

מודל מקרו-כלכלי של המשק הישראלי: 1956 — 1974

אלישע א' פזנר, אלכס צוקרמן ואסף חזק*

1. מבוא

במאמר זה נעשה ניסיון לתאר את המשק הישראלי כעזרת מודל מקרו-כלכלי פשוט. מודל מעין זה עשוי לעזור לביסוס תהליך קבלת ההחלטות במדיניות מקרו-כלכלית על שיקולים כמותיים, הנובעים ממסגרת אנליטית. בגלל הדרכים המורכבות שבהם פועלת המדיניות המקרו-כלכלית, קשה, ולעתים אף בלתי אפשרי, להעריך באופן כמותי את השפעותיה על הכלכלה ללא מסגרת מעין זו. המודל אמור לשפר את הבנת הזיקה ההדדית בין אינדיקטורים כלכליים עיקריים, כגון תפוקה, תעסוקה, מחירים, שכר, יבוא, יצוא והשקעות, מצד אחד, לבין אמצעי המדיניות הממשלתית, כגון כמות הכסף, הוצאות הממשלה והמיסים, מצד שני. בעזרת מערכת כזו ניתן להעריך את ההשפעות העיקריות של המדיניות הכלכלית על הפעילות הכלכלית.

עם זאת, יש להדגיש כי אין לראות במחקר זה מוצר מוגמר. במודל רב-משוואות קשה לעתים להגיע לניתוח משיע רצון של כל אחת מהמשוואות; מספר משוואות מצריכות מחקר נוסף. ברם, רוב המשוואות במודל הקיים מתיישבות עם התיאוריה הכלכלית, ובדרך כלל עומדות טוב למדי במבחנים (סטטיסטיים) לצערנו, אין תחום זה של המחקר הכלכלי מפותח דיו בישראל, ולפיכך חשוב להציג מודל מקרו-כלכלי מסוגו, דבר שעשוי לעודד מחקרים נוספים. הדבר חשוב במיוחד, כיוון שבניית מודלים אקונומטריים והשימוש בהם הינו תהליך מתמשך יותר מאשר מפעל חד-פעמי.

המשתנים הכלכליים במודל חולקו לשתי קבוצות: משתנים המשפיעים על משתנים אחרים, אך אינם מושפעים מכל משתנה אחר במודל, המכונים משתנים אקסוגניים; ומשתנים המשפיעים זה על זה, והמושפעים ממשתנים אקסוגניים, המכונים משתנים אנדוגניים. הקבוצה הראשונה כוללת אמצעי מדיניות, כגון כמות הכסף, משתני חו"ל, כגון הכנסה לאומית בארצות אחרות, ומשתנים מקומיים אחרים שהמודל איננו מנסה להסביר את התנהגותם, כגון אוכלוסייה ותפוקה פוטנציאלית. הקבוצה השנייה כוללת את האינדיקטורים הכלכליים העיקריים שהוזכרו לעיל, שבהתנהגותם ובניבויים מתרכז מודל זה.

נעסוק להלן בתיאור הקשרים בין המשתנים האנדוגניים לאקסוגניים, ונחיל ברכיבים העיקריים של ביקוש והצע מצרפיים: צריכה פרטית, השקעות, יבוא פרטי, יצוא, תוצר מקומי גולמי והוצאות הממשלה לצריכה מקומית וליבוא.

הצריכה הפרטית תלויה בהכנסה הפנויה, ברכוש (המורכב מיתרות ריאליות והון פיזי), בשער הריבית הריאלי, ובצריכה הפרטית בעבר. ההשקעות תלויות בתוצר האומי הנקי, בשער הריבית וברמת הפעילות הכלכלית, כפי שהיא נמדדת ביחס של תעסוקה לכוח העבודה (שיעור התעסוקה). היצוא תלוי בהכנסה הלאומית של ארצות הסחר העיקריות של ישראל, בשער החליפין האפקטיבי ליצוא ובתוצר הפרטי. היבוא הפרטי מוסבר באמצעות מחירי חו"ל במטבע מקומי, מחירים מקומיים והתוצר הפרטי.

סיכום שלושת המשתנים הראשונים יחד עם ההוצאה הממשלתית המקומית. מתאר את סך כל השימושים של המשק במקורות, שעליו להיות שווה לסך כל המקורות הזמינים, המורכבים מתוצר מקומי גולמי והיבוא הכולל (פרטי וממשלתי).

* המחברים מזכירים בתודה את ההערות המועילות שקיבלו משאול ברונפלד, גיורא חנוך ומרדכי פרנקל. כמו כן נתונה תודתנו לעמי ברנע, לשמעון גולדברג, לאבי הרצוג, לניצה רוטו וליואב בלינסקי, שעשו בחישובים בשלבים שונים של המחקר, ולתמיכה נספית חלקית מקדן פורד, מכון פרדד למחקר כלכלי, ומהאקדמיה הלאומית הישראלית למדעים.

שיעור התעסוקה נקבע באמצעות היחס בין התוצר הלאומי למעשה לבין התוצר הלאומי הפוטנציאלי. את שוק העבודה מתארות משוואות הצע וביקוש. הביקוש לעבודה תלוי בשכר הריאלי ובשיעור התעסוקה; את הצע העבודה מסבירים אותם משתנים וכן שיעור התלות במפרנס — מספר הילדים התלויים במפרנס מחולק בכלל האוכלוסייה. כאשר שיעור התעסוקה נתון, קובעות שתי משוואות אלה את סך כל שעות העבודה בסקטור הפרטי, המשפיע מצדו על התוצר הפרטי. נוסף על כך תלוי התוצר הפרטי בניצול היעיל של ההון בסקטור הפרטי, כיבוא הפרטי, בשינויים בפריזון כפי שהם נמדדים על פני זמן, ובמשתנה של סטייה בפריזון בשנות מלחמה.

את הסקטור המוניטרי מאפיין הצע כסף הנתון אקסוגנית, ופונקציית ביקוש לכסף התלויה ברמת המחירים, בסך כל המקורות (כמודד לביקוש לעסקות ולהשפעת ההכנסה) ובעלות האלטרונטיבית של החזקת כסף, כפי שהיא נמדדת על ידי שיעור האינפלציה.

כדי לתאר את הזיקות ההדדיות בין המשתנים הכלכליים השונים של המודל, נעקוב אחר התוצאות של עלייה בכמות הכסף. ההשפעה המיידית של שינוי מעין זה במודל המתואר היא עליית הביקוש המצרפי, המובילה בדרך כלל לעליות ברמת המחירים, התוצר המקומי וכיבוא הפרטי באמצעות הסקטור המוניטרי. בתפוקה פונטציאליית נתונה, הנקבעת באופן אקסוגני, גורמת עליית הביקוש לתוצר המקומי לעלייה בשיעור התעסוקה, — דבר המשפיע על הצע והביקוש לשעות עבודה בסקטור הפרטי, וכך מקטין את השכר הריאלי ומעלה את סך שעות העבודה בסקטור זה. דבר זה גורם לעלייה בתוצר הפרטי. לעליות במחירים ובתוצר הפרטי יש השפעה משנית מרחיבה על היבוא, דרך משוואת היבוא הפרטי.

העלייה בתוצר המקומי גורמת לעלייה בצריכה הפרטית ובהשקעות. המגבירים את העלייה הראשונה בתוצר המקומי. זוהי ההשפעה הרגילה של המכפיל. ההשקעה גוברת אף היא כתוצאה מהשפעה ישירה של שיעור התעסוקה עליה. כאשר השינויים בכמות הכסף ובמחירים אינם באותו יחס, פועלת על הצריכה הפרטית השפעת היתרות הריאליות (אפקט פיגורטיבניקין). קיימת גם השפעה נוספת שלילית על הביקוש לכסף, של העלייה בשיעור האינפלציה (אפקט פישר), המגבירה את העלייה המיידית הראשונית במחירים, בתוצר מקומי וכיבוא פרטי, ולפיכך גם במשתנים אחרים (בדרכים שתוארו לעיל).

דיון זה מדגים את צינורות ההשפעה שדרכם פועל שינוי אקסוגני מסוים על הסקטורים השונים במשק. ההשפעה הסופית הנקייה של שינויים מסוג זה נחקרת בהרחבת יתר בחלק הרביעי.

מודל זה הוא מודל מקרו-כלכלי לוג-ליניארי של המשק הישראלי בתקופה 1956—1974. הרעיון להשתמש במודל לוג-ליניארי נלקח מהמודל הידוע שפותח בידי מורישימה (Morishima) וסאיטו (Saito) [11], שיכונה בקצרה מ"ס, ובו השתמשו בהצלחה כארצות הברית. המודל שלנו נבדל מהמודל שלהם במספר תחומים, הן בשל ההבדלים בין המשק הישראלי לאמריקאי והן בשל המטרה השונה של הניתוח. בעוד שמ"ס עסקו בעיקר בשאלות כיצד להגיע, בו-זמנית, ליציבות מחירים ותעסוקה מלאה וליציבות לזמן ארוך של המערכת הכלכלית, נובע עיקר ענייננו מרצוננו למצוא מודל כלכלי קטן, יחסית, המקיף את הזיקות ההדדיות העיקריות של המערכת המקרו-כלכלית. בעזרתו של מודל כזה ניתן לתאר את השינויים המבניים על פני זמן ולחזות את ערכיהם של המשתנים הכלכליים העיקריים.

המודל שלנו מורכב משלוש-עשרה משוואות סטוכסטיות ומשוואה הגררית (זהות) אחת. במידתו רומה המודל לגודל של מודל המשק הישראלי שפותח בידי ברגלס [5], ונציין את ההבדלים העיקריים בין שני המודלים תוך כדי תיאור המודל. את יכולת החיזוי של המודל השווינו לתוצאות שהשיג אוואנס (Evans) [6] במודל שלו, שהיה מפורט בהרבה; ההבדל בגודלו של המודל שלנו לעומת המודל של אוואנס אינו מאפשר השוואות אחרות ביניהם.

המשוואות של המודל מוצגות ומוסברות בחלק השני והשלישי. החלק הרביעי מנתח את השפעתם של שינויים במדיניות על האינדיקטורים הכלכליים העיקריים, באמצעות חישוב המכפיל המוניטרי ומכפיל הוצאות הממשלה. חלק זה דן אף בשאלה מהי המדיניות הממשלתית שהיה צורך לנקוט כדי להשיג יעדים מקרו-כלכליים לאומיים, כגון יציבות מחירים, רמה רצויה של יחרות מטבע חוץ ותעסוקה מלאה. החלק החמישי מנתח את יכולת החיזוי של המודל לתקופת המדגם ומוצגות בו התחזיות ל-1975. הערות סיכום מסיימות את המאמר, ובהן יכול הקורא למצוא, בצורה מרוכזת, הן את עיקרי הממצאים שלנו והן את המלצותינו לגבי כיווני מחקר נוספים.

2. המודל

המודל המוצג להלן הוא מודל שנתי מצרפי הנאמד בשיטת הריבועים הפחותים בשני שלבים בתקופה הנבחרת של 1956—1974. כל הסדרות מוצגות בנספח 1. המשתנים והמשוואות מוצגים להלן:

א. המשתנים האנדוגניים¹

- CT = צריכה פרטית ריאלית (במיליוני ל"י)
- YG = תוצר מקומי גולמי ריאלי (במיליוני ל"י)
- YPR = תוצר פרטי נקי ריאלי (במיליוני ל"י)
- HPR = מספר שעות עבודה בשנה בסקטור הפרטי (במיליונים)
- ER = שיעור התעסוקה (תעסוקה / כוח העבודה)
- WHP = השכר הריאלי לשעת עבודה של עובד שכיר (בל"י)
- $SHARE$ = החלק היחסי של העבודה (השכר הכולל ביחס לסך התוצר המקומי הנקי)
- IN = ההשקעה הנקייה הריאלית (במיליוני ל"י)
- P = מדד המחירים הנגזר של התל"ג (100 = 1964)
- CPI = מדד המחירים לצרכן (100 = 1964)
- IMP = היבוא הפרטי הריאלי במחירים קבועים (בל"י)
- $IMPF$ = היבוא הפרטי הנומינלי במחירים שוטפים של ארה"ב (בדולרים של ארה"ב)
- EX = היצוא הכולל הריאלי במחירים קבועים (בל"י)
- EXF = היצוא הכולל הנומינלי במחירים שוטפים של ארה"ב (בדולרים)

ב. המשתנים האקסוגניים²

- $KPOP$ = מלאי ההון הנקי הריאלי לנפש בתחילת השנה (במיליוני ל"י)
- $CPOP1$ = הצריכה הפרטית הריאלית לנפש בפיגור של שנה אחת (במיליוני ל"י)
- R = התשואה הריאלית על איגרות חוב צמודות מדד
- $NKPUR$ = מלאי ההון המנוצל בסקטור הפרטי בתחילת השנה (במיליוני ל"י, במחירי 1955)
- $DUMW$ = משתנה דמה למלחמה (1 ב-1956, 1967, 1969, 1970, 1973, ו-1974. 0 בשנים אחרות)
- T = מספר השנים (נקודת ההתחלה — 1955)
- CHP = אחוז הילדים עד גיל 14 באוכלוסייה היהודית
- NIF = ההכנסה האומית של צרפת (במיליארדים של פרנקים צרפתיים, מחירים שוטפים)
- NIE = ההכנסה האומית של אנגליה (במיליארדים של ל"ש, מחירים שוטפים)
- M = הכמות הנומינלית של כסף בתחילת השנה (במיליוני ל"י)
- G = הוצאה הממשלתית הריאלית (במיליוני ל"י)

ג. משתנים אחרים²

- FFN = מחיר סל המצרכים הצרפתי, בדולרים
- FEN = מחיר סל המצרכים האנגלי, בדולרים
- FUS = מחיר סל המצרכים האמריקאי, בדולרים

¹ כל הגדלים הריאליים ניתנים בל"י במחירי 1964.

² קטצה זו כוללת משתנים אקסוגניים שלא שימשו בשיטת האומדן של ריבועים פחותים בשני שלבים.

FGN = מחיר סל המצרכים הגרמני, כדורים
 D = הפחת הריאלי במלאי ההון
 TNP = סך כל המיכים פחות העברות (במונחים ריאליים)
 POP = האוכלוסייה בתחילת השנה
 PYR = התפוקה הפוטנציאלית
 IMG = היבוא הממשלתי הריאלי³
 $FEEX$ = שער החליפין האפקטיבי ביצוא

ד. המשוואות שנאמרו

(1) פונקציית הצריכה

$$\log \frac{CT}{POP} = 0.136 \log \frac{YG - D - TNP}{POP} + 0.254 \log \frac{M/P}{POP} + 0.176 \log [KPOP]$$

(1.6) (3.4) (1.5)

$$+ 0.335 \log CPOP1 - 0.036 \log (R) + 0.993$$

(2.1) (-1.5)

$${}^4R^2 = 0.99, \quad {}^5DW = 1.4$$

(2) פונקציית העדפת הנוזלות

$$\log \frac{M/P}{YG + IMP} = -0.658 \log [INF] - 0.143 \log \frac{IMP + YG}{POP} - 0.859$$

(-3.0) (-2.9)

$$R^2 = 0.70, \quad DW = 1.4$$

כאשר INF הוא שיעור האינפלציה של מדרר מחירי התוצר, (כלומר $INF = P_t/P_{t-1}$)

(3) פונקציית התפוקה

$$\log [YPR] = 0.056 \log [NKPUR] + 0.317 \log [HPR] + 0.022 [DUMW]$$

(0.8) (1.7) (0.8)

$$+ 0.366 \log [IMP] + 0.032 [T] + 2.559$$

(3.0) (2.4)

$$R^2 = 0.99, \quad DW = 2.9$$

³ התקבל ע"י המרת הסדרות של היבוא הממשלתי מדולרים ל"ל" במחירי 1964 על פי שער החליפין הרשמי ב-1964. (1 דולר = 3 ל"ל).

⁴ מקדם המיתאם המרובה.

⁵ הסטטיסטי של דרכין וטסון. סטטיסטי זה מודד את מידת המיתאם הסדרתי. כשערכו קרוב ל-2 אין כל מיתאם סדרתי. כאשר מתקרב ל-0 (4) הוא מצביע על קיומו של מקדם מיתאם סדרתי חיובי (שלילי).

ראוי לציין כי מיתאם סדרתי אינו גורם להטיה באומדנים, אך מגדיל את השונות שלהם ועשוי לגרום לתחזיות פחות טובות. אם כי קיומות שיטות סטטיסטיות לפתרון בעיה זו, בחרנו לא להשתמש בהן בשלב זה של המחקר.

4) פונקציית החלק היחסי של העבודה

$$\log[SHARE] = -2.563 \log[ER] - 0.019[T] - 0.547$$

(2.0) (- 3.8)

$$R^2 = 0.64, \quad DW = 0.7$$

5) פונקציית הביקוש לעבודה

$$\log[HPR] = -0.825 \log[WHP] + 0.738 \log[ER] + 0.074[T] + 7.201$$

(- 1.9) (0.8) (3.3)

$$R^2 = 0.94, \quad DW = 1.4$$

6) פונקציית ההצע של עבודה

$$\log[HPR] = 0.826 \log[WHP] + 2.504 \log[ER] + 1.115 \log[CHP] + 2.709$$

(4.6) (3.1) (1.4)

$$R^2 = 0.90, \quad DW = 2.3$$

7) פונקציית ההשקעה

$$\log[IN] = 0.691 \log[YG - D] - 0.106 \log[R] + 11.414 \log[ER] + 2.004$$

(10.7) (- 0.8) (8.8)

$$R^2 = 0.96, \quad DW = 1.4$$

8) פונקציית שיעור התעסוקה

$$\log[ER] = 0.369 \log \left[\frac{YG}{PYR} \right] - 0.034$$

(4.0)

$$R^2 = 0.53, \quad DW = 0.6$$

$$\begin{aligned} \log[IMP] = & 1.098 \log[CPI] + 0.637 \log[YPR] - 0.182 \log[FFN1] \\ & (3.7) \qquad (3.5) \qquad (-0.4) \\ & - 0.596 \log[FEN1] + 0.767 \log[FUSI] + 0.107 \log[FGN1] - 3.527 \\ & (-1.8) \qquad (1.5) \qquad (0.2) \\ R^2 = & 0.99, \quad DW = 2.3 \end{aligned}$$

(10) פונקציית היצוא

$$\begin{aligned} \log[EXF] = & -1.167 \log[NIF1] + 1.461 \log[NIE1] - 0.385 \log[NIUS1] \\ & (-0.9) \qquad (1.5) \qquad (-0.5) \\ & + 2.162 \log[NIG1] + 1.707 \log[FEEX1] - 0.879 \log[YPR1] + 4.140 \\ & (1.6) \qquad (2.0) \qquad (-1.7) \\ R^2 = & 0.99, \quad DW = 2.9 \end{aligned}$$

(11) משוואת שער החליפין הריאלי הסמוי ביבוא

$$\begin{aligned} \log \left[\frac{IMP}{IMP} \right] = & -0.035[T] + 1.395 \\ & (-3.6) \\ R^2 = & 0.43, \quad DW = 0.5 \end{aligned}$$

(12) משוואת שער החליפין הריאלי הסמוי ביצוא

$$\begin{aligned} \log \left[\frac{EX}{EXF} \right] = & -0.023[T] + 1.243 \\ & (-4.3) \\ R^2 = & 0.52, \quad DW = 0.4 \end{aligned}$$

(13) משוואת מדרד המחירים לצרכן

$$\begin{aligned} \log[CPI] = & 0.882 \log[P] + 4.613 \\ & (61.1) \\ R^2 = & 0.99, \quad DW = 0.8 \end{aligned}$$

⁶ 1 מציין פיגור של שנה במשתנה.

$$YG = CT + IN + G + D + EX - [IMP + IMG]$$

3. תיאור המודל

א. פונקציית הצריכה

הצריכה במודל שלנו מוסכרת באמצעות ההכנסה, בניכוי מיסים, רכוש (הון פיזי ויתרות ריאליות), הצריכה של העבר והמחיר הבין-זמני של הצריכה (הריבית הריאלית). אין צורך בהסבר תיאורטי נרחב כאן. ראוי להזכיר כי מקדם הגמישות לזמן קצר של ההכנסה הפנויה, 0.136, קטן יחסית בהשוואה לתוצאות שהתקבלו במחקרים אחרים על פרמטר זה, הן בישראל והן בארצות אחרות. הגמישות לזמן ארוך, 0.205, אינה גדולה בהרבה. לדוגמה, הגמישות של הצריכה המצרפית המשתמעת מהמודל של ברגלס [5] גדולה מ-0.620 ומ"ס הגיעו ל-0.349 (לצריכה לנפש). האומדנים שקיבלנו למקדמים של משתני הרכוש הם 0.254 ליתרות הריאליות לנפש, ו-0.176 למלאי ההון לנפש. להשוואה, ברגלס לא כלל את משתנה היתרות הריאליות בשל היעדר מובהקות, בעוד שהאומדן של מ"ס למקדם זה הוא 0.160, הקטן במידת-מה מהאומדן שלנו. נראה לנו כי הכללת משתנה מלאי ההון במודל לוכרת חלק נוסף של השפעת הרכוש על חשבון ההכנסה הפנויה השוטפת; דבר זה מסביר כחלק את הגודל הקטן יחסית של מקדם ההכנסה. תוצאות אלה תואמות את היפותיזת ההכנסה הפרמנטית. את אומדן המקדם של משתנה הצריכה בעבר, 0.335, ניתן לפרש כתגובה בפיגור של הצריכה לשינויים בעבר במשתנים מסבירים אחרים (ניתן בהחלט לגזור הסבר זה באופן תקף ממודל פשוט של התאמת ציפיות ביחס להכנסה). לבסוף, מעניין לציין כי למשתנה שער הריבית (הריאלי) יש מקדם שלילי של -0.036.

ב. פונקציית העדפת הנדלות

נתחיל בציון העובדה, כי המשתנה התלוי של העדפת הנדלות כמשוואה זו אנלוגי ל-"K של קימברידג", המציין את היחס בין יתרות מזומנים (המבוקשות) לעסקות דמויות הכנסה. בגלל הפתיחות הרבה של המשק הישראלי, בחרנו בסך כל המקורות שלרשות המשק (כלומר תפוקה לאומית ויבוא), במקום בהכנסה הלאומית (תפוקה) לבריה, כפי שנהוג בדרך כלל. המשתנים המסבירים הם שיעור האינפלציה (המשמש כאן קירוב לשינויים הצפויים ברמת המחירים) שהמקדם שלו, -0.658, מראה רגישות רבה בכיוון הצפוי; והמשתנה המסביר הנוסף הוא משאבים ריאליים לנפש. (לניכוי המחירים של סך המקורות שימש המדרד הסמוי של מחירי התוצר, במקום המדרד הסמוי של סך המקורות. סימטריה בין המונה למכנה בהגדרת המשתנה דורשת שימוש במדרד סך המקורות. עם זאת, מאחר שהמיתאם בין שני המדרדים גבוה, אין לשער שהתוצאות מושפעות מכך בצורה משמעותית). את המקדם השלילי של סך המשאבים הריאליים, -0.143, ניתן לנמק בגמישות הכנסה קטנה מ-1 של הביקוש לכסף. להשוואה, המודל של ברגלס אינו כולל כל פונקציית משוואת ביקוש ובכך הוא יותר קניסיאני מאשר המודל שלנו. כמו כן, גמישות ההכנסה לזמן ארוך המשתמעת מהמודל של מ"ס, גדולה מ-1.

יש להרגיש, כי תפישה רחבה יותר של הסקטור המוניטרי תכיר במפורש באופיו האנדרוגני של הצע הכסף דרך המרת זרמי יתרות מטבע-חוץ ודרך יצירת אשראי.

ג. פונקציית הייצור

ראשית יש לציין, כי לא כאצל ברגלס, למשל, הרי כאן המשתנה התלוי הוא התוצר הפרטי, ולא התוצר הכולל. תכונה חדשה נוספת של המודל היא הכללת היבוא הפרטי כארגומנט בפונקציית התוצר. דבר זה נעשה

כדי להביא בחשבון את התלות הגבוהה של התוצר הפרטי בחומרי גלם מיובאים. ואכן, מקדם היבוא בפונקציית התוצר הוא 0.366 ומובהק מאד. מגמישות מקדם זה, יחד עם זו של ההון המנוצל (0.056) וזו של מספר שעות העבודה (0.317) (השימוש במשתנה זה, במקום מספר העובדים, נלקח מ"מ"), מחקבל משקלה של העבודה, משקל המתיישב עם הנתונים הקיימים. שלא כבמודל ברגלס, — שם נעשה שימוש במשוואה עם אילוצים, שבה חלקו של ההון נקבע מחוץ למערכת כ-0.3, כגלל התוצאות הגרועות של המשוואה ללא אילוצים, — נעשה במודל שלנו שימוש במשוואה ללא אילוצים הרבר התאפשר בשל ההבחנה שעשינו בין הון להון מנוצל, וכן בשל הכללת היבוא, שהביאו לתוצאות סבירות. ביחס למקדם החיובי של משתנה הרמה למלחמה, 0.022, הרי העלייה ביותר משני אחוזים בפריון נובעת, קרוב לוודאי, מתרומת כוח העבודה הבלתי מגויס למאמץ המלחמתי. יש לציין, כי המקדם של משתנה הזמן (המשמש כאן קירוב לעליות ביעילות), 0.032, מראה על עלייה כללית בפריון בשיעור של 3 אחוזים לשנה. לבסוף ברצוננו להעיר, כי היות והתוצר הכללי והתוצר הפרטי הם משתנים אנדוגניים במודל שלנו, הרי שגם השארית (ההפרש ביניהם) היא אנדוגנית. דבר זה יוצר בעיות מסוימות לגבי עקביות שארית זו עם הנתונים בפועל. בכוננתו להתגבר על הבעיה בהמשך עבודתנו על המודל.

ד. פונקציית החלק היחסי של העבודה

חלקה היחסי של העבודה בהכנסות מופיע כאן כפונקציה יורדת של שיעור התעסוקה (השינויים בשיעור התעסוקה עשויים לשמש קירוב לתנודות ברמת הפעילות הכלכלית) עם מקדם גמישות של -2.563, וכן כפונקציה של הזמן, כשהמקדם (-0.019) מציין מגמת ירידה על פני זמן של שני אחוזים לשנה. יש לשים לב, כי המיתאם השלילי בין חלקה היחסי של העבודה לשיעור התעסוקה מתיישב עם התיאוריה של מחזורי עסקים, שהוכיחה באופן אמפירי, כי חלקם של הרווחים עולה בתקופות השיא ויורד בתקופות השפל של המחזור. כמו כן יש לציין, כי המשוואה שלנו היא הרחבה של המשוואה של מ"ס, אשר לא ניסו להסביר שינויים בחלקה של העבודה במונחים של משתנים אחרים.

ה. פונקציית הביקוש לעבודה

את הביקוש לשעות עבודה רואים כתלוי באופן שלילי בשכר הריאלי, עם מקדם גמישות קטן מ-1 (-0.825), ותלוי באופן חיובי הן בשיעור התעסוקה (0.738) והן בזמן (0.074). יש לשים לב, כי שיעור התעסוקה משמש כאן כקירוב ללחצי הביקוש בשוקי הסחורות המוגמרות ואשר מהם נגזר הביקוש לעבודה. המגמה החיובית של הזמן מציינת עלייה בשיעור 7 אחוזים בביקוש לעבודה, אשר ניתן להסבירה באמצעות צמיחה כללית של מלאי ההון ושינויים טכנולוגיים.

ו. פונקציית הצע עבודה

הצע העבודה קשור חיובית בשכר הריאלי עם גמישות קטנה מ-1 (0.826), בשיעור התעסוקה (2.504) ובחלקם של הילדים באוכלוסייה (1.115). ניתן להסביר תוצאות אלה בסיכויי ההצלחה המרובים יותר בחיפוש עבודה בתקופות העלייה של מחזור העסקים (המשתקפים בערכים הגבוהים יותר של שיעור התעסוקה) ובצורך הגדול יותר להכנסה משפחתית כאשר גרל מספר הילדים התלויים במשפחה. עם זאת, אין אנו רואים במשוואה זו את הצורה הסופית של פונקציית הצע העבודה. כדאי לערוך ניסויים נוספים במשתנים דמוגרפיים, כגון ההרכב לפי מין וגודל האוכלוסייה. ראוי לציין, כי מ"ס השתמשו במשוואה אחת להסברת קביעת מספר שעות העבודה לעובד, ולכן לא ניתן להסביר את המקדם במונחים של כוחות ההצע והביקוש.

ז. פונקציית ההשקעות

השקעות הן פונקציה חיובית של התוצר הנקי הכולל עם גמישות של 0.691, הן פונקציה שלילית של שער

הריבית הריאלי (עם מקדם של -0.106), ופונקציה חיובית של שיעור התעסוקה (עם גמישות גבוהה של 11.414). בניגוד למודל של מ"ס, שבו ההשקעות הן אקסוגניות, ובניגוד לברגלס, שלא השתמש במשתנים של ריבית ומחזור עסקים, הרי ההשקעות במודל שלנו הן משתנה אנדוגני המוסבר היטב יחסית במשתנים הסבירים שהשתמשו בהם. ראוי לציין כאן, כי כיוון שמ"ס לא כללו את משתנה שער הריבית בפונקציית הצריכה האנדוגנית, אין להתפלא שהמודל שלהם מצא כי המדיניות הפיסקלית יעילה יותר מהמדיניות המוניטרית (משתנה הריבית נקבע רקורסיבית בשוק הכספים). ראוי להזכיר, כי לאחר שניסינו ללא הצלחה להשתמש במשוואה מטיפוס המאיץ, בחרנו בשיעור התעסוקה כקירוב למחזור העסקים, ומשתנה זה פעל היטב. כמו כן ראוי להזכיר את הרגישות הגבוהה מאד של ההשקעות למשתנה זה של מחזור העסקים. ירידה בשיעור אחוז אחד בתעסוקה גורמת לירידה בשיעור 11 אחוזים בהשקעות. קובעי המדיניות התומכים בירידת התעסוקה בשל טעמים אחרים, חייבים להיות מודעים להשפעה המוגברת של מדיניות מעין זו על ההשקעות.

ח. פונקציית שיעור התעסוקה

בחרנו להציג את שיעור התעסוקה כמשתנה אנדוגני המוסבר באמצעות היחס בין תפוקה למעשה לתפוקה פוטנציאלית (התפוקה הפוטנציאלית מבטאת את הפער הרפליציוני). בעל מקדם גמישות חיובי של 0.369 . במבט ראשון, מפתיעה במקצת מירתו הקטנה של מקדם זה. אם, לרוגמה, היתה התלות בין עבודה לתפוקה נתונה כפרופורציות קבועות, ואם כוח העבודה היה קבוע, הרי שניתן היה לצפות כי מקדם זה יהיה 1. עם זאת, כוח העבודה גדל בדרך כלל כאשר התפוקה למעשה גדלה, ובכך גורם כי מקדם זה יהיה קטן יותר ("אפקט העובד המאוכזב"). נוסף על כך, כאשר קיימת תחלופה בין עבודה להון, וההון אינו מנוצל במלואו, נובע חלק מהעלייה בתפוקה מהעלייה בניצול ההון, וכך גורם למקדם העבודה להיות קטן יותר.

ט. פונקציית היבוא הפרטי

הגישה הבסיסית לגבי היבוא היא שהיבוא משקף את הביקוש לתוצר ולצריכה. כקירוב לביקוש לתוצר נלקח התוצר הפרטי; לגבי הביקוש לצריכה, נלקחה השפעת מחירי סחורות הצריכה בישראל וכאמצעות הסחר העיקריות שלה.

המקדם של YPR הוא 0.637 ; הוא מובהק מאד, ומשקף את התלות הגבוהה של התוצר הפרטי בישראל ביבוא של חומרי גלם והון. אשר למשתני המחיר, יש לציין כי המקדם של מדד המחירים לצרכן בישראל, 1.098 , מראה כי עלייה באחוז אחד במחירים המקומיים גורמת, באמצעות התחלופה, לעלייה דומה בערך הנקוב בדולרים של היבוא.

יש להדגיש, כי למרות שהתיאוריה מגדירה את משתנה המחיר הרלבנטי כיחס שבין מדד מחירי המוצרים הסחירים לזה של מוצרים בלתי סחירים, הרי העובדה שאין בישראל מדדים נפרדים לכל אחת מקבוצות המוצרים האלה, והמובהקות הגבוהה של מדד המחירים לצרכן במשוואה הנוכחית, הם שהביאו אותנו להשתמש במשתנה זה כאן. השאלה אם מקדמי גמישות המחירים של סלי המצרכים בחו"ל חיוביים או שליליים, תלויה בהיותן של גמישויות המחירים המתאימות של הביקוש ליבוא גדולות או קטנות מ-1 (היבוא ניתן בדולרים ולא כמונחים ריאליים). כפי שמראה המשוואה, חלק מהמקדמים חיוביים (ארה"ב וגרמניה המערבית) וחלקם שליליים (אנגליה וצרפת).

ראוי לציין, כי למרות שערךנו נסיונות רבים במשתנים שונים לשערי החליפין, הרי התוצאות היו מאכזבות מנקודת ראותה של התיאוריה הכלכלית, כיוון שהמקדמים של משתנים אלה היו שליליים או בלתי מובהקים. אנו משערים כי דבר זה נובע מהעובדה, כי כאשר גרל היבוא, — מעלה הממשלה את שער החליפין האפקטיבי ליבוא באמצעות פיוחותים או העלאת שיעורי המכס, כך שההשפעה השלילית של עליית שער החליפין על היבוא היא מטושטשת. זאת היא ההטיה הידועה של הסימולטניות, אשר במקרה זה היא נגרמת על ידי העובדה שמדיניות הממשלה היא אנדוגנית. אנו מתכוונים להקדיש מחקר נפרד לבעיה זו ולבעיות אחרות הקשורות בכך.

נראה, כי קיים קשר חיובי בין פונקציית היצוא לבין ההכנסה הלאומית של ארצות היצוא העיקריות של ישראל. שער החליפין האפקטיבי ליצוא מתקבל כבעל גמישות גדולה וחיובית של 1.707. את המקדם השלילי -0.879 של משתנה התוצר הפרטי ניתן להסביר כאינדיקציה גולמית להשפעה השלילית של לחצי הביקוש המקומי על היצוא. יש לשים לב, כי במודל של ברגלס לא נכלל משתנה שער החליפין האפקטיבי. כל המשתנים המסבירים הם כפיגור של שנה אחת בגלל ההתאמה האיטית יחסית של היצוא לשינויים בהכנסה ובמחירים.

לא ניתן להשוות את משוואות סחר החוץ שלנו למודל של מ"ס כיוון שהמאזן המסחרי הוא משתנה אקסוגני במודל שלהם.

לפי התיאוריה הכלכלית, מהווים היחסים בין מחירים מקומיים למחירי חו"ל, מבוטאים במחירים במטבע מקומי, את משתני המחירים הרלבנטיים. למרות זאת, הרי ניסויים עם משתנים אלה, ובמיוחד הכללת מדד המחירים לצרכן כמשוואה, לא נתנו תוצאות משביעות רצון שיחאמו לתיאוריה. ייתכן שהסבר לבעיה זו נעוץ בעובדה שנוכרה לעיל, שאין בנמצא מדדי מחירים נפרדים למוצרים סחירים ולמוצרים בלתי סחירים, שהיחס ביניהם — על פי התיאוריה — הוא משתנה המחיר הרלבנטי. כמו לגבי היבוא, בתכניתנו להמשיך ולחקור משוואה זו.

י"א, י"ב. המשוואות הסמויות של שער החליפין הריאלי ליבוא וליצוא

יש צורך במשוואות אלה כדי לסגור את המודל, כיוון שהיבוא והיצוא, המופיעים במשוואות ההתנהגותיות (9) ו-(10), מבוטאים בדולרים אמריקאיים. בעוד שהיבוא והיצוא, המופיעים בזהות החשבונות הלאומיים, מבוטאים במחירים קבועים בל"י. היחס בין המשתנה במחירים קבועים בל"י, לבין אותו משתנה בדולרים במחירים שוטפים, הוא מדד גס של שער החליפין הריאלי לגבי אותו משתנה.

המקדמים -0.035 ו- -0.023 במשוואות (11) ו-(12) משקפים את מגמת הירידה על פני זמן (כ-3.5 אחוזים לשנה ו-2 אחוזים) של ההפרש בין שיעור העלייה על פני זמן בשער החליפין האפקטיבי לבין שיעור השינוי על פני זמן של רמת המחירים המקומיים. יש לציין, שמשוואות אלה נחוצות פורמלית רק כדי לסגור את המודל. ניתן היה לעשות זאת גם באמצעות היחס בין היבוא (או היצוא) בל"י, במחירי 1964, לבין היבוא (או היצוא) בדולרים כמשתנה אקסוגני. במקרה כזה היו שתי משוואות אלה מוחלפות בזהויות.

י"ג. משוואות המחירים לצרכן

משוואה זו, הקושרת בהצלחה את מדד המחירים לצרכן עם מדד מחירי התוצר (מקדם של 0.882), הוצגה כאן בגלל הצורך לסגור את המודל.

החיסרון בנוסח הקיים הוא שאין הוא משאיר מקום להשפעת השינויים בשער החליפין על מדד המחירים לצרכן. ערכנו ניסויים במשתנים שונים בשער החליפין, אך קיבלנו סימן לא נכון. אנו מתכוונים להמשיך בנושא זה ולכלול במודל גם את ההבחנה בין מוצרים נסחרים ומוצרים לא נסחרים.

הערכת המשוואות: בחלק ניכר מהמשוואות קיים מיתאם סדרתי חיובי. מיתאם כזה גורם, בדרך כלל, להגדלת שונויות המקדמים, ובמשוואת הצריכה, שבה מופיע בין המשתנים המסבירים, גם המשתנה המוסבר כפיגור, עלול המיתאם הסדרתי לגרום להטיות באומדני המקדמים. הסטטיסטי של דרבין-יוסטון במשוואה זו נמוך אמנם מ-2, אך במשוואה המכילה משתנה כפיגור, גם סטטיסטי זה מוטא, ולא ניתן להסיק ממנו לגבי קיומו של מיתאם סדרתי. לגבי המיתאם המרובה, נציין כי ייתכן שהמתאמים הגבוהים שהושגו נובעים בחלקם מגידול מגמתי של המשתנים על פני זמן. בעיקר זו קיימת במודלים אקונומטרים רבים הנאמדים בסדרות עתיות.

4. השפעת השינויים במדיניות על המשק

אחד השימושים החשובים במודלים מקרו־אקונומטרים הוא בדיקת השפעת שינויים מסוימים במדיניות על המשק, כאשר כל המשתנים האחרים קבועים. כיוון שלא ניתן לערוך ניסוי מעבדה על המשק, זוהי הדרך לבודד את ההשפעה החלקית של אמצעי המדיניות הממשלתית.

השתמשנו במודל כדי לענות על שני סוגי שאלות: (1) מה השפעתו של שינוי באחוז אחד באמצעי מדיניות. כגון כמות הכסף, הוצאות הממשלה ומיסים, על משתנים כלכליים עיקריים (ניתוח המכפיל). (2) בהנחה שנקבעו יעדים מסוימים למשק, כגון תעסוקה מלאה, אינפלציה מתונה והקטנת הגירעון במאזן המסחרי, מהן הרמות של כמות הכסף, הוצאות הממשלה ושער החליפין האפקטיבי, שיש לקיים בשנים שונות, כדי להשיג יעדים אלה.

א. ניתוח המכפיל

ההשפעות של שינוי באחוז אחד בכמות הכסף ובצריכה הממשלתית על משתנים כלכליים עיקריים (ל-1974) מובאות בלוח 1.

לוח 1

השינויים במשתנים האנדוגניים הנגרמים ע"י שינוי באחוז אחד ב- M ו- G^* , באחזים

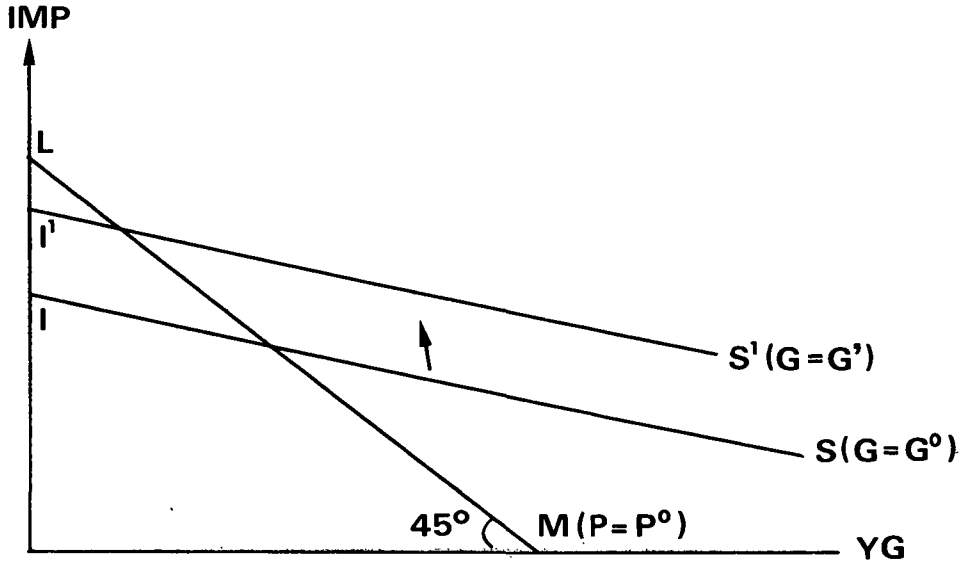
CT	P	YPR	HPR	WHP	IN	ER	IMPF	IMP	CPI	YG	
											שינוי באחוז
0.348	0.419	0.458	0.634	-0.415	5.300	0.391	1.698	1.698	1.370	1.087	אחד ב- M
											שינוי באחוז
-0.198	0.485	0.124	-0.242	0.159	-2.025	-0.149	0.548	0.548	0.428	-0.415	אחד ב- G^*

* המכפילים מתאימים רק מקומית (לוקאלית) לגבי הערכים של המשתנים ב-1974.

לוח 1 מראה את ההשפעה המרחיבה הניכרת של עלייה בכמות הכסף. עלייה באחוז אחד ב- M מעלה את התוצר המקומי הגולמי בקצת יותר מאחוז אחד, אשר מעלה את שיעור התעסוקה ב-0.4 אחוזים, דבר המביא, דרך שוק העבודה, לירידה בשכר הריאלי ולעלייה בשיעור 0.47 אחוזים בתוצר הפרטי. העלייה ב- YG גורמת לעלייה ב-0.34 אחוזים בצריכה הפרטית ולעלייה ניכרת של 5.3 אחוזים בהשקעות (המוגברת על ידי ההשפעה של ER על IN). המחירים עולים בערך ב-0.4 אחוזים, והיבוא הפרטי עולה ב-0.72 אחוזים.⁷ עלייה בשיעור אחוז אחד בצריכה הממשלתית, כאשר הצע הכסף והמיסים מוחזקים קבועים,⁸ מעלה את היבוא ב-0.55 אחוזים ואת המחירים בערך ב-0.45 אחוזים. עם זאת, YG ומשתנים כגון IN , CT ו- ER , התלויים מאד ב- YG , קטנים. ההסבר לתופעה זו ניתן בדיאגרמה 1.

⁷ בדרך כלל, ניתן לצפות, כי מכפיל המחירים יהיה גבוה יותר, ומכפיל התפוקה יהיה קטן יותר, ככל שהמשק קרוב יותר לתעסוקה מלאה. אין זה משתקף במודל, כיוון שהוא אינו כולל מכניזם מהטיפוס של פיליפס. יש צורך במחקר נוסף בכיוון זה.

⁸ העלייה בהוצאות הממשלה ממומנת באמצעות מכירת אירוח־חוב לציבור. ברור שמדיניות מעין זו משפיעה על שערי החליפין. התעלמו מהשפעה זו, כיוון ששער הריבית במודל זה הוא אקסוגני.



העקומה LM מייצגת את כל הצירופים של IMP ו- YG אשר בהם מתנקה שוק הכסף, כאשר רמת המחירים והכמות הנומינלית של הכסף נחונים. יש לציין, כי בגלל הצורה המיוחדת של פונקציית העדפת הנזילות, יש לעקומה זו שיפוע שלילי של 45 מעלות. עלייה ברמת המחירים עשויה להסיט את עקומת LM כלפי מטה.

עקומת IS מייצגת את כל הצירופים של IMP ו- YG , אשר בהם סך כל המקורות זהה לביקוש הכולל, כאשר נלקחה בחשבון התלות של רכיבים שונים בביקוש, כגון CT ו- IN ב- YG , כאשר G נתון. השיפוע של עקומה זו שלילי ותלול פחות מאשר השיפוע של LM , כיוון שעלייה ב- YG יוצרת ביקוש נוסף באמצעות המכפיל הרגיל, בעוד שלעלייה ב- IMP אין השפעה כזו.⁹

עלייה ברמת G , מ- G^0 ל- G^1 , מסיטה את עקומת IS כלפי מעלה ל- IS' וגורמת לעלייה ב- IMP ולירידה ב- YG , כאשר המחירים קבועים. העלייה במחירים מסיטה את עקומת LM כלפי מטה, ומקטינה בכך, במידת מה, את העלייה ב- IMP ומגבירה את הירידה ב- YG .

לבסוף, המכפילים באחוזים הנובעים משינוי באחוז אחד של המיסים הריאליים (TNP) קטנים מאד בהשוואה למכפילים של M ו- G . ניתן לשער כי מיסים ריאליים, כאשר מתעלמים מההשפעה המוניטרית הסופגת שלהם, הם אמצעי מדיניות חלש יותר מאשר מדיניות מוניטרית או מדיניות הוצאות ממשלה. הסיבה לכך היא מתינותה היחסית של השפעת המיסים הריאליים על המשק דרך פונקציית הצריכה, בהשוואה להשפעות הרכוש וההכנסה הפרמנטית על הצריכה.

ניתן להשתמש בתוצאות של לוח 1 כדי להעריך את ההשפעה של שינוי באחוז אחד בהוצאות הממשלה, כשהוא ממומן באמצעות הרפסת כסף (מימון גירעוני), לעומת עלייה דומה בהוצאות הממשלה, כשהיא ממומנת באמצעות הנפקת איגרות-חוב לציבור. הדבר מתאפשר בהשוואת הסכום של כל אחד מהפריטים המופיעים בשתי השורות של לוח 1 (מכפיל המימון הגירעוני) עם האיבר המתאים בשורה השניה של לוח 1 (מכפיל איגרות-חוב ממשלתיות).¹⁰ המכפילים של מימון עליית הוצאות הממשלה באמצעות מיסים דומים למכפיל האחרון, כיוון שניתן להתעלם ממכפיל TNP .

⁹ הצורה הפורמלית של המשוואה המתארת את IS נחונה ע"י $YG = F(YG) - IMP + G$ כאשר $F(YG)$ מייצג את כל הביקוש הנובע מהכנסה. ע"י שימוש במשפט הפונקציה הסתומה (Implicit Function Theorem), קיבלנו $dIMP/dYG = 1 - F'(YG)$ הקטן מ-1 כיוון ש- $0 < F' < 1$.

¹⁰ הערה זו נכונה אך ורק לרמת מחירים קבועה. כאשר משתנה רמת המחירים, חישוב המכפילים מורכב יותר, אך עדיין ניתן לביצוע.

הגדרנו שלושה יעדים לשלושה משתנים כלכליים עיקריים: שיעור התעסוקה (ER) רמת המחירים כפי שהיא נמדדת על ידי מדד מחירי התוצר (P), והיחס בין יתרות מט"ח ויבוא הון לזמן ארוך ובינוני לבין הגירעון בחשבון השוטף של מאזן התשלומים (שיכונה FEC על פי Foreign Exchange Coverage). היעד ל- ER הוא 0.96, בהנחה שאבטלה בשיעור 4 אחוזים תואמת לאבטלה הטבעית. כדי להשיג יעד זה, התעלמנו ממחזורי העסקים ביחס לתעסוקה. היעד לגבי מדד מחירי התוצר נגזר מהדרישה לקיים אינפלציה מתונה בשיעור 5 אחוזים לשנה (כאשר הבסיס למדידה בכל שנה הוא רמת המחירים למעשה בשנה שקדמה לה). לבסוף, היעד ל- FEC נקבע ל-2.5. יעד זה הושג למעשה בתקופת המיתון של 1966 ו-1967 (ראה נספח 2). כיוון שזרמי ההון ויתרות מטבע-חוץ בתחילת השנה הם אקסוגניים, נעשית ההתאמה דרך היבוא והיצוא. הראינו מה צריכה היתה להיות מדיניות הממשלה כדי להשיג בר בבר תעסוקה מלאה, יציבות מחירים, ו- FEC מספק, כדי להשיג שלושה יעדים בלתי תלויים אלה, יש צורך בשלושה אמצעי מדיניות בלתי תלויים. בחרנו בשלושת אלה: כמות הכסף, M , הוצאות ריאליות של הממשלה, G , ושער החליפין האפקטיבי ליצוא בפיגור של תקופה אחת, $FEEX1$.

בלוח 2 מוצגים הערכים האופטימליים והערכים למעשה של אמצעי מדיניות אלה והסטיות שלהם באחוזים.

לוח 2

אמצעי המדיניות: ערכים אופטימליים לעומת הערכים למעשה

השנה	FEEX בפיגור של שנה אחת			G			M		
	הסטייה באחוזים* למעשה	הסטייה באחוזים* למעשה	אופטימלי	הסטייה באחוזים* למעשה	הסטייה באחוזים* למעשה	אופטימלי	הסטייה באחוזים* למעשה	הסטייה באחוזים* למעשה	אופטימלי
1966	+18	3.08	3.64	-33	2086	1388	+3	1899	1948
1967	+18	3.27	3.85	-74	2938	765	+3	2008	2076
1971	+11	4.49	4.98	-60	4862	1946	+4	3384	3500
1972	+4	5.04	5.25	-23	4654	3598	-4	4341	4193
1973	+12	5.16	5.78	-28	6739	4861	-9	5587	5068
1974	+18	5.36	6.37	-48	6955	3644	-19	7392	5975

* הסטייה באחוזים של הערכים האופטימליים מהערכים למעשה של אמצעי המדיניות.

בחרנו לנתח את שינויי המדיניות הן בתקופות שבהן סטה המשק כלפי מטה מהמגמה (1966—1967) והן בתקופות של סטייה כלפי מעלה מהמגמה (1972—1974). המסקנה הכוללת מניסוי זה היא כי גם לגבי שנים אלו, שסטו מהמגמה, היה צורך בשינויים קטנים יחסית של שער החליפין האפקטיבי ושל הצע הכסף לעומת ערכיהם למעשה באותן שנים. עם זאת, היה צורך בירידה דרסטית בתקציב הממשלתי כדי להשיג את היעדים שנקבעו, בעיקר כדי להשיג את היעד של כיסוי מאזן התשלומים. ברור שאנו רואים בנתונים אלה סימני דרך בכיוון של השינויים הנחוצים, יותר מאשר היינו מודגשים את גודלו המדויק של השינוי.

ניסיון ראשוני לקבל תחזית סימולטנית בדיעבד (Ex-Post Forecasting) של כל המשתנים האנדרוגנים במודל, תוך כדי שימוש בכל אחת מ-14 המשוואות (ובכללן זהות החשבונאות הלאומית), לא עלה יפה במיוחד כאשר מדובר בתוצר המקומי הגולמי וביבוא הפרטי הריאלי. יש להרגיש כי פתרון זה, כשאר הפתרונות שיוצגו להלן, הוא פתרון חישובי מדויק.¹¹ הסיבה לאי-דיוק זה נעוצה בעובדה, שהמודל נאמד בשיטת הריבועים הפחותים בשני שלבים (TSLS), אשר איננה מתחשבת במגבלות שאותן מטילה זהות החשבונאות הלאומית על המשוואות האחרות של המודל. קושי זה משותף להרכבה מודלים אקונומטרים של ישראל ושל ארצות אחרות.¹² מסיבה זו בחרנו באלטרנטיבה סבירה, אשר הביאה לשיפור מהותי בחיזוי. ראשית, התחזיות של התוצר המקומי הגולמי ושל היבוא הפרטי הריאלי התקבלו ממשוואות הצורה המצומצמת (Reduced Form); שנית, התחזיות של המשתנים האנדרוגניים האחרים של המודל נפתרו בצורה אנליטית ממשוואות המבנה (Structural Equations).

ב. תחזית בדיעבד (Ex-Post Forecasting)

התחזיות לתקופת המדגם (1956—1974), ואלו של שנת 1975, וכן הערכים בפועל של התוצר המקומי הגולמי ושל היבוא הפרטי הריאלי, מוצגות בלוח 3. יש לציין שכל הסטיות (באחוזים) של הערכים החזויים של התוצר המקומי הגולמי, לעומת ערכיו בפועל, אינן עולות על 1.7 אחוזים. יתירה מכך, התחזיות לגבי שבע שנים אף אינן עולות על מחצית האחוז. סטיות קטנות אלו מתקבלות בעיקר בשנים האחרונות. הסטיות (באחוזים) של היבוא הפרטי הריאלי הן במידת-מה גדולות יותר; אולם בשנים האחרונות היו סטיות אלו, בדרך כלל, נמוכות מ-2 אחוזים בערכים מוחלטים. בהשוואה למודלים אקונומטרים אחרים של המשק הישראלי, הרי התחזית בדיעבד של מודל זה היא בעלת מידה סבירה של דיוק. לדוגמא, בעבודה של אוואנס, [6] המבוססת על מודל אקונומטרי גדול ומפורט הרבה יותר, שבה קיימת רק התחזית בדיעבד של התוצר הלאומי הגולמי ב-1966 (השנה היחידה שלגביה נעשתה תחזית מעין זו), הסטייה באחוזים היא 2.0 אחוזים, בעוד שהיא רק 0.8 אחוזים במודל שלנו (לגבי התוצר המקומי הגולמי).¹³ נוסף על כך, אוואנס מציג תחזית שלפני המעשה (Ex-Ante Forecast) לגבי מספר משתנים ב-1967, לרבות יבוא; הסטייה של התוצר הלאומי הגולמי היא 2.5 אחוזים, ואין כמעט סטייה ביבוא. אולם תחזיות אלו נעשו לא מתוך המודל בלבד, אלא גם באמצעות התאמת הגורמים הקבועים במספר משוואות מפתח של המודל, בעזרת שיפוט סובייקטיבי. במילים אחרות, התחזיות שלו משקפות לא רק את הפתרון של המודל שלו, אלא גם שיפוט נוסף, חישובי למודל.

¹¹ ראה נספח 3.

¹² אלו הן שיטות אמידה (המכונות Full Information Estimation Methods). הלוקחות כחשבון את המגבלות מכל המשוואות כאשר נאמדת כל משוואה מסיימת שהיא. (ראה, למשל, [10] Johnston). אולם שיטות אלו הן מסורבלות ביותר מן הבחינה החישובית.

¹³ המשתנים, המשמשים כמשתני עזר בשיטת האמידה הם המשתנים האקסוגניים של המודל (ראה סעיף 2 לעיל). מאחר שהצורה המצומצמת של המודל אינה ניתנת לפתרון אנליטי, ניסינו מספר צורות פונקציונליות, ובחרנו כזו אשר הביאה למינימום את טעויות הסטייה. בצורה שנבחרה, מופיע הלוגריטם של כל אחד מהמשתנים האנדרוגניים כפונקציה ליניארית של כל המשתנים האקסוגניים.

לוח 3: תחזיות התוצר המקומי הגולמי והיבוא הפרטי הריאלי

תוצר מקומי גולמי			יבוא פרטי ריאלי			השנה
ערכים חזויים	ערכים בפועל	סטיה באחוזים*	ערכים חזויים	ערכים בפועל	סטיה באחוזים*	
4268	4292	-0.5	1298	1328	-2.3	1956
4630	4631	0	1447	1473	-1.8	1957
5038	4963	+1.5	1693	1633	+3.7	1958
5508	5576	-1.2	1891	1762	+7.3	1959
6045	5942	+1.7	2090	2049	+2.0	1960
6507	6591	-1.3	2278	2464	-7.6	1961
7168	7243	-1.0	2662	2783	-4.4	1962
8020	8007	0	2992	2934	+2.0	1963
8920	8791	+1.5	3458	3449	0	1964
9523	9590	-1.0	3512	3440	+2.0	1965
9643	9720	-0.8	3230	3386	-4.6	1966
10110	9963	+1.5	3489	3246	+7.5	1967
11362	11426	-0.5	4333	4569	-5.2	1968
12839	12867	0	5214	5087	+2.5	1969
13885	13888	0	5342	5309	+0.5	1970
15097	15022	+0.5	6198	6246	-0.8	1971
16517	16563	0	6519	6464	+0.9	1972
17583	17640	0	6792	6909	-1.7	1973
18443	18399	0	5747	5700	+0.8	1974

לוח 7: תחזיות התוצר המקומי הגלמי והיבוא הפרטי הריאלי עבור 1975

תוצר מקומי גולמי	יבוא פרטי ריאלי	
18621	6372	ערך חזוי ל-1975
1.2	10.9	אחוז השינוי החזוי לעומת 1974
3.2	—	אחוז השינוי החזוי ע"י התקציב הלאומי לעומת 1974

הסטיות (באחוזים) של התחזיות שלאחר מעשה, שערך ברגלס (לגבי השנים הנדונות בעבודתו) לתוצר הממומי הגולמי והיבוא הפרטי¹⁴ מוצגות כלוח 4.

לוח 4

סטיות התחזית של המודל של ברגלס

1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	השנה
0	0	0	0	+2.2	-3.4	+1.3	+0.5	הסטייה באחוזים של YG
+3.7	+17.8	+2.5	+6.3	+15.3	+27.0	+26.5	+37.0	הסטייה באחוזים של IMP

אשר ל-YG, מעידה ההשוואה בין לוחות 3 ל-4 שהמודל של ברגלס עומד יפה במבחן השנים 1962—1965; אולם בשנים שלאחר מכן, הסטיות הן גדולות יותר (הסטייה המירבית היא בסביבות 3.5 אחוזים), בעוד שהסטייה המירבית במודל שלנו, לגבי התקופה הנדונה, היא 1.5 אחוזים בלבד. הסטיות לגבי היבוא הפרטי (להוציא את שנת 1962) גדולות הרבה יותר במודל של ברגלס לעומת מודל זה. יש להדגיש, כי קשה להשוות בין המודלים הנדונים, היות והמודל הנסקר כולל את כל השנים שבין 1970 ל-1974, אשר אינן כלולות בשני המודלים האחרים. נוסף על כך, מסתבר שדיוקן של תחזיות המודל שלנו הולך ומשתפר אחרי 1970 בהשוואה לשנים קודמות.

בלוח 5 מוצגות תחזיות (לשנים 1970—1975) של המשתנים האנדוגנים האחרים. דיוקן של תחזיות אלו אינו טוב במידה רומה לזו של תחזיות YG ו-IMP. ניתן לחלק את הערכים החזויים לשתי קבוצות לפי טיב החזוי: לגבי המשתנים ER, WHP, HPR, CT, EXF, אין הסטיות עולות בדרך כלל על 5 אחוזים, אולם לגבי המשתנים האחרים בלוח 5, הרי לעתים קרובות גבוהות הסטיות מ-10 אחוזים. היות וקבוצה זו כוללת משתני מפתח, כגון YPR, IN, D, מצאנו לנחוץ לשנות את שיטת החזוי שלנו.¹⁵

לוח

תחזיות משוואות המבנה של משתנים

P	CT		CPI		IMPF		EXF		EX		המשתנה	
	P	A	P	A	P	A	P	A	P	A		
1.07	1.38	9216	8838	106.9	131.2	1424	1971	1297	1361	3112	3705	1970
1.24	1.57	9805	9215	122.0	147	1770	2467	1937	1814	4540	4534	1971
1.63	1.77	10221	9998	154.8	165.9	2338	2714	2208	2119	5059	5109	1972
2.32	2.18	10567	10638	212.0	199	3854	3977	2397	2654	5366	5186	1973
3.55	2.93	10891	11563	307.9	278.1	6873	5529	3434	3436	7513	5121	1974

ערך חזוי — P ערך בפועל — A

¹⁴ המודל של ברגלס מסביר את סך היבוא, בעוד שמודל זה מסביר את היבוא הפרטי. ההפרש בין השניים הוא היבוא הממשלתי, שהוא משתנה אקסוגני בשני המודלים. למטרות השוואה גורנו את הערך החזוי של היבוא הפרטי במודל של ברגלס באמצעות ניכוי היבוא הממשלתי מסך היבוא החזוי במודל שלו.

¹⁵ מעניין לציין, כי בגירסה קודמת של המודל, שבה לא נכלל באופן מפורש הקשר שבין היבוא הפרטי והתוצר הפרטי, עלה דיוק החזוי לגבי YPR במידה רבה.

שיטת החיזוי האלטרנטיבית מבוססת על הצורה המצומצמת של המודל.¹⁶ התוצאות מסוכמות בלוח 6.¹⁷ כפי שניתן לראות בהשוואה ללוח 4, משתפר טיב החיזוי שבדיעבד באופן מהותי. הסטיות במדד מחירי התוצר ובמדד המחירים לצרכן אינן עולות על אחוז אחד (ובדרך כלל, הן נמוכות מכך באופן משמעותי). טוב עוד יותר הוא החיזוי של הצריכה הפרטית, אשר לגביה הסטייה המירבית אינה עולה על עשירית האחוז. תמונה דומה מתקבלת לגבי *ER*, *WHP*, *IMPF*, *SHARE*.

אולם התחזיות בדיעבד לגבי ההשקעה מורות על סטיות גדולות מאשר אלו לגבי המשתנים האחרים; לדוגמא, בשנת 1967 (אשר אינה מופיעה בלוח 6) עולה הערך החזוי של ההשקעה ב-17 אחוזים על ערכה בפועל, אולם זוהי הסטייה המירבית של כל התחזיות לגבי משתנה זה. כפי שניתן לראות מלוח 4, הסטייה המירבית אינה עולה על 3 אחוזים, מאז 1970 ועד היום. לגבי סדרה כה בלתי יציבה כהשקעה, דומה כי זוהי תוצאה מוצלחת למדי.

עם זאת יש לציין, שתחזיות הצורה המצומצמת, בניגוד לתחזיות המבוססות על המבנה, תלויות רק ברשימה של המשתנים המופיעים במודל, ובמיונם לאקסוגניים ואנדוגניים. לעומתן, תחזיות המבוססות על המבנה משתמשות באינפורמציה על המבנה הספציפי של כל המשוואה במודל, ובמגבלות המאפשרות את הזיהוי של המשוואות. הדבר אמור גם לגבי חישובי המכפילים; לפיכך התחזיות המבוססות על המבנה מביאות בחשבון בחישוב המכפילים יותר תכונות ומגמות של המודל מאשר התחזיות המבוססות על הצורה המצומצמת. עדיפותן על תחזיות הצורה המצומצמת מורה על קיום טעויות והשמטות בניסוחן של משוואות המבנה, נוסף על אלו הקשורות במיון המשתנים.

ג. תחזיות שנת 1975

הואיל והערכים בפועל ב-1975 אינם ידועים (בשעת כתיבת המאמר), אנו מציגים את תחזיותנו לשנת 1975 ומשווים אותן לאלו של התקציב הלאומי (ראה שורות תחתונות של לוח 6 ולוח 7).¹⁸

5

אנדוגנים אחרים עבור 1970 — 1974

ER		SHARE		IN		WHP		HPR		YPR	
P	A	P	A	P	A	P	A	P	A	P	A
0.966	0.962	0.472	0.535	2788	2631	3.22	3.27	1627	1571	7253	8675
0.968	0.965	0.458	0.513	3121	3455	3.37	3.41	1690	1613	8052	9418
0.966	0.973	0.441	0.487	3184	3628	3.55	3.45	1742	1718	9256	10519
0.953	0.974	0.432	0.511	2825	1425	3.78	3.78	1762	1643	11676	10642
0.947	0.969	0.429	0.488	2922	3869	3.99	3.72	1808	2106	14899	11407

¹⁶ יש להדגיש, כי תחזיות אלה אינן משתמשות במלוא האינפורמציה הכלולה במבנה המודל, אלא מתבססות רק על המשתנים האקסוגניים המצוינים במבנה זה. ראה הערת שוליים (13) ביחס לרשימת המשתנים האקסוגניים ששימשו אותנו כאן.

¹⁷ לוח 4 מציג תחזיות רק לשנים האחרונות, אולם טיב החיזוי הינו דומה גם בשנים קודמות.

¹⁸ ראה סקר בנק ישראל מספר 43, ירושלים, ספטמבר 1975.

תחזיות הצורה המצומצמת של מישתנים אנדוגנים

CT		CPI		IMPF		EXF		EX		המשתנה
P	A	P	A	P	A	P	A	P	A	
8832	8838	130.9	131.2	2013	1971	1297	1361	3784	3705	1970
9282	9215	145.6	147.0	2351	2467	1937	1814	4362	4534	1971
9954	9998	166.7	165.9	2825	2714	2208	2119	5223	5109	1972
10610	10638	199.4	199.0	3909	3977	2397	2654	5234	5186	1973
11590	11563	277.4	278.1	5162	5144	3434	3436	5063	5121	1974
11705		367.3		5990		3285		4700		ערכים חזויים 1975
										אחוז השינוי בין
										1975 - 1974
1.2		32		16		-4.3		-8.2		אחוז השינוי בין 1975 - 1974
3		37		2.4		15		—		על פי התקציב הלאומי

שתי התחזיות צופות עלייה מתונה בסך התוצר. התקציב הלאומי חווה עלייה גבוהה במקצת. שתי התחזיות צופות ירידה בתעסוקה, אך הירידה ברמת התעסוקה נמוכה יותר לפי המודל שלנו: התקציב הלאומי צופה ירידה של 20 אחוזים בהשקעה הנקייה, בעוד שמודל זה צופה ירידה של 8.7 אחוזים בלבד. שתי התחזיות צופות שיעור עלייה דומה ברמת המחירים ועלייה מתונה בצריכה; העלייה בצריכה לפי המודל הנסקר מתונה אף יותר. התקציב הלאומי צופה עלייה בתוצר הפרטי, בעוד שמודל זה חווה ירידה ב-3 אחוזים. התקציב הלאומי חווה עלייה ביצוא של 15 אחוזים, בעוד שהמודל צופה ירידה מתונה של 4.3 אחוזים. לבסוף, שתי התחזיות צופות עלייה ביבוא; העלייה הצפויה לפי המודל היא גבוהה בהרבה.

6. הערות סיכום

תפקידו העיקרי של מודל מהסוג שהוצג כאן הוא ביישומו לקביעת מדיניות כלכלית בישראל, ולפיכך נסכם תחילה את עיקרי הממצאים בהקשר זה. המודל נבנה כך שניתן יהיה להעריך במשותף ובנפרד את רכיבי המדיניות העיקרים בישראל, קרי, מדיניות מוניטרית, מדיניות פיסקלית ומדיניות שער החליפין. לגבי מדיניות מוניטרית, מלמד המודל על כך שהמשק הישראלי רגיש ביותר לשינויים בכמות הכסף, כפי שניתן ללמוד מתגובת האינדיקטורים הכלכליים העיקריים לשינויים אלה. לעומת זאת, לגבי המדיניות הפיסקלית, מורה לנו המודל כי יש חשיבות מרובה להבחנה בין צד ההוצאות לבין צד ההכנסות בתקציב המדינה. מעניינת במיוחד התוצאה, ששינויים בהיקף המיסוי (בהתעלם מהשינויים הנובעים בכמות הכסף, שאותם כמובן מביאים בחשבון לגבי המדיניות המוניטרית) משפיעים במידה מועטה על הפעילות המקרו-כלכלית. את הדבר מסביר בעיקרו הממצא במשוואת הצריכה, כי לשינויים בהכנסה הפנויה השוטפת, הנובעים משינויים במיסוי, יש השפעה קטנה על שינויים בצריכה. כפי שאינו לעיל, ההשפעה העיקרית של ההכנסה על הצריכה היא דרך רכיביה הפרמנטים של ההכנסה (משתני הרכוש), ולא דרך ההכנסה השוטפת; לכן ייחזן ויש עניין בבדיקת תפקידו הפוטנציאלי של מיסוי הרכוש הפרטי בישראל (כולל איגרות חוב ממשלתיות)¹⁹ על רמת הביקוש המצרפי.

במסגרת הדיון על אמצעי מדיניות ויעדים מצא המודל, כי הרכב אמצעי המדיניות, שיכול היה להבטיח תעסוקה מלאה, עליית מחירים מתונה ומלאי נאות של יתרות מטבע חוץ, היה מחייב רמת הוצאות ציבוריות

¹⁹ במחקר נוסף יש בכוונתנו להוסיף למשוואת הצריכה והכסף באופן מפורש את משתנה איגרות החוב הממשלתיות ונכסים פיננסיים אחרים בידי הציבור.

ER		SHARE		IN		WHP		HPR		YPR		P	
P	A	P	A	P	A	P	A	P	A	P	A	P	A
0.963	0.962	0.530	0.535	2661	2631	3.30	3.27	1577	1571	8729	8674	1.38	1.38
0.967	0.965	0.520	0.513	3422	3455	3.41	3.41	1595	1613	9482	9418	1.56	1.57
0.972	0.973	0.484	0.487	3725	3628	3.46	3.45	1731	1718	10466	10519	1.78	1.77
0.972	0.974	0.378	0.383	3883	4125	3.77	3.78	1637	1643	10598	10642	2.18	2.18
0.970	0.969	0.330	0.328	3996	3869	3.73	3.72	2107	2106	11450	11407	2.93	2.93
0.958		0.270		3533		4.25		2322		11062		4.02	
-1.1		-18		-8.7		14		10		-3		37	
-2		—		-20		-5		—		3.6		37	

נמוכה באופן משמעותי מזו שהיתה בפועל, וכי השינויים בשער החליפין האפקטיבי ליצוא אירעו, בדרך כלל, מאוחר מדי (כשהפיגור הוא בין שנה לשנתיים); עם זאת, מדיניות השער ליצוא לא סטתה במידה ניכרת, במרבית השנים, מהמתחייב להשגת היעדים שהציבה המדיניות. לגבי המדיניות המוניטרית, הרי השינויים בכמות הכסף לא סטו במידה ניכרת מהמתחייב מהיעדים הללו; ברם, יש להדגיש, כי דומה שהחל בשנת 1973 סטו כל אמצעי המדיניות במידה ניכרת מרמתם הרצויה, הגם שהשגת היעדים שהוצבו היתה קשה הרבה יותר, מטעמים אובייקטיביים, בשנים אלה.

ביחס לטיב החיזוי של מודל זה לעומת מודלים אחרים של המשק הישראלי, חשוב להדגיש שתקופות המדגם של המודלים השונים חופפות אך במעט, ולפיכך מתאפשר רק דיון השוואתי מצומצם: השנה האחרונה במודל שלנו היא 1974, במודל של אוואנס היא 1966, ו-1970 במודל של ברגלס. עם זאת, לגבי התקופות החופפות, סביר יחסית הדיוק בתחזית במודל שלנו בהשוואה לאחרים, וטוב במיוחד כאשר מדובר בתחזית מהצורה המצומצמת. טיב התחזית במודל שלנו אף משתפר לגבי השנים 1970—1974.

מן הראוי גם לחזור ולהדגיש, כי יש לראות במודל זה משום התחלה. נראה לנו כי יש לרכז את עיקר מאמצי המחקר הנוסף על מודל זה במשוואות סחר החוץ, בהן קיים ליקוי מסוים במשתני המחירים (כולל שערי חליפין אפקטיביים). כפי שצוין לעיל, הרי מן הבחינה העיונית אין מדדי המחירים שבנמצא תואמים את ההבחנה בין מוצרים שהם סחירים בשווקים הבין לאומיים לבין אלה שאינם סחירים. מגבלה זו קיימת הן לגבי מדד המחירים לצרכן (הכולל מחירים של מוצרי יבוא) והן לגבי מדד מחירי התוצר (הכולל מחירים של מוצרי יצוא), שבשניהם השתמשנו במודל זה. לפיכך נראה לנו, לאור חשיבותו של סקטור החוץ במשק הישראלי, כי חייבות להימצא סדרות מחירים נפרדות התואמות את ההבחנה שבין מוצרים סחירים לבלתי סחירים. הוסף על כך את הקושי באמון השפעת שערי חליפין אפקטיביים על יבוא ויצוא (שסמויות עולה גם ממחקרים אחרים של המשק הישראלי), הנובע מכך שעל משתנה מדיניות זה משפיעים אנדוגנית בעיקר אותם המשתנים (יבוא ויצוא) אותם הוא אמור להסביר. מחקר נוסף בתחום זה יתרכז בעבודה החשובה, שבאותה מידה שבה מגיב הסקטור הפרטי למדיניות הממשלה, כן מגיבה האחרונה לשינויים במצבו של סקטור זה. דבר זה, שנכון הוא גם לגבי מדיניות פיסקלית ומוניטרית, מחייב חשיבה עיונית מסוג חדש באשר לזיקה ההדדית שבין הסקטור הפרטי לציבורי.

נסכם ונאמר, כי מובן שגם חלקים אחרים של המודל ראויים לעיון ומחקר נוספים. לאור החשיבות הרבה של שוק העבודה והחלק שבדוראי יטול בדיונים על המדיניות הכלכלית בישראל בשנים הקרובות, כראי לדרך, במחקר נוסף, לדרגת פירוט שתאפשר לפחות הבחנה בין שוק העבודה הקשור בייצור מוצרים סחירים בשוק הבין-לאומי לבין שוק העבודה הקשור בייצור מוצרים בלתי סחירים. הגם שיתרונו של המודל שלנו נעוץ בעובדה ששוק העבודה הציבורי ושוק השירותים העסקיים, המשמשים בעיקרם לייצור מוצרים ושירותים

בלתי סחירים בשוק הבין-לאומי, אינם מופיעים בשוק העבודה שלנו, — למרות זאת כדאי לתת את הדעת לפירוט רב של שוק העבודה כדי לבדוק, למשל, את השפעותיה של מדיניות ניידות עובדים על השגת יעדי המדיניות הכלכלית. אם תרומתו היחידה של המודל הנדון תתבטא בעידוד מחקרים נוספים, שיחוו את דעתם על בעיות אלו ואחרות, יראו בכך המחברים תגמול נאות לעבודתם.

נספח 1: נתונים ומקורותיהם

לוח נ"1: המשתנים האנדוגניים

CT	YG	YPR	HPR	ER	SHARE	IN	השנה
2780	—	—	—	—	—	—	1955
2947	4292	2614	915	0.926	0.63	853	1956
3154	4631	2873	1032	0.931	0.66	1045	1957
3474	4963	3057	1063	0.943	0.61	1107	1958
3815	5576	3375	1090	0.945	0.58	1205	1959
4080	5942	3572	1174	0.954	0.56	1226	1960
4526	6591	4579	1243	0.964	0.53	1514	1961
4999	7243	4507	1321	0.963	0.56	1652	1962
5497	8007	5001	1366	0.964	0.55	1648	1963
6087	8791	5524	1436	0.967	0.54	2075	1964
6584	9590	5851	1458	0.964	0.55	1992	1965
6765	9720	5812	1437	0.926	0.60	1422	1966
6860	9963	5787	1290	0.896	0.57	802	1967
7728	11426	6989	1480	0.939	0.57	1682	1968
8563	12867	8480	1537	0.955	0.55	2297	1969
8838	13888	8675	1571	0.962	0.53	2632	1970
9215	15022	9418	1614	0.965	0.51	3455	1971
9998	16563	10519	1718	0.973	0.49	3628	1972
10638	17640	10642	1643	0.974	0.38	4125	1973
11563	18399	11407	2106	0.969	0.33	3869	1974

לוח נ-1: המשתנים האנדוגניים (המשך)

השנה	WHP	EXF	EX	IMPF	IMP	CPI	P
1955	—	143.9	—	—	—	62.8	0.546
1956	1.73	177.9	507	437.8	1327.9	66.9	0.596
1957	1.66	222.0	607	513.6	1473.2	71.2	0.640
1958	1.69	235.4	676	513.8	1632.9	73.6	0.694
1959	1.84	287.4	891	547.9	1761.9	74.7	0.707
1960	1.85	359.1	1125	638.3	2048.5	76.4	0.744
1961	2.17	398	1305	751.0	2464.0	81.5	0.710
1962	2.03	472	1533	814.4	2783.2	89.2	0.875
1963	2.16	577	1761	879.3	2933.9	95.1	0.947
1964	2.30	619	1868	1062.8	3449.4	100.0	1.000
1965	2.56	711	2017	1083.6	3439.8	107.7	1.096
1966	2.74	873	2262	1158.3	3385.9	116.3	1.191
1967	2.99	930	2468	1131.7	3246.1	118.2	1.213
1968	2.85	1132	3130	1517.0	4569.0	120.7	1.239
1969	3.02	1265	3380	1783.3	5087.9	123.7	1.268
1970	3.27	1361	3705	1970.8	5309.4	131.2	1.382
1971	3.41	1814	4534	2467.1	6246.3	147.0	1.574
1972	3.45	2119	5109	2714.2	6463.6	165.9	1.771
1973	3.78	2654	5186	3977.0	6909.0	199.0	2.180
1974	3.72	3436	5121	5144.0	5700.0	278.1	2.930

מקורות הנתונים

(1) P, EX, YG, CT : שנתון סטטיסטי לישראל (שנתון) 1973, עמודים 7-155. הנתונים המקוריים לשנים 1956-8, במונחי מחירי 1959, תורגמו למחירי 1964 באמצעות שימוש במדד (לכל סדרה לחוד) המתקבל באמצעות חלוקת נתונים אלה לשנת 1959, במונחי מחירי 1964, לנתונים לאותה השנה במונחי מחירי 1959. המשתנה P התקבל באמצעות השוואת נתוני התוצר המקומי הגולמי במחירים שוטפים עם אלה במחירים קבועים.

(2) YPR הוא סך התוצר הלאומי הגולמי במחירי גורמי היצור, להוציא שירותים זקופים של דיור, התוצר של הסקטור הציבורי וזה של מלכ"ר — כל זה מנוכה ב- P . הנתונים נלקחו מהשנתון. לדוגמה, לגבי שנים 1970-72, ראה שנתון 1973 עמ' 169; לגבי השנים 1968-69 — ראה שנתון 1972 עמ' 167, ולגבי השנים 1950-57 — ראה שנתון 1968 עמ' 160-61. בשל סיווג מחדש של ענפים ב-1969, מתקבלים הנתונים מ-1969 ואילך באמצעות הפעלת קצבי שינוי (שהתקבלו מהמקור החדש) לנתוני 1968.

(3) HPR הוא סך שעות העבודה בכל הסקטורים, להוציא את אלה בסקטור הציבורי ובשירותים העסקיים. הנתונים לשנים 1956-59 מתקבלים כדלקמן: משנתון 1959, עמוד 312, מחושב מספר שעות העבודה

הממוצע לשבוע ככל הסקטורים. מספר זה מוכפל פי 52 מיושם לסך מספר העובדים במשק, להוציא ממשלה ושירותים עסקיים, המופיעים בשנתון 1957 עמ' 185, שנתון 1959 עמ' 294, שנתון 1960 עמ' 302. המקורות לשאר הנתונים הם שנתונים 1965 עמ' 312, 1967 עמ' 275, 1970 עמ' 282, 1971 עמ' 289, 1972 עמ' 234, ו-1973 עמ' 326.

(4) ER הוא היחס בין סך כל התעסוקה לבין כוח העבודה. המקור הוא שנתון 1973 עמ' 303.

(5) WHP הוא היחס בין השכר הנומינלי הממוצע לשעת עבודה במשק, WH , לבין מדרד מחירי התוצר, P . המקור לגבי WH הוא שנתון, לשנים שונות.

$WHP =$ שכר ומשכורת (רכיב התוצר המקומי הנקי) — מחולק ב- $(P)(H)$. הנתונים לשכר ומשכורת הם משנתונים 1971 עמ' 166, 1973 עמ' 170. לנתוני H , ראה ההערה הבאה.

(6) $SHARE$ הוא היחס בין סך התשלומים לעבודה (המתקבל באמצעות הכפלת מספר שעות העבודה השנתיות H ב- WH) לבין YG , בניכוי סך הפחת D מוכפל ב- P , כלומר:

$$SHARE = (WH \cdot H) / P(YG - D)$$

H מתקבל משנתונים של שנים שונות (למשל שנתון 1973, עמ' 326). לגבי המקורות ל- D , ראה הערה (6) לאחר לוח ג'-2.

(7) IN שווה ל- IG פחות D , כאשר IG הוא השקעה גולמית בבנייה ובסקטורים מקומיים אחרים. מקור הנתונים של IG הוא השנתון. (ראה, למשל, שנתון 1973, עמ' 155).

(8) GPI מתקבל משנתון 1973, עמ' 246.

(9) הגררת IMP היא $IMP = IM - IMG \times 3$ כאשר IM הוא סך היבוא הריאלי של מוצרים ושירותים ו- IMG הוא היבוא הממשלתי של מוצרים ושירותים כדולרים. מקור הנתונים ל- IM הוא שנתונים: 1972, עמ' 5-154, ו-1970, עמודים 9-138. לגבי התרגום של נתוני 1956-8 למחירי 1964, ראה (1). הנתון ל-1972 התקבל משנתון 1973 עמ' 157 אשר הותאם עקב שינויים בסיווג. למקורות נתוני IMG , ראה הערה (12) שלאחר לוח ג'-2.

(10) מקור הנתונים ל- IMP ו- EXF הוא בנק ישראל, דין וחשבון (דוח) לשנים שונות: לשנת 1955 — דוח 1956 עמ' 46; לשנת 1956 — דוח 1957; לשנת 1957 — דוח 1958, עמ' 22; לשנים 1958-60 — דוח 1963, עמ' 24; לשנים 1961-66 — דוח 1968, עמ' 22; לשנים 1966-72 — דוח 1972, עמ' 36; לשנים 1971-74 — דוח 1974, עמ' 52.

לוח נ"2: משתנים אקסוגניים ואחרים

K	R	NKPUR	CHP	NIF	NIE	NIUS	השנה
7144.3	5.39	1452	33.5	148	16.8	353	1956
8027.1	5.69	1716	34.2	164	17.8	368	1957
9072.0	5.62	2037	34.8	189	18.6	370	1958
10,179.3	6.21	2253	34.9	203	19.5	402	1959
11,383.8	6.485	2738	34.9	227	20.8	417	1960
12,609.8	6.24	3096	34.7	244	22.3	430	1961
14,124.1	4.36	3598	34.8	272	23.2	461	1962
15,776.4	5.77	3721	33.9	300	24.7	484	1963
17,424.5	4.57	4514	33.5	325	26.5	518	1964
19,499.8	4.14	5127	33.1	358	28.8	562	1965
21,491.8	4.40	3149	32.4	387	30.6	616	1966
22,914.0	5.10	3891	31.7	417	32.2	652	1967
23,715.7	6.20	4471	31.0	457	34.4	700	1968
25,363.0	5.10	5075	30.6	533	36.8	750	1969
27,607.2	6.20	6186	30.4	595	40.3	783	1970
30,131.2	4.90	8202	30.2	728	42.2	845	1971
33,228.5	5.30	9562	30.1	811	46.1	980	1972
37,295.6	5.60	10351	29.9	926	53.6	1059	1973
40,428.4	2.82	11282	29.8	980	63.8	1143	1974
44,297.0	3.00	12214	29.8	1093	74.5	—	1975

לוח נ"ב: משתנים אקסוגניים ואחרים (המשך)

POP	PYR	G	IMG	M	השנה
1.7891	4765	1222	96.7	419.7	1956
1.8724	5144	1030	43.6	517.0	1957
1.9760	5553	1062	55.7	576.0	1958
2.0317	5995	1104	55.7	660.0	1959
2.0887	6472	1178	57.5	726.0	1960
2.1504	6987	1379	93.0	880.0	1961
2.2342	7543	1524	123.6	969.0	1962
2.3318	8143	1695	145.7	1257.0	1963
2.4301	8791	1743	129.2	1609.0	1964
2.5256	9490	1926	147.4	1707.0	1965
2.5984	10,245	2086	158.7	1899.0	1966
2.6574	11,060	2938	324.3	2008.0	1967
2.7763	11,940	3153	295.0	2539.0	1968
2.8411	12,890	3706	404.0	2898.0	1969
2.9192	13,915	4754	678.2	2770.1	1970
3.0014	15,022	4862	614.9	3384.6	1971
3.0951	16,563	4654	545.0	4341.3	1972
3.1972	18,292	6739	1348.0	5587.0	1973
3.3080	19,499	6955	1700.0	7392.0	1974
3.3830	20,864	7122	2000.0	8716.2	1975

לוח נ-2: משתנים אקסוגניים ואחרים (המשך)

NIG	FD	FCPF	ED	FCPE	FCPUS	GD	FCPG	D	TNP	FEEX	השנה
										1.827	1955
154	3.50	85	2.79	94	94	4.20	95	381.2	572.1	2.049	1956
168	4.20	87	2.81	97	97	4.20	98	399.1	601.6	2.209	1957
180	4.91	100	2.80	100	100	4.18	100	443.7	658.5	2.369	1958
194	4.91	106	2.80	101	101	4.17	101	490.5	731.3	2.487	1959
230	4.91	110	2.80	102	102	4.17	102	554.0	794.4	2.576	1960
252	4.90	114	2.81	105	103	4.0	105	609.7	987.7	2.640	1961
272	4.90	114	2.80	109.5	104	3.98	106	688.7	1067.4	3.020	1962
288	4.90	120	2.80	111.7	105.1	3.98	106	776.9	1180.6	3.040	1963
316	4.90	123.6	2.79	115.1	106.2	4.01	106	854.7	1347.0	3.060	1964
344	4.90	127.2	2.80	120.6	108.3	3.98	106	953.0	1469.9	3.080	1965
365	4.95	130.8	2.79	125.1	111.4	4.00	104.9	1046.8	1566.8	3.270	1966
367	4.91	134.4	2.41	124.0	114.6	4.00	104.6	1113.9	1366.0	3.570	1967
401	4.95	140.4	2.38	135.2	119.8	3.69	106	1155.5	1517.4	4.040	1968
448	5.56	148.8	2.40	141.9	126.1	3.64	104.9	1241.9	1690.1	4.050	1969
505	5.52	157.2	2.39	150.8	134.5	3.65	104.9	1364.4	2233.7	4.490	1970
555	5.22	165.6	2.52	165.3	138.7	3.27	104.9	1487.2	2342.4	5.040	1971
606	5.13	173.88	2.35	176.5	139.8	3.20	113.4	1643.7	2385.1	5.160	1972
687	4.71	191.9	2.32	197.7	155.5	2.70	121.8	1807.5	2323.9	5.360	1973
747	4.45	218.4	2.35	237.2	174.4	2.41	130.2	1986.4	2696.3	6.000	1974
—	—	242.1	—	276.7	190.1	—	137.7	2185.0	2967.0	—	1975

(1) הנתונים לגבי K עד שנת 1972 התקבלו מניירות עבודה של א' בן-בסט, מחלקת המחקר, בנק ישראל. הנתונים ל-1973—1975 התקבלו באמצעות ייחוס שיעורי הצמיחה בסדרה החרשה של K (נתוני ר' מירון, ניירות עבודה, מחלקת המחקר, בנק ישראל) לסדרת ה- K הקודמת.

(2) R היא התשואה לפירעון על איגרות חוב צמורת למדד. מקור הנתונים לשנים 1956 עד 1959 הוא בנק ישראל, דין וחשבון שנתי, 1959 עמ' 281. הנתונים לשנים 1960 עד 1967 הם ממוצעים שנתיים של נתונים חורשיים המופיעים בסקר בנק ישראל מס. 32, עמ' 30—32. מקור הנתונים לשנים 1968 עד 1972 הוא שנתון סטטיסטי לישראל, 1973, עמ' 228.

$$NKPUR = (KPP - DP)UR \quad (3)$$

כאשר KPP הינו מלאי ההון המקומי הגולמי בתחילת השנה, להוציא מלאי מגורים ומלאי ההון הציבורי, DP הוא הפחת המצטבר על מלאי ההון בסקטורים אלה. UR הינו שיעור הניצולת בענף החשמל. א. בניית KPP :

הנתונים לשנים 1956—1966 במחירי 1955 מקורם בספרו של א"ל געתון [7], עמ' 227. הנתונים לשנים 1967 עד 1973 התקבלו תוך שימוש בשיעורי השינוי במלאי ההון (במחירים קבועים) בכל ענף וענף. שיעורים אלה נלקחו מתוך שנתון סטטיסטי לישראל 1972, עמ' 121. נתונים ל-1974—1975 התקבלו על ידי ייחוס שיעורי הצמיחה (שמקורם בעבודתו של מירון) לנתוני שנת 1973.

ב. בניית DP :

הנתונים לשנים 1956—1966 — מתוך ספרו של געתון [7], עמ' 231. המקורות לנתונים לשנים 1967—1973 הם כדלקמן: יחס הפחת למלאי ההון הגולמי (ב-1966) במגורים הנידונים, שהוא 0.51, יחס ל- KPP בשנים האמורות. לשנים מאוחרות יותר השתמשנו בנתוני ר' מירון.

ג. UR נלקח מספרו של געתון [7] עמ' 204 לשנים 1956—1965. לשנים מאוחרות יותר התקבל ה- UR על ידי השוואה לנתוני ER .

(4) מקור הנתונים ל- CHP הם השנתונים הסטטיסטיים לשנים השונות. ראה, למשל, שנתון סטטיסטי לישראל 1973, עמ' 43.

(5) מקור הנתונים ל-, FUS , NIE , $NIUS$, NIG , $FCPF$, $FCPE$, $FCPG$, UN . $Statistical Yearbook (UNSY)$ לשנים השונות. נתוני ההכנסה הלאומית מ-1956 עד 1970 (NIE , $NIUS$, NIG Products" (ראה, למשל, השנתון לשנת 1972, עמ' 585). הנתונים לגבי ארה"ב לשנים 1971 עד 1973 מקורם ב-*Newsweek*, 28 בינואר 1974. נתונים נוספים לאותה תקופה מקורם בנספח סטטיסטי של ה-*Economic Journal*, 1973.

הנתונים הנוגעים למדדי המחירים לצרכן ($FCPUS$, $FCPG$, $FCPF$, $FCPE$) לשנים 1966—1971 הם מתוך $UNSY$ לשנים השונות. ראה, למשל, הפרסום לשנת 1972, עמ' 573—579. נתוני שנת 1973 הם מתוך *Challenge*, V. 17, No. 3, p. 11. המקור ל- FD , ED , GD הוא: *International Financial Statistics*.

(6) מקור הנתונים ל- D הוא עבודתו של א' בן-בסט מבנק ישראל. הנתונים המקוריים לשנים 1956—1959 הם במחירי 1955, ואילו הנתונים ל-1960—1970 הם במחירי 1966. הפיכתם לנתונים על בסיס מחירי 1964 נעשתה תוך שימוש במדד מחירי השקעה הלקוח מן השנתון הסטטיסטי לישראל 1973, עמ' 148. הנתונים ל-1971—1972 התקבלו על ידי ייחוס שיעורי השינוי בפחת במחירים קבועים, כפי שהם מופיעים בדוח בנק ישראל 1972, עמ' 100, לנתוני 1970. נתונים מאוחרים יותר התקבלו על סמך ההנחה שהפחת השוטף גדל ב-10 אחוזים לשנה.

(7) $TNP = TN/P$ ו- $TN = (TDN + TIDN - TRN)$ כאשר TDN הוא סך כל המיסים הישירים במחירים שוטפים. $TIDN$ הוא סך המיסים העקיפים המוטלים על התוצר המקומי, במחירים שוטפים, ו- TRN הוא סך ההעברות במחירים שוטפים; כולם — במיליוני ל"י.

מקורות: TDN ו- TRN לקוחים מדוחות בנק ישראל לשנים השונות ומלוח שכותרתו "הכנסה פרטית והכנסה פנויה" (ראה, למשל, דוח בנק ישראל 1973, עמ' 36). $TIDN$ לקוח מדוחות בנק ישראל לשנים השונות, ומלוח שכותרתו "תוצר לאומי והכנסה לאומית" (ראה, למשל, דוח בנק ישראל 1973, עמ' 34). המקור ל- TN לשנת 1974 הוא כדלקמן:

$TIDN$ מוגדר כסך כל המיסים העקיפים ברוטו על מוצרים מקומיים, בניכוי תמיכות בייצור המקומי. סך המיסים העקיפים ברוטו נאמד ב-5,400 מיליון ל"י (במחירים שוטפים). תמיכות בייצור המקומי נאמדו ב-1,000 מיליון ל"י. האמרינים מתבססים על ההנחה של עלייה ב-7 אחוזים של שני הגדלים האלה ברביע האחרון של 1974. מכאן $TIDN = 4,400$ מיליון ל"י ו- TDN , המוגדר כחשלומי הביטוח הלאומי + מס הכנסה = 10,700 מיליון ל"י (8,400 + 2,300). $TRN = 5,300$ מיליון ל"י (יתכן שאמון זה מוטח כלפי מטה). אמרינים אלה מקורם בניירות עבודה של יעקב לביא, בנק ישראל, מחלקת המחקר, והם מבוססים על התקציב הלאומי לשנת 1974.

(8) M הוא סך כל הצע הכסף (פקדונות עו"ש ומוזמן במחזור) בתחילת השנה, במיליוני ל"י. מקורות: סקר בנק ישראל, שנים שונות (ראה, למשל, סקר בנק ישראל מס' 28, עמ' 95).

(9) מקור הנתונים ל- POP הוא, למשל, שנתון סטטיסטי לישראל 1973, עמ' 21.

(10) מקור הנתונים ל- G הוא, למשל, לוח 2-6, שנתון סטטיסטי לישראל 1973, עמ' 155.

(11) PYR מחושב מתוך YG כדלקמן: בשנים בהן שררה אבטלה בשיעור של 3.5 אחוזים, או פחות מזה, ראינו את ה- GNP כתוצר הפוטנציאלי ($PYR = YG$). שנים כאלה היו: 1964, 1971, ו-1972. בשאר השנים חושב ה- PYR על פי חיוך ליניארי של נקודת השיא שצויינו לעיל.

(12) מקור הנתונים ל- IMG הוא א' ברגלס [5] (עד 1964). מ-1965 ואילך, המקורות הם: בנק ישראל, דין וחשבון שנתי 1970, עמ' 56; בנק ישראל, דין וחשבון שנתי 1972, עמ' 67; ובנק ישראל, דין וחשבון שנתי 1973, עמ' 83. הנתונים בדולרים הומרו לל"י של שנת 1964, תוך שימוש בשער חליפין של 3 ל"י לדולר, ששרר באותה שנה. הנתון לשנת 1974 התקבל באופן הבא:

$$IMG = (100) + (1400 \text{ עד } 1600) = (\text{יבוא ממשלתי אחר לנמ"א}) + (\text{יבוא בטחוני}) = 1500 \text{ עד } 1700 \text{ מיליוני ל"י}$$

האומדנים הם משל י' יורן, מחלקת המחקר, בנק ישראל, ניירות עבודה. (13) $FEEX$ — שער החליפין האפקטיבי ביצוא. המקור: ד"ר עמיאל [4].

מקורות למשתנים האקסוגניים לתחזית של 1975

(1) R הערכה המתבססת על השיעור הריאלי הממוצע במחצית הראשונה של שנת 1975.
(2) G מתבסס על שיעור הצמיחה הריאלי בלוח 2 בתקציב הלאומי, 1975.

(3) $NKPUR$ מתבסס על ההנחה, שההשקעה של הסקטור הפרטי בשנת 1974 ירדה ב-5 אחוזים לעומת 1973. החישוב מתבסס על ירידה של 5 אחוזים במגורים ועל ירידה של 8 אחוזים בסך ההשקעה. מקור הנתונים הוא התקציב הלאומי לשנת 1975.
שאר הנתונים האקסוגניים נקבעו מראש.

נספח 2: יעדיה של מדיניות סחר החוץ

הכיסוי בפועל במטבע חוץ בשנים 1966—1967 ו-1974 מובא בלוח שלהלן (הנתונים בטורים (1)—(3) הם במיליוני דולרים). המקור: בנק ישראל, דין וחשבון שנתי 1974, עמ' 43 לטור (1), עמ' 98 לטור (2) ועמ' 112 לטור (3).

לוח ב-1

השנה	הגירעון בחשבון השוטף (1)	יבוא הון לזמן ארוך וכינוני (2)	יתרות מטבע חוץ (תחילת השנה) (3)	כיסוי במט"ח בפועל (2)+(3)/(1)
1966	444	475.6	592	2.4
1967	526	824.1	558	2.6
1971	1268	1463.8	361.2	1.4
1972	1142	1775.1	575.1	2.2
1973	2671	3172.7	1069.6	1.6
1974	3408	2284.2	1697	1.2
1975			1071	

נספח 3: פתרונות למערכות בלתי-ליניאריות

מאחר שהמשוואות במודל הן בלתי ליניאריות במשתנים האנדרוגניים, כללית, לא קיים פתרון אנאליטי לגבי המבנה המצומצם. לכן, מן ההכרח הוא להשתמש באלגוריתמי חיפוש איטראטיביים על מנת להגיע לפתרון. שיטה איטראטיבית מקובלת היא זו המכונה שיטת Gauss-Siedel (להלן ג"ז, ראה [7]), הפועלת באופן הבא: ראשית, יש לסדר מחדש את המשוואות כך שבכל משוואה, מוצג אחד המשתנים האנדרוגניים כפונקציה מפורשת של שאר המשתנים. ניחוש ראשוני של וקטור הפתרון משמש להשגת פתרון של שלב ראשון עבור המשתנה האנדרוגני הראשון. פתרון זה, יחד עם הניחוש הראשוני לגבי שאר המשתנים, משמש להשגת פתרון של שלב ראשון למשתנה האנדרוגני השני, וכן הלאה. תהליך החיפוש בשלבים והפתרון של השלב האחרון (Last Step Solution) נחשבים לפתרון הבעיה, כאשר הסטיות הקיימות בין ערכיו של כל משתנה אנדרוגני בין שני שלבים עוקבים, הן קטנות באחוזים, בהשוואה למינימום שנקבע מראש. מכל מקום, פתרון מדוייק הוא זה שבו כל משוואה המוצגת בצורה סתומה, שווה לאפס כאשר מציבים בתוכה את וקטור הפתרון. מובן שהפתרון המדוייק מקיים את הקריטריון של ג"ז; עם זאת, ההיפך אינו נכון. למעשה, ייתכן שקריטריון ההתכנסות של שיטת ג"ז מתמלא, ואלו המשוואות במודל, המוצגות בצורה סתומה, שונות מאפס באופן מובהק.

רצוי, לכן, כי תחזיות המתקבלות ממשוואות בלתי-ליניאריות תוך שימוש בשיטת ג"ז או בגירסה שלה, יקבעו את הסטיות באחוזים של משוואות המודל, המוצגות בצורה סתומה מאפס. דבר זה משמש קנה-מידה לריחוק מפתרון מדוייק. הדבר לא נעשה במודלים אחרים לגבי המשק הישראלי, אף לא במודל של ברגלס שהוא בלתי ליניארי, ואשר התחזיות לפיו מתקבלות בשיטת ג"ז.

הפתרון למודל הנוכחי התקבל קודם-כל באמצעות פתרון אנאליטי של חטיבה עיקרית אחת של המודל, שהיא ליניארית בלוגריתמים של תח-קבוצה של המשתנים האנדרוגניים, פרט ל- YG ו- IMP , כאשר המשתנים האלה נשארים לפתרון. הפתרון לשתי משוואות בלתי ליניאריות אלה מתקבל על ידי בחינת ערכים שונים של IMP ו- YG ובחירת הערכים המקרבים את ערך המשוואות לאפס. הסטייה המירבית שהותרה בכל משוואה היחה $1/10,000$ של אחוזו אחר מן הערך של המשתנה שפתרונו מתקבל מן המשוואה.

מקורות

א. פרסומים בעברית

- [1] בנק ישראל — דין וחשבון שנתי, שנים שונות
- [2] סקר בנק ישראל מס' 43, 1975
- [3] שנחון סטטיסטי לישראל, שנים שונות.

ב. פרסומים באנגלית

- [4] Amiel V. D., "The Effective Exchange Rate in the Israeli International Trade: 1962-1970", in *Bank of Israel Bulletin*, 39, February, 1972, pp. 24-26.
- [5] Berglas, E., "A Model of the Israeli Economy: 1958-1969", unpublished manuscript, September, 1972.
- [6] Evans, M., "An Econometric Model of the Israeli Economy, 1952-1965", *Econometrica*, 38, September 1970, pp. 624-600.
- [7] Gaathon, A.L., *Economic Productivity in Israel*, Bank of Israel, Jerusalem, 1971.
- [8] Germund and Dohlquist, *Numerical Methods*, Prentice Hall.
- [9] *International Financial Statistics*, various issues.
- [10] Johnston, J., *Econometric Methods*, McGraw Hill, 1972.
- [11] Morishima M., and Saito, "A Dynamic Analysis of the American Economy 1902-1952", in Morishima M., (ed.) *The Working of Econometric Models*, 1972.

תיקוני טעויות למאמר

משוואת שכר דינאמית של המשק הישראלי לתקופת 1963 עד 1971

<u>במקום</u>	<u>צייל</u>	<u>עמוד</u>
4,770	5,770	(לוח 1, משוואה 3.1)
$(\sigma_u^2/U^*)_{-1}$	$(\sigma_u^2/U^*)_{-2}$	(לוח 1, בהערות שוליים)
E_{-1}	\dot{E}_{-1}	(לוח 2)
p^*	\dot{p}^*	(לוח 2)
$(\sigma^2 u/U^*)_{-2}$	$(\sigma^2 u/U^*)_{-2}$	(לוח 2, בהערות שוליים)
-1,648	-1,469	(לוח 3, משוואה 5)
E_{-1}	\dot{E}_{-1}	(נספח 2)
U_{-1}	\dot{U}_{-2}	(נספח 2)
p^*	\dot{p}^*	(נספח 2)
W^*_{-1}	\dot{W}^*_{-1}	(נספח 2)
-1,347	-1,347 (0.462)	(נספח 2, משוואה 2.1)

המספר 0.462 הודפס בטעות בעמודה $(V/U)_{-3}$

ראה גם מעבר לדף

תיקוני טעויות לנספחים

להלן השורות, שבהן תוקנו טעויות, המספרים המהוקנים מודגשים בקו.

נספח 3א' עמ' 72

6.639	3.930	<u>3.102</u>	30.2	851.1	7.185	<u>4.298</u>	2.921	<u>51.1</u>	853.1	4 רביע : 1963
7.402	3.208	4.191	28.2	903.9	714	3.387	4.309	28.4	906.0	1 רביע : 1965
7.545	3.155	3.428	36.6	921.7	3.123	3.417	3.180	37.5	924.2	1 רביע : 1965

נספח 3א' עמ' 73

20.776	11.767	<u>0.646</u>	95.2	949.7	22.254	13.048	0.597	98.0	952.5	4 רביע : 1966
25.822	16.045	0.417	103.2	922.0	23.473	<u>13.916</u>	0.447	94.7	917.0	2 רביע : 1967
9.685	4.113	2.986	52.7	<u>984.7</u>	10.297	4.455	2.831	55.5	990.6	4 רביע : 1968
7.393	3.126	3.028	50.5	983.9	7.415	3.001	3.174	49.1	980.5	1 רביע : 1969
<u>7.050</u>	2.619	3.363	41.5	<u>989.4</u>	6.390	2.498	3.551	38.6	985.4	2 רביע : 1969
4.106	0.948	6.885	35.9	<u>1021.5</u>	3.771	0.881	7.279	34.1	1016.0	2 רביע : 1971
3.848	<u>0.764</u>	9.426	27.3	1062.7	3.704	0.678	9.741	25.3	1059.1	1 רביע : 1972
2.508	0.809	7.421	29	1103.0	2.355	<u>0.763</u>	7.685	26.7	1098.8	1 רביע : 1973
2.466	0.862	6.605	23	1110.0	2.287	<u>0.800</u>	6.804	22.4	1107.8	2 רביע : 1973

נספח 3ב' עמוד 74

2.3	119.6	-1.72	<u>555.3</u>	<u>-3.4</u>	532	-2.1	553	2 רביע : 1967
0.3	117.1	3.37	<u>574.0</u>	-1.2	563	-0.2	578	3 רביע : 1967

נספח 3ב' עמוד 75

0.449	-0.210	-0.100	<u>0.353</u>	0.393	3.9	3.53	1.86	87.7	2	רביע : 1962
0.679	-0.243	<u>-0.296</u>	0.298	0.280	3.9	4.15	2.88	92.9	4	רביע : 1962
1.459	-0.165	-0.150	0.328	0.308	3.5	<u>3.70</u>	1.92	95.6	3	רביע : 1963
1.368	0.095	0.097	0.464	<u>0.436</u>	3.5	3.73	2.03	100.6	3	רביע : 1964
0.854	<u>0.089</u>	0.167	0.444	0.488	3.8	3.35	2.87	107.6	2	רביע : 1965
0.539	<u>0.030</u>	-0.025	0.372	0.345	4.0	4.06	1.10	110.0	4	רביע : 1965

נספח 3ב' (המשך) עמ' 76

מדד המחירים לצרכן -נחונים מקוריים		שכר ממוצע למשרת שכיר -נחונים מנוכי עונחיות		שכר ממוצע למשרת שכיר בסקטור הפרטי*- נחון מקורי		שכר ממוצע למשרת שכיר בכלל המשק- נחון מקורי		השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים W*		
השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים	מדד =1964 100,0 P	השינוי לעומת תקופה קודמת באחוזים	בליי (ע"פ מדגם (1965)	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים	בליי	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים	בליי	השינוי לעומת תקופה מקבילה אשתקד באחוזים	בליי	
1.4	121.3	1.79	585.3	<u>8.3</u>	576	5.4	583	2	רביע : 1968	
2.4	121.0	<u>1.30</u>	<u>599.0</u>	<u>3.5</u>	590	2.6	596	4	רביע : 1968	
<u>13.4</u>	164.0			16.9	905	15.5	901	2	רביע : 1972	

נספח 3ב' עמוד 77

0.540	0.226	<u>0.270</u>	0.396	0.422	3.9	3.69	2.15	128.5	2	רביע : 1970
0.515	<u>0.335</u>	0.323	0.473	0.469	3.8	4.09	3.38	137.5	4	רביע : 1970
0.454	0.581	<u>0.628</u>	0.674	0.715	3.6	3.35	1.97	143.8	2	רביע : 1971