

## הגורמים המשפיעים על היצע העבודה ועל הביקוש לה בסקטור העסקי,

1962 עד 1984

דוד אלקיים\*

### עיקר הממצאים

מטרתה של עבודה זו היא לנסח ולאמוד משוואות של היצע עבודה וביקוש לעבודה, ולבחון באמצעותן את ההשפעות של מדיניות מיסוי השכר, של מדיניות השכר בסקטור הציבורי ושל גורמים נוספים על התפתחות השכר והתעסוקה בסקטור העסקי. זיהוי הגורמים שהשפיעו על היצע העבודה ועל הביקוש לעבודה בשני העשורים הנחקרים, 1962 עד 1984, וכימות השפעתם מסייעים להבנת התפתחות השכר והתעסוקה בתקופה זו. המודל הנאמד נשען על הגישה שלפיה הכוחות הבסיסיים הפועלים בשוק העבודה הם כוחות של שיווי משקל, והשכר ותשומת העבודה נקבעים סימולטנית. הרקע התיאורטי של המודל הוא בסיסי, ומתואר בספרי הלימוד: היצע העבודה נגזר מהתיאוריה של בחירה בין פנאי לעבודה, והביקוש לעבודה נגזר מהתנאי של שוויון בין השכר לתפוקה השולית של עבודה. מודל זה (בוואריאציות שונות) יושם בעולם בכמה מחקרים – למשל אצל (1970) Lucas and Rapping, אצל Rosen and Quandt (1978) ואצל Sarantes (1981) על המשק האמריקאי, ואצל Beenstock and Warburton (1982) – על המשק האנגלי. עבודה זו היא ניסיון ליישם את הגישה על המשק הישראלי, תוך התחשבות בכמה מאפיינים המיוחדים משק זה.

ממצאי העבודה מלמדים, כי הגישה האמורה מתאימה לנתוני המשק הישראלי, וכי מידת התאמתה (במובן של סימנים "נכונים" למקדמי המשתנים הרלבנטיים) אינה נופלת כלל מזו שהתקבלה במחקרים שצוינו לעיל.

המשתנים המוסברים בעבודה זו הם השכר לשכיר (ברוטו מנקודת ראות העובד) ומספר המועסקים בסקטור העסקי. המודל הנאמד הוא מודל דינמי, המתאר את תהליך ההתכנסות של השכר והמועסקים לשיווי משקל של הטווח הארוך. מתברר, שתהליכי ההתאמה בשוק העבודה נמשכים יותר משנה אחת: שינויים החלים בשכר הריאלי ובמספר המועסקים בשנה השוטפת הם לעתים תולדה של שינויים שאירעו במדיניות שנתיים ואף יותר קודם לכן.

היצע העבודה מושפע לחיוב מהפער, שבין מגמת השכר בסקטור העסקי למגמת השכר בסקטור הציבורי: עלייה של השכר בסקטור הציבורי מצמצמת את היצע העבודה לסקטור העסקי, וכך מביאה לעליית השכר ולירידת מספר המועסקים בסקטור זה. להעלאת שיעורי המסים הישירים על השכר יש השפעה ממתנת על היצע העבודה. במהלך התקופה הנחקרת היו שיעורים אלו במגמת עלייה מתמדת, שהביאה להצטמצמות היצע העבודה, ולכן – לעליית השכר ולירידת מספר המועסקים בסקטור העסקי. עוד נמצא, כי

\* מחלקת המחקר של בנק ישראל.

תודתי נתונה לצבי זוסמן וליעקב לביא על עצותיהם המועילות.

לגידול רכושו של הציבור יש השפעה ממתנת על היצע העבודה, וכי עליית משקלם של גילאי 25-44 בקרב האוכלוסייה בגיל העבודה מגדילה את היצע העבודה. הביקוש לעבודה יורד עקב גידולה של עלות העבודה, המוגדרת כשכר המשולם לעובד (במונחי מחירי התוצר), בתוספת המסים שהמעביד משלם בגין העובד. החל משנות השישים מאופיינים שיעורי מסים אלו במגמה מתמדת של עלייה, וזו פעלה למיתונו של הביקוש לעבודה. השפעה כזאת היתה גם לעליית המחיר היחסי של חומרי גלם. גורם נוסף, שעלייתו מגדילה את הביקוש לעבודה הוא היחס בין מחירי התוצר למחירי הצריכה הפרטית. משתנה זה מושפע משינויים במדיניות המסים העקיפים, התמיכות ומיסוי הצריכה מיבוא, ולכן השפעתו מבטאת גם שינויים או ציפיות לשינויים באמצעי המדיניות הללו.

ממצאי העבודה תומכים בהשקפה, כי להורדת שיעורי המסים על עבודה (הן אלו שמשלם העובד והן אלו שמשלם המעביד בגין העובד) ולריסון השכר בסקטור הציבורי תהייה השפעות חיוביות על הסקטור העסקי: צעדים אלו יביאו להרחבת היצע העבודה והביקוש לה בסקטור זה, ולכן – לעלייה של מספר המועסקים בו ושל התוצר העסקי. כיוון ששוק העבודה בישראל נתון, כידוע, להשפעה של כוחות והסדרים מוסדיים (ממשלה, איגודים מקצועיים ומעסיקים) – יש להניח, שרמות השכר והתעסוקה בסקטור העסקי מושפעות, לפחות בטווח הקצר, גם מגורמים אלו, ולכן אינן משקפות השפעה בלבדית של כוחות שוק. כאמור, המודל הנאמד מבוסס על ההנחה, כי הכוחות הבסיסיים הפועלים על שוק העבודה הם, בסופו של דבר, כוחות שוק – או, במלים אחרות, כי השפעת הגורמים המוסדיים מוגבלת לטווח הקצר. עם זאת חשוב להדגיש: העובדה שהמודל נמצא מתאים לנתוני המשק הישראלי אינה מוכיחה עדיין את אמיתותה של הנחתנו. כדי לבדוק זאת, יש לנסח מודל, שיכלול במפורש את השפעת הכוחות המוסדיים, דבר שלא עשינו בעבודה זו.

## 1. הקדמה

עקומת פיליפס (המורחבת) היא עדיין נקודת מוצא מקובלת למדי במחקרים אמפיריים שמטרתם לבחון את התפתחות השכר. לפי גישה זו, שינויים בשכר הנומינלי נובעים משינויים באינפלציה הצפויה ומעורף ביקוש בשוק העבודה.

בגישה זו כרוכים כמה קשיים. קושי אחד טמון במדידת עורף היצע העבודה: מקובל להשתמש בשיעור האבטלה כמדד לפער שבין היצע העבודה ובין הביקוש לה; כיוון שכוח העבודה האזרחי כולל גם אנשים הטוענים כי הם מחפשים עבודה, אך למעשה אינם מעוניינים לעבוד (בשכר הנתון), אלא רק לזכות בדמי אבטלה – אין שיעור האבטלה משקף בהכרח את העורף של היצע העבודה. במחקרים לא מעטים אכן נמצא, כי הקשר בין השינויים בשכר לשיעור האבטלה אינו יציב, ולעיתים קרובות לא נמצא כיניהם כל קשר.

קושי אחר כרוך בניית התפתחותו של השכר בסקטור מסוים (למשל בסקטור העסקי), שכן שיעור האבטלה הנמדד לסך המשק אינו משקף בהכרח את המצב בסקטור שאותו אנו מעוניינים לחקור. קושי נוסף, מהותי יותר, נעוץ בעובדה, שעורף היצע העבודה (או שיעור האבטלה) הוא משתנה אנדרוגני, הנקבע ברזומנית עם השכר. לכן עשויה עקומת פיליפס לשמש, לכל היותר, כלי לחיזוי השינויים, שיחולו בשכר הנומינלי בטווח הקצר, אולם אינה יכולה להסביר את התפתחות המגמה של השכר הריאלי והתעסוקה בטווח הארוך. כדי להסביר מגמה זו, יש לזהות תחילה את הגורמים האקסוגניים המשפיעים על היצע העבודה ועל הביקוש לה.

בעקבות המאמר של Lucas and Rapping (1970) גברה המודעות לקשיים אלו, והתפתחה ספרות

תיאורטית ואמפירית של מודלים מגוונים של שוק העבודה ובמרכזם משוואות של היצע עבודה וביקוש לה<sup>1</sup>.

את המודלים הללו ניתן לחלק לשני סוגים: מודלים של אי-שווי משקל ומודלים של שיווי משקל. עבודה זו מבוססת על הגישה של Lucas and Rapping (1970), שלפיה הכוחות הבסיסיים הפועלים בשוק העבודה הם כוחות של שיווי משקל. גישה זו אינה מתעלמת מקיומן של קשיחויות מסוימות בשוק העבודה; קשיחויות אלו, הנובעות מהוצאות התאמה, ניכרות בניסוח הדינמי של משוואות ההיצע והביקוש, המבטא מעבר משיווי משקל של טווח קצר לשיווי משקל של טווח ארוך.

Lucas and Rapping גוורים את משוואות היצע העבודה באמצעות תהליך אופטימיזציה של פרט מייצג. התועלת של הפרט מושפעת מארבעה משתנים: צריכה בהווה, צריכה בעתיד, פנאי בהווה ופנאי בעתיד. המגבלה, שכפניה עומד הפרט, היא מגבלת מקורותיו: הערך המהווון של צריכתו שווה לערך המהווון של הכנסותיו מעבודה בתוספת רכישו ההתחלתי. מניסוח כזה מתקבלת פונקציית היצע העבודה, שלפיה הכמות המוצעת של (שעות) עבודה תלויה בגורמים הבאים: שכר בהווה, שכר צפוי בעתיד, ערך הרכוש הלא-אנושי וגורם ההיוון (כלומר הריבית הריאלית הצפויה).

פונקציית הביקוש לעבודה נגזרת מהתנאי של שוויון בין השכר לתפוקה השולית של עבודה. החוקרים הנדונים מניחים, כי מתנהלת תחרות משוכללת — הגוררת (בתנאי רווח מרבי) שוויון בין השכר לתפוקה השולית של העבודה; כן הם מניחים פונקציית ייצור בעלת גמישות תחלופה יחידתית (C.E.S.), שבה התפוקה השולית של עבודה פרופורציונלית לתפוקה ליחידת עבודה. מכאן מתקבל קשר לוג'ליניארי פשוט בין כמות העבודה ליחידת תפוקה ובין השכר הריאלי.

בעבודה זו אנו מתמקדים בהתפתחות השכר ומספר המועסקים בסקטור העסקי. מאחר שהסקטור הציבורי מעסיק כשליש מהמועסקים במשק, ברור שלמדיניות השכר ולמספר המועסקים בו יש השלכות על הסקטור העסקי. אנו מניחים, שכאשר השכר בסקטור הציבורי עולה (ויתר המשתנים קבועים), גדל מספר המעוניינים לעבוד בסקטור זה, ולכן קטן היצע העבודה לסקטור העסקי. סביר להניח, שקיים גם היוון חוזר מהסקטור העסקי לסקטור הציבורי. יתר על כן: לעיתים הממשלה קולטת עובדים כדי למנוע אבטלה, ומכאן שהתנהגות הממשלה תלויה גם בהתפתחויות בסקטור העסקי. (טיפול נאות בנושאים אלו כרוך בניסוח מודל התנהגותי של הסקטור הציבורי, משימה שהיא מעבר למטרות העבודה הנוכחית).

## 2. המודל

נסמן:

$l$	— מספר המועסקים בסקטור העסקי;
$w$	— השכר לשכיר בסקטור העסקי (במונחי כוח קנייה);
$y$	— התוצר המקומי הגולמי של הסקטור העסקי;
$ryc$	— היחס בין מחירי התוצר למחירי הצריכה הפרטית;
$rpy$	— היחס בין מחירי חומרי הגלם למחירי התוצר;
$wg$	— השכר לשכיר בסקטור הציבורי;
$a$	— הרכוש (הלא-אנושי);
$n$	— האוכלוסייה בגיל העבודה;
$c$	— האוכלוסייה בגילים 25 עד 44;
$tw$	— שיעור המסים הישירים על השכר;
$tk$	— שיעור המסים על המעביד בגין העובד;

<sup>1</sup> סקירה של נושא זה נמצאת אצל Nickell (1984).

כל המשתנים (פרט ל- $tw$  ו- $tk$ ), הם ריאליים, ובמונחי לוגריתמים. מקור הנתונים ומהותם מוסברים בנספח 1. בהמשך נשתמש גם בסימן הבא:

$$Ltw = \log(1 - tw)$$

$$Ltk = \log(1 + tk)$$

א. היצע העבודה

$$(1) \quad l^s - n = \alpha_0 + \alpha_1 w - \alpha_2 wg - \alpha_3(a - n) + \alpha_4(c - n) + \alpha_5 Ltw.$$

משוואה זו נגזרת מהתיאוריה של בחירה בין פנאי לעבודה.<sup>2</sup> לפי גישה זו, היצע העבודה תלוי בשכר הריאלי וברכוש הלא-אנושי. אם השפעת התחלופה חזקה מהשפעת ההכנסה, המקדם של השכר הריאלי ב-(1) הוא חיובי. מאחר שפנאי אינו מוצר נחות, נצפה שהמקדם של  $a$  ב-(1) יהיה שלילי. האוכלוסייה בגיל העבודה ( $n$ ) מייצגת את תשומת העבודה הפוטנציאלית. המשתנה המוסבר במשוואה זו הוא השיעור המוצע של המועסקים, דהיינו  $l^s - n$ .

משוואה (1) מנוסחת לסקטור העסקי. כאמור, סביר להניח, כי העלאת השכר בסקטור הציבורי תמשוך עובדים לסקטור זה, ולכן תביא להקטנת היצע העבודה לסקטור העסקי. מאחר שמשתנה זה אינו אקסוגני לחלוטין, בעיקר בטווח הארוך יותר, נהגנו בו, בשלב האמידה, ככמשתנה אנדוגני, וזאת כדי למנוע הטיות אפשריות באומדנים.

השכר המופיע במשוואה (1) הוא השכר ברוטו (השכר שמשלם המעביד). יש להניח, שגם לשכר הפנוי יש חשיבות בקביעת היצע העבודה. מסיבה זו הוספנו למשוואה (1) משתנה נוסף ( $Ltw$ ), המייצג את השפעת שיעורי המסים הישירים על השכר (מס הכנסה ודמי ביטוח לאומי). אנו מניחים, שלעליית שיעורי המסים תהיה השפעה ממתנת על היצע העבודה. (ייתכן כי השכר הרלבנטי להיצע העבודה הוא השכר נטו. אם כן, המקדמים  $\alpha_1$  ו- $\alpha_5$  יהיו זהים. כפי שנראה בהמשך,  $\alpha_1 < \alpha_5$ .) בשני העשורים הקודמים חלו שינויים בהרכב הגילים של האוכלוסייה; בהנחה, כי שינויים אלו השפיעו על שיעור התעסוקה, הוספנו למשוואה (1) את משקלם של גילאי 25 עד 44, כמשתנה מסביר נוסף. אנו מצפים, כי עליית משקל הגילאים האלה תגדיל את היצע העבודה, ולכן המקדם של משתנה זה צריך להיות חיובי.<sup>3</sup>

ב. הביקוש לעבודה

$$(2) \quad l^d = \beta_0 - \beta_1(w + Ltk - rpyc) + \beta_2 y + \beta_3 rpyc - \beta_4 rpyc.$$

משוואה זו נגזרת מהשוויון בין עלות העבודה ובין התפוקה השולית של עבודה, כאשר מניחים פונקציית ייצור מסוג C.E.S. Lucas and Rapping (1970) ו-Rosen and Quandt (1978)

<sup>2</sup> תשומת העבודה במודל זה נמדדת באמצעות מספר המועסקים. בררך כלל יש בטווח הקצר תחלופה בין מועסקים לשעות עבודה, ובמודל שלם יותר יש לנסח משוואה שתתאר קשר כזה. לחלופין, ניתן להשתמש בשעות העבודה כמדד לתשומת העבודה. כיוון שניסיונות ראשונים לא עלו יפה, וייתכן שהדבר נובע מבעיית מדידה — השתמשנו במספר המועסקים.

<sup>3</sup> כבדיקה האמפירית ניסינו לבחון את ההשפעה של כמה קבוצות גילים. רק השפעתה של קבוצת הגילים 25 עד 44 נמצאת משמעותית. נציין גם, שכאשר משתמשים בסך האוכלוסייה (+15) כגודל המשקף כוח עבודה פוטנציאלי. התוצאות המתקבלות טובות מתוצאות השימוש באוכלוסיית הגילאים 15 עד 64. עם זאת ייתכן, שעניין זה טעון בדיקה נוספת.

משתנה נוסף שעשוי להשפיע על היצע העבודה הוא גובה דמי האבטלה. כאשר בדקנו את השפעתו של משתנה זה (סך דמי אבטלה ליום, ולחלופין — דמי אבטלה למוכטל), נמצאה השפעה שלילית, אולם לא מובהקת. זאת, אולי משום שרמי אבטלה משולמים רק החל משנת 1973, ולכן אין די תצפיות, שתאפשרנה כימות סביר של השפעת משתנה זה.

משתמשים במשוואה דומה, אך מדגישים כי אין זו משוואת ביקוש "אמיתית", מפני שהתוצר ( $y$ ) בה אינו משתנה אקסוגני לשוק העבודה. פתרון הקושי המושגי הכרוך בכך הוא מעבר למטרתה של עבודה זו, אולם על הקושי האקונומטרי ניתן להתגבר באמצעות ראיית התוצר בשלב האמידה כמשתנה אנדוגני. המשתנים הנפתרים במודל הם מספר המועסקים בסקטור העסקי ( $l$ ) והשכר כרוטו מנקודת ראות העובד ( $w$ ), מנוכה במחירי הצריכה הפרטית. עלות העבודה הרלבנטית למשוואת הביקוש שווה לשכר כרוטו במונחי מחירי התוצר ובתוספת המסים שמשלם המעסיק בגין העובדים. מאחר שהמודל מנוסח במונחים ריאליים, ובעזרת שתי משוואות ניתן לפתור רק שני נעלמים, הוספנו למשוואת הביקוש משתנה נוסף, שהוא היחס בין מחירי התוצר למחירי הצריכה הפרטית ( $rpyc$ ). משתנה זה מושפע מהמדיניות לגבי המסים העקיפים, התמיכות, מיסוי הצריכה מיבוא והשכר בסקטור הציבורי. לכן השפעתו מבטאת גם השפעה של שינויים (וציפיות לשינויים) באמצעי המדיניות הללו. לפיכך לא כפינו על  $rpyc$  מקדם זהה למקדם השכר. נציין, שמשנתה זה אינו בהכרח אקסוגני לשוק העבודה, ולכן בשלב האמידה התייחסנו אליו כאל משתנה אנדוגני.

משתנה נוסף שעשוי להשפיע על הביקוש לעבודה הוא המחיר היחסי של חומרי גלם. בהנחה שחומרי גלם הם גורם ייצור משלים לעבודה, עלייה של מחירם תקטין את הביקוש לעבודה.

### 3. ממצאים אמפיריים

#### א. התנהגות המשתנים הרלבנטיים בתקופה הנחקרת

בלוח 1 מוצגים הממוצעים ומקדמי ההשתנות (סטיית התקן ביחס לממוצע) לקצבי הגידול של המשתנים הרלבנטיים בתקופה הנחקרת ובשתי תתי-תקופות: 1962 עד 1972 ו-1973 עד 1984. מהלוח אנו למדים, שבמשך התקופה כולה גדלו כל המשתנים (פרט למחירים היחסיים והרכוש) בשיעור דומה (כ-3% בממוצע לשנה). ראוי לשים לב במיוחד לאחידות היחסית בקצבי הגידול של התוצר למועסק, של עלות העבודה ושל השכר בסקטור הציבורי.

בתקופות המשנה התמונה פחות אחידה. כך, למשל, קיים פער מסוים בין קצב הגידול של התוצר למועסק ובין זה של השכר הריאלי. בתקופה הראשונה היה גידולו של התוצר למועסק מהיר יותר מגידול השכר הריאלי, ובתקופה השנייה — איטי יותר. עם זאת, בשתי תקופות המשנה הפער בין קצבי הגידול של התוצר למועסק ועלות העבודה קטן מן הפער בין התוצר למועסק ובין השכר מנקודת ראות העובד. (נתון זה מתיישב עם ההנחה, שהביקוש לעבודה קשור בעלות העבודה.)

תופעה בולטת אחרת היא עליית שיעורי המס על העובדים ועל המעבידים. שיעור המס על העובדים גדל בהתמדה מכ-12% בראשית שנות השישים לכ-27% באמצע שנות השמונים, וזאת עקב העלאת שיעורי המסים (שינוי פונקציית המס) ועליית השכר הריאלי, על רקע המבנה הפרוגרסיבי של מערכת המסים. לעליית שיעורי המסים שמשלמים העובדים היתה השפעה ממתנת על היצע העבודה, ומשום כך גדלה עלות העבודה, והמועסקים בסקטור העסקי פחתו. גם שיעור המס על המעסיקים גדל בהתמדה, וגידולו הקטין את הביקוש לעבודה.

תופעה מעניינת נוספת היא, כי גידולו של הרכוש לנפש בתקופה השנייה היה מהיר יותר מאשר בתקופה הראשונה, וזאת למרות האטת קצב גידולם של התוצר ושל מספר המועסקים. תופעה זו (יתר הגורמים קבועים) מביאה לירידת היצע העבודה.

מקדמי ההשתנות ניתן ללמוד, שהשכר בסקטור הציבורי והמחירים היחסיים (של התוצר ביחס למחירי הצריכה הפרטית ושל מחירי חומרי הגלם ביחס לתוצר) מאופיינים בתגודות חריפות. תגודות אלו נבעו בחלקן משינויים חדים במדיניות (השכר, המסים העקיפים והתמיכות) ובמחירי חומרי גלם גם בעולם — שינויים שהתבטאו (דרך משתנים אלו) בשוק העבודה.

## לוח 1

## קצבי הגידול של המשתנים הרלבנטיים

מקדמי ההשתנות			ממוצע שיעורי השינוי השנתיים				
-1962	-1973	-1962	-1962	-1973	-1962		
1984	1984	1972	1984	1984	1972		
(אחוזים)							
1.4	2.0	1.0	3.0	2.3	3.8	w	השכר בסקטור העסקי
2.5	4.1	1.8	2.8	1.9	3.8	wg	השכר בסקטור הציבורי
1.4	3.5	0.7	3.2	1.4	5.2	$w + Ltk - rpyc$	עלות העבודה למעסיקים
2.0	12.0	1.0	2.8	-0.2	6.1	$(y - 1)$	התוצר למועסק
1.2	0.9	1.2	2.7	1.8	3.6	1	מספר המועסקים
0.8	0.5	1.2	3.8	5.2	2.3	$(a - n)$	הרכוש לנפש
0.4	0.2	0.3	3.0	2.3	3.7	n	האוכלוסייה
							האוכלוסייה בגילים
0.5	0.3	0.6	3.0	3.4	2.6	c	25 עד 44
(נקודות אחוז)							
18.8	2.5	2.3	0.1	1.0	-0.9	rpyc	היחס בין מחירי התוצר לצריכה
7.6	15.8	4.5	1.3	-0.3	2.9	rpmv	היחס בין מחירי חומרי הגלם למחיר התוצר
(נקודות אחוז)							
			17.6	21.8	13.1	tw	שיעור המס הישיר על העובדים
			8.6	11.8	5.1	tk	שיעור המס על המעסיק

## ב. האפיון הדינמי

משוואות (1) ו-(2) מאפיינות מצב של שיווי משקל בטווח הארוך. Lucas and Rapping (1970) מציינים, כי ההנחה, שקיים שיווי משקל בכל נקודת זמן אינה עומדת בסתירה להערכה, שבטווח הקצר היצרנים והצרכנים אינם בהכרח באופטימום. לשינויים בכמות העבודה יש מחיר, ולכן תהליך התאמה של הכמות הרצויה לכמות בפועל הוא הדרגתי. כל תהליך התאמה מתבטא בסופו של דבר בפיגורים של המשתנה התלוי ו/או של המשתנים המסבירים. Lucas and Rapping (1970) הניחו תהליך התאמה מסוים. לעומת זאת נקטו Beenstock and Warburton (1982) גישה של "מודל של תיקון טעות", כפי שהיא מוצגת בידי Davidson et al. (1978).

בעבודה זו נקטנו את הגישה הבאה: תחילה איפשרנו פיגור אחד לכל המשתנים. בהדרגה השמטנו את הפיגורים שנראו בלתי מובהקים, וכפינו מגבלות שנמצאו מתאימות. נציין, שבתהליך ה"חיפוש" השתמשנו באמידה סימולטנית של המשוואות — ררך הכרחית, אף שהיא מקשה על תהליך החיפוש. הדרגמה של ההבדלים המשמעותיים בין אומדני ריבועים פחותים רגילים ובין אומדני משתנה עזר תוצג בסעיף הבא.

## ג. אומדני משוואות המבנה

האומדנים המוצגים להלן הם אומדני ריבועים פחותים בשלושה שלבים. כדי להבטיח, שהאומדנים המתקבלים אינם מוטים, התייחסנו, בשלב האמידה, אל התוצר (y), אל היחס בין מחירי התוצר והצריכה (rpyc) ואל השכר בסקטור הציבורי (wg) כאל משתנים אנדרוגניים. (משתני העזר הם יתר המשתנים

המוגדרים כמודל). נרגיש, שקיום אלמנטים אנרוגניים כמשתנים הללו אינו מוציא מכלל אפשרות את השפעתם על שוק העבודה; השפעה כזאת תיתכן, כאשר השינוי נובע משינויים במדיניות או מזעזועים חיצוניים.

היצע העבודה:

$$\begin{aligned}
 (א1) \quad l_t - n_t = & -0.151 + 0.186[(w_t + w_{t-1}) - (wg_t + wg_{t-1})] \\
 & (-0.7) \quad (3.3) \\
 & -0.069(a_t - n_t) + 0.301(l_{t-1} - n_{t-1}) + 0.207(c_t - n_t) \\
 & (-1.7) \quad (1.9) \quad (1.8) \\
 & + 0.888(c_t - c_{t-1}) + 0.432Ltw \\
 & (3.1) \quad (2.2)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.824 \quad DW = 2.49 \quad s = 0.01637 \quad T = 23$$

הביקוש לעבודה:

$$\begin{aligned}
 (א2) \quad l_t = & 2.042 - 0.395(w_t + Ltk - rpyc) + 0.285(y_t + y_{t-1}) \\
 & (14.2) \quad (-4.3) \quad (13.3) \\
 & + 0.933rpyc_{t-1} - 0.166(rpm_y_t - rpm_y_{t-1}) \\
 & (10.5) \quad (-3.8)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.992 \quad DW = 2.02 \quad s = 0.01418 \quad T = 23$$

היצע העבודה (משוואה א1) מושפע מהפער בין מגמת השכר בסקטור העסקי למגמת השכר בסקטור הציבורי. ממצא זה מלמד, שבקביעת היצע העבודה מנחים את הציבור שיקולים ארוכי טווח יותר מתנודות זמניות של השכר. מלוח הגמישיות (לוח 2) אנו למדים, שרגישות ההיצע לפער המגמות (בין השכר בסקטור העסקי לשכר בסקטור הציבורי) היא גבוהה יחסית (0.53 בטווח הארוך). כפי שניתן לראות, לשיעור המיסוי על עבודה ( $Ltw$ ) יש השפעה מובהקת על היצע העבודה. עלייה של 10% ב- $Ltw$  (שמשמעותה ירידה של כ-7 נקודות אחוז בשיעור המס) תביא לעלייה של כ-4% בכמות המוצעת של מועסקים בטווח הקצר ולעלייה של כ-6% בטווח הארוך. ברור למדי, כי למשתנה זה יש השפעה ניכרת על היצע העבודה.

את המסים על השכר היה ניתן לשלב בצורה אנלוגית לשכר, כלומר להתייחס מראש אל השכר הנקי. מתברר, שמקדם המסים גדול באופן מובהק ממקדם השכר. במסים קיים אלמנט אנרגוני ניכר, שהרי סך המסים על השכר הוא פונקציה ישירה של השכר. ההתייחסות אל שיעור המס כאל משתנה מסביר מאפשרת להתגבר, במידה רבה, על קושי זה. כאמור, בגלל המבנה הפרוגרסיבי של פונקציית המס, יכולים שיעורי המיסוי כפועל להשתנות כתוצאה משינויים ברמת השכר, בלי שפונקציית המס תשתנה — אולם המקדם של  $Ltw$  במשוואה "מנוכה" מהשפעה כזאת, כי השכר מופיע גם הוא כמשתנה מסביר באותה משוואה. במלים אחרות, המקדם של  $Ltw$  מבטא את ההשפעה של שינויים במדיניות המסים (כלומר בפונקציית המס) על היצע העבודה.

משתנה נוסף שמשפיע על היצע העבודה הוא הרכוש. סימן המקדם של הרכוש הוא, כצפוי, שלילי, אם כי גמישות ההיצע ביחס למשתנה זה אינה גבוהה במיוחד.

גמישות היצע העבודה ביחס למשתנה הרמוגרפי  $c$  (אוכלוסיית בני 25 עד 44) גבוהה מאוד בטווח הקצר ונמוכה בטווח הארוך. מכאן, ששינויים חריפים גורמים לתנודות חריפות בשוק העבודה, בעוד שהשפעתו של משתנה זה על המגמה היא מתונה יחסית. השינויים בו היו למעשה מתמשכים: בשנים 1968 עד 1972 גבר בהתמדה קצב עלייתו, והדבר האיץ את גידולו של היצע העבודה. לעומת זאת החל משנת 1973 ירד קצב הגידול של  $c$  ירידה מתמדת, וזו האטה את היצע העבודה. השתנותו של  $c$  קטנה בדרך כלל מהשתנות התעסוקה — דבר הממעיט ממדימנות ההערכה הכמותית של השפעת משתנה זה.

## לוח 2

## גמישויות הביקוש וההיצע

משתני ההיצע					
$w$	$wg$	$a$	$c$	$Ltw$	
0.19	-0.19	-0.07	1.1	0.43	בטוח הקצר
0.53	-0.53	-0.10	0.21	0.61	בטוח הארוך
משתני הביקוש					
$w$	$\gamma$	$rpyc$	$rpm\gamma$		
-0.40	0.29	0	-0.17		בטוח הקצר
-0.40	0.58	0.93	0		בטוח הארוך

כל האומדנים המופיעים במשוואת הביקוש לעבודה (משוואה 2א') הם בעלי ערך  $t$  גבוה, וגודל הגמישויות של הטוח הקצר ושל הטוח הארוך סביר בהחלט. הגמישות ביחס לתוצר נמוכה מיחידתית, ומכאן שמשוואת הביקוש אינה נגזרת מפונקציית ייצור מסוג קוב-דוגלס. (הגמישות הנגזרת מפונקציה כזאת היא יחידתית). לפיגור הראשון של המחיר היחסי של התוצר (ביחס לצריכה) יש השפעה ניכרת על הביקוש לעבודה: זאת, כנראה, משום שהמחיר היחסי מושפע מאמצעי מדיניות מסוימים, (מדיניות מסים עקיפים ותמיכות, מיסוי הצריכה מיבוא, מדיניות השכר בסקטור הציבורי), ולכן השפעתו של משתנה זה מבטאת גם את השפעת הגורמים האלה (או ציפיות לגביהם). ההשפעה העיקרית של המחיר היחסי של חומרי הגלם על הביקוש לעבודה היא בטוח הקצר. ייתכן שהדבר מצביע על גמישות מסוימת (בטוח הארוך יותר) בבחירת הרכבם של גורמי הייצור.

בלוח 3 מוצגים כמה אפיונים חלופים של פונקציית היצע העבודה. כל אפיון נאמד גם כשיטת ריבועים פחותים רגילים וגם כשיטת משתנה עזר. ההבדל הניכר בין התוצאות המתקבלות בשתי השיטות מעיד על החשיבות הרבה של אמידה סימולטנית: רק כך מתקבלים אומדנים סבירים למקדמים של משוואת היצע העבודה. הביקוש לעבודה נמצא פחות רגיש לבעיית הסימולטניות, ומכאן, שהמשתנים האקסוגניים המשפיעים על פונקציית היצע העבודה הם במונח מסוים "תנודתיים" יותר מאלו המשפיעים על הביקוש. נקודה נוספת הראויה לציון היא קיומו של מיתאם גבוה בין חלק מהמשתנים המסבירים בפונקציית היצע העבודה. בלוח 3 מוצגים אומדנים חלופים של פונקציית ההיצע שבהם מושמט בכל פעם אחד מהמשתנים  $c - n$ ,  $Ltw$  ו-  $l_{-1} - n_{-1}$ . בכל המקרים ערך  $t$  של המשתנים האחרים גדל במידה ניכרת.

## ד. סימולציה דינמית (היסטורית)

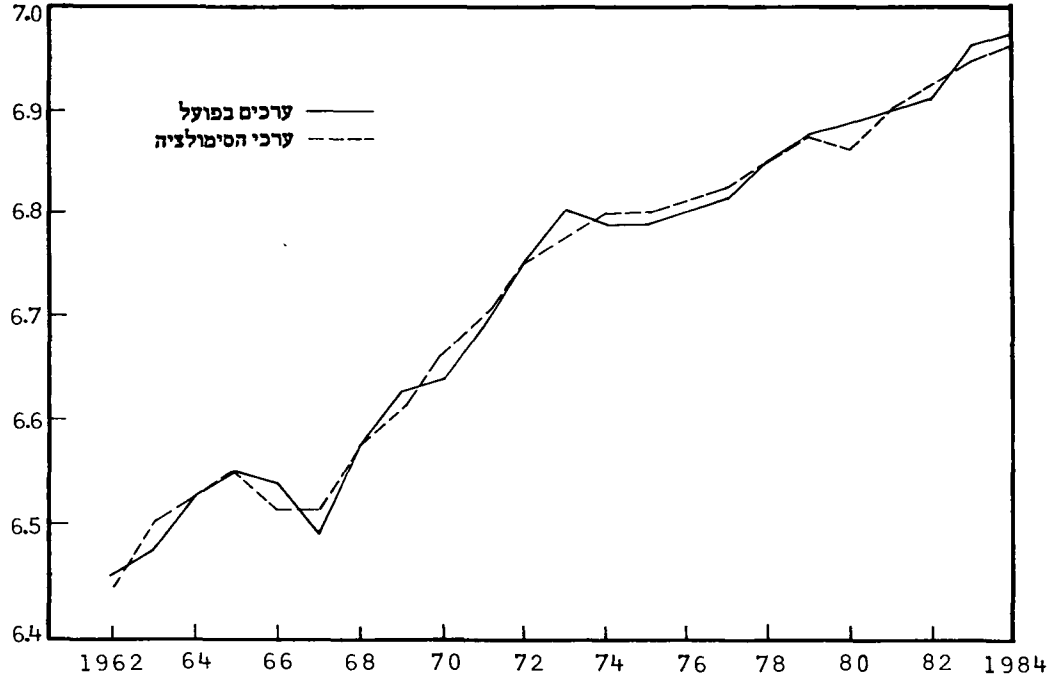
למשוואות (2א') ו-(2ב') רמת הסבר טובה, וכל האומדנים מובהקים (כרמת מובהקות של 5%, פרט למקדם של  $c - n$ ). רמת הסבר גבוהה ומובהקות של המקדמים אינן ערובה לטיבו של מודל. דרך מקובלת לבחון את טיבו של מודל סימולטני היא סימולציה דינמית היסטורית, המתבצעת כדלהלן: מציבים את ערכי המשתנים האקסוגניים לגבי כל התקופה ואת ערכי הפרמטרים שנאמדו, מציבים ערכים התחלתיים למשתנים האנדוגניים, ופותרים את המשתנים האלה. ערכי המשתנים האנדוגניים שנפתרו בתקופה הקודמת משמשים תשומה לתקופה השוטפת, וכך מתבטאת ה"דינמיקה". השוואת הערכים הנפתרים על ידי הסימולציה עם הערכים בפועל מלמדת על יכולתו של המודל לשחזר את מסלול המשתנים האנדוגניים. ייתכן מאוד, שההסבר הסטטיסטי של משוואות המבנה הוא טוב, ואילו בסימולציה דינמית יתקבלו תוצאות גרועות.



דיאגרמה 1

סימולציה דינמית היסטורית של מספר המועסקים בסקטור העסקי, 1962 עד 1984

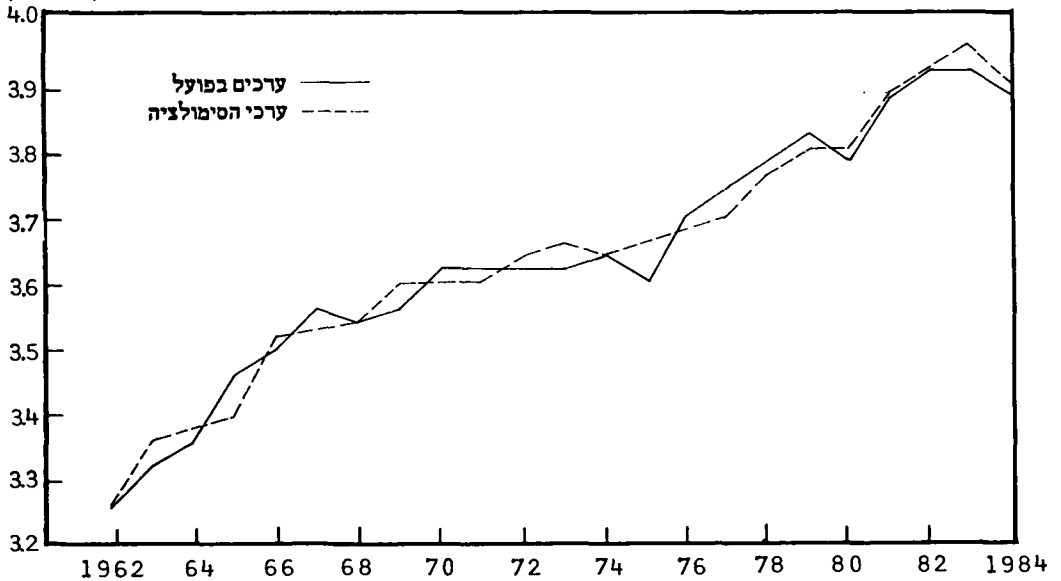
(לוג) מספר המועסקים



דיאגרמה 2

סימולציה דינמית היסטורית של השכר בסקטור העסקי, 1962 עד 1984

(לוג) השכר בסקטור העסקי



לוח

אומדני ריבועים פחותים פנגר אומדני משהנה עזר,

$a_t - n_t$	$l_{t-1} - n_{t-1}$	$c_t - n_t$	$c_t - c_{t-1}$	$Ltw$	$DW$	$s$	$R^2$
-0.039 (-0.6)	0.116 (0.5)	0.300 (1.7)	1.250 (3.0)	0.116 (0.4)	2.13	0.012181	0.795
-0.101 (-1.2)	0.223 (0.9)	0.374 (1.9)	1.300 (2.8)	0.262 (0.8)	2.55	0.02395	0.753
-0.077 (-1.3)	0.132 (0.6)	0.384 (2.5)	1.359 (3.4)	0.217 (0.8)	2.34	0.02181	0.782
-0.091 (-1.5)	0.214 (0.9)	0.354 (2.2)	1.278 (3.0)	0.236 (0.8)	2.51	0.02276	0.763
-0.070 (-0.1)	0.213 (1.0)	0.256 (1.6)	1.101 (2.9)	0.268 (1.0)	2.43	0.10956	0.836
-0.107 (-1.5)	0.300 (1.4)	0.273 (1.6)	1.040 (2.6)	0.388 (1.3)	2.48	0.02053	0.819
0.090 (-1.8)	0.231 (1.2)	0.298 (2.1)	1.134 (3.1)	0.319 (1.3)	2.54	0.01912	0.832
-0.098 (-1.9)	0.287 (1.4)	0.256 (1.8)	1.025 (2.7)	0.365 (1.4)	2.45	0.01967	0.823
-0.069 (-1.7)	0.301 (1.9)	0.207 (1.8)	0.888 (3.1)	0.432 (2.2)	2.49	0.01637	0.824
-0.072 (-1.7)		0.35 (3.9)	1.148 (4.2)	0.550 (2.8)	2.34	0.01690	0.812
-0.040 (-0.9)	0.480 (3.6)		0.660 (2.2)	0.455 (2.1)	2.23	0.01824	0.781
-0.141 (-4.9)	0.421 (2.5)	0.215 (1.7)	0.932 (2.9)		2.27	0.01714	0.806

בסוגריים — ערכי t.

קריטריון מקובל לבדיקת טיבה של סימולציה הוא מקדם אייהשוויון של טייל. (ראה למשל Pyndyck and Rubinfeld, 1981). נסמן ב- $A$  ובי- $S$  את הערכים בפועל ואת הערכים שהתקבלו מהסימולציה, בהתאמה. מקדם אייהשוויון של טייל מוגדר:

$$U = \frac{\sqrt{(1/T)\sum(S_t - A_t)^2}}{\sqrt{(1/T)\sum S_t^2 + \sqrt{(1/T)\sum A_t^2}}}$$

מקדם זה מקבל ערכים בין 0 ל-1, ואם  $U = 0$ , ההתאמה מושלמת. מקובל לפרק מקדם זה לשלושה גורמים:  $UB$ ,  $UV$  ו- $UC$ , כאשר

## לאסיונים שונים של משוואת היצע העבודה 1862 עד 1884

האפיון	השיטה	הקבוע	$w_t$	$wg_t$	$w_t - wg_t$	$w_t + w_{t-1}$	$wg_t + wg_{t-1}$	$(w_t + w_{t-1})$ $-(wg_t + wg_{t-1})$
1	OLS	-0.573 (-0.2)	-0.049 (-0.3)	-0.043 (-0.4)				
1	IV	-0.035 (-0.1)	0.202 (1.0)	-0.179 (-1.3)				
2	OLS	-0.097 (-0.3)			0.048 (0.5)			
2	IV	0.001 (0.0)			0.172 (1.4)			
3	OLS	-0.036 (-0.1)				0.112 (1.4)	-0.135 (-2.1)	
3	IV	-0.007 (-0.0)				0.210 (2.3)	-0.200 (-2.8)	
4	OLS	-0.044 (-0.2)						0.138 (2.3)
4	IV	-0.005 (-0.0)						0.198 (3.0)
5	3SLS	-0.151 (-0.7)						0.176 (3.3)
6	3SLS	-0.245 (-1.1)						0.148 (2.7)
7	3SLS	-0.323 (-1.4)						0.203 (3.6)
7	3SLS	0.219 (1.3)						0.168 (2.9)

$$UB = (\bar{S} + \bar{A})^2 / (1/T) \sum (S_t - A_t)^2$$

$$UV = (\sigma_S - \sigma_t)^2 / (1/T) \sum (S_t - A_t)^2$$

$$UC = 2(1 - \rho) \sigma_S \sigma_A / (1/T) \sum (S_t - A_t)^2$$

$UB$  משמש אינדיקטור לטעות שיטתית בערכים החזויים: ערך זה צריך להיות קטן ככל האפשר. (ערך גבוה מ-0.1 מורה על אפשרות של הטיה שיטתית.)  $UV$  משמש אינדיקטור ליכולתו של המודל לשחזר את השתנות הסדרה המקורית. ערך גדול של  $UV$  מלמד, שהשתנות הסימולציה קטנה יחסית להשתנות הסדרה המקורית. המקדם  $UC$  משמש מדרג ל"טעות לא שיטתית". המצב האידיאלי הוא:  $UB = 0$ ,  $UV = 0$ ,  $UC = 1$

ממצאי הסימולציה מוצגים בדיאגרמות 1 ו-2 ובלוח 4. מהדיאגרמות ומהלוח ניתן ללמוד, שהמודל משחזר היטב את השכר ואת מספר המועסקים. מידת הקרבה של הערכים בפועל לערכי הסימולציה היא גבוהה, ואין חשש להתבררות של המשתנים האנדרוגניים.

## לוח 4

פירוק פייל של ערפי הפימולציה פנגד הערפים בפועל

<i>l</i>	<i>w</i>	המשתנה
0.996	0.998	ריבוע מקדם המיתאם
0.00109	0.00366	<i>U</i>
0.00024	0.00037	<i>UB</i>
0.00645	0.00354	<i>UV</i>
0.99330	0.99610	<i>UC</i>

ה. רגישויות דינמיות (מצטברות) של הצורה המצומצמת

כלוח 5 מוצגות הרגישויות הדינמיות הנגזרות מהצורה המצומצמת של השכר והמועסקים ביחס למשתנים האחרים (תאקסוגניים) שבמודל. רגישויות אלו מתארות את עוצמת ההשפעה של המשתנים השונים בכל שלב של תהליך ההתאמה. המספרים כלוח מציינים את שיעורי השינויים (באחוזים) החלים בשכר ובמספר המועסקים עקב הגדלת כל אחד מהמשתנים באחוז אחד.

נבחן תחילה את הרגישות ביחס לשכר של הסקטור הציבורי. עלייה של 10% בשכר של הסקטור הציבורי גורמת בה בשנה לעלייה של כ-3% בשכר של הסקטור העסקי ולירידה של כ-1.3% במספר המועסקים בסקטור זה. בשנה שלאחר מכן עולה השכר העסקי בכ-3% נוספים, ומספר המועסקים יורד בכאחוז נוסף.

נבדוק את הרגישות ביחס ל- $Ltw$ . עלייה של 10% ב- $Ltw$  משמעותה ירידה של כ-7% נקודות אחוז בשיעור המס הישיר ב-1984 (מכ-24% לכ-17%, קרוב לשיעור ששרר באמצע שנות השבעים). צעד כזה יגרום לעלייה של היצע העבודה, וכתוצאה מכך ירד השכר הריאלי בכ-7%, והתעסוקה תגדל בכ-2.6% (במונחי שנת 1984, עליית מספר המועסקים שווה לכשליש מסך הבלתי מועסקים באותה שנה).

רגישות השכר ומספר המועסקים ביחס לשינוי בשיעורי המס על המעסיק נמוכה מעט מזו של שיעורי המס הישיר — אולם כאשר מורידים את שיעורי המס על המעסיק, גדל הביקוש לעבודה, ולכן גדלים גם השכר וגם מספר המועסקים. נניח, שברצוננו להגדיל את מספר המועסקים באחוז. כדי להשיג זאת ניתן להוריד את שיעור המס הישיר, או, לחלופין, להוריד את המס על המעסיק. ניתן להראות, שבמקרה השני סך גביית המס תיפגע פחות מאשר במקרה הראשון (ירידה של כ-13% בסך גביית המס במקרה הראשון לעומת ירידה של כ-9% במקרה השני). נדגיש, שמשמעותם של חישובים מסוג זה היא מוגבלת, מפני שהורדת שיעורי המס תגדיל גם את התפוקה (ואת הרווחיות), ולכן, בסופו של דבר, יעלו מספר המועסקים, השכר, התוצר וסך גביית המסים.

בחינה דומה של הרגישויות ביחס לשאר המשתנים מלמדת, שעיקר ההתאמה מתקיימת בשנתיים הראשונות. תגודות קטנות חלות בחלק מהמשתנים גם לאחר שנתיים. רגישותו של השכר ביחס לכל המשתנים גבוהה מזו של מספר המועסקים. השכר רגיש במיוחד לשינויים בשיעורי המסים, השכר של הסקטור הציבורי, התוצר והיחס בין מחירי התוצר והצריכה. הרגישות הגבוהה ביחס למחיר היחסי של התוצר מלמדת, שחלק מהתגודות והשינויים שחלו בשוק העבודה הן תולדה של שינויים (לעתים תכופים) במדיניות המסים העקיפים ומיסוי הצריכה מיבוא.

רגישות הטווח הקצר של השכר והמועסקים ביחס לאוכלוסייה ולהרכב הגילים שלה גבוהה ביותר, ותהליך ההתאמה ארוך במיוחד. גידול (הומוגני) בן 2% של האוכלוסייה בגיל העבודה מביא כבר בשנה הראשונה לגידול של כ-2.7% במספר המועסקים. במקביל, עקב גידולו של היצע העבודה, יורד השכר הריאלי ירידה חריפה יחסית, כ-7%. לאחר מכן מתקיים תהליך התאמה, הנמשך 3 שנים, ובסופו של דבר גדל מספר המועסקים באחוז אחד, והשכר יורד בכ-2.5%, יחסית למצב ההתחלתי. גמישויות הטווח הארוך

\* מאחר שהתוצר הוא אנדרוגני, יש להתייחס בהסתייגות לרגישות ביחס למשתנה זה.

לוח 5

רגישויות דינמיות מצטברות של השכר ושל מספר המועסקים ביחס לשאר המשתנים שבמודל

מספר המועסקים	השכר	התקופה	המשתנה
-0.13	0.32	1	השכר בסקטור הציבורי: $wg$
-0.24	0.60	2	
-0.22	0.57	3	
0.29	-0.74	1	שיעור המס הישיר על העובדים: $Ltw = \log(l - tw)$
0.26	-0.67	2	
-0.13	-0.68	1	שיעור המס על המעסיק: $Ltk = \log(l + tk)$
-0.24	-0.40	2	
-0.23	-0.43	3	
0.08	0.51	1	התוצר: $y$
0.25	0.81	2	
0.32	0.63	3	
-0.05	0.13	1	הרכוש: $a$
0.12	0.70	1	
0.51	2.06	2	
0.76	1.43	3	המחיר היחסי של התוצר: $rpyc$
0.74	1.50	4	
-0.06	-0.28	1	
-0.05	0.13	2	
0.00	0.00	3	היחס בין מחיר חומרי הגלם למחיר התוצר: $rpm_y$
1.35	-3.41	1	
0.39	-0.99	2	
0.49	-1.23	3	
0.48	-1.21	4	האוכלוסיה והרכב הגילים: $c, n$
0.75	-1.91	1	
0.06	-0.15	2	
0.13	-0.33	3	

של השכר ומספר המועסקים ביחס לאוכלוסייה, כמו גם תהליך ההתאמה, אינם לא-סבירים. עם זאת נראה, שגמישות הטווח הקצר של השכר היא גבוהה מדי, ונושא זה טעון בדיקה נוספת. כפי שצוין לעיל, ייתכן שהדבר נובע מהמהימנות הנמוכה-יחסית של מקדמי  $c - n$  ו- $c_t - c_{t-1}$  במשוואת ההיצע.

נספח 1

מקור הנתונים ומדוחם

מקור הנתונים הוא שנתונים של הלמ"ס לשנים השונות. רוב הנתונים נלקחו ישירות מהשנתונים. השכר בסקטור העסקי ובסקטור הציבורי מנוכים במדר הנגזר של הצריכה הפרטית. השכר בסקטור העסקי מחושב ביחס בין התמורה לעבודה שכירה בסקטור העסקי (לפי החשבונאות הלאומית) ובין סך

השכירים המקומיים בסקטור העסקי. השכר בסקטור הציבורי מחושב באופן דומה, ומהתמורה לעבודה שכירה בשירותים הציבוריים והקהילתיים ניכינו את רכיב השכר הביטחוני של הצריכה הציבורית. "האוכלוסייה בגיל העבודה" ( $n$ ) היא האוכלוסייה מגיל 15 ומעלה (ממוצע שנתי). על האוכלוסייה בגילים 25 עד 44 קיימים נתונים רק לסוף שנה; כדי לקבל ממוצע שנתי, השתמשנו בממוצע נע. הרכוש ( $A$ ) מחושב כחיסכון מצטבר לתחילת תקופה. כדי לקבל את הרכוש ההתחלתי, נעזרנו בנתוני הרכוש של יריב (1986).

מחירי חומרי גלם נלקחו מעבודתו של ברננתן (1983). משתנה זה הוא מחירי חומרי הגלם בתעשייה. שיעורי המס הישיר חושבו בדרך של חלוקת סך המסים משכר ומתשלומים לביטוח לאומי בסך השכר. שיעורי המס על המעביד חושבו על ידי חלוקת התשלומים למוסד לביטוח לאומי בתוספת מס מעסיקים. בסך השכר.

### ביבליוגרפיה

- ברננתן, מ' (1983). "השפעת העלייה במחירי חומרי הגלם על הפיריון ועל הרווחיות בתעשייה בשנים 1965 עד 1980", סקר בנק ישראל 57 (דצמבר), 53-78.
- יריב, ר' (1986). "אמידת הרכוש של הציבור והתפתחותו בשנים 1982 עד 1970", סקר בנק ישראל, 61 (יולי), 3-34.
- Beenstock, M. and Warburton, P. (1982), "An Aggregative Model of the UK Labour Market", *Oxford Economic Papers* 34 (July), 253-275.
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. and Yeo, S. (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal* 88 (December), 661-692.
- Nickell, S.J. (1984), "The Modelling of Wages and Employment", in: Hendry, D.F. and Wallis, K.F. (eds.), *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford: Blackwell, pp. 13-35.
- Lucas, R.E. and Rapping, L.A. (1970), "Real Wages, Employment and Inflation", in: Phelps, E.S. (ed.), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York: Norton.
- Pindyck, R.S. and Rubinfeld, D.L. (1981), *Econometric Models and Economic Forecasts*, 2nd edition, New York: McGraw-Hill.
- Rosen, H.S. and Quandt, R.E. (1978), "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Market", *Review of Economics and Statistics* 60 (August), 371-379.
- Sarantis, N.C. (1981), "Employment, Labor Supply and Real Wages in Market Disequilibrium", *Journal of Macroeconomics* 3 (summer), 335-354.