבטלה  $\dot{U}$ .

הסבר מקובל במיוחד לשינוי בשיעור האבטלה ( $\dot{U}$ ) הוא בהיותו אינדקטור לעורף הביקוש הצפוי בשוק העבודה (ראה [2], [12] ו-[14]). השינוי בשכר לשכיר בהתאם לגישה זו, מושפע לא רק מרמת עורף הביקוש בשוק העבודה, אלא גם מכיווני ההתפתחות הצפויים בשוק העבודה. למשל, ציפיות לגידול בביקוש לעבודה יעוררו את מחפשי העבודה להעלות את רמת השכר שהם מבקשים. מאידך גיסא, יגדילו הציפיות הללו את נכונות המעסיקים להיענות ביתר קלות לתביעות העובדים ([9] ו-[13]). השפעת הציפיות בשוק העבודה על השינוי, בשכר נראית כנכונה במיוחד במצב, שבו הסכמי השכר נחתמים לשנה מראש (בהנחה שהסכמי השכר בעיקרם נשמרים, וההתאמה השוטפת של השכר לשינויים בשוק העבודה הינה שולית בלבד).

לדעת הינס (Hines) [8] ניתן, להראות, כי  $\dot{U}$  יכול להיכלל במשוואת השכר יחד עם שיעור האבטלה ( $U$ ) כקירוב משותף לעורף הביקוש לעבודה, כאשר לא נכלל מידע על שיעור המשרות הפנויות.

<sup>3</sup> אם, נוסף על האמור, נניח, כי בשווי-משקל בשוק העבודה קבוע שיעור השינוי של השכר והוא משקף את המגמה ארוכת הטווח של הגידול בפריון, אזי משוואת השכר הדינאמית תהיה:  $\dot{w} = \alpha + f(E)$  כאשר  $\alpha$  משקף את שיעור הגידול בפריון בממוצע רב שנתי.

<sup>4</sup> זוואת בהנחה, שקיימת אבטלה חיכוכית, אחרת היה מספר הבלתי מועסקים יורד לאפס לפני שהיו בכלל קיימות משרות בלתי מאישות.

ליפסי דן לראשונה במידת הפיזור של האבטלה (בין אזורים גיאוגרפיים או בין ענפי כלכלה) כמשתנה המשפיע על שיעור הגידול של השכר הממוצע לשכיר במשק. עם זאת סבר, כי המשתנה  $\dot{U}$  הוא המבטא השפעה זו. ארצ'יבלד (Archibald) [1] ניסה לראשונה לתת ביטוי ישיר למידת הפיזור של האבטלה באמצעות מדרג של שונות האבטלה — הן במסגרת מודל תיאורטי והן באופן אמפירי.

ד. שיעור השינוי ברמת המחירים  $\dot{P}$

אם המשא ומתן על רמת השכר בין העובד למעביד מתנהל כמונחים ריאליים — מצב התואם את התיאוריה הניאו-קלאסית — אזי שיעור השינוי ברמת המחירים יופיע כמשתנה מסביר עצמאי במשוואת שכר דינאמית כאשר הפרמטר שלו הינו 1 (ראה סעיף 2 לעיל). אם קיימת "אשליית כסף", לפחות לגבי הטווח הקצר, אזי הפרמטר האמור יהיה, כמובן, קטן מ-1.

ניתן לצפות לכך, שקיומם של איגודים מקצועיים יביא להגדלת חשיבותו של משתנה המחירים, שכן עלייה ברמת המחירים תחזק את תביעות האיגודים המקצועיים להעלאת שכר כדי למנוע הקטנת כוח הקנייה הריאלי של העובד [12]. יתר על כן, בעת עליית מחירים, יהיו האיגודים המקצועיים נתונים גם ללחץ מצד העוברים לקבלת פיצוי נאות על הגידול ביוקר המחיה.

לבסוף, ראוי לציין, שבמדינות רבות, לרבות ישראל, כלול בהסכמי השכר סעיף, המצמיד אוטומטית את השכר (או חלק ממנו) לשיעור השינוי ברמת המחירים, באופן שמסיבות מוסריות נמצא קשר פונקציונאלי בין שיעור השינוי ברמת המחירים ושיעור השינוי בשכר.

ה. המועסקים מהשטחים כאחוז מכלל המועסקים המקומיים  $X$

העוברים מהשטחים, הבאים לעבוד בישראל (בעיקר עקב רמת השכר הגבוהה יותר בישראל), מגדילים את הצע העבודה והופכים אותו לגמיש יותר. במלים אחרות — השינויים בעורפי הביקוש המקומי לעבודה מתפצים בחלקם ע"י תנודות מקבילות בהצע העובדים מהשטחים. לכן יש לצפות להשפעה שלילית מצד העוברים הללו על קצב השינוי בשכר של השכירים הישראליים.

כפי שכבר נאמר, התקופה הנחקרת כאן היא 1963 עד 1971, בעוד זמינותו של של כוח העבודה מהשטחים המוחזקים בשוק העבודה בישראל החלה רק משנת 1968 (לאחר "מלחמת ששת הימים"). מאחר שהאינדיקטורים השונים לעורף הביקוש בשוק העבודה נשארו על בסיס "ישראלי" כמשך כל התקופה הנחקרת, היה צריך לתת ביטוי מפורש לתוספת הצע העבודה מהשטחים. מן הראוי להדגיש, כי לעובדים מהשטחים המוחזקים היתה השפעה ממתנת על קצב העלייה בשכר של השכירים הישראליים לא רק דרך השפעתם על הקטנת עורף הביקוש בשוק העבודה, אלא גם בהעלותם באופן חורג את היחס בין עבודה להון (בתהליך הגידול המהיר, שחל במספר המועסקים מהשטחים במשק הישראלי).<sup>5</sup> על כן היה צורך להוסיף למשתנים, המסבירים את קצב עליית השכר לשכיר של השכירים הישראליים גם את שיעור העוברים מן השטחים מתוך כלל העוברים.

<sup>5</sup> כלומר, לא כולל עובדים מהשטחים.

<sup>6</sup> נתונים רבעוניים על מלאי ההון במשק הישראלי אינם נמצאים, לכן לא היה ניתן להתייחס לשיעור השינוי ביחס "עבודה-הון" בצורה מפורשת בעבודה זו. יתר על כן, נראה, כי במשתנה זה לא חלו תנודות משמעותיות לפני כניסת העוברים מהשטחים למשק הישראלי.

### 3. המודל האקונומטרי

בהסתמך על המודל התיאורטי, שתואר קודם לכן, נעשה ניסיון לאמוד משוואת שכר דינאמית של כלל המשק ושל הסקטור הפרטי, בארבעה אופנים. ארבעתם נועדו לבחון באופן אמפירי מדדים אלטרנטיביים לעודף הביקוש בשוק העבודה (ראה לוחות 1 ו-2). המשתנים המסבירים באומדן הסופי של המשוואות, הם אלו שתוארו קודם לכן במסגרת המודל התיאורטי. בשלבי אומדן נוקדמים זתר של המשוואות, נעשה ניסיון לכלול גם את השינוי בתוצר למועסק ( $\Delta^*$ ) והשינוי בשכר לשכיר בפיגור של רביע ( $W^*-1$ ) כמשתנים מסבירים. מאחר שהשפעתם של המשתנים הללו הייתה בלתי מובהקת ברוב המקרים, הם לא נכללו באומדנים הסופיים (ראה נספח).

א. המשתנה המוסבר

המשתנה המוסבר הינו אחוז השינוי בשכר במשך השנה (כלומר: כל רביע לעומת המקביל לו אשתקד). משוואת שכר דינאמית המסבירה את אחוז השינוי בשכר במשך השנה, הפכה להיות מקובלת במחקר הכלכלי בעיקר מאז השתמשו בה דיקס מירו ודאו (Dicks-Mireaux and Dow) במסגרת מחקר על הגורמים לאינפלציה במשק הבריטי.

שיטה זו מתאימה אם מתקיימים התנאים שלהלן:

1. הסכמי השכר הינם על בסיס שנתי.
  2. הסכמי השכר של ענפי המשק השונים, יש להם תקופות קבועות (בקירוב) לחידוש הסכמי השכר ומתפורים על פני כל השנה.
  3. המשא ומתן על הסכמי השכר של ענפי המשק השונים הינו במידה רבה עצמאי, וכאמור אין ההסכמים מרוכזים ברביע אחד בלבד.
- התנאי הראשון מתחייב מעצם הגדרת השינוי בשכר במשך השנה. התנאי השני מטרתו להבטיח, כי התנודות בקצב השינוי בשכר לשכיר, לא ינבעו כתוצאה מתנודות בהיקף ההסכמים שנחתמו ברביע  $t$  לעומת הרביע  $t-4$  (המקביל לו אשתקד). ברור, שבמקרה מעין זה השינוי בשכר לשכיר בממוצע בכלל המשק לא ישקף את תנאי השוק אלא תוצאות סטטיסטיות. נבדקה גם אפשרות ההתאמה של משוואת שכר דינאמית, אשר תסביר את שינויי השכר מרביע לרביע הבא אחריו ( $\dot{W} = W_t - W_{t-1} / W_{t-1}$ ) משוואה מעין זו מתאימה בעיקר לשני מצבים:

1. כאשר המשא ומתן על הסכמי השכר מתחדש מדי תקופה קצרה מאוד (למשל, רביע) באופן שהשתנות השכר מרביע לרביע הינה תהליך מקובל ומבטאת את השינויים החלים בשוק העבודה תוך התקופות הללו. מצב מעין זה נדיר למדי.
  2. כאשר השינויים בשכר מעבר למוסכם בהסכמי השכר השנתיים הינם כה גדולים עד כי הם הופכים לכוח דומיננטי בהיקבעת השכר במשך השנה מרביע לרביע.
- מאחר שבמשק הישראלי הסכמי השכר הם על בסיס שנתי, בדרך כלל, הרי שניסיון לאמוד משוואת שכר מהטיפוס האמור חייבת להתבסס על ההנחה השנייה (אשר תאומת או תידחה), הקובעת, למעשה, כי הסכמי השכר בפועל אינם נשמרים בעיקרם, לא ע"י העובדים ולא ע"י המעבידים (בהתאם למצב התעסוקה או קצב עליית המחירים במשק וכד').
- רמת ההסבר הגבוהה אשר נחקלה לשעור השינוי בשכר במשך השנה ( $\bar{R}^2$  קרוב ל-90 אחוזים) מוכיחה, כנראה, כי אכן תואמת גישה זו את תהליך התפתחות השכר במשק הישראלי, והיא עדיפה על פני השיטה, המנסה להסביר את שינויי השכר מרביע לרביע הבא אחריו, אשר בה רמת ההסבר שנחקלה הינה נמוכה למדי ( $\bar{R}^2 < 50\%$ ), כפי שנראה זאת ביתר פירוט להלן.

<sup>7</sup> [4]L. Dicks-Mireaux and J. Dow

ב. משוואות השכר שנאמדו וקריטריונים לבחירתן.

לצורך קביעת משוואת השכר הטובה ביותר, נקבעו הקריטריונים הבאים:

1. סימני המקדמים של המשתנים המסבירים יתאימו לתיאוריה הכלכלית ויהיו שונים מאפס ברמת מובהקות סבירה — 5 אחוזים.
2. מידת התאמה גבוהה לתצפיות בפועל (כפי שמשתקף במקדם ההסבר המותאם לדרגות החופש) ובתנאי שהסטטיסטי של Durbin-Watson לא יצביע על קיומו של מיתאם סידרתי ברמת המובהקות של 5 אחוזים.
3. כושר הניבוי של המשוואות שנאמדו, לתקופות שלא נכללו בתהליך האמידה. להלן, בלוח 1 ו-2, מוצגת משוואת השכר הטובה ביותר, שנאמדה בכל אחת מארבע הוריאציות (לכלל

לוח

אומדני משוואות השכר הנבחרות בווריאציות השונות, כאשר המשתנה המוסבר (הערכים בסוגרים מתחת למקדמי

$(\sigma_u^2/U^*)_{-1}$	$V_{-3}$	$\hat{P}^*$	X	$D_{66, I-II}$	$\bar{R}^2$	D.W.
		1.548 (0.212)	-3.041 (0.523)		0.829	1.270
		1.474 (0.190)	-2.651 (0.482)	5.838 (1.916)	0.865	1.619
		1.313 (0.227)	-2.238 (0.452)		0.845	1.321
		1.233 (0.201)	-1.888 (0.411)	5.764 (1.798)	0.881	1.682
		1.167 (0.220)	-2.012 (0.422)		0.866	1.473
		1.085 (0.189)	-1.671 (0.372)	4.770 (1.619)	0.903	1.910
-3.603 (1.576)		1.170 (0.246)	-2.355 (0.551)		0.847	1.499
		1.171 (0.213)	-1.258 (0.435)	6.876 (1.805)	0.879	1.704
	27.924 (5.462)	1.122 (0.219)	-2.284 (0.432)		0.854	1.289
	25.880 (4.943)	1.078 (0.197)	-1.953 (0.403)	5.328 (1.791)	0.883	1.524
1-2.358 (1.287)	30.150 (5.153)	1.154 (0.203)	-3.008 (0.495)		0.881	1.513
	25.511 (4.572)	1.157 (0.185)	-2.141 (0.380)	5.168 (1.657)	0.900	1.830

הערה:  $E^* = 25 \cdot V - U$  (ראה הסבר מפורט בנספח).  
1 הפיגור המתאים למשתנה הני"ל הינו  $(\sigma_u^2/U^*)_{-1}$

המשק ולסקטור הפרטי), לאחר שנבחן מבנה פיגורים אלטרנטיבי לגבי כל אחת מהן, ואשר נבחרה ע"פ הקריטריונים (1) ו-(2) שצוינו לעיל. משוואות 6 ו-6.1 הן שילוב של הוריאציות 4.1 ו-5.1 ו-5.5 מן הלוחות ניתן לראות בכירור, כי הוספת משתנה דמי עבור שני הרבעונים הראשונים של שנת 1966 מעלה באופן משמעותי את רמת ההסבר של משוואות השכר שנאמדו והשפעת משתנה הדמי מובהקת (הדבר נכון בעיקר ביחס למשוואות המתייחסות לכלל המשק, בעוד שבמשוואות המתייחסות לסקטור הפרטי השפעת הדמי אינה תמיד מובהקת).

ההצדקה להכללת משתנה דמי לשני הרבעונים הראשונים של שנת 1966 מוסברת בכך, שבמחצית הראשונה של שנת 1966 חלו עליית שכר ניכרות אשר נבעו מהוצאתם אל הפועל של הסכמי שכר ושינויי

1

הינו אחוז השינוי בשכר במשך השנה בכלל המשק לתקופה I-1963 עד IV-1971  
 (המשוואות הינם סטיות התקן של המקדמים)

מספר משוואה	const.	$E_{-3}$	$\dot{E}_{-1}$	$E^*_{-3}$	$(V/U)_{-3}$	$1/U_{-3}$	$\dot{U}_{-2}$
1.	4.944 (1.523)	5.817 (1.452)	8.134 (2.884)				
1.1	4.663 (1.356)	5.382 (1.298)	8.010 (2.527)				
2.	2.968 (1.065)			0.552 (0.129)			-1.250 (0.522)
2.1	2.935 (0.934)			0.522 (0.113)			-1.183 (0.458)
3.	-1.030 (0.879)				0.781 (0.152)		-1.097 (0.485)
3.1	-0.864 (0.750)				0.748 (0.130)		-1.037 (0.413)
4.	-2.442 (1.862)					49.525 (11.036)	-1.570 (0.543)
4.1	-4.768 (1.416)					40.159 (8.821)	-1.121 (0.461)
5.	-3.278 (1.166)						
5.1	-2.903 (1.053)						
6.	-1.508 (1.508)						-1.311 (0.472)
6.1	-3.105 (0.976)						-1.052 (0.420)

לוח

אומדני משוואות השכר הנבחרות בווריאציות

השינוי בשכר במשך השנה כסקטור

(הערכים בסוגריים מתחת למקדמי המשוואות)

$\dot{U}_{-2}$	$(\sigma^2/U^*)_{-1}$	$V_{-3}$	$P^*$	$X^1$	$D_{66}, I-II$	$\bar{R}^2$	D.W.
			1.400 (0.192)	-3.157 (0.474)		0.838	1.707
			1.357 (0.187)	-2.930 (0.475)	3.406 (1.886)	0.849	1.918
-1.728 (0.471)			1.181 (0.205)	-2.280 (0.408)		0.855	1.909
-1.690 (0.454)			1.135 (0.199)	-2.081 (0.407)	3.283 (1.781)	0.865	2.122
-1.554 (0.472)			1.090 (0.220)	-2.034 (0.412)		0.854	1.896
-1.519 (0.452)			1.038 (0.212)	-1.830 (0.408)	3.453 (1.770)	0.867	2.100
-1.923 (0.502)	-2.399 (1.459)		1.067 (0.227)	-2.157 (0.510)		0.850	2.037
-1.627 (0.457)			1.071 (0.211)	-1.437 (0.431)	4.418 (1.787)	0.864	2.161
		25.886 (5.693)	1.018 (0.228)	-2.228 (0.450)		0.818	1.479
		24.733 (5.648)	0.993 (0.225)	-2.041 (0.460)	3.004 (2.047)	0.824	1.550
-1.748 (0.460)	<sup>1</sup> -1.806 (1.255)	27.287 (5.025)	1.098 (0.198)	-2.908 (0.482)		0.869	1.978
-1.562 (0.444)		24.186 (4.834)	1.111 (0.195)	-2.319 (0.401)	2.767 (1.752)	0.871	2.128

הערה:  $E^* = 25^\circ V - U$  (ראה הסבר מפורט בנספח).  
 1 הפיגור המתאים למשתנה הנ"ל הינו  $(\sigma^2 u/U^*)_{-2}$

דירוג, אשר נחתמו עוד במרוצת שנת 1964, ואשר בוצעו למרות השינוי המשמעותי במגמות, שחלו בשוק העבודה בתחילת שנת 1966.

כאמור, משוואות השכר המוצגות לעיל בלוחות 1 ו-2 נאמדו על סמך 36 תצפיות לתקופה 1963 - I עד 1971 - IV (נתונים רבעוניים). משוואות 3-1 ו-6-1, אשר המשתנים המסבירים שלהן, המבטאים את עורף הביקוש לעבודה, מתייחסים הן לשיעור המשרות הפנויות והן לשיעור הבלתי מועסקים (או לשינוי בשיעור הבלתי מועסקים— $\dot{U}$ ) הביאו לשיפור מסוים ברמת ההסבר; וכפי שניתן לראות מלוחות 1 ו-2 רמת



השונות, כאשר המשתנה המוסבר הינו אהוז

הפרטי לתקופה I-1963 עד IV-1971

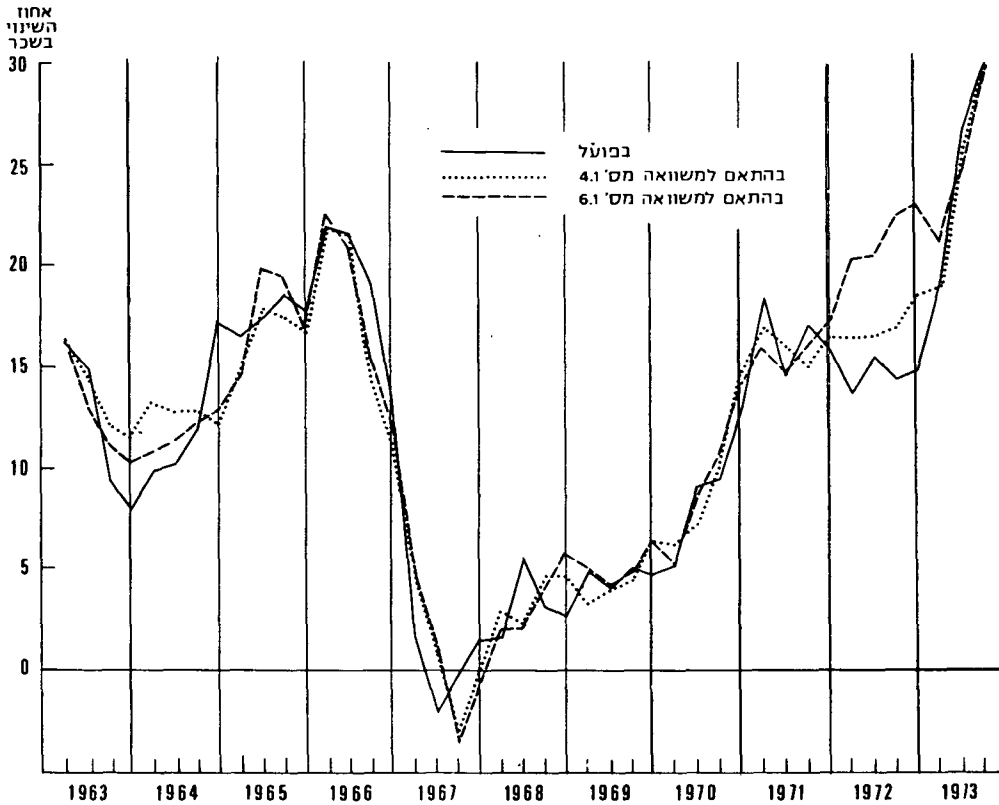
הינם סטיות התקן של המקדמים)

מספר משוואה	const.	$E_{-3}$	$E_{-1}$	$E^*_{-3}$	$(V/U)_{-3}$	$1/U_{-3}$
1.	6.376 (1.380)	6.153 (1.316)	10.306 (2.577)			
1.1	6.211 (1.335)	5.900 (1.278)	10.233 (2.488)			
2.	4.229 (0.961)			0.550 (0.116)		
2.1	4.210 (0.926)			0.533 (0.112)		
3.	0.401 (0.855)				0.714 (0.151)	
3.1	0.494 (0.820)				0.696 (0.145)	
4.	-2.110 (1.724)					47.296 (10.217)
4.1	-3.655 (1.402)					41.021 (8.736)
5.	-1.598 (1.215)					
5.1	-1.386 (1.203)					
6.	-0.376 (1.471)					
6.1	-1.686 (1.032)					

ההסבר המותאמת שנתקבלה לגביהן הינה הגבוהה ביותר  $\bar{R}^2 = 0.90$  לכלל המשק ו- $\bar{R}^2 = 0.87$  לסקטור הפרטי (מקדם ההסבר הוא לגבי משוואות אשר בהם נכלל גם משתנה דמי לשני הרבעונים הראשונים של שנת 1966).

לעזמת זאת, לפי הקריטריון של טושר הניבוי (קריטריון 3) נראה, כי דווקא משוואות 4.1-4, אשר באמצעותן ניתן היה לחזות בצורה מדויקת למדי את התפתחות השינויים בשכר בשנים 1972 ו-1973 (9) (ראה דיאגרמה 2), הן הטובות בין הווריאציות השונות המובאות בלוחות 1 ו-2; ואכן משוואה 4.1 (לכלל

**דיאגרמה 2**  
**אחוז השינוי בשכר למשרת שכיר בכלל המשק**  
**(כל רביע לעומת המקביל לו אשתקד)**  
**בשנים 1963 עד 1973**



המשק) נאמדה מחדש לתקופה I-1963 עד III-1973 (43 תצפיות), כלומר בתקופה הנחקרת נכללו גם השנים 1972 ו-1973, ומקדם ההסבר המותאם נשאר כרמה גבוהה כמקודם. המשוואה, שנתקבלה באמידה זו, הינה:

$$\dot{W}^* = -3.829 + 38.252(1/U)_{-3} - 0.988\dot{U}_{-2}$$

(1.558) (9.436) (0.516)

$$+ 0.957\dot{P}^* - 0.794X + 8.094D_{66, 2-2}$$

(0.177) (0.326) (1.986)

$$\bar{R}^2 = 0.875$$

$$D.W. = 1.479$$

כאמור, נעשה גם ניסיון לאמוד משוואת שכר דינאמית, אשר תסביר את שינויי השכר מרביע לרביע הבא אחריו. בלוח 3 מוצגים האומדנים הטובים ביותר שנתקבלו. משוואות אלו נאמדו לפי נתונים מנוכי עונחיות בשיטת X-11 ו-36 תצפיות (I-1963 עד IV-1971).

כפי שניתן לראות, רמת ההסבר שנתקבלה בשיטה זו נמוכה למדי, והיא נעה סביב 45 אחוזים. כמו כן בולטת העובדה, כי השפעת המחיר, תרומתה, למעשה, להסבר השינוי בשכר קטנה ביותר ובלתי מובהקת. דבר זה עשוי להיות מוסבר בכך, שהשינוי במחיר נלקח בחשבון בהסכמי השכר אך ורק על בסיס שנתי, ואילו המצב בשוק העבודה, כפי שהוא משתקף במקרה הספציפי בהיפוך של שיעור האבטלה או במשתנה  $V/U$  משפיע גם באופן שוטף על השינויים בשכר.

להבדיל מהשפעת המחיר, השפעת תוספת היקף  $(TI)$  כמצופה מובהקת, והיא מעלה את מקדם ההסבר של משוואת השכר הזאת באופן ניכר.

### לוח 3

אומדני משוואות השכר הנבחרות בוריאציות השונות  
 כאשר המשתנה המוסבר הינו אחוז השינוי בשכר  
 מרביע לרביע הבא אחריו — בכלל המשק — לתקופה I-1963 עד IV-1971  
 (הערכים בסוגרים מתחת למקדמי המשוואות הינם סטיות התקן של המקדמים)

מס' משוואה	const.	$1/U_4$	$V/U_4$	$V_4$	$\dot{U}_{-1}$	$\dot{P}_{-1}$	TI	$\bar{R}^2$	D.W.
1	-2.696 (1.053)	20.840 (5.125)			-1.176 (0.356)	0.341 (0.297)		0.446	2.261
2	-2.168 (0.885)	16.597 (4.394)			-1.042 (0.298)	0.289 (0.247)	0.061 (0.015)	0.618	2.246
3	-0.611 (0.615)		0.393 (0.069)		-1.126 (0.342)			0.470	2.490
4	-0.639 (0.484)		0.328 (0.056)		-1.028 (0.270)		0.065 (0.014)	0.671	2.686
5	-1.648 (0.882)			12.557 (2.645)	-1.193 (0.381)			0.384	2.337
6	-1.328 (0.706)			10.326 (2.175)	-1.075 (0.306)		0.068 (0.015)	0.606	2.490

#### 4. סיכום תוצאות עיקריות

א. מקדם ההסבר הגבוה, שנתקבל ביחס למשוואות השכר ( $\bar{R}^2 = 0.87-0.90$ ) מוכיח, כי ניתן להסביר היטב את שינויי השכר במשך השנה ( $\dot{W}^*$ ) באמצעות המשתנים, המשקפים את מצב שוק העבודה והתהליך האינפלציוני כמשק, בלי שנצטרך לכלול במשוואת השכר משתני דמי למדיניות. זאת, למרות שבתקופה

הנחקרת ניסחה הממשלה להפעיל מדיניות שכר מרסנת ביחס לתקופות משנה שונות. כלומר, תנאי השוק הם המשתנים הדומיננטיים, אשר קבעו את התפתחות השינויים בשכר בתקופה 1963 - I עד 1971 - IV. יתר על כן, המשתנים המשקפים את תנאי השוק (כגון עורף הביקוש בשוק העבודה והשינוי במחירים) הסבירו באותה מידת הצלחה את קצב השינויים בשכר. הן ביחס לסקטור הפרטי והן ביחס לכלל המשק (במידה מסוימת, רמת ההסבר שנתקבלה למשוואות השכר של כלל המשק הייתה אף גבוהה יותר מזו שנתקבלה לסקטור הפרטי — דבר הראוי לחקירה נוספת).

ב. לתוספת הצע העבודה מהשטחים הייתה השפעה שלילית על שיעור הגידול בשכר של השכירים הישראליים. השפעה זו הייתה בכל המקרים מובהקת ומשמעותית. כמו כן יש לציין, כי השפעתם הממוצעת של העובדים מהשטחים על השינויים בשכר היחה גדולה בהרבה ממשקלם של המועסקים מהשטחים בכלל המועסקים במשק הישראלי (משקל העובדים מהשטחים בישראל בכלל המועסקים המקומיים הגיע ב-1973 (9) ל-5.5 אחוזים).

ג. הגישה המסורתית של השימוש בהיפוך של שיעור האבטלה ( $1/U$ ) כמשתנה מסביר במשוואת השכר הדינאמית בתור אינדיקטור לעורף הביקוש בשוק העבודה, הוכיחה עצמה כטובה למדי (ראה לוחות 1 ו-2, משוואות 4.1-4). והכללתו של משתנה המשקף גם את מצב המשרות הפנויות לא הביאה לשיפור משמעותי ברמת ההסבר. נראה, כי ההסבר, לפחות בחלקו, נעוץ בקיומו של מיתאם גבוה למדי בין המשתנים הללו<sup>8</sup> ( $E^*, V, 1/U, V/U$ ). יתר על כן, באמצעות משוואת השכר, שבה הופיע ההיפוך של שיעור האבטלה ניתן היה לחזות בצורה מדויקת למדי את התפתחויות השכר במשך התקופה 1972 — עד 1973 (9) — ראה לוח 4. התחזיות באמצעות משוואה זו היו טובות יותר מאשר באמצעות המשוואות האחרות. כמו כן יש לציין את ההשפעה המובהקת של המשתנה  $\dot{U}$  על שינוי השכר במשך השנה, כפי שהיא באה לכיטוי בכל משוואות השכר שנאמדו.

#### 4 לוח

אחוז השינוי בשכר לעומת תקופה מקבילה אשתקד — השוואה בין הנתון בפועל והחזוי בכלל המשק

הזמן	אחוז השינוי בשכר החזוי בהתאם למשוואה מס.:						אחוז השינוי בשכר בפועל	
	3.1	6.1	5.1	2.1	1.1	4.1		
1972:	20.7	20.3	20.4	18.1	16.8	16.4	13.7	רביע 1
	21.1	20.4	20.5	18.0	15.4	16.5	15.5	רביע 2
	24.1	22.4	22.1	18.9	12.7	16.9	14.4	רביע 3
1973:	29.8	23.0	23.9	18.7	14.2	18.5	14.8	רביע 4
	24.3	21.1	21.1	18.9	16.3	19.0	19.3	רביע 1
	29.4	24.8	24.6	23.6	19.3	25.4	26.6	רביע 2
	38.3	30.9	30.9	28.4	25.1	30.2	30.6	רביע 3
1972	23.9	21.5	21.7	18.4	14.7	17.0	14.6	
1973 (9)	30.9	25.7	25.6	23.7	20.3	25.0	25.6	

ד. כל האינדיקטורים האלטרנטיביים לעורף הביקוש בשוק העבודה הצביעו על כך, כי לעורף הביקוש בשוק העבודה יש השפעה בפיגור של כשנה על השינויים בשכר במשך השנה ( $\dot{W}^*$ ). יתר על כן, פיגור רומה (של ארבעה רביעים מתקבל גם במשוואות השכר בהן המשתנה המוסבר הינו אחוז השינוי בשכר לעומת תקופה קודמת —  $\dot{W}$ ).

<sup>8</sup> במחקר אמפירי על משוואת השכר הדינאמית של ארצות השוק האירופי המשותף (EEC), שנערך בידי R. Boelaert [2], הניסיונות לשפר את רמת ההסבר של משוואות השכר ע"י הכללת המשתנה  $\dot{E}$  או  $V/U$  כמייצגים את עורף הביקוש לעבודה נכשל כליל (ראה עמ' 190-189 בספרו).

רשימת הסמלים

— מקדם ניפוח.	$\alpha$
— אחוז השינוי בתוצר למועסק לעומת תקופה מקבילה אשתקד (נתונים רבעוניים).	$\dot{A}^*$
— משתנה דמי עבור שנת 1966. המשתנה הנ"ל שווה לאפס בכל השנים למעט 1966, אז ערכו 1.	$D_{66}$
— משתנה דמי עבור שני הרבעונים הראשונים של שנת 1966. המשתנה הנ"ל מקבל ברבעונים הללו את הערך 1 וביתר השנים את הערך אפס.	$D_{66, 1-11}$
— הסטטיסטי של Durbin—Watson לבחינת קיומו של מיתאם סידרתי.	$D.W.$
— עורף הביקוש לעבודה כאחוז מכוח העבודה האזרחי, המוגדר כ- $V-U^*$ .	$E$
— השינוי בעורף הביקוש לעבודה ( $\dot{E} = E_t - E_{t-1}$ )	$\dot{E}$
— עורף הביקוש לעבודה כאחוז מכוח העבודה האזרחי המוגדר כ: $\alpha \cdot V - U$	$E^*$
— הביקוש לעבודה	$N^D$
— הצע העבודה (= כוח העבודה האזרחי)	$N^*$
— רמת המחירים הממוצעת	$P$
— אחוז השינוי ברמת המחירים. בחלק האמפירי של העבודה סימול זה שימש לסימון אחוז השינוי במדד המחירים לצרכן — לעומת תקופה קודמת (נתונים רבעוניים), כלומר: $\dot{P} = P_t - P_{t-1}/P_{t-1}$	$\dot{P}$
— אחוז השינוי במדד המחירים לצרכן לעומת התקופה המקבילה אשתקד (נתונים רבעוניים)	$\dot{P}^*$
	$\dot{P}^* = P_t - P_{t-4}/P_{t-4}$
— מקדם ההסבר מותאם לררגות החופש	$\bar{R}^2$
— תוספת יוקר.	$TI$
— אחוז הבלתי מועסקים מכוח העבודה האזרחי ע"פ סקרי כח אדם	$U$
— השינוי באחוז הבלתי מועסקים $\dot{U} = U_t - U_{t-1}$	$\dot{U}$
— אחוז האבטלה הרשומה ע"פ נתוני לשכות העבודה (ליתר דיוק ממוצע יומי של מובטלים מנתוני לשכות העבודה, כאחוז מכוח העבודה האזרחי ע"פ סקרי כוח אדם).	$U^*$
— שיעור המשרות הפנויות (ליתר דיוק עובדים, שנדרשו ולא סופקו, ע"פ נתוני לשכות העבודה כאחוז מכוח העבודה האזרחי ע"פ סקרי כוח אדם).	$v$
— השינוי בשעור המשרות הפנויות $\dot{V} = V_t - V_{t-1}$	$\dot{V}$
— השכר הכספי הממוצע לשכיר.	$W$
— שיעור השינוי הממוצע בשכר הריאלי לשכיר של כלל העובדים.	$\dot{w}$
— אחוז השינוי הנומינאלי בשכר לשכיר. בחלק האמפירי של העבודה סימול זה שימש לסימון אחוז השינוי בשכר למשרת שכיר (ע"פ נתוני הביטוח הלאומי) כל רביע לעומת הקודם לו כלומר:	$\dot{W}$
	$\dot{W} = W_t - W_{t-1}/W_{t-1}$
— אחוז השינוי בשכר למשרת שכיר לעומת התקופה המקבילה אשתקד (נתונים רבעוניים)	$\dot{W}^*$
	$\dot{W}^* = W_t - W_{t-4}/W_{t-4}$
— השונות של האבטלה (ע"פ נתוני לשכות העבודה על הממוצע היומי של מובטלים ב-6 אזורים של הארץ).	$\sigma^2 u$
	$\sigma^2 u = \sum f_i (U_i^* - U^*)^2$
— המשקל של כל אזור (i) בכוח העבודה האזרחי.	$f_i$
— המועסקים מהשטחים כאחוז מכלל המועסקים המקומיים.	$x$

ה. השפעת השונות היחסית של האבטלה ( $\sigma_u^2/U^*$ ) על קצבי השינוי של השכר לשכיר התגלתה ברוב המקרים כבלתי מובהקת<sup>9</sup> (ברמת מובהקות של 5%).

ההשפעה הבלתי מובהקת של שונות האבטלה, אפשר שהיא נעוצה במספר גורמים:

1. הממדים הגיאוגרפיים המצומצמים של מדינת ישראל מחלישים, כנראה, את משמעות המושג של אבטלה אזורית. עם זאת, לאור התנודות הניכרות בשונות האבטלה במשך התקופה הנסקרת (תנודות, אשר ביטאו כללית את המצב בשוק העבודה), קשה לבטל כליל את עצם קיומה.
  2. האפקטיביות של האיגודים המקצועיים הכלל ארציים אשר בשיקוליהם לקביעת מדיניות השכר שלהם — שיקולים אזוריים הם, בדרך כלל, חסרי חשיבות, כלומר, מדיניות השכר הינה כלל ארצית.
  3. בתקופות של עודפי ביקוש גדולים מתייצב המדרד האמור כמעט לחלוטין, עם חיסולם של כיסי האבטלה האזוריים, כמו, למשל, בשנים 1970-71, ולכן השפעתו אינה נתפסת היטב מבחינה אקונומטרית.
- ו. המקדם שהתקבל לאחוז השינוי ברמת המחירים<sup>10</sup> גבוה תמיד מ-1 (כאשר המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%). עובדה זו מצביעה, כפי הנראה, על העדר אשליית כסף בשוק העבודה הישראלי; כלומר, המשא ומתן על שיעורי הגידול בשכר נערך במונחים ריאליים. העירנות הרבה ביחס לשינויים במחירים נובעת, כנראה, מעליית המחירים המהירה יחסית, שהיתה במדינת ישראל במשך התקופה הנחקרת (1963-1971). נראה, שעירנות זו באה גם לידי ביטוי בכך, שהמשתנה האמור, השפעתו אינה בפיגור (למשל, הכללתו בפיגור במשוואה 4 הורידה את מקדם ההסבר המותאם של המשוואה שנאמדה מ-84.7 אחוזים ל-80.6 אחוזים).

כן ראוי להדגיש את התרומה הניכרת שיש למשתנה זה על רמת ההסבר של פונקציות השכר — בדרך כלל, סביב 30 אחוזים.

ז. כזכור, חלק מעליות השכר הניכרות שנרשמו בשנת 1966 היו "פרי גורמים מוסדיים שהושפעו בעיקר מהחלטות בעבר".<sup>11</sup> למשל: שינוי סולם הדרגות לפי המלצות ועדת הורוביץ, אשר ביצוען בפועל החל במחצית השנייה של שנת 1965 והסתיים ברובו במשך שנת 1966.<sup>12</sup> ואכן כאשר נכלל משתנה דמי לשני הרבעונים הראשונים לשנת 1966 התקבל, כי היתה בהם חריגה מובהקת של כ-7-5 אחוזים בשכר, אשר לא ניתן להסבירה באמצעות המשתנים הרגילים של המודל. המדובר במשוואות השכר לכלל המשק. במשוואות השכר של הסקטור הפרטי השפעת משתנה הדמי היתה קטנה יותר בהרבה.

<sup>9</sup> גם כאשר נכללה השונות המוחלטת כמשתנה מסביר במשוואת השכר השפעתה היתה בלתי מובהקת בכל המקרים (ברמת מובהקות של 5%).

<sup>10</sup> מאחר שההיפוך של שיעור האבטלה מסביר רק כ-54 אחוזים משיעור העלייה במדרד המחירים לצרכן, ברור, כי יש להכליל את שני המשתנים במשוואות השכר כמשתנים מסבירים. זאת, על אף ששיעור האבטלה כאינדקסור כללי לעודפי הביקוש צריך גם להסביר את השינויים במחירים באופן כללי. אחד ההסברים האפשריים למקדם ההסבר הנמוך לקשר בין שיעור האבטלה ושיעור השינוי במדרד המחירים לצרכן הינו בכך, שמדרד המחירים לצרכן כולל גם את השפעת מחירי היבוא, שאינם בהכרח פונקציה של עודפי הביקוש במשק.

<sup>11</sup> ראה דו"ח בנק ישראל לשנת 1966, עמ' 208.

<sup>12</sup> ביחס לפירוט כל הגורמים, ראה דו"ח בנק ישראל לשנת 1966, עמ' 10-209.

אינדיקטורים אלטרנטיביים לעודף הביקוש בשוק העבודה!  
ותרומתם לשיפור טיב האמידה של משוואת השכר הדינאמית

כאשר אנו משווים את ארבעת הוריאציות של משוואת השכר שנאמדו, נראה, כי באמצעות הקריטריונים הסטטיסטיים, שצויינו לעיל, לא ניתן לקבוע, כי השימוש באחד מארבעת המדדים האלטרנטיביים (המשמשים כאינדיקטור לעודף הביקוש בשוק העבודה) —  $E, V/U, V, 1/U$  — הביא לשיפור משמעותי בטיב האמידה של משוואת השכר הדינאמית. עם זאת, מן הראוי לציין כבר עתה, כי שיפור מסוים ברמת ההסבר התקבל כאשר נכלל הצירוף של המשתנים  $\dot{U}$  — השינוי בשעור האבטלה ו- $V$  — שיעור המשרות הפנויות במשוואת השכר הדינאמית, כפי שניתן לראות ממשוואות 6 ו-6.1. תוצאה דומה נתקבלה כאשר נכלל המשתנה  $V/U$ .

למעשה, בהתאם לתיאוריה הכלכלית (כפי שתוארה קודם לכן במבוא), ניתן היה לצפות, כי הכללת משתנה המשקף הן את צד הביקוש לעבודה (באמצעות אחוז המשרות הפנויות  $V$ ) והן את צד ההצע לעבודה (באמצעות אחוז הבלתי מועסקים  $U$ ) במשוואת השכר, יביא לשיפור ממשי במידת ההתאמה של משוואת השכר ביחס לנתונים בפועל של התפתחות השכר על פני זמן. יתר על כן, מאחר שהניסיון מלמד, כי שיעור האבטלה לא ירד לאפס גם כאשר קיים עודף ביקוש גדול לעובדים עקב קיומה של אבטלה חיכוכית, ומאותה סיבה של חיכוכיות בהתאמה (Maladjustment) שיעור המשרות הפנויות לא ירד לאפס כאשר קיימת אבטלה גבוהה, היה ניתן איפוא לצפות, כי אינדיקטורים חלקיים לעודף הביקוש לעבודה יהיו בלתי רגישים בקצוות, וכתוצאה מכך לא יבטאו היטב את עודפי הביקוש והשפעתם על שינויי השכר. ואכן כפי שכבר נאמר, משוואות (3) ו-(6), אשר המשתנים המסבירים שלהן, המבטאים את עודף הביקוש לעבודה, מתייחסים הן לשיעור המשרות הפנויות והן לשיעור הבלתי מועסקים (או לשינוי בשיעור הבלתי מועסקים  $\dot{U}$ ) הביאו לשיפור מסויים ברמת ההסבר, וכפי שניתן לראות מלוח 1 רמת ההסבר המותאמת, שנחבלה גבוהה ביותר —  $\bar{R}^2 = 0.90$ .

לעומת זאת, הכללת המשתנה  $E$  לא רק שלא הביאה לשיפור ברמת ההסבר, אלא אף גרעה ממנו, לעומת משתנים מסבירים אחרים (ראה לוחות 1 ו-2). כפי שניתן לראות מלוח נ-1, הקשר בין שיעור השינוי בשכר  $\dot{W}^*$  לבין ההיפוך של שיעור האבטלה הרשומה  $1/U^*$  היה הנמוך ביותר מבין המשתנים השונים.

לוח נ-1

מקדם המתאם (R) בין אחוז השינוי בשכר כמשך השנה ( $\dot{W}^*$ ) לבין המשתנים המצויינים כלוח כפיגורים המתאימים לתקופה 1963-1971 עד 1971-1971

$1/U^*$	E	E*	V/U	V	$1/U$	
0.279	0.438	0.470	0.463	0.437	0.480	t
0.343	0.589	0.639	0.611	0.595	0.639	t-1
0.411	0.673	0.761	0.769	0.729	0.788	t-2
0.477	0.702	0.816	0.861	0.828	0.832	t-3
0.519	0.665	0.793	0.890	0.815	0.836	t-4

<sup>1</sup> בכלל המשק

המבטאים את עורפי הביקוש בשוק העבודה.<sup>2</sup> יתר על כן, כאשר במשוואת השכר הוחלף המשתנה המסביר  $1/U$  במשתנה  $1/U^*$ , מקדם ההסבר ירד באופן משמעותי:

$$\dot{W}^* = -4.768 + 40.159 \cdot 1/U_{-3} - 1.121 \cdot \dot{U}_{-2} + 1.171 \cdot \dot{P}^* - 1.258 \cdot x + 6.876 \cdot D_{66,1-II}$$

(1.416) (8.821) (0.461) (0.213) (0.435) (1.805)

$$\bar{R}^2 = 0.879$$

$$\dot{W}^* = -1.197 + 2.774 \cdot 1/U_{-3}^* - 1.324 \cdot U_{-2} + 1.268 \dot{P}^* - 5.235 \cdot x + 5.275 D_{66,1-II}$$

(1.125) (1.013) (0.541) (0.282) (1.318) (2.139)

$$\bar{R}^2 = 0.837$$

עוכרות אלו מסבירות, לפחות בחלקן, מדוע המשתנה  $E$  לא הביא את השיפור המקווה ברמת ההסבר של משוואת השכר.<sup>3</sup>

על המגרעת הסטטיסטית הזו אפשר לנסות להתגבר ע"י החלפת המשתנה  $U^*$  (שיעור האבטלה הרשומה) ב-  $U$  (שיעור האבטלה, המתקבל מסקרי כוח אדם), אך קיימת גם בעיה מהותית יותר ביחס למדר זה של עורף הביקוש לעבודה.

כזכור, המשתנה  $E$ , כפי שהוגדר, נותן ביטוי סימטרי הן לצד הביקוש והן לצד ההצע של שוק העבודה. קיימת, כמוכן, האפשרות, שהשפעת המשרות הפנויות על קצב השינוי בשכר אינה סימטרית להשפעת שיעור הבילתי מועסקים. אם הרבר נכון, רצוי לכלול בתהליך אמידת משוואת השכר את המשתנים  $V$  ו-  $U$  בנפרד,<sup>4</sup> באופן שתהליך הרגרסיה הוא שיקבע את מידת ההשפעה, שיש לשני המשתנים הללו על קצב השינוי בשכר; ואכן נעשה ניסיון אמידה מעין זה, אלא שהמשתנה, המציין את שיעור האבטלה הופיע בסימן חיובי והמקדם היה בלתי מובהק.<sup>5</sup> זאת, כנראה, עקב המיתאם הגבוה הקיים בין שיעור האבטלה ( $U$ ) ושיעור המשרות הפנויות ( $V$ ).

ניסיון נוסף לבדיקת הטענה בדבר ההשפעה האסימטרית, שיש לשיעור האבטלה ושעור המשרות הפנויות

<sup>2</sup> המיתאם הגבוה בין שיעור האבטלה ( $U$ ) ושיעור האבטלה הרשומה ( $U^*$ ) שהסתכם ב-  $R^2 = 0.887$  נובע, כנראה, מקיומו של מיתאם סידרתי, כפי שמצביע על כך הסטטיסטי של דרבין-ווסטון ( $D.W. = 0.255$ ).  
<sup>3</sup> למרות הבעייתיות של המדר  $E$  הן מבחינה סטטיסטית והן מבחינה עקרונית, כפי שנראה להלן, מעניין לציין את התוצאה הבאה, שנתקבלה באמצעותו. אמדנו משוואה בה המשתנה  $E$  הינו פונקציה של  $1/U$ :

$$E = -1.765 + 7.089 \cdot 1/U \quad ; \quad \bar{R}^2 = 0.744$$

(0.166) (0.699)

עתה נניח, כי קיים שיווי משקל בשוק העבודה, כלומר:  $E = 0$ . בהתאם למשוואה שנאמדה, נקבל, כי:  $E = 0$  תואם שיעור אבטלה של 4 אחוזים. ואכן אם אנו מעיינים בתקופה 1962-1971 נראה כי רק בשנים 1966-1969 שיעור האבטלה היה גבוה מ-4 אחוזים, כלומר רק בתקופה האמורה שרר עורף הצע בשוק העבודה. ואכן בתקופה האמורה (למעט שנת 1966 בה האיגודים המקצועיים הביאו לעליית שכר ללא התחשבות במגמות הכלכליות שהתפתחו במרוצת השנה השוטפת) שיעור הגידול בשכר הריאלי היה איטי יותר אף מקצב הגידול של הפריון בממוצע רב שנתי.

<sup>4</sup> הפעם כללנו בתהליך האמידה את סידרת הנתונים על שיעור האבטלה כפי שמתקבל מסקר כח אדם שהם על בסיס הגדרה מקיפה יותר.

<sup>5</sup> המשוואה המפורשת שנתקבלה היא:

$$\dot{W}^* = -10.977 + 39.662 \cdot V_{-3} + 1.226 \cdot \dot{P}^* + 0.708 \cdot U_{-3} - 0.932 \cdot \dot{U}_{-2} - 2.729 \cdot x$$

(4.585) (8.794) (0.203) (0.421) (0.473) (0.430)

$$\bar{R}^2 = 0.879$$



על קצב השינוי של השכר נעשה ע"י הגדרת עורך הביקוש בשוק העבודה כהפרש בין שיעור המשרות הפנויה, המוכפל במקדם ניפוח ( $\alpha$ ) לבין שיעור האבטלה ( $U$ ), כלומר:  $E^* = \alpha \cdot V - U$ ; כאשר  $\alpha > 0$ . הכוונה היא לבטא באמצעות מקדם הניפוח ( $\alpha$ ) את טענת אי-הסימטריות.<sup>6</sup> הערך של מקדם הניפוח ( $\alpha$ ) נבחר ע"י בחינת ערכים שונים והשפעתם על מקדם ההסבר, כאשר המטרה היא לבחור בערך של  $\alpha$ , המביא למכסימום את מקדם ההסבר. הערך שאכן השיג מטרה זו הוא  $\alpha = 25$ . מתוך ההגדרה ברור, כי ככל ש- $\alpha$  יקבל ערכים הולכים וגדלים, המיתאם בין  $E^*$  ל- $V$  יגדל, בעוד שהמיתאם בין  $E^*$  ל- $U$  יקטן. ניתן לראות זאת מהלוח הבא:

מקדם ההסבר ( $R^2$ ) בין  $E^*$  והמשתנים המצויינים בלוח

	$\alpha = 17$	$\alpha = 5$	$\alpha = 25$
V	0.797	0.923	0.952
U	0.973	0.883	0.842
1/U	0.908	0.867	0.841
E	0.936	0.947	0.937

הכללת המשתנה החדש ( $E^*$ ) במשוואת השכר במקום אחר המשתנים הקודמים, שייצגו את עורך הביקוש בשוק העבודה ( $V/U, 1/U, V$ ), למעט המשתנה  $E$ , לא הביאה לשום שיפור ברמת ההסבר של משוואת השכר. עם זאת, חל שיפור מסוים ברמת ההסבר כאשר נכלל המשתנה  $E^*$  במקום המשתנה  $E$ . נראה איפוא, כי רמת ההסבר הדומה, המתקבלת באמידת משוואת השכר הדינאמית ע"י שימוש אלטרנטיבי באחד מארבעת המדדים האמורים ( $E^*, V, 1/U, V/U$ ) בתהליך האמידה, מוסברת, לפחות בחלקה, מקיומו של מיתאם גבוה למדי בין המשתנים הללו.<sup>7</sup>

	$E^*$	E	V	V/U
1/U	0.917	0.867	0.837	0.872
V/U	0.955	0.863	0.981	
V	0.975	0.918		
E	0.968			

<sup>6</sup> למעשה באמצעות המשתנה  $E^*$  ניתן לכדוק גם באיזו מידה מיגרעות סטטיסטיות, הן שפגעו בטיב המשתנה  $E$  שהוגדר כ- $V-U$ .

<sup>7</sup> במחקר אמפירי על משוואת השכר הדינאמית של ארצות השוק האירופי המשותף (EEC), שנערך ע"י בולרט [2], הנסיונות לשפר את רמת ההסבר של משוואת השכר, ע"י הכללת המשתנה  $E$  או  $U/V$  כמייצגים את עורך הביקוש לעבודה נכשל כליל, וכדבריו:

"A second negative result was the disappointing contribution of vacancy data to the explanation of wage dynamics. We had hoped that, at least in the two countries where adequate vacancy statistics are available (Germany and the Netherlands), an excess demand for labor variable incorporating vacancies would be far superior to the unemployment. It turned out that this was only true to a certain extent in Germany, and the gain was rather minor." (see p. 189-190).

נספח

אומדני משוואות השכר הנבחרות בווריאציות השונות,

במשך השנה ובין המשתנים המסבירים כלול

(הערכים בסוגריים מתחת למקדמי המשוואות

$(\sigma^2 u/U^*)_{-1}$	$V_{-3}$	P*	X	$W^*_{-1}$	$D_{86} I-II$	R <sup>2</sup>	D.W.
		0.873 (0.349)	-1.834 (0.709)	0.411 (0.175)		0.851	1.686
		0.996 (0.324)	-1.835 (0.651)	0.298 *(0.166)	4.933 (1.916)	0.874	1.877
		0.747 (0.337)	-1.267 (0.617)	0.375 (0.172)		0.862	1.603
		0.873 (0.310)	-1.301 (0.562)	0.246 *(0.164)	4.955 (1.842)	0.885	1.804
		0.638 (0.313)	-1.151 (0.552)	0.350 (0.156)		0.882	1.867
		0.762 (0.281)	-1.171 (0.489)	0.221 *(0.144)	5.022 (1.658)	0.907	2.132
-2.436 *(1.608)		0.666 (0.342)	-1.344 (0.725)	0.354 (0.175)		0.862	1.791
		0.751 (0.310)	-0.691 (0.523)	0.284 *(0.157)	5.731 (1.851)	0.888	1.951
	24.643 (6.240)	0.836 (0.344)	-1.748 (0.658)	0.187 *(0.174)		0.855	1.361
	24.600 (5.677)	0.961 (0.316)	-1.744 (0.599)	0.078 *(0.163)	5.108 (1.871)	0.880	1.529
-1.006 (1.308)	23.241 (5.941)	0.797 (0.318)	-1.963 (0.728)	0.270 *(0.168)		0.879	1.711
	22.326 (5.201)	0.881 (0.287)	-1.653 (0.543)	0.191 *(0.153)	4.608 (1.703)	0.902	1.924

\* מציינין שהמקדם אינו שונה מאפס ברמת מובהקות של 5 אחוזים.  
הערה: ההבדל בין לוח זה ולוח מס' 1 הוא בכך, שבמערכת המשוואות המופיעות בלוח זה נכלל גם משתנה ההסבר  $W^*_{-1}$ .

כאשר המשתנה המוסבר הינו אחוז השינוי בשכר  
 גם המשתנה  $\dot{W}^*_{-1}$  לתקופה I-1963 עד IV-1971  
 הינם סטיות התקן של המקדמים)

מספר משוואה	const.	$E_{-3}$	$E_{-1}$	$E^*_{-3}$	$(V/U)_{-3}$	$1/U_{-3}$	$U_{-2}$
1.	3.290 (1.588)	4.343 (1.495)	8.794 (2.672)				
1.1	3.506 (1.459)	4.379 (1.372)	8.507 (2.454)				
2.	2.000 (1.100)			0.408 (0.138)			-1.484 (0.505)
2.1	2.306 (1.007)			0.432 (0.126)	(0.462)		-1.347
3.	-1.021 (0.826)				0.623 (0.159)		-1.349 (0.469)
3.1	-0.880 *(0.734)				0.652 (0.141)		-1.205 (0.419)
4.	-2.335 *(1.774)					37.522 (12.073)	-1.683 (0.520)
4.1	-4.089 (1.416)					33.137 (9.346)	-1.322 (0.458)
5.	-2.932 (1.207)						
5.1	-2.775 (1.100)						
6.	-2.064 *(1.605)						-1.399 (0.487)
6.1	-2.817 (0.995)						-1.196 (0.432)

## נספח 3 א'

## אינדיקטורים לעודף הביקוש לעובדים בשנים 1961 עד 1973

נתונים מנוכחי-עונתיות (באלפים)					נתונים מקוריים (באלפים)							
דורשי עבודה שלא הופנו	ממוצע יומי של מבטלים	הזמנות לעובדים שלא סופקו	בלתי מועסקים	כח עבודה אזרחי	דורשי עבודה שלא הופנו	ממוצע יומי של מובטלים	הזמנות לעובדים שלא סופקו	בלתי מועסקים		כח עבודה אזרחי		
								מדגם ישן	משורשר	מדגם ישן	משורשר	
8.448	6.281				8.946	6.817	1.525	32.2	31.9	743.2	747.1	1961: רביעי 1
7.875	5.281				7.084	5.013	2.265	27.8	27.5	764.3	768.3	2
6.126	4.197				5.844	3.800	2.306	27.3	27.1	767.7	771.8	3
6.837	4.527				7.485	4.929	2.523	25.1	24.9	805.7	810.0	4
7.944	4.650	2.178	29.0	792.4	8.357	5.267	2.206	29.4	29.1	792.4	796.6	1962: רביעי 1
7.668	4.641	2.912	32.1	825.2	6.891	4.059	3.230	29.0	28.7	821.9	826.3	2
7.729	4.595	2.733	28.3	814.6	7.359	4.327	2.582	30.6	30.3	816.2	820.5	3
7.173	4.458	2.453	33.0	824.5	7.818	4.758	2.313	34.3	34.0	826.1	830.5	4
6.891	4.012	2.392	33.2	831.2	7.290	4.281	2.390	33.3	33.0	831.3	835.7	1963: רביעי 1
6.761	4.038	2.370	29.6	838.8	6.082	3.706	2.630		26.5		835.2	2
6.723	4.126	2.747	28.9	836.9	6.445	3.842	2.584		31.0		838.4	3
6.639	3.930	3.201	30.2	851.1		7.185	4.298		2.92.1		853.1	4
5.527	3.453	3.450	31.0	862.9	5.787	3.466	3.513		31.1		863.1	1964: רביעי 1
6.351	3.280	4.007	27.0	881.2	5.732	3.171	4.409		24.2		877.1	2
6.076	3.299	4.149	31.2	894.0	5.892	3.032	3.904		33.4		895.8	3
6.688	3.504	4.527	28.8	896.1	7.214	3.927	4.229		29.5		898.3	4
7.402	3.208	4.191	28.2	805.9	7.714	3.387	4.309		28.4		906.3	1965: רביעי 1
7.030	3.213	4.017	33.5	905.0	6.386	2.891	4.395		30.2		900.3	2
7.599	3.210	3.625	34.3	916.4	7.393	3.106	3.446		36.6		918.6	3
7.545	3.155	3.428	.6	921.7	8.123	3.417	3.186		37.5		924.2	4
9.750	4.077	2.953	43.2	934.0	10.063	4.039	3.040		43.4		934.2	1966: רביעי 1
13.740	6.233	1.890	57.2	943.1	12.525	5.917	2.062		51.9		937.6	2

17.078	9.224	1.205	80.0	946.5	16.717	8.737	1.131	84.8	949.4	3
20.776	11.767	.646	95.2	949.7	22.254	13.048	0.597	98.0	952.5	4
27.070	16.391	0.437	116.6	936.7	27.283	17.461	0.445	116.5	936.0	1 רביע : 1967
25.822	16.045	0.417	103.2	922.0	23.473	.916	0.447	94.7	917.0	2
20.134	12.081	0.915	87.7	924.9	20.151	12.163	0.863	92.0	928.0	3
17.274	10.033	1.001	78.4	923.2	18.447	10.558	0.939	81.5	926.5	4
17.691	8.625	1.955	68.6	953.0	18.149	8.719	2.059	67.9	951.0	1 רביע : 1968
11.570	5.762	2.837	61.3	968.5	10.469	5.249	3.069	56.8	963.6	2
9.976	4.417	2.660	53.7	970.0	10.203	4.415	2.490	55.9	974.1	3
9.685	4.113	2.986	52.7	987.4	10.297	4.455	2.831	55.5	990.6	4
7.393	3.126	3.028	50.5	983.9	7.45	3.001	3.174	49.1	980.5	1 רביע : 1969
0.050	2.619	3.363	41.5	789.4	6.390	2.498	3.591	38.8	985.4	2
5.980	2.119	4.070	45.7	996.4	6.288	2.121	3.785	47.5	1001.3	3
5.465	1.759	4.251	40.0	990.9	5.791	1.950	4.126	42.5	993.4	4
5.943	1.660	4.016	38.2	988.9	5.709	1.653	4.203	36.4	985.0	1 רביע : 1970
5.659	1.706	3.969	39.2	1002.6	5.206	1.521	4.214	36.9	998.8	2
6.066	1.621	4.325	36.3	1000.2	6.530	1.719	3.947	38.0	1006.5	3
5.239	1.402	4.795	38.9	1013.9	5.488	1.485	4.762	41.5	1015.0	4
4.564	1.139	5.634	36.2	1018.7	4.366	1.078	5.914	33.9	1014.7	1 רביע : 1971
4.106	0.948	6.885	35.9	1012.5	3.771	0.881	7.279	34.1	1018.0	2
4.014	0.892	7.485	36.5	1045.0	4.361	0.938	6.719	38.5	1052.1	3
3.564	0.791	8.575	34.1	1046.3	3.707	0.854	8.628	36.3	1046.3	4
3.848	0.754	9.426	27.3	1062.7	3.704	0.678	9.741	25.3	1059.1	1 רביע : 1972
3.861	0.787	7.881	32.3	1076.3	3.566	0.774	8.233	30.8	1072.6	2
3.745	0.781	7.656	30.1	1080.8	4.118	0.810	6.864	31.8	1088.6	3
3.337	0.651	9.016	26.7	1086.0	3.450	0.716	9.108	28.4	1084.2	4
2.508	0.809	7.421	29	1103.0	2.355	0.765	7.625	26.7	1098.8	1 רביע : 1973
2.466	0.862	6.605	23	1110.0	2.287	0.200	6.804	22.4	1107.8	2
2.657	0.842	7.065	31	1122.0	2.912	0.905	6.336	32.6	1129.5	3
3.515	0.986	6.366	34	1138.0	3.601	1.048	6.455	36.6	1134.8	4

• שנת 1962 משורשרת ומחולקת במקדמי עונחיות של שנת 1963.

אחוז השינוי בשכר למשרת שכיר והמשתנים

מדד המחירים לצרכן — נתונים מקוריים		שכר ממוצע למשרת שכיר — נתונים מנוכרי עונתיות		שכר ממוצע למשרת שכיר בסקטור הפרטי* — נתון מקורי		שכר ממוצע למשרת שכיר בכלל המשק — נתון מקורי		
השינוי לעומת תקופה מקבילה אשחקר באחוזים	מדד =1964 100.0 P*	בשינוי לעומת תקופה קודמת באחוזים	בל"י (ע"פ מדגם) 1965	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשחקר באחוזים	בל"י	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשחקר באחוזים W*	ל"י	
	79.4				252	263		1961: רביע 1
	82.0				256	265		2
	80.6				277	286		3
	84.1				281	290		4
	86.3		303.7	13.8	287	299		1962: רביע 1
	88.3	2.96	312.7	14.2	292	308		2
	89.4	6.27	332.3	12.7	312	329		3
	92.9	2.92	342.0	13.0	318	334		4
	93.8	2.72	351.3	16.8	335	347		1963: רביע 1
	94.5	2.28	359.3	16.5	340	354		2
	94.6	1.31	364.0	11.9	349	360		3
	97.5	1.57	369.7	9.7	349	360		4
	99.1	4.06	384.7	11.0	(383)372	9.8 (387)381		1964: רביע 1
	99.4	2.94	396.0	12.0	(392)381	10.2 (396)390		2
	99.6	2.85	407.3	12.0	(403)391	11.9 (410)403		3
	101.8	6.06	432.0	18.2	(424)412	17.2 (429)422		4
	104.7	3.87	448.7	16.4	446	451		1965: רביע 1
	108.5	3.79	465.7	17.0	459	465		2
	107.8	3.87	483.7	18.2	476	486		3
	109.8	5.02	508.0	16.3	493	505		4
	112.9	9.06	554.0	19.5	533	557		1966: רביע 1
	116.9	2.22	566.3	20.0	551	565		2
	116.8	1.71	576.0	19.8	570	579		3
	118.4	0.05	576.3	12.6	555	573		4
	118.0	-1.96	565.0	3.6	552	566		1967: רביע 1
	119.6	-1.72	574.0	3.4	532	-2.1 553		2
	117.1	3.37	555.3	-1.2	563	-0.2 578		3
	118.2	1.62	583.3	2.7	570	1.4 581		4

המסבירים לתקופה 1973 — 1962

השונות היחסית של האבטלה $\sigma^2 u/U^*$	עודף הביקוש לעובדים כאחוז מכוח העבודה האורחיים E		עובדים שלא סופקו באחוז מכוח העבודה האורחיים V		אחוז הבלתי מועסקים מכוח העבודה האורחיים U		מדד המחירים לצרכן — נתונים מנוכחי עונתיות	
	נתונים מנוכחי עונתיות	נתונים מנוכחי עונתיות	נתונים מנוכחי עונתיות	נתונים מקוריים	מנוכה עונתיות	נחך מקורי	השינוי לעומת תקופה קודמת (באחוזים)	מדד = 1964 100.0
		-0.712		0.205		4.33		
		-0.359		0.296		3.64		
		-0.195		0.300		3.56		
		-0.299		0.313		3.12		
0.426	-0.312	-0.386	0.275	0.278	3.5	3.71		86.1
0.449	-0.210	-0.100	0.53	0.393	3.9	3.53	1.86	87.7
0.844	-0.229	-0.214	0.336	0.316	3.5	3.75	2.96	90.3
0.679	-0.243	0.296	0.298	0.280	3.9	4.15	2.88	92.9
0.880	-0.195	-0.227	0.288	0.288	4.0	4.01	0.65	93.5
1.100	-0.199	-0.315	0.283	0.315	3.6	3.17	0.32	93.8
1.459	-0.165	-0.150	0.328	0.308	3.5	.70	1.92	95.6
1.795	-0.097	-0.161	0.364	0.342	3.5	3.65	1.99	97.5
1.933	-0.001	0.005	0.400	0.407	3.6	3.60	1.44	98.9
1.630	0.083	0.141	0.455	0.503	3.0	2.76	-0.30	98.6
1.368	0.095	0.097	0.464	0.471	3.5	3.73	2.03	100.6
1.629	0.114	0.034	0.505	0.471	3.2	3.28	1.29	101.9
1.191	0.109	0.102	0.463	0.475	3.1	3.13	2.65	104.6
0.854	0.1089	0.167	0.444	0.488	3.8	3.35	2.87	107.6
0.691	0.045	0.037	0.396	0.375	3.8	3.98	1.12	108.8
0.539	0.30	-0.025	0.372	0.345	4.0	4.06	1.10	110.0
0.527	-0.120	-0.107	0.316	0.325	4.6	4.65	2.55	112.8
1.015	-0.461	-0.411	0.200	0.220	6.1	5.54	2.66	115.8
0.911	-0.847	-0.801	0.127	0.119	8.4	8.93	1.73	117.8
0.649	-1.171	-1.308	0.068	0.063	10.0	10.29	0.68	118.6
0.795	-1.703	-1.818	0.047	0.048	12.4	12.45	-0.67	117.8
0.692	-1.695	-1.469	0.045	0.049	11.2	10.33	0.59	118.5
1.122	-1.207	-1.218	0.099	0.093	9.5	9.91	-0.25	118.2
0.938	-0.978	-1.038	0.108	0.101	8.5	8.80	0.17	118.4

נספח 3 ב' (המשך)

אחוז השינוי בשכר למשרת שכיר המשתנים

מדד המחירים לצרכן — נתונים מקוריים		שכר ממוצע למשרת שכיר — נתונים מנוכחי עונתיות		שכר ממוצע למשרת שכיר בסקדור הפרטי* — נתון מקורי		שכר ממוצע למשרת שכיר בכלל המשק — נתון מקורי		
השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים	מדד = 1964 100.0 P*	בשינוי לעומת תקופה קודמת באחוזים	בל"י (ע"פ מד-גס) 1965	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים	בל"י	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים W*	ל"י	
1.9	120.2	-1.42	575.0	2.4	565	1.6	575	1968: רביעי 1
1.4	121.3	1.79	585.3	.3	576	5.4	583	2
2.7	120.2	1.03	591.3	4.8	590	3.1	596	3
2.4	2.4	121.0	1.30	599..5	590	2.6	596	4
1.6	122.2	0.72	603.3	6.4	(625)601	4.9	(624)603	1969: רביעי 1
2.2	123.9	0.83	608.3	4.9	(621)604	4.1	(625)607	2
2.6	123.3	1.87	619.7	6.1	(630)626	5.0	(640)626	3
3.5	125.3	1.29	627.7	6.3	(628)627	4.7	(634)624	4
3.4	126.3	2.33	642.3	5.3	658	5.1	656	1970: רביעי 1
4.3	129.3	3.85	667.0	9.7	681	9.0	681	2
6.5	131.3	1.69	678.3	10.2	694	9.4	700	3
10.2	138.0	3.89	704.7	13.4	712	12.8	715	4
12.2	141.7	7.71	759.0	18.7	781	18.3	776	1971: רביעי 1
11.8	144.6	0.57	763.3	13.7	774	14.5	780	2
11.4	146.3	3.93	793.3	15.9	804	16.9	818	3
12.4	155.2	2.99	817.0	14.9	818	15.8	828	4
12.9	160.0			13.1	883	13.8	883	1972: רביעי 1
12.4	164.0			16.9	905	15.5	901	2
13.1	165.4			17.4	944	14.4	936	3
12.1	174.0			18.0	965	14.7	950	4
14.2	182.6			21.2	1070	20.3	1062	1973: רביעי 1
19.1	195.4			24.4	1126	27.2	1146	2
22.1	202.0			30.6	1233	32.2	1237	3
24.3	216.3			25.5	1211	30.7	(1242)	4

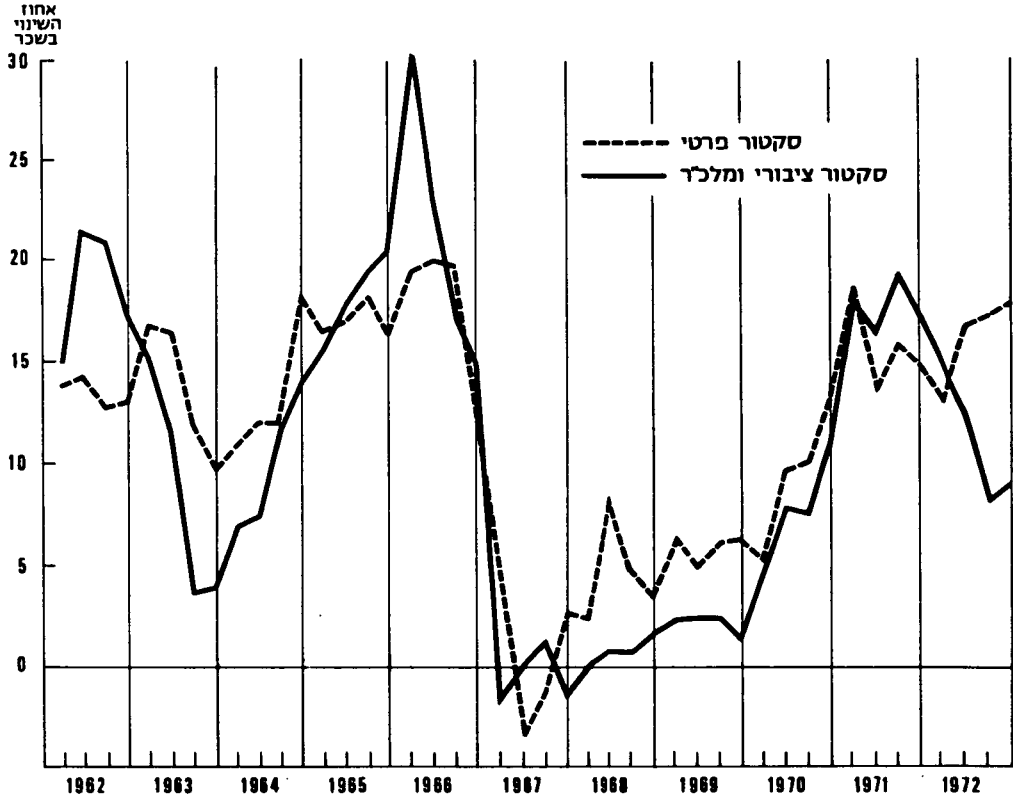
\* המשק הפרטי מוגדר ככלל המשק למעט תשלומי השכר של הסקטור הציבורי ומלכ"ר  
 \*\* מוגדר כהפרש בין עובדים שנדרשו ולא סופקו וממוצע יומי של של מובטלים כאחוז מכח העבודה האזרחי



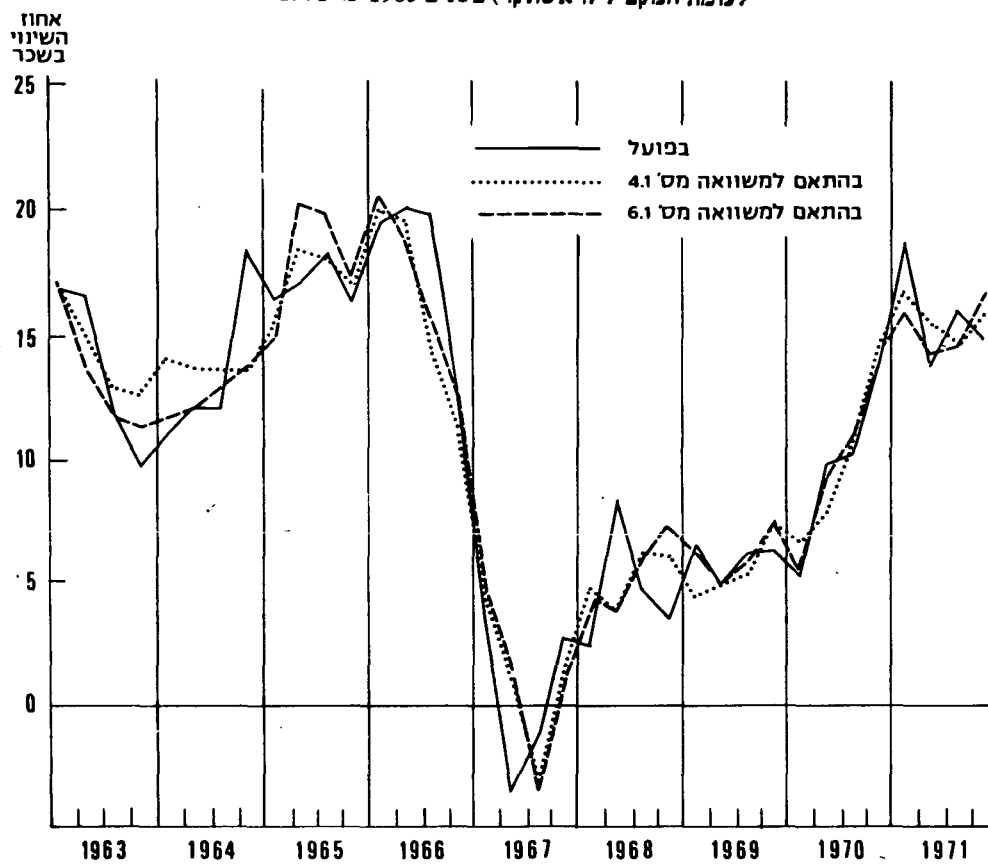
המסבירים לתקופה 1962 — 1973

השונות היחסית של האבטלה $\sigma^2 u/U^*$	ערוף הביקוש לעובדים כאחוז מכח העבודה האורחיים **E		עובדים שלא סופקו כאחוז מכח העבודה האורחיים V		אחוז הבלתי מועסקים מכח העבודה האורחיים U		מדד המחירים לצרכן — נתונים מנוכי עונתיות	
	נתונים מנוכי עונתיות	נתונים מנוכי עונתיות	נתונים מנוכי עונתיות	נתונים מקוריים	נתון מנוכה עונתיות	נתון מקורי	השינוי לעומת תקופה קודמת (באתוזים)	מדד =1964 100.0
1.173	-0.700	-0.700	0.205	0.217	7.2	7.14	1.35	120.0
0.997	-0.302	-0.226	0.293	0.318	6.3	5.89	0.25	120.3
1.090	-0.181	-0.198	0.274	0.256	5.5	5.74	0.91	121.4
1.027	-0.114	-0.164	0.302	0.286	5.3	5.60	-0.33	121.0
0.658	-0.010	0.018	0.308	0.324	5.1	5.01	0.66	121.8
0.584	0.075	0.111	0.340	0.364	4.2	3.94	0.99	123.0
0.543	0.196	0.166	0.409	0.378	4.5	4.74	1.38	124.7
0.476	0.252	0.219	0.429	0.415	4.1	4.28	0.32	125.1
0.551	0.238	0.259	0.406	0.427	3.9	3.70	0.56	125.8
0.540	0.226	0.279	0.396	0.422	3.9	3.69	2.15	128.5
0.499	0.270	0.221	0.432	0.392	3.6	3.78	3.50	133.0
0.515	.335	0.323	0.473	0.469	3.8	4.09	3.38	137.5
0.478	0.441	0.477	0.553	0.583	3.5	3.34	2.62	141.1
0.454	0.581	6.28	0.674	0.715	3.6	3.35	1.91	143.8
0.433	0.631	0.549	0.716	0.639	3.5	3.66	3.20	148.4
0.374	0.745	0.743	0.820	0.825	3.3	3.47	4.04	154.4
0.369	0.816	0.856	0.887	0.920	2.6	2.4		
0.481	0.658	0.695	0.732	0.768	3.0	2.9		
0.387	0.636	0.556	0.708	0.631	2.7	2.9		
0.292	0.771	0.774	0.831	0.903	2.4	2.6		
	0.601		0.670	0.699	2.6	2.4		
	0.516		0.579	0.614	2.1	2.0		
	0.555		0.625	0.561	2.7	2.9		
			0.565	0.569	3.0	3.2		

השתנתות שעורי השינוי בשכר למשרת שכיר (כל רביע לעומת המקביל לו אשהקד) בסקטור הפרטי ובסקטור הציבורי בשנים 1963 עד 1972



אחוז השינוי בשכר למשרת שכיר בסקטור הפרטי (כל רביע לעומת המקביל לו אשתקד) בשנים 1963 עד 1971



## ביבליוגרפיה

- [1] Archibald, G.C., "Wage-Price Dynamics, Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, May 1969, pp. 124-134
- [2] Boelaert, R. *Wage-Price Dynamics in EEC-Countries*, University of Wisconsin, 1972.
- [3] Dow, J., and Dicks-Mireaux, I., "Excess Demand for Labor", *Oxford Economics Papers*, February, 1958, pp. 1-31.
- [4] Dicks-Mireaux, L., and Dow, J., "The Determinants of Wage Inflation in the U.K. 1946-56", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 1959, pp. 145-184
- [5] Eckstein, O., and Wilson, T., "The Determinants of Money Wages in American Industry", *Quarterly Journal of Economics*, August, 1962, pp. 379-414.
- [6] Friedman, M., "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, January, 1968, pp. 1-17
- [7] Hansen, B., "Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages", *Quarterly Journal of Economics*, February, 1970, pp. 1-23.
- [8] Hines, A., "The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment", *American Economic Review*, March 1972, pp. 155-160.
- [9] Holt, C., "Job Search, Phillips Wage Relation and Union Influence: Theory and Evidence", *Micro-Economic Foundations of Employment and Inflation Theory*, (E. Phelps, ed.), Norton, New York, 1970, pp. 53-123.
- [10] Holt, C., "Improving the Labor Market Trade off Between Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, May 1969, pp. 135-146.
- [11] Lipsey, R., "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1862-1957; A Further Analysis", *Economica*, February, 1960, pp. 1-31.
- [12] Perry, G., *Unemployment, Money Wage Rates and Inflation*, M.I.T. Press, Cambridge (Mass.), 1966, ch. 2.
- [13] Phelps, E., "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, (E. Phelps, ed.), Norton, New-York, 1970, pp. 124-166.
- [14] Phillips, A., "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the U.K. 1861-1957," *Economica*, November 1958, pp. 283-299.
- [15] Vanderkamp, J., "Wage and Price Level Determination, An Empirical Model for Canada", *Economica*, May 1966, pp. 194-218.

### עבודות אמפיריות על המשק הישראלי

- [א] צבי זוסמן, "המדיניות הלאומית בריסון השכר, רבעון לכלכלה, מאי 1974, עמ' 39-52.
- [ב] אלכס צוקרמן, "תחלופה בין אינפלציה ואבטלה במשק הישראלי", עיונים בכלכלת ישראל, בעריכת נדב הלוי ויעקב קופ, המכון למחקר כלכלי בישראל ע"ש מוריס פאלק, ירושלים, דצמבר 1974, עמ' 39-58.
- [ג] משרד העבודה — הרשות לתכנון כוח אדם, "הקשר בין שכר, מחירים ואבטלה במשק הישראלי", פרסום מס' 41, נובמבר 1970.