

עודף הביקוש לעבודה, ציפיות אינפלציוניות והשערת אי־התחלופה, 1968 עד 1980

ד"ר אלקיים *

1. מבוא ועיקר הממצאים

נקודת מוצא מקובלת לניסוח משוואת שכר דינמית של הטווח הקצר היא הגישה המתבטאת בעקומת פיליפס (המורחבת), שלפיה השינויים בשכר הנומינלי נובעים מעודף ביקוש בשוק העבודה ומציפיות לעליית מחירים. מקדם ציפיות שונה מ-1 מתיישב עם מצב של תחלופה מתמדת בין אינפלציה ובין עודף ביקוש לעבודה (או בין שינויים בשכר הנומינלי לעודף כזה). אחת ממטרותיה של עבודה זו היא לאמוד את מקדם הציפיות, ובאמצעותו לבדוק את השערת אי־התחלופה. מובן, שלשם כך עלינו לאמוד תחילה את עודף הביקוש לעבודה ואת הציפיות האינפלציוניות; נושאים אלו יעסיקו אותנו לאורך העבודה.

המדד המקובל לעודף הביקוש לעבודה הוא משתנה האבטלה. לפי גישה אלטרנטיבית, פחות נפוצה, נאמד עודף הביקוש באמצעות הפער שבין הביקוש להיצע, כאשר פונקציית הביקוש לעבודה נגזרת מפונקציית הייצור של המשק. בעבודה זו נבדוק את התאמתה של כל אחת מהגישות לנתוני המשק. בהמשך ננסח ונאמוד משוואת שכר דינמית של הטווח הקצר, שבה נאמד עודף הביקוש באמצעות הפער שבין השכר הריאלי בפועל לשכר של שיווי משקל, בהנחה שאת השכר הריאלי של שיווי משקל קובע (בסופו של דבר) פריון העבודה. ניסוח כזה מאפשר "לעקוף" את בעיית זיהוים ומדידתם של המשתנים האקסוגניים המשפיעים על עודף הביקוש בטווח הקצר, ולהתמקד בבדיקת ההשפעה של הציפיות האינפלציוניות על השכר.

הציפיות האינפלציוניות יידונו מתוך הגישה של ציפיות רציונליות, שלפיה שיעור האינפלציה בפועל שווה לציפיות בתוספת טעות מקרית. מגישה זו מתקבל מודל של טעויות במשתנים, שבו המשתנה הנמדד עם טעות הוא שיעור האינפלציה בפועל¹. מתכונות המודל עולה, שאומד ריבועים פחותים של מקדם הציפיות מוטה כלפי מטה (ואומד מקדם עודף הביקוש - כלפי מעלה). אומד עקיב ניתן לקבל באמצעות אמידה בשיטת משתנה עזר. השוואה בין האומדנים המתקבלים בשתי השיטות מאפשרת לבדוק, באיזו מדה הנתונים עולים בקנה אחד עם ההנחה של ציפיות רציונליות, וכן לקבל אינדיקציה לגודל הטעות שגורם השימוש באינפלציה בפועל כקירוב לציפיות.

בפרק השני של העבודה נסקור את הרקע התיאורטי, ונציג את ההשערות שייבדקו; בפרק השלישי נציג את הממצאים האמפיריים, ונדון במשמעותם, וברביעי נסכם את עיקר התוצאות ונציע כיוונים להמשך המחקר.

* המחבר הוא חבר מחלקת המחקר של בנק ישראל.

¹ ברצוני להודות לכלכלני מחלקת המחקר - ובייחוד לדניאל גוטליב - על הערות ועצות מועילות, שניתנו לי במהלך כתיבתה של עבודה זו.

² מבחינה סטטיסטית מודל זה וההנחה ההכנסה הפרמנגנטית של פרידמן: שיעור האינפלציה הוא הגורם האנלוגי להכנסה השוטפת (או הפנייה), והציפיות האינפלציוניות הן הגורם האנלוגי להכנסה הפרמנגנטית.

מצאנו, ששיעור האבטלה אינו תורם להסבר השינויים בשכר. לעומת זאת, כאשר מודדים את עודף הביקוש לעבודה באמצעות הפער שבין השכר הריאלי בפועל ובין השכר של שיווי משקל (המיוצג על ידי מגמת זמן) – מתקבל, שהתרומה של מודד זה היא מובהקת וניכרת. תוצאות השוואה של אומדני משתנה העזר עם אומדני הריבועים הפחותים תואמות את ההנחה של ציפיות רציונליות.

האומדן של מקדם הציפיות נמצא קרוב ל-1, ולכן לא ניתן לדחות את השערת אי-התחלופה בטווח הארוך. עם זאת נמצא, שהשינויים בשיעור האינפלציה העתידי משפיעים השפעה חיובית על השכר הריאלי בהווה. ממצא זה מצביע על האפשרות, שבתקופה של האצה אינפלציונית עקומת פיליפס אינה אנכית אלא עולה משמאל לימין.

2. הרקע התיאורטי

את עקומת פיליפס (המורחבת) מקובל לנסח כך:

$$(1) \quad \Delta w/w = \beta(\Delta p/p)^* + \gamma(X) + a,$$

כאשר

$$\begin{aligned} \Delta w/w &= \text{שיעור השינוי בשכר הנומינלי, } w; \\ (\Delta p/p)^* &= \text{שיעור השינוי הצפוי ברמת המחירים, } p; \\ \gamma(X) &= \text{פונקציה עולה של עודף הביקוש היחסי לעבודה, } X; \\ \beta, a &= \text{פרמטרים חיוביים. (את } a \text{ ניתן לפרש כפריון העבודה.)} \end{aligned}$$

א. השערת אי-התחלופה (The Natural Rate Hypothesis)

את משוואה (1) ניתן לרשום גם כך:

$$(2) \quad \Delta w/w - (\Delta p/p)^* = (\beta - 1)(\Delta p/p)^* + \gamma(X) + a.$$

כאשר $\beta = 1$, ניתן לפרש את משוואה (2) כ"משוואת התאמה וולרסיאנית", המתארת את תהליך ההתכנסות לשיווי משקל בשוק העבודה, כשהציפיות נתונות. במקרה זה, אם עודף הביקוש חיובי, השכר הריאלי הצפוי יעלה, ואם עודף הביקוש שלילי – הוא ירד; מהירות ההתאמה תלויה בגודלו של עודף הביקוש (היחסי). לעומת זאת, ערך שונה מ-1 של β מצביע על אפשרות של אי שיווי משקל מתמיד בשוק העבודה.²

נניח עתה, שבשוק העבודה שוררת יציבות: שיעור האינפלציה (השווה לשיעורה הצפוי) ושיעור השינוי בשכר הנומינלי קבועים, וההפרש ביניהם נתון אקסוגנית על ידי הפריזון; כלומר:

$$(3) \quad \begin{aligned} \Delta w/w &= \Delta p/p + a \\ \Delta p/p &= (\Delta p/p)^*. \end{aligned}$$

נציב את (3) ב-(2), נחלק את $\gamma(X)$, ונקבל:

$$(4) \quad \gamma(X) = (1 - \beta) \Delta p/p.$$

² "נקודת שיווי משקל" הכוונה לנקודת החיתוך בין עקומות ההיצע והביקוש, כאשר אנו כופים על שתי המשוואות את מגבלת ההומגניות בשכר הנומינלי וכמחירים. עודף הביקוש מוגדר כהפרש בין עקומות אלו בשכר הריאלי בפועל.

ממשוואה (4) עולה, שאם הפרמטר β שונה מ-1, קיימת, בטווח הארוך, תחלופה בין שיעור האינפלציה ובין עודף הביקוש לעבודה³. לגודלו של הפרמטר β יש אפוא השלכה על מדת האפקטיביות של המדיניות הננקטת לקביעת התעסוקה והתוצר. אם $\beta < 1$, מאפשרת העלאת שיעור האינפלציה להגדיל את מספר המועסקים (ו/או שעות העבודה) מעבר לזה של שיווי משקל, וכך יתקבל תוצר גבוה מזה של שיווי משקל. עקרונית ייתכן גם מצב, שבו $\beta > 1$, ובמקרה כזה הגדלת שיעור האינפלציה תביא לתוצאות הפוכות.

פרידמן (1975) מציין, שערך קטן מ-1 תואם מצב של אשליית כסף מצד העוברים, ולדעתו אין זה סביר, שמצב כזה ישרור לאורך זמן. בטווח הארוך שורר בשוק העבודה, לרעתו, שיווי משקל, ושיעור האבטלה של שיווי משקל (המוגדר כשיעורה ה"טבעי") הוא היחיד המתיישב עם אינפלציה יציבה. תחלופה יכולה להתקיים רק בטווח הקצר, כאשר שיעור האינפלציה הצפוי שונה מזה שכפועל. כאשר שיעור האינפלציה מתייצב, הציפיות מתאימות את עצמן, ואז חוזר שיעור האבטלה לרמתו ה"טבעית". פרידמן טוען (כמו Phelps, 1968), שהורדה מתמדת של שיעור האבטלה מתחת לרמה זו אפשרית רק באמצעות האצה מתמדת של שיעור האינפלציה.

גישתם של Lucas (1972) ואחרים (ראה סיכום אצל Gordon, 1976) קיצונית יותר: הם מניחים, כי $\beta = 1$, וכי הציפיות האינפלציוניות נוצרות באופן רציונלי; במקרה כזה מתקבל, שגם בטווח הקצר אין תחלופה, ולכן לא ניתן להוריד את האבטלה מתחת לשיעורה ה"טבעי" גם במחיר האצה אינפלציונית מתמדת.

ג. מדירת עודף הביקוש

עודף הביקוש לעבודה נמדד, בדרך כלל, באמצעות שיעור האבטלה ו/או השינויים בו. (ראה Lipsey, 1960, 1974). במחקרים אמפיריים רבים נמצא, כי הקשר בין השינויים בשכר לשיעור האבטלה אינו יציב, ובמקרים רבים לא נמצא כל קשר בין משתנים אלו. ממצאים אלו הניעו כמה כלכלנים לשקול מחדש את ההנחה, שלפיה שיעור האבטלה הוא מרד מתאים לעודף הביקוש לעבודה. Holmes ו-Smyth (1979) ביקרו את הגישה של Lipsey (וכן את זו של Barro ו-Grossman, 1976). הם הראו, שההנחות הנדרשות לשם ניסוח קשר בין עודף הביקוש לעבודה ובין שיעור האבטלה אינן סבירות, ולכן אין להניח, כי קיים קשר חריערכי בין גורמים אלו⁴. מובן, שהערך קשר פונקציונלי יציב בין שיעור האבטלה ובין עודף הביקוש לעבודה אינו מבטל את האפשרות של קשר בין השינויים בשכר לעודף הביקוש.

גישה אלטרנטיבית למדירת עודף הביקוש, באמצעות הפער שבין הביקוש להיצע, מתוארת (בין היתר) אצל Ball (1964) ו-Hines (1971), ומיושמת אמפירית בידי McCallum (1973, 1974, 1975 ו-1976). Hines (1971) מנסח את הביקוש לעבודה ואת היצע העבודה כדלקמן:

$$(5) \quad L^d = f(w/p, Z)$$

$$(6) \quad L^s = g(w/p, M),$$

כאשר L^d ו- L^s הם הביקוש לעבודה והיצע העבודה, w/p הוא רמת השכר הריאלי, Z ו- M הם משתנים אקסוגניים, המשפיעים על הביקוש ועל ההיצע⁵. (מ-5) ו-(6) נקבל:

$$(7) \quad X = (L^d - L^s)/L^s = h(w/p, Z, M).$$

³ בניסוח המקובל שיעור האבטלה (או פונקציה יורדת שלו) משמש מודל לעודף הביקוש לעבודה; במקרה כזה תופיע ב-(4) פונקציה יורדת של שיעור האבטלה במקום $\gamma(X)$.

⁴ הם מציעים לונח את הגישה המתבטאת בעקומת פיליפס, ולנתח את שוק העבודה בעזרת משוואות ביקוש והיצע דינמיות, המתארות שיווי משקל מתמיד גם בטווח הקצר.

⁵ Z מייצג משתנים כפריון, שינויים טכנולוגיים ומודרים לעוצמה מונופוליסטית בשוק העבודה. M מייצג טעמים (בבחירה בין פנאי לעבודה). עוצמת איגודיות ועוד.

אם הפונקציה h ידועה, ויש תצפיות על המשתנים Z ו- M , אזי ניתן להציב את (7) כמדד לעודף הביקוש במשוואה (1) (עקומת פיליפס). Hines טוען, שגם אם האבטלה משמשת מדד סביר לעודף הביקוש, עדיין הגישה האלטרנטיבית עדיפה, שכן היא מאפשרת לא רק לחזות את השינויים בשכר הנומינלי לערכים נתונים של הציפיות ועודף הביקוש — אלא גם לחקור את הגורמים לשינויים בשכר (המשתנים M ו- Z) ולברוק את תרומתו של כל אחד מגורמים אלו. יתרון אחר של הגישה האלטרנטיבית הוא באפשרות לאמוד משוואות שכר סקטוריאליות, שכן שיעור האבטלה (הגמדד לכלל המשק) אינו מתאים לשמש מדד לעודף הביקוש בסקטורים השונים.

נחזור למשוואה (7). הגישה האלטרנטיבית מחייבת להניח הנחות כלשהן על הפונקציה h ועל המשתנים M ו- Z . McCallum (1974) מניח משוואות ביקוש והיצע מהצורה הבאה:

$$(8) \quad L^d/Q = f(w/p, t) = a_1(w/p)^{-d} e^{\lambda_1 t},$$

$$(9) \quad L^s/N = g(w/p, t) = a_2(w/p)^s e^{\lambda_2 t},$$

כאשר Q הוא התפוקה הריאלית, N הוא האוכלוסייה, ו- t הוא משתנה זמן, המייצג שיפורים טכנולוגיים במשוואת הביקוש — וטעמים במשוואת ההיצע. את משוואה (8) ניתן לגזור מפונקציית ייצור מסוג קוב-דוגלס, בהנחה שהביקוש לעובדים נקבע על ידי שוויון בין השכר הריאלי לתפוקה השולית.⁹ הוא מניח עקומת פיליפס מהצורה הבאה:

$$(10) \quad \Delta \log w_t = \beta(\Delta \log p_t)^* + \lambda(\log L_{t-1}^d - \log L_{t-1}^s) + a.$$

מהצבה של (8) ו-(9) ב-(10) מתקבלת המשוואה:

$$(11) \quad \Delta \log w_t = \beta(\Delta \log p_t)^* - \gamma \log(w/p)_{t-1} + \alpha \log(Q/N)_{t-1} + \delta t + k.$$

האיבר הראשון בצד ימין של (11)⁹ מייצג את הציפיות האינפלציוניות, ושאר הביטויים מייצגים את עודף הביקוש לעבודה.⁹

את משוואה (11) ניתן להציג בדרך נוספת. ממשוואות (8) ו-(9) מתקבל, שהשכר הריאלי של שיווי משקל מקיים¹⁰

$$(12) \quad (w/p)^c = \eta_0 (Q/N)^{\eta_1} e^{\eta_2 t}.$$

מכאן, שהמשתנים Q/N ו- t קובעים את מגמת השכר הריאלי של שיווי משקל. מ-(8), (9) ו-(12) קל לראות, כי

$$(13) \quad L^d/L^s = [(w/p)^c / (w/p)]^{\eta_1}.$$

מהצבה של (13) ב-(10) נקבל:

$$(14) \quad \Delta \log w_t = \beta(\Delta \log P_t)^* + \eta[\log(w/p)_{t-1}^c - \log(w/p)_{t-1}] + a.$$

⁹ משוואה (8) אינה משוואת ביקוש "אמיתית", כי התוצר עצמו הוא פונקציה של כמות גורמי הייצור של שיווי משקל. ניסוחה של משוואה (8) מטרתו לעקוף את בעיית מרידת ההון.

⁷ McCallum מנסח גם משוואות לתפוקה ולרמת המחירים, אך אנו נתעלם מהן.

⁸ הקבוע k תלוי בפרמטרים של הביקוש וההיצע, ולכן לא ניתן לפרשו כמדד לפריון העבודה (k ב-11 שונה מ- a שב-10).

⁹ ראוי לציין, שמשוואת רומות ל-(8) ו-(9) הן נקודת מוצא לניתוח שוק העבודה במודל האקונומטרי של בנק ישראל (1978; ראה גם ארטשטיין וזוסמן, 1977), אלא ששם משמשות משוואות אלו לזיהוי גורמי שיווי משקל במשוואת השכר (וכן במשוואות הביקוש לעבודה והיצע העבודה), ושיעור האבטלה משמש מדד לעודף הביקוש עבודה.

¹⁰ מקיימים: ($\eta_1 = 0.1, 2$)

$$\eta_0 = (a_1/a_2)^{1/(d+s)}$$

$$\eta_1 = 1/(d+s)$$

$$\eta_2 = (\lambda_1 - \lambda_2)/(d+s)$$

במשוואה (14) תהליך ההתאמה תלוי בפקע בין השכר הריאלי בפועל לשכר הריאלי של שיווי משקל. קל לראות, שהמעבר ממשוואה (10) ל-(14) אפשרי גם בהנחות כלליות יותר. אם פונקציות הביקוש לעבודה והיצע העבודה (משוואות 5 ו-6) הן לוגליניאריות — תהיינה משוואות (10) ו-(14) שקולות¹¹. במקרה הכללי (משוואות 5 ו-6) המשתנים Z ו- M קובעים את מגמת השכר הריאלי של שיווי משקל בטווח הקצר. אם בטווח הארוך השכר הריאלי גדל בקצב קבוע (שמכתיב הפריזון), ואם סטיות השכר הריאלי של שיווי משקל ממגמת הטווח הארוך הן מקריות — אזי ניתן להשתמש במגמתו בטווח הארוך כקירוב לשכר הריאלי של שיווי משקל. נניח אם כן, שמגמת הטווח הארוך של השכר הריאלי נתונה על-ידי המשוואה הבאה:

$$(15) \quad (w/p)_t^e = a_0 e^{at}.$$

ההצבה של (15) ב-(14) נקבל:

$$(16) \quad \Delta \log w_t = \beta(\Delta \log p_t)^* - \eta \log(w/p)_{t-1} + \eta at + k.$$

למשוואה (16) שני יתרונות על משוואה (11): ההנחות הנדרשות לצורך גזירתה הן כלליות יותר, וניסוח מסוג זה מאפשר לזהות את הפריזון של הטווח הארוך (הפרמטר a) — דבר שאינו אפשרי במשוואה (11), או במשוואות שבהן נאמד עודף הביקוש באמצעות משתנה האבטלה. באמידה האמפירית משמיט McCallum (1973, 1974, 1976) את משתנה הזמן ממשוואה (11). משוואה (16) מתקבלת מ-(11) בהשמת משתנה התוצר לנפש. כפי שנראה בהמשך, משוואה (16) מתאימה יותר לתיאור נתוני המשק הישראלי.

את משוואה (16) ניתן לפרש גם כתיאור תהליך של מיקוח בין עובדים למעסיקים. (דיון במשוואה דומה ראה, למשל, אצל Sargan, 1964 ו-1971). אם בנקודת זמן מסוימת השכר הריאלי נמוך ממגמת הטווח הארוך שלו (שאותה קובע הפריזון) — דורשים העובדים להעלות את שכרם הנומינלי מעבר למתחייב מהאינפלציה הצפויה; לעומת זאת, כאשר השכר הריאלי גבוה יותר על המדה ייטו המעסיקים להעלות את השכר הנומינלי פחות משמתחייב מהאינפלציה הצפויה¹².

ג. ציפיות רציונליות והשערת אי-התחלופה

לדעת Muth (1961) נוצרות הציפיות באופן רציונלי; זאת אומרת, שהעובדים (והמעסיקים) מנצלים ביעילות כל אינפורמציה רלבנטית, וחוזים נכונה את מגמת שיעור האינפלציה. מתברר, שאם הציפיות הן אכן רציונליות, אזי התעלמות מכך בתהליך האמידה מטה כלפי מטה את אומדן מקדם הציפיות — כלומר מעלה את ההסתברות לרחייה (מוטעית) של השערת אי-התחלופה. (ראה Sargent, 1971 ו-McCallum, 1976). לצורך הדיון נרשום את משוואה (10) כדלקמן:

$$(17) \quad \Delta \log w_t = \beta \pi_t^* + \lambda \log X_{t-1} + u_t,$$

כאשר X_t הוא עודף הביקוש היחסי, u_t הוא סטייה מקרית, ו- $\pi_t = \Delta \log p_t$. ההנחה של ציפיות רציונליות פירושה¹³:

$$(18) \quad \pi_t^* = E(\pi_t / I_{t-1}),$$

¹¹ הנחת הלוגליניאריות של הביקוש והיצע היא מקובלת למדי. (ראה, למשל, Lucas & Rapping, 1969). פונקציית הביקוש לעבודה תהיה לוגליניארית, אם פונקציית הייצור היא, לדוגמה, מסוג CES.

¹² Sargan (ראה גם Kuh, 1967) מביא גם את שיעור האבטלה (כפריזון), כמדד נוסף ליכולת המיקוח של העובדים. (שיעור גבוה של אבטלה מחליש את יכולת המיקוח שלהם).

¹³ ב-(18) ניתן להציב את π_{t+1} במקום π_t . בספרות אין אחידות בעניין זה, וכפי שנראה בהמשך, יש להברלים משמעות.

כאשר E הוא אופרטור תוחלת ו- I_{t-1} — האינפורמציה הרלבנטית בזמן $t-1$ לבניית הציפיות לתקופה t . מהתכונות של תוחלת מותנית נובע, כי:

$$(19) \quad \pi_t = \pi_t^* + \xi_t,$$

כאשר ξ_t הוא הטעות של העובדים (והמעבידים) בחיזוי האינפלציה. ההנחה של ציפיות רציונליות אומרת, שטעות זו היא מקרית, ואינה תלויה בעבר — כלומר:

$$(20) \quad E(\xi_t/I_{t-1}) = 0,$$

בשלב זה המודל הוא:

$$(21) \quad \Delta \log w_t = \beta \pi_t^* + \lambda \log X_{t-1} + u_t,$$

$$(22) \quad \pi_t = \pi_t^* + \xi_t.$$

והנחותינו הן:

$$(23) \quad E \pi_t^* u_t = E(\log X_{t-1}) u_t = 0,$$

$$(24) \quad E \pi_t^* \xi_t = E(\log X_{t-1}) \xi_t = 0,$$

$$(25) \quad E u_t \xi_t = 0.$$

משמעות הנחות (23) ו-(24) היא, שאין מיתאם בין החלקים הסיסטמטיים למקריים במשוואות (21) ו-(22). משמעות הנחה (25) היא, שהטעות בחיזוי האינפלציה אינה מתואמת עם הטעות במשוואת השכר¹⁴. לפני שנציג את הקושי האקונומטרי הכרוך באמידת משוואה (21) ואת הפתרון לבעיה זו, נדגיש, שההנחה של ציפיות רציונליות והשערת אי-התחלופה הם שני דברים שונים. במסגרת משוואות (21) ו-(22) ההנחה של ציפיות רציונליות פירושה, שהמקדם של π_t^* במשוואה (22) הוא 1, וכן שהסטייה ξ_t היא בלתי מתואמת עם π_t^* . השערת אי-התחלופה היא ההשערה $\beta = 1$ ¹⁵. כדי לרשום את (21) במונחי משתנים נמדדים, נציב את (22) ב-(21), ונקבל:

$$(26) \quad \Delta \log w_t = \beta \pi_t + \lambda \log X_{t-1} + v_t,$$

כאשר $v_t = u_t - \beta \xi_t$. במשוואה זו v_t ו- π_t מתואמים, ולכן אומדני ריבועים פחותים שלה יהיו מוטים. האומד של λ יהיה מוטה כלפי מעלה, ואומד β — כלפי מטה. הגבול ההסתברותי לאר"פ של β הוא:

$$(27) \quad \text{plim} \hat{\beta} = \beta - \frac{\beta \text{var}(\xi)}{\text{var}(\pi)(1-r^2)},$$

כאשר r^2 הוא הגבול ההסתברותי של ריבוע מקדם המיתאם בין π_t ל- $\log X_{t-1}$. מ-(27) נובע, שאם הציפיות הן רציונליות, ואנו מתעלמים מזה — נקבל, שאר"פ של מקדם הציפיות מוטה כלפי מטה. הטיה זו תחריף, ככל שתגדל טעות הפרטים בחיזוי האינפלציה (לשונות נתונה של π_t), וככל שהמיתאם בין שיעור האינפלציה ובין עודף הביקוש לעבודה יהיה גבוה יותר.

משוואה (18) היא למעשה משוואת הצורה המצומצמת של האינפלציה. טיפול מלא בנושא של ציפיות רציונליות (כולל בדיקת הנחה זו) מחייב ניסוח מודל של כמה משוואות מבנה, דבר שהוא מחוץ לתחומי

¹⁴ הסרת הנחה זו, שמניחים McCalum, (1976) ואחרים, מקשה על קביעת כיוון הטיה, כאשר האמידה נעשית בשיטת ריבועים פחותים, אך אינה מפריעה לקבלת אומדים עקיבים בשיטת משתנה עור. עם זאת נראה לנו, שההנחה טעונה כירור: היא מתבססת על הנחה סמויה, שלפיה השינויים בשכר והשינויים במחירים אינם נקבעים סימולטנית. מאחר שהמשתנים ה"מסבירים" במשוואות (21) ו-(22) נקבעים בעבר, או ערכיהם נתונים בהווה — ולכן אם השינויים בשכר ובמחירים נקבעים סימולטנית, הדבר צריך להתבטא בתלות בין הטעות במשוואת השכר ובין הטעות בחיזוי האינפלציה.

¹⁵ לגבי האפשרות של קיום אשליית כסף וציפיות רציונליות ראה Lembruger & McCallum (1976).

של מחקר זה. כאן אנו מבקשים לקבל אומדן עקיב ל- β , ולשם כך נשתמש במינימום ההנחות ההכרחיות¹⁶. אמידת משוואה (26) בשיטת משתנה עזר מאפשרת לקבל אומדן עקיב ל- β , בלי לאמור את הציפיות עצמן. כמשתנה עזר יכול לשמש כל משתנה המתואם עם π_t^* ואינו מתואם עם v_t . מאחר ש- v_t היא סטייה מקרית, אזי כל משתנה, שנקבע בעבר ומתואם עם π_t^* , הוא משתנה עזר לגיטימי. ה"מועמדים הטבעיים" לכך הם, כמובן, המשתנים שהחזויו של π_t מתבסס עליהם. סביר להניח, שהחזויו של π_t מתבסס, בין השאר על שיעורי האינפלציה בעבר, ובמשתנים אלו נשתמש¹⁷.

חשוב לציין, שגם ללא הנחות (24) ו-(25) יישארו האומדים המתקבלים בשיטת משתנה עזר עקיבים. במלים אחרות: כדי לקבל אומדן משתנה עזר עקיב ל- β , די להניח, שהציפיות אינן מוטות, ואין צורך ברציונליות. יתירה מזו: אומדן זה יישאר עקיב גם אם נניח, שלא הציפיות אלא האינפלציה עצמה היא המשפיעה על השינויים בשכר. אז עדיין ייתכן, שאר"פ לא יהיו עקיבים, וזאת אם האינפלציה והשינויים בשכר נקבעים סימולטנית. (אם מסירים את הנחות 24 ו-25, לא ניתן לקבוע מראש את כיוון ההטיה של אר"פ).

3. ממצאים אמפיריים

נשתמש בסימנים הבאים:

$$\begin{aligned} w_t &= \text{מדר של שכר חודשי ממוצע למשרת שכיר (הבסיס: 100 = 1975)}; \\ p_t &= \text{מדר המחירים לצרכן (הבסיס: 100 = 1975)}; \\ X_{t-1} &= \text{עודף הביקוש היחסי לעבודה (בפיגור של תקופה)}; \\ y_t &= \text{תוצר לאומי גולמי לנפש במחירי שוק (מחירי 1975)}; \\ U_t &= \text{שיעור האבטלה}; \\ t &= \text{משתנה זמן.} \end{aligned}$$

הנתונים על המשתנים דלעיל הם רבעוניים¹⁸. המדגם כולל את התקופה 1968-1980 IV¹⁹. הנתונים אינם מגוכי עונתיות, ולכן הוספנו לכל אחת מהמשוואות הנאמדות שלושה משתני דמה לשלושת הרביעים הראשונים של השנה (נוסף על הקבוע). כדי למנוע סרבול, לא נציג את הקבוע ואת משתני הדמה, שנמצאו ברוב המקרים מובהקים.

א. האבטלה כמדר לעודף הביקוש לעבודה

נקודת המוצא שלנו היא המשוואה:

$$(28) \quad \Delta \log w_t = \beta \pi_t^* + \lambda \log X_{t-1} + a + u_t,$$

כאשר a מייצג את פריון העבודה, u_t הוא סטייה מקרית, ו- $\pi_t = \Delta \log p_t$. תחילה נבדוק את התאמתה של הגישה המקובלת, ואחר כך נציג את תוצאות הגישה האלטרנטיבית. לשם בחירת הספציפיקציה המתאימה ניסינו מספר פיגורים אלטרנטיביים של (לוג) שיעור האבטלה והשינויים בו. בכל המקרים נמצא המשתנה של שינויים בלוג האבטלה לאי-מובהק. ערך t של הפיגור

¹⁶ ככל שנניח יותר הנחות, גדל הסיכוי לקבלת אומדן יעיל יותר, אך גדל גם הסיכון של הטיה, בשל ספציפיקציה מוטעית.

¹⁷ ריון ממצה בשיטת משתנה עזר ראה אצל Sargan (1958). את יישום השיטה באמידת משוואות שכר ראה אצל McCallum (1975, 1976) ואצל Lahiri & Lee (1979).

¹⁸ מקור הנתונים הוא ירחוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. נתוני האוכלוסייה הם שנתיים.

¹⁹ התצפיות שלפני 1968 II וזו של 1980 IV שימשו לצורך בניית משתני הפיגורים.

הרביעי של לוג האבטלה נמצא הגבוה ביותר (אם כי גם הוא אינו מובהק). אומדני ריבועים פחותים של המשוואה שהתקבלה הם²⁰:

$$(29א') \quad \Delta \log w_t = \frac{0.794}{7.6} \pi_{t+1} - \frac{0.023}{1.2} \log U_{t-4} \quad \begin{array}{l} D.W. = 2.34 \\ S = 0.0423 \\ \bar{R}^2 = 0.646 \end{array}$$

המקדם של משתנה האבטלה אינו מובהק, אם כי אינו זניח. מקדם הציפיות קטן מדי במדה מובהקת. (ערך t , כדי לבחון אם המקדם שונה מ-1, הוא 2.0). לכאורה ניתן להסיק מכאן, כי יש לרחות את השערת אי-התחלופה. כפי שצינו, בהנחה של ציפיות רציונליות, האומדנים שב(29א') מוטעים: מקדם הציפיות מוטע כלפי מטה, ומקדם האבטלה — כלפי מעלה (בערכו המוחלט). כדי לבדוק זאת, אמרנו את המשוואה בשיטת משתנה עזר. האומדנים הם²¹:

$$(29ב') \quad \Delta \log w_t = \frac{0.996}{7.7} \pi_{t+1} - \frac{0.006}{0.3} \log U_{t-1} \quad \begin{array}{l} D.W. = 2.39 \\ S = 0.0440 \end{array}$$

נשים לב, שערך t של מקדם האבטלה ירד ירידה דרסטית — ומצד שני עלה מקדם הציפיות, והוא שווה ל-1. ניתן לומר, שהתוצאה עולה בקנה אחד הן עם ההנחה של ציפיות רציונליות והן עם השערת אי-התחלופה.

מהתבוננות בנתונים עולה, שתקופת המדגם אינה הומוגנית מבחינת התנהגות המשתנים הרלבנטיים. מתברר, שאין קשר יציב בין שיעור האבטלה לשיעור האינפלציה (או לשיעור השינוי בשכר הנומינלי). את התקופה ניתן לחלק לשתי תקופות משנה עיקריות — עד מלחמת יום הכיפורים ואחריה. את תת-התקופה הראשונה אפיינו יציאה ממיתון וצמיחה מהירה; שיעור האבטלה, שהיה גבוה בתחילתה, ירד לכל אורכה. (מ-7 אחוזים ל-3 אחוזים), ושיעור האינפלציה עלה בקצב ממוצע של כ-3 אחוזים לרביעי. לעומת זאת שררה בתת-התקופה השנייה האצה אינפלציונית (כ-13 אחוזים בממוצע לרביעי), ושיעור האבטלה נמצא במגמה כללית של עלייה. אם שיעור האבטלה משפיע על השינויים בשכר הנומינלי — סביר, שיהיה קל יותר לזהות תופעה זו בתת-התקופה הראשונה. אומדני ריבועים פחותים של משוואה (29א') כפרק זמן זה הם²²:

$$(30א') \quad \Delta \log w_t = \frac{0.597}{1.9} \pi_t - \frac{0.02861}{2.3} \log U_{t-4} \quad \begin{array}{l} D.W. = 1.80 \\ S = 0.0176 \\ \bar{R}^2 = 0.680 \end{array}$$

במשוואה זו מקדם הציפיות קטן מדי, ומקדם האבטלה הוא שלילי ומובהק. שוב, כדי לבדוק אפשרות של הטיה אמרנו משוואה זו בשיטת משתנה עזר. האומדנים הם:

$$(30ב') \quad \Delta \log w_t = \frac{0.924}{1.9} \pi_t - \frac{0.019}{1.1} \log U_{t-4} \quad \begin{array}{l} D.W. = 1.95 \\ S = 0.0181 \end{array}$$

מקדם הציפיות לפי שיטה זו גדול יותר וקרוב ל-1, ומקדם האבטלה קטן יותר ואינו מובהק. Lahiri & Lee (1979) אומדים משוואה דומה ל(29א'), וגם אצלם מתקבל, שמשתנה האבטלה הופך כלתי מובהק כאשר משתמשים בשיטת משתנה עזר. הם מציינים, שתוצאה כזאת מתיישבת עם השערת אי-התחלופה בניסוחה הררסטי, שלפיו עקומת פיליפס היא אנכית לא רק בטווח הארוך אלא גם בטווח

²⁰ ניסו π_t, π_{t+1} וממוצע שלהם. ערך t של האבטלה נמצא גדול יותר כאשר השתמשנו ב- π_{t+1} ; ראה לוח ג'-1. הערכים בסוגריים הם ערכי t של המקדמים. הסטטיסטיים $S, D.W., \bar{R}^2$ הם הסטטיסטי של דרבין ווסטון, סטיית התקן של המשוואה ומקדם המיתאם המרובה, מתוקן בגין דרגות חופש.

²¹ משתני העזר הם: $i = 1, 2, 3, 4$; π_{t-i} .

²² לתת-מדגם זה נמצא המשתנה π_t עדיף. ראה לוח ג'-1.

הקצר. (בעוד שהשערת אי־התחלופה לפי Friedman ו־Phelps גורסת, שעקומת פיליפס היא אנכית בטווח הארוך, הרי שהוספת ההנחה של ציפיות רציונליות הופכת את עקומת פיליפס לאנכית גם בטווח הקצר.) הם מסיקים, שעודף הביקוש לעבודה אינו מסביר את תהליך ההתאמה של השכר הנומינלי, ומכאן שעקומת פיליפס אינה קיימת. מכאן הם ממשיכים ומסיקים, שהתיאוריה של אי־שווי משקל אינה מתאימה לשוק העבודה.

ייתכן, כמובן, שהתוצאות הללו (משוואות א'29 עד א'30) התקבלו, משום ששיעור האבטלה אינו מדר מתאים לעודף הביקוש לעבודה, וכפי שנראה בהמשך, זאת אפשרות סבירה יותר. יש לציין, שתקפותה של השערת אי־התחלופה בטווח הארוך אינה מוציאה מכלל אפשרות מצב של אי שיווי משקל בטווח הקצר, וזאת גם אם הציפיות הן רציונליות; אי שיווי משקל בטווח הקצר יכול לנבוע מגורמים רבים, ולאוו דווקא מטעות בחיזוי הציפיות. נכון, שאם $\beta = 1$, והציפיות הן רציונליות — יהיה תהליך ההתאמה לשינוי משקל מהיר יותר, אולם לא דווקא מדי.

ב. הגישה האלטרנטיבית למדידת עודף הביקוש והשפעת הציפיות האינפלציוניות

נצא ממשוואת McCallum (משוואה 11 בסעיף הקודם):

$$(31) \quad \Delta \log w_t = \beta \pi_t^* - \gamma \log(w/p)_{t-1} + \delta t + \alpha \log y_{t-1} + k + u_t.$$

משתנה הציפיות יכול לבטא ציפיות בתקופה $t - 1$ לגבי התקופה t , או ציפיות בתקופה t לגבי התקופה $t + 1$. במקרה הראשון האומדן הרלבנטי יהיה π_t , ובמקרה השני — π_{t+1} . עקרונית ייתכן, שגם ציפיות קודמות וגם ציפיות עתידיות משפיעות על השינויים בשכר הנומינלי בתקופה t . במקרה כזה ניתן לפרש את π_t^* כממוצע משוקלל של ציפיות קודמות וציפיות עתידיות. נניח משקלות שווים (בהמשך ננמק בחירה זו), ואז נקבל, שהאומדן ל־ π_t^* הוא:

$$\bar{\pi}_t = \frac{1}{2}(\pi_t + \pi_{t+1}) = \frac{1}{2}(\log p_{t+1} - \log p_{t-1}).$$

את משוואה (31) אמדנו עם π_t , עם π_{t+1} , ועם $\bar{\pi}_t$. כל משוואה נאמדה גם בשיטת ריבועים פחותים וגם בשיטת משתנה עזר²⁴. התוצאות מובאות בלוח 1.

המשוואה של מקדם הציפיות במשוואות (א'31) ר' (א'31) בלוח 1 עם אותו מקדם במשוואות (א'31) ר' (א'31) עולה, שמקדם הציפיות נוטה לעלות ולהתכנס לערך 1, כאשר משתמשים בשיטת משתנה עזר. תופעה זו עולה בקנה אחד הן עם השערת אי־התחלופה והן עם הגישה של ציפיות רציונליות. (העובדה, שהמקדם במשוואה (א'31) גדול מזה שב־ (א'31) מורה, שהטעות הנובעת משימוש ב־ π_{t+1} כאומדן לציפיות קטנה מהטעות הנובעת משימוש ב־ π_t).

נעבור למשוואה (א'31) (בלוח 1). מראש היה אולי ניתן לצפות, שהמקדם של $\bar{\pi}_t$ "ייפול" בין המקדם של π_{t+1} ב־ (א'31) למקדם של π_t ב־ (א'31) — אך מתברר, שהמקדם של $\bar{\pi}_t$ ב־ (א'31) גדול מאלו שב־ (א'31) ר' (א'31) ושווה ל־1. משיקולים של הטיה הנובעת מהשמטת משתנה, ניתן לראות, שתופעה כזאת תואמת את השפעתם של π_t ו־ π_{t+1} גם יחד על השינויים בשכר, ולכן ממוצע משוקלל שלהם מיטיב לאמוד את הציפיות יותר מאשר כל אחד בנפרד. מסקנה זו אף מתחזקת, כאשר משווים את המקדם ב־ (א'31) וב־ (א'31): בשני המקרים המקדמים דומים וקרובים ל־1. תוצאה זו מלמדת, שהטעות הנובעת משימוש ב־ $\bar{\pi}_t$ קטנה ביותר, ומכאן שמשתנה זה הוא אומדן סביר בהחלט לציפיות האינפלציוניות.

²⁴ בספרות אין אחידות בעניין זה: McCallum (1976) ו־Lahiri & Lee (1979) משתמשים ב־ π_{t+1} , ואחרים — ב־ π_t . ראה, למשל, Persson (1979).

²⁵ משתני העזר ששימשו אותנו בלוח זה הם π_{t-3} , π_{t-4} , π_{t-1} , π_{t-2} והשמטו, מחשש למיתאם בסטיות מהמשוואה, רב העלול לגרום להטיה. את המשוואה אמדנו גם עם π_{t-1} , π_{t-2} , וכן עם תיקון למיתאם סדרתי. בכל המקרים התקבלו אומדנים קרובים. האומדנים מצגים בלוח ג'—2.

לוח 1
אומדנים למשוואה (31)¹
(המשתנה התלוי: $\Delta \log w_t$)

המשתנים המסבירים	אומדן ריבועים פחותים			אומדן משתנה עזר		
	א'	ב'	ג'	א'1	ב'1	ג'1
π_t	0.691 3.5			1.038 3.5		
π_{t+1}		0.839 4.1			1.004 2.0	
$\bar{\pi}_t$			1.052 4.7			1.071 2.2
$\log(w/p)_{t-1}$	-0.337 2.3	-0.512 3.2	-0.536 3.6	-0.453 2.0	-0.591 2.2	-0.544 2.4
t	0.0032 2.9	0.0036 3.6	0.0029 2.9	0.0024 1.6	0.0034 3.0	0.0028 2.3
$\log y_{t-1}$	0.007 0.1	-0.02 0.3	0.01 0.2	0.03 0.4	-0.01 0.2	0.01 0.2
D.W.	1.83	2.24	1.89	1.72	2.29	1.88
S	0.0374	0.0361	0.0344	0.0387	0.0363	0.0344
R ²	0.722	0.742	0.765			

¹ הספרות הקטנות מציינות ערכי t.

רמת ההסבר של משוואה (ג'31) גבוהה. (נזכור, שהמשתנה התלוי בה הוא משתנה הפרשים מרביע לרביעי), לכל המקדמים מתקבל הסימן הצפוי, וכולם (פרט למקדם התוצר לנפש) מובהקים. משוואה זו עדיפה על המשוואה שנאמדה בגישה המקובלת (משוואה א'29), ומכאן שהגישה האלטרנטיבית למדידת עודף הביקוש מתאימה לתיאור נתוני המשק יותר מן הגישה המקובלת.

המקדם של לוג התוצר לנפש בפיגור אינו מובהק אף באחת מהמשוואות של לוח 1. McCallum (1974) נתקל בבעיה דומה, ולכן השמיט את משתנה הזמן²⁵. כאשר השמטנו משתנה זה, הפך מקדם התוצר לנפש מובהק — אך סטיית התקן של המשוואה עלתה (טיב ההתאמה ירד), ומקדם הציפיות קיבל ערך הגדול מ-1 במדה מובהקת. (האומדנים הרלבנטיים נמצאים כלוח נ'4-). ההטיה המתקבלת באומדן מקדם הציפיות מורה, שהגידול בתוצר לנפש מסביר רק חלק מהגידול בשכר, ומכאן, שבתקופת המדגם השפיעו על הביקוש לעבודה ו/או על היצע העבודה גורמים נוספים, שהביאו לעליית השכר הריאלי. מסקנה זו מתחזקת, כאשר אנו בודקים את התנהגות המשתנים הרלבנטיים (השכר, המחירים, התוצר והתעסוקה) בתקופה זו. התוצר לנפש גדל בשנים 1968 עד 1973 בקצב שנתי ממוצע של 14 אחוזים (התוצר למועסק — בכ"4.12 אחוזים), והשכר הריאלי גדל בקצב של כ"2 אחוזים לשנה. בשנים 1974 עד 1980 המשיך השכר הריאלי לגדול בשיעור דומה (2.5 אחוזים לשנה), אך שיעור גידולו של התוצר לנפש ירד ירידה דרסטית — ל"3.1 אחוזים לשנה. (התוצר למועסק ירד לכ"1.7 אחוזים לשנה). בשלב זה אין בידינו הסבר מלא לאי-יציבות של הקשר בין הגידול בשכר הריאלי לגידול בתוצר לנפש. הסבר חלקי לתופעה זו נציג להלן.

²⁵ שם משתנה הזמן לא היה מובהק. במאמריו מן השנים 1973, 1975 ו-1976 משתנה הזמן אינו מופיע כלל בניסוח הביקוש וההיצע.

ג. הזמן כמדד למגמת השכר הריאלי בטווח הארוך והשפעת השינויים באינפלציה על השכר הריאלי בטווח הקצר

לפי הדיון דלעיל, התוצר אינו תורם להסבר השינויים בשכר. מכאן נראה, שהגישה המיוצגת במשוואה (16) מתאימה לתיאור הנתונים יותר ממשוואת McCallum. נציב במשוואה (16) את $\hat{\pi}_t$ במקום π_t^* , ונקבל:

$$(32) \quad \Delta \log w_t = \beta \hat{\pi}_t - \eta \log(w/p)_{t-1} + \eta at + k + u_t.$$

אומדני ריבועים פחותים של (32), (א'32) דומים לאלו של (ג'31)²⁶:

$$(א'32) \quad \Delta \log w_t = 1.044 \hat{\pi}_t - 0.538 \log(w/p)_{t-1} + 0.003t \quad D.W. = 1.89$$

4.8 3.7 3.9

S = 0.0340
R² = 0.770

למשוואה זו רמת הסבר גבוהה, לכל המקדמים ערך t גבוה, וסימנם הוא כצפוי. מחלוקה של מקדם הזמן במקדם של לוג השכר הריאלי בפיגור נקבל את ה"פריזון" הנגזר ממשוואה זו. הערך המתקבל הוא 0.56 אחוזים (כ"2.24 אחוזים לשנה). מעניין, שהפריזון הנגזר ממשוואה זו קרוב מאוד לממוצע שיעור השינוי הרבעוני של השכר הריאלי, שהוא 0.57 אחוזים (כ"2.29 אחוזים לשנה). תוצאה זו מחזקת את הרגשתנו לגבי מרת התאמתה של הגישה המתבטאת במשוואה זו.

כאמור, העובדה שאומדני המקדם של $\hat{\pi}_t$ בשיטת ריבועים פחותים רגילים ובשיטת משתנה עזר דומים אלו לאלו מלמדת, שמשתנה זה הוא קירוב טוב לציפיות האינפלציוניות. (וזאת, כמובן, בהנחה של ציפיות רציונליות). מכאן, שלצרכים מעשיים ניתן לראות ב- $\hat{\pi}_t$ את "משתנה הציפיות"²⁷. $\hat{\pi}_t$ הוא, כאמור, ממוצע פשוט של π_t ו- π_{t+1} . לעובדה ש- π_{t+1} תורם לשינויים בשכר בזמן t יש השלכה מסוימת על אופיו של תהליך קביעת השכר בטווח הקצר. להלן נדון בהשלכה זו, וכן ננמק את הבחירה של משקלות שווים ל- π_t ו- π_{t+1} בכניית $\hat{\pi}_t$.

נגדיר:

$$(33) \quad \hat{\pi}_t = \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{t+1}.$$

את π_{t+1} ניתן לרשום כך:

$$(34) \quad \pi_{t+1} = \pi_t + (\pi_{t+1} - \pi_t) = \pi_t + \Delta \pi_{t+1}.$$

נציב את (34) ב-(33) ונקבל:

$$(35) \quad \hat{\pi}_t = (\beta_1 + \beta_2) \pi_t + \beta_2 \Delta \pi_{t+1}.$$

בטווח הארוך, המוגדר כמצב שבו (בין השאר) שיעור האינפלציה קבוע, נקבל $\hat{\pi}_t = (\beta_1 + \beta_2) \pi_t$, ולכן השערה אי־התחלופה שקולה, במקרה זה, להשערה $\beta_1 + \beta_2 = 1$, משמעותה של השערת אי־התחלופה היא, ששינויים ברמת המחירים אינם גורמים לשינויים בשכר הריאלי. אולם אם $\beta_2 \neq 0$, אזי בטווח הקצר, כאשר האינפלציה אינה קבועה, נקבל, שהשינוי העתידי בשיעור האינפלציה תורם לשינויים בשכר הריאלי בהווה (וזאת גם אם השערת אי־התחלופה מתקבלת). כדי לכדוק תרומה זו, נציב את $\hat{\pi}_t$ במקום $\hat{\pi}_t$ במשוואה (32). אומדני ריבועים פחותים של המשוואה המתקבלת הם:

$$(36) \quad \Delta \log w_t = 1.058 \pi_t + 0.630 \Delta \pi_{t+1} - 0.557 \log(w/p)_{t-1} + 0.003t \quad D.W. = 1.96$$

4.8 2.9 3.7 3.9

S = 0.0343
R² = 0.767

²⁶ האומדנים המתקבלים בשיטת משתנה עזר, עם ובלי תיקון כגון מיתאם סדרתי, הם דומים. אומדנים אלו מוצגים בלוח 3-3.

²⁷ במלים אחרות: אנו מניחים ש- $\hat{\pi}_t = \pi_t^* + \xi_t$, וכן שהשונויות של ξ_t קטנה במדה מספקת כדי שמשתנה זה יהיה זניח.

נשים לב, שמקדם השינויים באינפלציה הוא חיובי ומובהק. ערך המקדם גדול ממחצית מקדם האינפלציה, ומכאן שמשקל π_{t+1} גבוה מעט מזה של π_t , אם כי לפי מבחן F לכדיקת מובהקות ההבדל לא ניתן לדחות את ההשערה ש- $\beta_1 = \beta_2$ (ר- $F_{1,43} = 0.32$). המיתאם הגבוה הקיים בין π_t ל- π_{t+1} מקשה על קבלת אומדן יעיל ל- β_2 , אך סכום המקדמים קרוב ל-1 (כצפוי), וניתן לנצל זאת כדי לאמור את β_2 ביתר יעילות²⁸. כאשר מחילים מגבלה זו, מתקבל ערך t גבוה יותר לאומדן של β_2 , ומקדם זה (כמו האחרים) כמעט אינו משתנה. האומדנים המתקבלים הם²⁹:

$$(37) \quad \Delta \log(w/p)_t = \underset{3.4}{0.595} \Delta \pi_{t+1} - \underset{4.6}{0.531} \log(w/p)_{t-1} + \underset{4.3}{0.003} t \quad \begin{array}{l} D.W. = 1.97 \\ S = 0.0339 \\ \bar{R}^2 = 0.537 \end{array}$$

משוואה (37) (כמו משוואה 36) מבטאת את העובדה, שהשינוי העתירי בשיעור האינפלציה תורם לשינויים בשכר הריאלי. תוצאה זו ניתן לפרש כמצב, שבו העובדים רגישים לשינויים במחירים יותר מאשר לשינויים בשכר הנומינלי.

Campbell & Dorenfeld (1979) מציינים, שמצב כזה עלול להיווצר בתקופה של האצה אינפלציונית ממושכת; אז עלולים העובדים לראות כל שינוי במחירים כאות לשינוי חריף יותר, שיחול בעתיד הקרוב. ציפיות אלו גוררות דרישות לתוספות שכר, ולשם מימושן נוקטים העובדים עיצומים ושבתות. הרבר מתבטא בהקטנת היצע העבודה, ולכן — בהקטנת ההיצע המיצרפי, כך שבסופו של רבר מתקבל תוצר נמוך יותר, רמת מחירים גבוהה יותר ושכר ריאלי גבוה יותר.

פירוש זה אינו אלא "הסבר אפשרי" ובוודאי לא בלעדי. מכל מקום, אין הוא עומד בסתירה להאצה אינפלציונית, המלווה בהאטת גידולו של התוצר ובאי-האטת הגידול בשכר הריאלי — תופעה המאפיינת את המשק הישראלי בשנים האחרונות.

בהקשר זה חשוב לציין, שגם השכר הריאלי וגם שיעור האינפלציה (והשינויים בו) הם משתנים אנדרוגניים, וייתכן שהם נקבעים סימולטנית. מכאן, שמובהקות $\Delta \pi_{t+1}$ (במשוואה 37) אינה מעידה באופן חד-משמעי על סיבתיות (מ- π_{t+1} ל- $\Delta \log(w/p)$). מבחינה אקונומטרית, אמידה בשיטת משתנה עזר עשויה לפתור בעיה זו (לפחות בחלקה). כפי שניתן לראות בלוח נ'-3, התוצאה אינה חד-משמעית, והיא תלויה בבחירת משתני העזר³⁰. נראה לנו, שכדי להגיע למסקנה מהימנה יותר (לגבי השפעת ההאצה האינפלציונית על השינויים בשכר הריאלי), יש להשתמש במשתני עזר מתאימים יותר. לשם כך עלינו לזהות תחילה את הגורמים האקסוגניים להאצה האינפלציונית, נושא שאנו מקווים לעסוק בו בעתיד.

4. סיכום

התברר, שהתרומה של שיעור האבטלה להסבר השינויים בשכר היא מועטה, וגם תרומה מועטה זו נובעת, כנראה, מטעות במדידת משתנה הציפיות האינפלציוניות. לעומת זאת נמצאה הגישה הכללית, המתבטאת במשוואה (16), מתאימה לנתונים: תרומת עורך הביקוש לעבודה להסבר השינויים בשכר היא מובהקת, ורמת ההסבר של המשוואה גבוהה.

כאשר משווים את אומדני משתנה העזר עם אומדני הריבועים הפחותים, מתקבלות תוצאות, העולות בקנה אחד עם הגישה של ציפיות רציונליות. כמו כן מתברר, שממוצע נע של שיעור האינפלציה בהווה וברביע אחד קדימה הוא קירוב טוב לציפיות האינפלציוניות.

²⁸ בעיית המולטיקוליניריות אינה מפריעה לקבל אומדן יעיל לסכום המקדמים (כלומר ל- $\beta_1 + \beta_2$).

²⁹ אומדני משתנה העזר, עם ובלי תיקון בנין מיתאם סדרתי, מוצגים בלוח נ'-3.

³⁰ כאשר משתני העזר הם פיגורים "רחוקים" של האינפלציה (כלומר π_{t-3} ו- π_{t-4}), הופך המקדם של $\Delta \pi_{t+1}$ בלתי מובהק.

האומדן של מקדם הציפיות נמצא קרוב ל-1, ולכן לא ניתן לרחות את השערת אי-התחלופה בטווח הארוך. מצד שני, העובדה ששיעור האינפלציה העתידי משפיע על השינויים בשכר הריאלי מורה, כי תיתכן תחלופה חיובית בטווח הקצר: מחמת השינויים הצפויים בשיעור האינפלציה (העתידי), עלולה עקומת היצע העבודה לזוז שמאלה וכלפי מעלה.

בעבודה זו התעלמנו מכמה נושאים חשובים, שהעיסוק בהם עשוי לתרום לבריקה ואימות של התוצאות המתקבלות; נזכיר אחדים מהם.

התוצאות שקיבלנו מתיישבות, כאמור, הן עם ההנחה של ציפיות רציונליות והן עם השערת אי-התחלופה. בהקשר זה חשוב לציין, שלא ברקנו כאן את עצם ההנחה של ציפיות רציונליות, ומוכן שראוי לעשות זאת.

במשק הישראלי נהוג הסדר תוספת יוקר; הסדר זה יוצר, למעשה, קשר בין שיעורי האינפלציה (בפיגורים שונים) לשיעור העלייה בשכר הנומינלי, ובניסוח משוואת שכר יש להתחשב בכך. (עם זאת ראוי לציין, ששיעור תוספת היוקר ועיתוי התשלום עצמם הם פונקציה של שיעור האינפלציה¹¹, ולכן ההטיה הנגרמת בשל טיפול פשטני בנושא זה עלולה להיות חמורה מזו שגוררת ההתעלמות ממנו.)

השכר הריאלי כפיגור ומשתנה הזמן שימשו בעבודה זו מדדים לעודף הביקוש לעבודה. רצוי לזהות את המשתנים האקסוגניים המשפיעים, בטווח הקצר, על הביקוש ועל ההיצע, ולהיעזר בהם באמידת עודף הביקוש; הדבר עשוי להקטין את השונות הכלתי מוסברת ולשפר את האומדנים¹².

משוואת השכר בעבודה זו נאמדה לכלל המשק; סביר, שתהליך קביעת השכר בסקטור העסקי שונה מזה שבסקטור הציבורי (לפחות בטווח הקצר), ולכן יש מקום לנסח משוואה נפרדת לכל סקטור.

¹¹ לגבי השפעת האינפלציה על עיתוי תשלום תוספת היוקר ראה לויתן (1982).

¹² רוגמה למשתנה כזה הוא יחס המחירים בין מחיר התפוקה ובין המחיר לצרכן. בטוח הקצר יחס מחירים זה אינו קבוע, ושינוי בו יגרום שינוי בשכר הריאלי ובכמות העבודה של שיווי משקל.

לוח נ' 1
 אמידת משוואה (א39) עם קירובי ציטיות שונים¹
 (המשתנה התלוי: $\Delta \log w_t$)

המשתנים המטבירים	ריבועים פחותים			משתנה עזר		
	א'	ב'	ג'	א'1	ב'1	ג'1
לכל התקופה IV 1980-I 1968						
π_{t-1}	0.846 7.7			0.970 7.7		
π_{t+1}		0.794 7.6			0.996 7.7	
$\hat{\pi}_t$			0.874 8.3			0.992 8.2
$\log U_{t-4}$	-0.023 1.2	-0.023 1.3	-0.018 1.0	-0.012 0.7	-0.006 0.3	-0.085 0.5
D.W.	2.04	2.34	2.21	2.07	2.39	2.21
S	0.0419	0.0422	0.0402	0.0425	0.0440	0.0408
\bar{R}^2	0.651	0.646	0.679			
לתת התקופה IV 1972-I 1968						
π_t	0.597 1.2			0.924 1.9		
π_{t+1}		0.469 1.3			0.001 0.0	
$\hat{\pi}_t$			0.701 1.8			0.694 1.2
$\log U_{t-4}$	-0.029 2.3	-0.030 1.9	-0.024 1.6	-0.019 1.1	-0.046 2.0	-0.024 1.2
D.W.	1.80	1.63	1.77	1.95	1.36	1.77
S	0.0176	0.0184	0.0176	0.0181	0.0193	0.0176
\bar{R}^2	0.680	0.647	0.677			

¹ הספרות הקטנות מציינות ערכי t — כאן ובכל הלוחות האחרים שבנספח.

לוח נ' 2

אמידת משוואה (31), בשיטות שונות¹
(המשתנה התלוי: $\Delta \log w_t$)

המשתנים המסבירים	'א31)				'ב31)				'ג31)							
	ARI	IV		ARI	IV		ARI	IV		ARI	IV					
		$i = 1,2,3,4$			$i = 3,4$			$i = 1,2,3,4$			$i = 3,4$		$i = 1,2,3,4$		$i = 3,4$	
		ARI	ARI		ARI	ARI		ARI	ARI		ARI	ARI	ARI	ARI		
π_t	0.721 3.4	0.827 2.8	1.048 3.5	1.006 3.3												
π_{t+1}					0.870 4.7	1.193 3.6	1.196 4.8	0.853 3.4								
$\bar{\pi}_t$									1.101 4.7	1.097 3.6	1.048 4.2	0.974 3.9				
$\log(w/p)_{t-1}$	-0.450 3.0	-0.382 2.4	-0.722 4.2	-0.706 4.1	-0.422 3.0	-0.682 3.3	-0.594 3.5	-0.412 2.5	-0.608 4.0	-0.554 3.2	-0.564 3.6	-0.507 3.3				
t	0.0037 3.1	0.0029 2.4	0.0040 2.7	0.0040 2.8	0.0029 3.5	0.0032 3.0	0.0025 2.0	0.0029 3.4	0.0030 3.0	0.0028 2.7	0.0031 3.0	0.0030 3.0				
$\log y_{t-1}$	0.008 0.1	0.016 0.3	0.018 0.2	0.016 0.2	-0.008 0.2	-0.008 0.1	0.01 0.2	-0.002 0.1	0.009 0.2	0.001 0.2	0.006 0.1	0.006 0.1				
D.W.	1.97	1.80	1.86	1.88	1.92	2.31	1.98	1.92	1.96	1.87	1.94	1.93				
$\hat{\rho}$	0.143 0.9		0.341 2.4	0.337 2.3	-0.243 1.6		-0.224 1.5	-0.242 1.6	0.087 0.6		0.050 0.3	0.057 0.0				
S	0.0373	0.0376	0.0381	0.0379	0.0353	0.0373	0.0365	0.0353	0.0343	0.0344	0.0346	0.0344				
\bar{R}^2	0.679				0.812				0.743							

¹ הסטטיסטי $\hat{\rho}$ הוא אומדן למקדם המיתאם הסדרתי מסדר ראשון. שיטת האמידה הן:

ARI — שיטת ריבועים פחותים עם תיקון למיתאם סדרתי מסדר ראשון (שיטת נראות מקסימלית);

VI(1.2.3.4) — שיטת משתנה עור כאשר משתני העור הם: $\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, \pi_{t-4}$.

ARI IV — שיטת משתנה עור עם תיקון למיתאם סדרתי (שיטת Fair).

לוח נ' 3-

אמידת משוואות (32) ו-(37), בשיטות שונות¹

המשתנים המסבירים	IV				
	AR1	$i = 1,2,3,4$		$i = 3,4$	
		AR1	AR1	AR1	AR1
משוואה (32) המשתנה התלוי: $\Delta \log w_t$					
$\bar{\pi}_t$	1.098 4.8	1.082 2.7	1.240 4.5	1.050 2.3	0.995 3.9
$\log(w/p)_{t-1}$	-0.615 4.1	-0.554 3.3	-0.761 4.6	-0.540 2.4	-0.529 3.3
t	0.003 4.0	0.003 3.7	0.004 3.9	0.003 3.3	0.003 4.0
D.W.	1.96	1.87	1.99	1.89	1.93
$\hat{\rho}$	0.09 0.6		0.22 1.5		0.02 0.1
S	0.0339	0.0340	0.0340	0.0340	0.0340
משוואה (37) המשתנה התלוי: $\Delta \log(w/p)_t$					
$\Delta \pi_{t+1}$	0.618 3.5	1.063 2.2	0.866 3.6	0.368 0.4	0.179 0.8
$\log(w/p)_{t-1}$	-0.510 4.6	-0.591 4.3	-0.487 4.5	-0.501 2.8	-0.773 5.5
t	0.0030 4.3	0.0033 4.2	0.0028 4.2	0.0030 3.4	0.0050 4.9
D.W.	2.94	2.35	1.94	1.83	1.93
$\hat{\rho}$	-0.05 0.3		-0.186 1.2		0.382 2.7
S	0.0339	0.0366	0.0344	0.0346	0.0355

¹ ראה הערה 1 ללוח נ' 2.

לוח נ' 4

אמידת משוואה (31), בשיטות שונות
(המשתנה התלוי: $\Delta \log w_t$)

המשתנים המסבירים	ריבועים פחותים	IV					
		AR1	$i = 1,2,3,4$		$i = 3,4$		
			AR1	AR1	AR1	AR1	
$\bar{\pi}_t$	1.298 5.8	1.285 5.8	1.616 5.4	1.550 6.0	1.761 4.3	1.500 5.5	
$\log(w/p)_{t-1}$	-0.376 2.5	-0.366 2.5	-0.563 3.0	0.550 3.3	-0.649 2.6	-0.512 2.9	
$\log y_{t-1}$	0.114 2.4	0.113 2.4	0.108 2.2	0.117 2.3	0.106 2.1	0.116 2.0	
D.W.	1.97	1.95	1.71	1.97	1.58	1.96	
$\hat{\rho}$		-0.02 0.1		0.12 0.8		0.09 0.6	
S	0.0327	0.0372	0.0380	0.0374	0.0389	0.0374	
\bar{R}^2	0.725	0.731					

ביבליוגרפיה

- ארטשטיין, י', וידר, פ', זוסמן, צ' ומרדור, ל' (1978), מודל אקונומטרי למשק הישראלי, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- ארטשטיין, י' וזוסמן, צ' (1978), "האפקטיביות של הפיקוח על המחירים וריסון השכר בישראל", בתוך: הלוי, נ' וקופ, י' (עורכים), עיונים בכלכלה 1977, ירושלים: האגודה הישראלית לכלכלה ומכון פאלק, עמ' 15-29.
- לביא, י' (1976), "משוואת שכר דינמית של המשק הישראלי לתקופה 1963 עד 1971", סקר בנק ישראל 44 (מאי), 80-53.
- צוקרמן, א' (1974), "תחלופה בין אינפלציה ואבטלה במשק הישראלי", בתוך: הלוי, נ' וקופ, י' (עורכים), עיונים בכלכלת ישראל, ירושלים: מכון פאלק, עמ' 39-58.
- לויטן, ע' (1982), התפתחותו של הסדר תוספת הדיקו ובחינת תדירותה של התאמת השכר למחירים, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת ניירות לדיון, 9-82.
- Ball, R.J. (1964), "Comment on J.D. Sargan, 'Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology'", In: Hart, P.F., Mills, G. & Whitaker, J.K. (eds.), *Economic Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworths.
- Barro, R.J., & Grossman, H.I. (1976), *Money, Employment and Inflation*, Cambridge, New York, Melbourne: Cambridge University Press.
- Campbell, H.F.; & Dorenfeld, D.L. (1979), "Money Disillusion and Stagflation", *Journal of Macroeconomics* 1 (Winter), 131-139.
- Friedman, M. (1976), *Price Theory*, Chicago: Aldine Publishing Co.
- Gordon, J. (1976), "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment", *Journal of Monetary Economics* 2 (April), 185-219.
- Hines, A.G., (1971), "The Determinants of the Rate of Change of Money Wage Rates and the Effectiveness of Incomes Policy", In: Johnson, H.G. & Nobay, A.R., *The Current Inflation*, London. Macmillan, pp. 143-175.

- Holmes, J.M. & Smyth, D.J. (1979), "Excess Demand for Labor, unemployment, and Theories of the Phillips Curve", *Journal of Macroeconomics* 1 (Fall), 347-372.
- Kuh, E. (1967), "A Productivity Theory of Wage Levels: An Alternative to the Phillips Curve", *Review of Economic Studies* 34 (October), 333-360.
- Lahiri, K. & Lee, J.S. (1979), "Rational Expectations and the Short-Run Phillips Curve", *Journal of Macroeconomics* 1 (Spring), 167-190.
- Lemgruber, A.C. & McCallum, B.T. (1976), "A Note on Empirical Tests and Alternative Versions of the Natural Rate Hypothesis", *Manchester School* 44 (March), 42-51.
- Lipsey, R. (1960), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", *Economica* 27 (February), 1-31.
- (1972), "The Micro Theory of the Phillips Curve Reconsidered, A Reply to Holmes and Smyth", *Economica* 41 (February), 62-70.
- Lucas, E. Jr. (1972), "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", In: Eckstein, O. (ed.), *The Econometrics of Price Determination: Conference, October 30-31 1970*, Washington: Federal Reserve System.
- & Rapping, L.A. (1969), "Real Wages, Employment and Inflation", *Journal of Political Economy* 77 (September-october), 721-754.
- McCallum, B.T. (1973), "Friedman's Missing Equation: Another Approach", *Manchester School* 41 (September), 311-328.
- (1974), "Wage Rate Changes and the Excess Demand for Labour: An Alternative Formulation", *Economica* 41 (August), 269-277.
- (1975), "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Evidence for the United Kingdom", *Manchester School* 43 (March), 56-67.
- (א'1976), "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates", *Econometrica* 44 (January), 43-52.
- (ב'1976), "Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models: An Alternative Procedure", *International Economic Review* 17 (June), 484-490.
- Muth, J.F. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica* 29 (July), 315-335.
- Persson, M. (1979), *Inflationary Expectations and the Natural Rate Hypothesis*, Stockholm: School of Economics (Ph.D. dissertation).
- Phelps, E.S. (1968), "Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy* 76 (July-August), 674-678.
- Sargan, J.D. (1958), "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables", *Econometrica* 26 (July), 393-415.
- (1964), "Wages and Prices in th United Kingdom: A Study in Econometric Methodology", In: Hart, P.E., Mills, G. & Whitaker, J.K. (eds.), *Economic Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworths, pp. 25-54.
- (1971), "A Study of Wages and Prices in the U.K., 1949-1968", in: Johnson, H.G. & Nobay, A.R. (eds.), *The Current Inflation*, London: Macmillan, pp. 52-71.
- Sargent, T.J. (1971), "A Note on the 'Accelerationist' Controversy", *Journal of Money, Credit, and Banking* 3 (August), 721-725.