

## מדידה של מחזורי עסקים בישראל

רפי מלניק ויהודית גולן\*

### 1. מבוא ועיקר הממצאים

רמת הפעילות המשקית נתונה לתנודות של גאות ושפל. זיהוי מהיר של התנודות האלה היא פעילות חשובה של הסקטור העסקי וגם של הממשלה, בעיקר בתהליך עיצוב המדיניות. המטרה העיקרית של מחקר זה היא להציע מדד חודשי, שיצביע, בפיגור המינימלי, על רמתה הנוכחית של הפעילות המשקית. מדד רומה, ה"מדד למצב המשק", פותח על ידי Stock and Watson (1988). מאז מחקרם החלוצי של Burns and Mitchell (1946), שניסו לאמוד את התנודות הכלכליות, או מחזורי העסקים, מכונים מדדים מסוג זה מדדים בו-זמניים, ומשמשים נקודות התייחסות למחזורי עסקים.

חקר התנודות הכלכליות הוא תחום ותיק במחקר המקרו-כלכלי (בכלכלה המוניטרית). בעבר נהגו להפריד בין חקר מגמות הצמיחה של הטווח הארוך — תהליכי הצמיחה — לחקר התנודות של הטווח הקצר, מחזורי העסקים. הצמיחה של הטווח הארוך נחשבה לתהליך יציב פחות או יותר, המושפע מהצבר מלאי ההון, משיעור גידולה של האוכלוסייה ומשינויים טכנולוגיים — גורמים הקשורים לתהליך הייצור בלבד, כלומר לצד ההיצע במשק; תנודות הטווח הקצר נחקרו כסטיות הנוצרות במגמת הטווח הארוך בהשפעתם של שינויים בביקוש המיצרפי. לחלוקה מלאכותית זו היתה השפעה מעמיקה על מדידתם של מחזורי העסקים, על מידול של תהליכים מקרו-כלכליים, וכן על עיצובן של מדיניות פיסקאלית ומדיניות מוניטרית.

התפתחויות בתיאוריה הכלכלית וממצאים סטטיסטיים חדשים מעמידים הפרדה זו בין הטווח הקצר לארוך בסימן שאלה. (Shapiro and Watson, 1989; Blanchard and Quah, 1989). לפי הקו החדש במחקר, תנודות הטווח הקצר וגם הצמיחה של הטווח הארוך הן תוצאות השילוב של גורמי ביקוש וגורמי היצע. גישה זו, המקובלת היום על מרבית החוקרים, הולידה דרך חדשה במדידת תנודות כלכליות. היא הושפעה בראש וראשונה מהרעיון, שזעזועי היצע (או זעזועים טכנולוגיים) הם יסוד חשוב בתנודות הפעילות הכלכלית, גם בטווח הקצר. לזעזועים אלו יש השפעה פרמנטית על רמת הפעילות הכלכלית, ולכן לא ניתן לצפות כי אחריהם תחזור הפעילות למגמה רצופה וברורה של הטווח הארוך.

לפי הגישה החדשה, רובו של המיתאם הבו-זמני הגבוה שבין משתני מפתח מקרו-כלכליים (תפוקה, צריכה, הכנסה, יבוא וכד') נעוץ בגורם משותף (common factor), שאינו ניתן למדידה ישירה (Sargent and Sims, 1977; Stock and Watson, 1988). כינו גורם זה "מצב המשק",

\* בנק ישראל, מחלקת המחקר.

אנו מודים למארק ו' ווטסון על עזרתו באמידת המודל ובבחינתו, לרמיאן קסרו על עזרתו במחקר, ולשושנה פרוינר על עבודת העריכה המצוינת.

ובעזרת טכניקות חדישות של סדרות עתיות בנו מודל הסתברותי, שבאמצעותו ניתן לאמוד אותן. אחד מממצאיהם החשובים הוא המיתאם הגבוה בין המדד למצב המשק שאמדו לבין מדד האינדיקטורים הבו-זמניים, המחושב על ידי משרד המסחר בארה"ב (USDC) — מדד התייחסות מקובל למחזורי עסקים, המתואם מאוד עם הגדרת התאריכים הרשמית של ה-NBER למחזורי עסקים.

Stock and Watson (1988) אמרו את "מצב המשק" בארה"ב באמצעות ארבע הסדרות שבהן משתמש ה-USDC לחישוב המדד הבו-זמני שלו (הייצור התעשייתי, סך כל ההכנסה הפרטית למעט תשלומי העברה, סך כל המכירות של התעשייה והמסחר וסך כל המועסקים למעט ענף החקלאות). אנו נוקטים אותה שיטה, אולם מזהים תחילה את המשתנים הבו-זמניים. שלב זה היה הכרחי, משלוש סיבות: (א) בישראל אין מדידה רשמית של מחזורי העסקים, מעין זה שמפרסם ה-NBER. ניסיון ראשון לערוך מדידה כזאת בישראל נעשה בידי פישר (1986); גישתו דומה לזו של ה-USDC, המתבסס על זיהוי נקודות גאות ושפל המשותפות למשתנים כלכליים שונים, ומחשב את האינדיקטור הבו-זמני כממוצע משוקלל של המשתנים שנבחרו. מחקרו לא הניב מדד התייחסות מספק, ולכן לא ברור על מה מצביעים המשתנים המובילים שהציע. שניים מהמשתנים שפישר זיהה כבו-זמניים (מדד הייצור התעשייתי ומדד המסחר הקמעוני) זיהינו גם אנו ככאלה. (ב) בישראל, שהיא משק קטן ופתוח — שלא כבארה"ב — המסחר הבינלאומי מכיל מידע חשוב על המצב הפנימי של המשק. (ג) כיוון שמטרתנו הראשונית היא לזהות תנודות בפעילותו של הסקטור העסקי, לא הבאנו בחשבון משתנים הקשורים לפעילות הממשלה; משתני מדיניות אלה יובאו בחשבון בשלב מאוחר יותר כמשתנים מובילים אפשריים.

בסעיף השני מוצג המודל הסטטיסטי המגדיר את ה"מדד למצב המשק", שבנוי בעקבות המודל של Stock and Watson (1988). הסעיף השלישי עוסק בסוגיות הסטטיסטיות ובעיות הנתונים: זיהוי המשתנים הבו-זמניים, מבחנים לשורש יחידתי ולקואינטגרציה ומציאת ההצגה הסטציונרית המתאימה של המודל. המודל נאמד בשיטת הנראות המקסימאלית (MLE) באמצעות גישת קלמן פילטר להצגת ה"מיקום-מצב" (state space representation). המדד מחושב בסעיף הרביעי, ובחמישי אנו מעריכים את תפקודו, תוך השוואתו לסדרות כלכליות אחרות במשק. הסעיף השישי מוקדש לסיכום ומסקנות.

## 2. המודל

המודל של המשתנים הבו-זמניים הוא:

$$(1) \quad Y_t = \gamma S_t + \tilde{u}_t,$$

$$(2) \quad \tilde{P}(L)S_t = \mu_t,$$

$$(3) \quad \tilde{Q}(L)\tilde{u}_t = \varepsilon_t.$$

(כל הסדרות מנורמלות, כך שהממוצע הוא 0, והשונות היא 1).  
 $Y_t =$  וקטור מסדר  $K \times 1$  של המשתנים הבו-זמניים בזמן  $t$ ;

$\gamma$  = וקטור מסדר  $K \times 1$  של הגמישויות;  
 $S_t$  = מצב המשק בזמן  $t$ , סקלר שלא נמדד במישרין;  
 $\tilde{u}_t$  = וקטור מסדר  $K \times 1$  של טעויות מקריות בזמן  $t$ , כאשר  $E\tilde{u}_t = 0$ ,  $E\tilde{u}_t \tilde{u}_t' = \Sigma_{\tilde{u}}$ ;  
 $\hat{P}(L)$  = פולינום סופי של פיגורים;  
 $\hat{Q}(L)$  = מטריצת פולינום סופית של פיגורים;  
 $\mu_t$  = הפרעה סטציונרית בזמן  $t$  כאשר  $E\mu_t = 0$  ו- $\text{var}\mu_t = \sigma_{\mu}$ ;  
 $\varepsilon_t$  = וקטור סטציונרי מסדר  $K \times 1$  של טעות מקרית בזמן  $t$ , כאשר  $E\varepsilon_t = 0$  ו- $E\varepsilon_t \varepsilon_t' = \Sigma_{\varepsilon}$  —  
 בהנחות נוספות —  $ES_t \tilde{u}_t' = 0$ ,  $\Sigma_{\tilde{u}}$  אלכסונית, ונרמול הקובע את יחידות המדידה —  
 המשתנה  $S_t$ , מצב המשק, מוגדר חד-משמעית. לפי הנחות אלה השונות של כל אחד  
 מהאינדיקטורים מוסברת במלואה בגורם המשותף  $S_t$ , ובזעזוע אוריוסינקרטי בלתי תלוי,  $u_{it}$ .  
 למעשה זהו מודל של ניתוח גורמים דינמי (dynamic factor analysis; ראה Sargent and Sims, 1977, ויישומו אצל Engle and Watson, 1981). ההשערה בדבר אי התלות של  $\tilde{u}_t$  ניתנת  
 לבדיקה, ואי דחייתה תומכת במבנה המודל. המבנה העתי של  $S_t$  ו- $\tilde{u}_t$  מאפשר מחזור עסקים  
 בעל מיתאם סדרתי וסטיות ממחזור זה, אף הן בעלות מיתאם סדרתי!  
 כפי שנראה בסעיף הבא, הסדרות שלנו מכילות, כרוב הסדרות המקרו-כלכליות, שורש  
 יחידתי (Nelson and Plosser, 1982), ונראה שאין קואינטגרציה בין המשתנים (Engle and Granger, 1987).  
 ממצאים אמפיריים אלה מכתיבים את הצגת המודל במונחים של הפרשים. (כיוון  
 שהמשתנים נמדדים בלוגים, פירוש ההפרש הוא שיעורי שינוי.) לכן יש לשכתב את מערכת  
 המשוואות כך:

$$(4) \quad DY_t = \gamma DS_t + u_t,$$

$$(5) \quad P(L)DS_t = \mu_t,$$

$$(6) \quad Q(L)u_t = \varepsilon_t,$$

כאשר  $D$  פירושו שינוי ראשון,  $\hat{Q}(L) = Q(L)D$ ,  $\hat{P}(L) = P(L)D$  ו- $u_t = D\tilde{u}_t$ , הצגת "מיקום מצב" מלאה על פי השיטה של קלמן פילטר, הצגה המתאימה לניסוח  
 פונקציית הנראות, והטכניקה המדויקת למדידת המדרד למצב המשק מובאות כנספח א'.

### 3. בחירת המשתנים ומבחנים סטטיסטיים

בתהליך בחירת המשתנים הבנו-זמניים הגדרנו שלושה קריטריונים עיקריים:  
 א. הפיגור בפרסום הסדרה — כל סדרה המתפרסמת בפיגור של שלושה חודשים ומעלה  
 לא נבדקה. בהנחה שכל יתר הדברים זהים, נבחר המשתנה בעל הפיגור המינימלי.  
 ב. כיסוי מרבי של תחומי הפעילות בסקטור העסקי, כך שנבחר לפחות משתנה אחד לכל  
 תחום: ההיצע (הייצור), הביקוש, שוק העבודה ומאזן התשלומים.

<sup>1</sup> המגמה המקרית ( $S_t$  stochastic trend) מוגדרת כמחזור עסקים.

ג. דמיון התנהגות במהלך מחזור העסקים — הסדרות נבחנו בשיטת המיתאם הצולב (cross correlation), כך שהמיתאם הנו-זמני ביניהן יהיה הגבוה ביותר, וכן תשרור סימטריה בין המיתאמים בכל הפיגורים (lags) והמקדימים (leads) (לוח 1 ודיאגרמה 1).

### לוח 1

סטטיסטיים עיקריים של שיעורי הגידול במשתנים הנו-זמניים,  
ינואר 1975 עד דצמבר 1988  
(אחוזים)

$Dl$	$Dm$	$Dd$	$Dy$	
0.17	0.35	0.59	0.29	הממוצע
7.09	8.62	5.99	3.56	סטיית התקן
				המיתאם
			1.00	$Dy$
		1.00	0.42	$Dd$
	1.00	0.40	0.33	$Dm$
1.00	0.23	0.18	0.32	$Dl$

$Dl$ ,  $Dm$ ,  $Dd$ ,  $Dy$  הם, בהתאמה, שיעורי הגידול החודשיים של מדד הייצור התעשייתי, המסחר הקמעוני, היבוא וההזמנות לעובדים, הנמדדים כהפרש הראשון בלוגים.

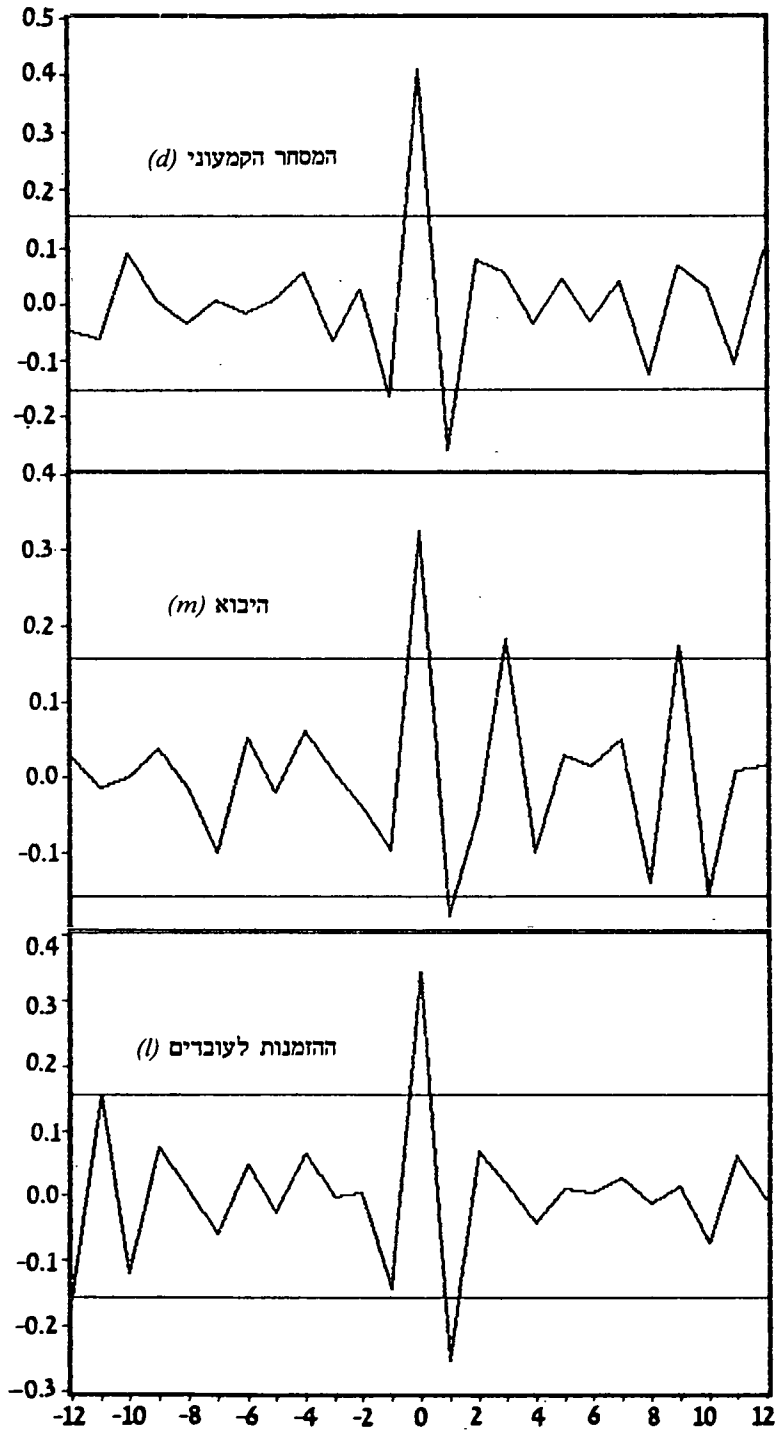
כל הנתונים במחקר זה הם מנוכי עונתיות. השתמשנו בניכויים שערכה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ובהיעדרם ניכינו את העונתיות בעצמנו. מבחנים סטטיסטיים ראשונים לסדרות העתיות שנבחרו מראים, כי אי אפשר לדחות את ההשערה ששיעורי השינוי הם סטציונריים.

מתוך כ-50 סדרות שבדקנו<sup>2</sup> בחרנו ארבע: מדד הייצור התעשייתי (ללא יהלומים),  $y$ ; מדד המסחר הקמעוני המאורגן,  $d$ ; יבוא הסחורות, למעט נכסי השקעה, דלק ויהלומים,  $m$ ; הזמנות לעובדים דרך שירות התעסוקה,  $l$ .

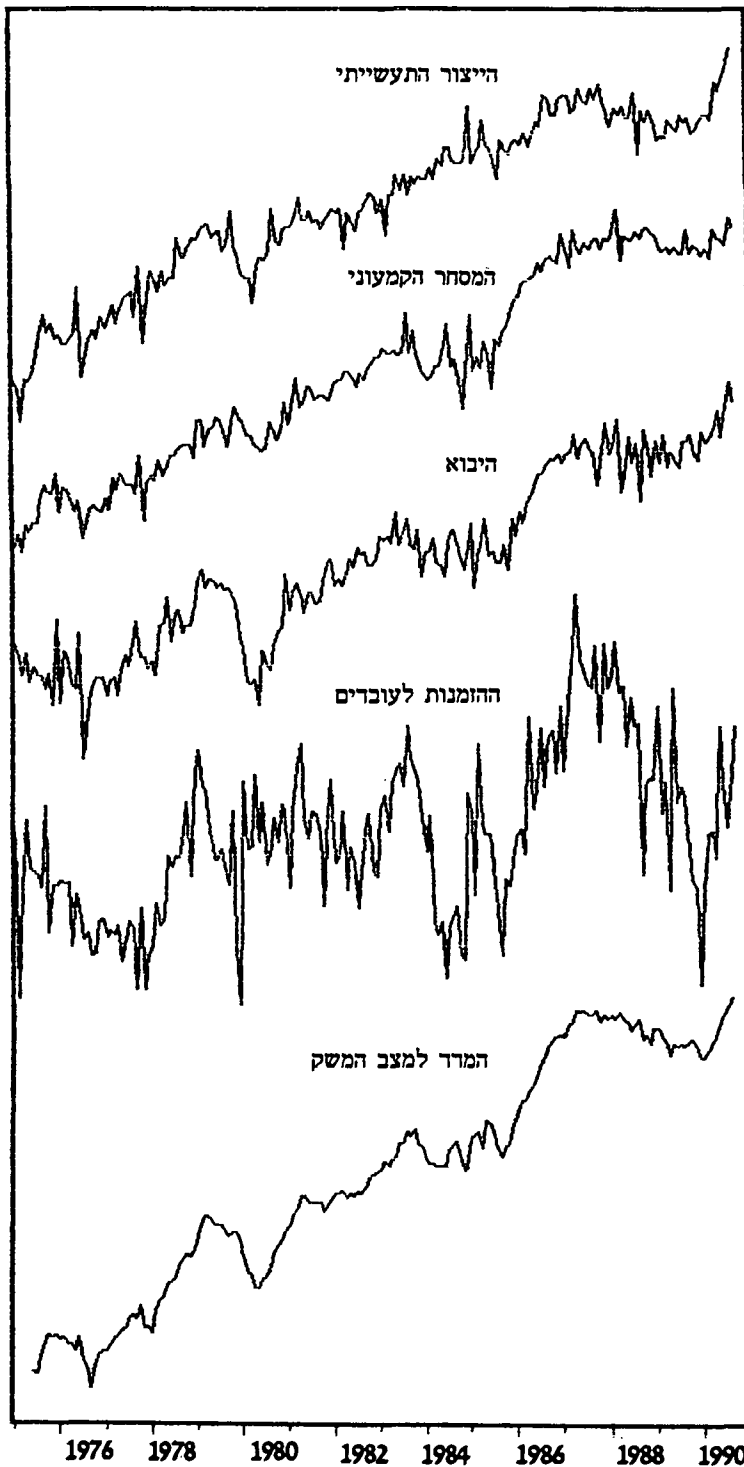
התוצר התעשייתי הוא משתנה מפתח למדידת ההתפתחות של הסקטור העסקי. תוצר זה, המהווה כשליש מהתוצר העסקי, הוא האומדן העיקרי להשפעות מצד ההיצע. צד הביקוש מיוצג כאן על ידי המסחר הקמעוני. זה משמש גם קירוב לצריכה הפרטית (פישר, 1986) ולתוצר ענפי המסחר והשירותים, התורמים שליש נוסף לתוצר העסקי. היבוא, המורכב משני רכיבים, משמש אינדיקטור גם לביקוש וגם להיצע. ההיצע משתקף דרך יבוא התשומות לייצור, ובדרך עקיפה זו נכנס למודל היצוא. רכיב יבוא נכסי הצריכה מייצג את צד הביקוש. היבוא במחירים קבועים חושב בדרך של ניכוי כל אחד משני רכיביו (מנוכה עונתיות על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה) במדד המחירים הדולריים הספציפיים שלו. (מרדי מחירים חודשיים חושבו בהנחה של שיעורי שינוי קבועים במשך הרביעי.) ההזמנות לעובדים נותנות אינפורמציה על ההתפתחויות בשוק העבודה ועל שינויים ברמת הייצור. בסדרת ההזמנות לעובדים בוצע תיקון בגין ירידה פרמנטית בת 40 אחוזים של רמת ההזמנות בתקופה שמאז נובמבר 1980, דבר שגרם לשבר בסדרה המקורית<sup>3</sup>. את הסדרה מפרסם שירות התעסוקה, ואת העונתיות מנכה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

<sup>2</sup> רשימת כל המשתנים שנבדקו מופיעה בנספח ב'.  
<sup>3</sup> אין לנו הסבר לירידה זו של מספר ההזמנות לעובדים.

דיאגרמה 1  
 המיתאם הצולב (cross-correlation) של הייצור התעשייתי  
 עם המשתנים הבו-זמניים האחרים



דיאגרמה 2  
המרד המשולב למצב המשק והמשתנים הבו-זמניים



א. מבחנים לשורש יחידתי

אחת השאלות החשובות באמידת תנודות כלכליות היא שאלת מציאותו של שורש יחידתי. ידועים שני מודלים של סדרות עתיות, שקשה להבחין ביניהם אמפירית, אף שהם מתארים התנהגויות כלכליות שונות בתכלית:

$$(7) \quad Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

$$(8) \quad Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\varepsilon_t$  — הטעות המקרית היא סטציונרית בשני המודלים. משוואה (7) מתארת מצב, שבו התפתחות המשק (כפי שנמדד על ידי התוצר) מתוארת על ידי מגמת זמן דטרמיניסטית וטעות מקרית סטציונרית, הגורמת לתנודות סביב המגמה. לסטיות אלה ניתן לקרוא מחזור עסקים, ומדידתו פשוטה יחסית. במודל זה פועלים על התוצר בטווח הארוך כוחות המחזירים את המשק למגמה הקבועה, שניתן לפרשה כשיווי משקל של טווח ארוך, הסטיות נעלמות על פני זמן, וההיסטוריה אינה חשובה. לעומת זאת מתארת משוואה (8) משק, שבו שיעור הצמיחה אמנם גדל בשיעור ממוצע קבוע, אולם ה"זעזועים" המקריים מהעבר מצטברים, וגורמים להשפעה פרמננטית על רמת התוצר בכל נקודת זמן, ומכאן שלמשק אין גטייה לחזור למגמה דטרמיניסטית כלשהי: המשק עובר תקופות של התרחבות וצמצום של הפעילות ללא תנודות סימטריות סביב מגמה, כך שמחזורי העסקים אינם מוגדרים, ולכן עדיף להתייחס לשינויים כאל תנודות בפעילות. דיון מתומצת זה מניח, כי למאפיינים פשוטים-יחסית אלו של הנתונים יש השלכות חשובות על פיתוחה של תיאוריה מקרו-כלכלית, שתתיישב עם התפתחות הנתונים ותסביר את התנהגותם (Fisher and Blanchard, 1989). כדי לבדוק איזה משני המודלים מתאר את הנתונים שלנו, נבנה מודל כללי, שיכלול את שתי המשוואות (7) ו-(8):

$$(9) \quad Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

כדי לבדוק את מציאותו של שורש יחידתי במודל שלנו, נבדוק את ההשערה המשותפת:  $H_0^1: \beta = 0, \rho = 1$ . אם אפריורי אין מגמה ( $\beta = 0$ ), נבדוק את מציאותו של שורש יחידתי באמצעות ההשערה:  $H_0^2: \alpha = 0, \rho = 1$ . להסברים מפורטים יותר ראה Dickey and Fuller (1981).

לוח 2

מבחן Dickey Fuller לשורש יחידתי<sup>1</sup>

$l$	$m$	$d$	$y$	הרמות <sup>2</sup>
4.5	4.8	3.9	7.7	
31.3	30.2	31.4	32.1	שיעורי השינוי <sup>3</sup>

<sup>1</sup> לפי הגישה של Engle and Granger (1987), נערכו המבחנים עם שלושה פיגורים של המשתנה התלוי. ראה גם הערה ללוח 1.

<sup>2</sup> זהו הסטטיסטי  $\Phi$  למבחן F, המוצג במאמר של Dickey ו-Fuller (1981). הערכים הקריטיים לדחייה במובהקות של 5 אחוזים ואחוז אחד הם 7.44 ו-8.73, בהתאמה.

<sup>3</sup> זהו המבחן  $\Phi_1$  להימצאות שורש יחידתי ללא מגמה. הערכים הקריטיים לדחייה הם סביב 5.

השערת  $H_0^1$  נבדקה לרמות של המשתנים (כלוגים), ו- $H_0^2$  — לשיעורי השינוי שלהם (לוח 2). לגבי המשתנים  $d, m, l$  אין דוחים את השערת  $H_0^1$  במובהקות של 5 אחוזים, ולגבי  $y$  ההשערה אינה נדחית רק במובהקות של אחוז אחד. השערת  $H_0^2$  נדחית במובהקות גבוהה בכל המשתנים. למרות שלגבי הייצור התעשייתי השערת המגמה הטרמיניסטית נדחית רק בשוליים, התוצאות מראות, כי משוואה (8) מיטיבה להציג את הנתונים יותר מ-(7). התוצאה המעשית של בדיקה זו היא, שיש לעבור להפרשים בכל הסדרות כדי להפכן לסטציונריות.

### ב. מבחן לקואינטגרציה

כדי למצוא את ההצגה המתאימה של המודל, עלינו לבדוק אם יש קואינטגרציה בין המשתנים. כפי שהגדירו Engle and Granger (1987), קואינטגרציה במקרה שלנו פירושה, שהגורם המשותף,  $S_t$ , הקיים בכל הסדרות, הוא הגורם היחיד לקיום השורש היחידתי ב- $Y_t$ . פירושו של דבר, שהטעות המקרית,  $\hat{u}_t$  סטציונרית, והסטיות מ- $S_t$  מתכנסות לאפס. לא יכולנו לרחות את ההשערה כי אין קואינטגרציה. רמת ה- $ADF$  להשערה היא  $-2.55$ , ומכאן שהסטיות  $\hat{u}_t$  אינן סטציונריות; הסטיות של  $Y_t$  מ- $S_t$  מכילות אלמנטים פרמננטיים שאינם מתאפסים. קיומו של שורש יחידתי והעדר קואינטגרציה מלמדים, שההצגה הנכונה של המודל מתבטאת במשוואות (4) עד (6).

### 4. האמידה

כפי שהוסבר, המודל מציב אילוץ, הניתן לבדיקה (Sargent and Sims, 1977). המבחן לקיומו של גורם משותף יחיד בוצע לגבי ארבע רצועות שוות בגודלן. (לשש רצועות נתקבלו תוצאות דומות). ההשערה בדבר קיום גורם יחיד אינה נדחית כשהסטטיסטי  $\chi_{20}^2 = 8.18$  המודל שנאמד הוא מודל מסדר ראשון, כלומר יוצאים מההנחה, כי המיתאם הסדרתי וההפרעות במודל הם  $AR(1)$ .

המבחן העיקרי לתפקודו של המודל הוא השוואתו של המדרד  $S_t$  עם מערכות נתונים אחרות של המשק הישראלי, ואת זאת נעשה בסעיף הבא. המודל שאמרנו הוא:

$$(9) \quad DY_t = \gamma DS_t + u_t,$$

$$(10) \quad DS_t = \phi DS_{t-1} + \mu_t,$$

$$(11) \quad u_t = Qu_{t-1} + \varepsilon_t,$$

עם מטריצה  $Q$  אלכסונית. המודל שנאמד בשיטת הנראות המקסימאלית, מוצג בלוח 3. Stock and Watson (1988) קבעו את יחידות המדידה של אמידת  $S$  על ידי נרמול השונות של  $\mu_t$  כך ש- $\sigma^2 \mu = 1$ . למען הנוחות אנו עורכים נרמול של  $\gamma_1 = 1$ . לבחירה זו אין השפעה מהותית על התוצאות, אלא רק על יחידות המדידה של המדרד.

<sup>4</sup> ככוונתנו לבדוק הנחה זו בעתיד ביתר עומק. ייתכן כי מודל  $MA(1)$  יספק מדרד "חלק" יותר.



לוח 3

אומדני המודל הבו-זמני — מודל מסדר ראשון<sup>1</sup>

המשתנה הבו-זמני				הפרמטר
<i>Dl</i>	<i>Dm</i>	<i>Dd</i>	<i>Dy</i>	
1.30	2.42	1.38	<sup>2</sup> 1.00	$\gamma$
4.15	6.98	6.01		
-0.42	-0.59	-0.40	-0.41	$q_i$
-4.72	-7.01	-4.89	-3.41	
0.05	0.071	0.046	0.023	$\sigma_{\epsilon_i}^2$
23.59	12.40	13.65	8.97	
$\sigma_{\mu}^2 = 0.02$			$DS_t = -0.48DS_{t-1} + \mu_t$	
7.46			4.29	

<sup>1</sup> האמידה נערכה לתקופה שממארס 1975 עד דצמבר 1988. ערכי  $t$  מופיעים בספרות הקטנות. ראה גם הערה ללוח 1.  
<sup>2</sup> נרמול.

המשקלות לחישוב המדר למצב המשק,  $S_t$ , מוצגים בלוח 4, ונוסחת החישוב מופיעה במשוואה (A8) בנספח א'. תרומות המשתנים הבו-זמניים למדר בטווח הארוך (סכום כל הפיגורים) הן 46 אחוזים למדר הייצור התעשייתי, 24 אחוזים למדר המסחר הקמעוני, 16 אחוזים ליבוא ו-14 אחוזים להזמנות לעובדים.

לוח 4

משקלות המשתנים הבו-זמניים במדר המשולב<sup>1</sup>

<i>Dl</i>	<i>Dm</i>	<i>Dd</i>	<i>Dy</i>	
				המשקלות ב-S
				הפיגור
0.154	0.161	0.266	0.539	0
-0.018	-0.001	-0.027	-0.096	1
0.005	-0.009	0.007	0.027	2
-0.001	0.005	-0.004	-0.010	+3
0.139	0.158	0.243	0.460	סך הכול
				המשקלות בגירסה המוחלקת של S <sup>2</sup>
				הפיגור
0.051	0.054	0.089	0.180	0
0.045	0.054	0.080	0.148	1
0.047	0.051	0.082	0.157	2
-0.005	-0.001	-0.008	-0.026	3
0.001	-0.001	0.001	0.006	4
-0.001	0.002	-0.001	-0.003	5
0.139	0.158	0.243	0.460	סך הכול

<sup>1</sup> ראה הערה ללוח 1. המשקלות חושבו לפי משוואה (A8).  
<sup>2</sup> ממוצע נע של שלושה חודשים.

### 5. הערכת המדרד

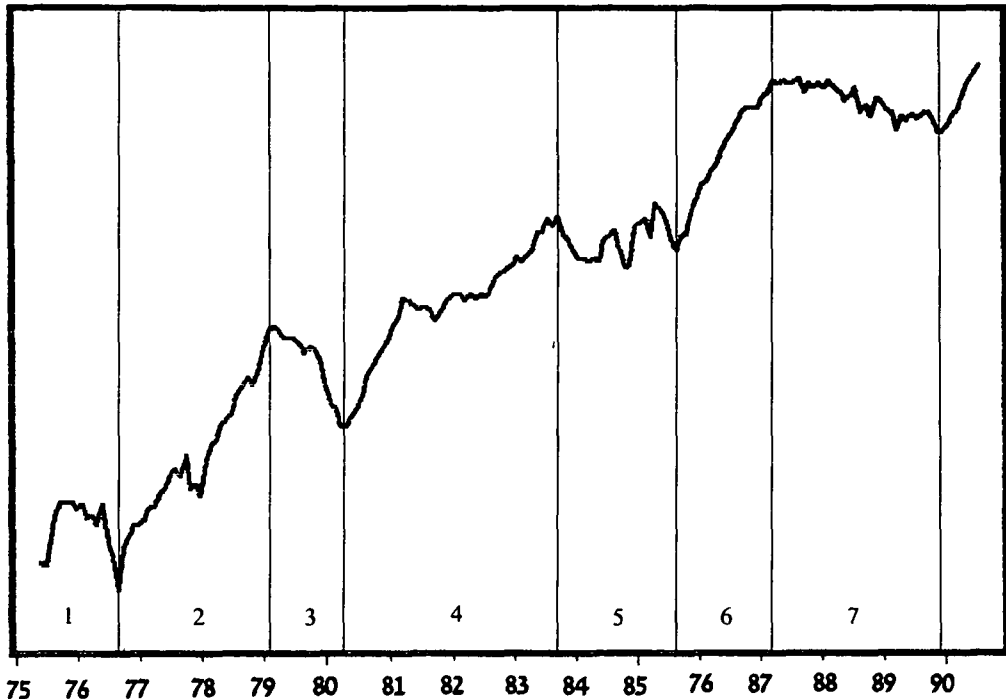
הערכת ביצועיו של המדרד למצב המשק תתחיל בתיאור קצר של תולדות המשק הישראלי משנת 1975 ואילך, כפי שמשקף מהמדרד<sup>5</sup>. בדיאגרמה 3 מוצגת חלוקה של תקופה זו לשבע תת-תקופות. התקופה הראשונה — מתחילת המדגם (1975) עד לספטמבר 1976: במהלך תקופה זו, שלאחר מלחמת יום הכיפורים, התנהל במשק תהליך של התאמה. ביוני ויולי 1976 מצביע המדרד על תנודות, כנראה עקב הטלת מס הערך המוסף. התקופה השנייה — מאוקטובר 1976 עד מארס 1979: זוהי תקופה של צמיחה עקיבה פחות או יותר, פרט לתנודה קטנה יחסית בסוף 1977, בעת הנהגת הליברליזציה במטבע חוץ. התקופה השלישית — מאפריל 1979 עד מאי 1980: במשק השתרר מיתון חריף אך קצר מאוד, בגלל המדיניות המרסנת (בעיקר קיצוץ חריף בסובסידיות). התקופה הרביעית — מיוני 1980 עד אוקטובר 1983: בתחילתה יציאה מהירה, בתוך שישה חודשים, מהשפל, ובסופה מפולת בבורסה, שהביאה את קצו של ויסות המניות הבנקאיות. בסוף התקופה ניכרת צמיחה מהירה הקשורה במדיניות האנטי-אינפלציונית הלא-מוצלחת שננקטה באותה עת שהגדילה את הביקוש המיצרפי. התקופה החמישית — מנובמבר 1983 עד ספטמבר 1985: כאן התבטאו ההשפעה של משבר המניות הבנקאיות ושחיקתם של נכסי הציבור בהאטת הפעילות הכלכלית. תקופה זו מאופיינת בתנודות קצרות טווח, הקשורות בעסקות החבילה השונות (החל בנובמבר 1984) ובהעדר מדיניות כלכלית עקיבה. התקופה השישית — מאוקטובר 1985 ועד אפריל 1987: תקופה זו, שלאחר תכנית הייצוב של יולי 1985, מאופיינת בצמיחה מהירה. בצד הביקוש ניכר גידול רב של הצריכה הפרטית ובצד ההיצע — עליית הפריזון, כנראה בהשפעת ירידתן של האינפלציה ואי-הוודאות הנומינלית. התקופה השביעית — ממאי 1987 עד ינואר 1990: התקופה החלה בהתייצבות הפעילות ברמה גבוהה; מראשית שנת 1988 היינו עדים לירידה ממשית של רמת הפעילות, ובמהלך שנת 1989 — להתייצבות ברמה נמוכה. נראה כי בתחילת 1990 היתה נקודת מפנה, הקשורה בגל העלייה לארץ, והמשק החל לצמוח בקצב מהיר.

ראוי לציין, כי תקופת האמידה הסתיימה בדצמבר 1988, וזיהוי נקודת מפנה מחוץ לתקופה זו מדגים את השימוש המעשי במדרד.

עתה נשווה את המדרד שלנו עם המשתנים הרלבנטיים, לפי שני מקורות של נתונים רבעוניים שמפרסמת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה — החשבונאות הלאומית וסקרי כוח אדם. לוח 5 מתאר את המיתאמים של הרמות ושל שיעורי השינוי של משתנים נבחרים עם גרסה רבעונית של המדרד  $S_t$ , ובדיאגרמה 4 מוצגים הגרפים של אותם משתנים לעומת המדרד.

<sup>5</sup> אנו משתמשים בממוצע נע של שלושה חודשים, כדי לנטרל את התנודות החודשיות. (המשקלות מופיעים בלוח 4.) יתכן שהיה אפשר להימנע מהחלקה זו על ידי שימוש במודל  $MA(1)$ .

## דיאגרמה 3

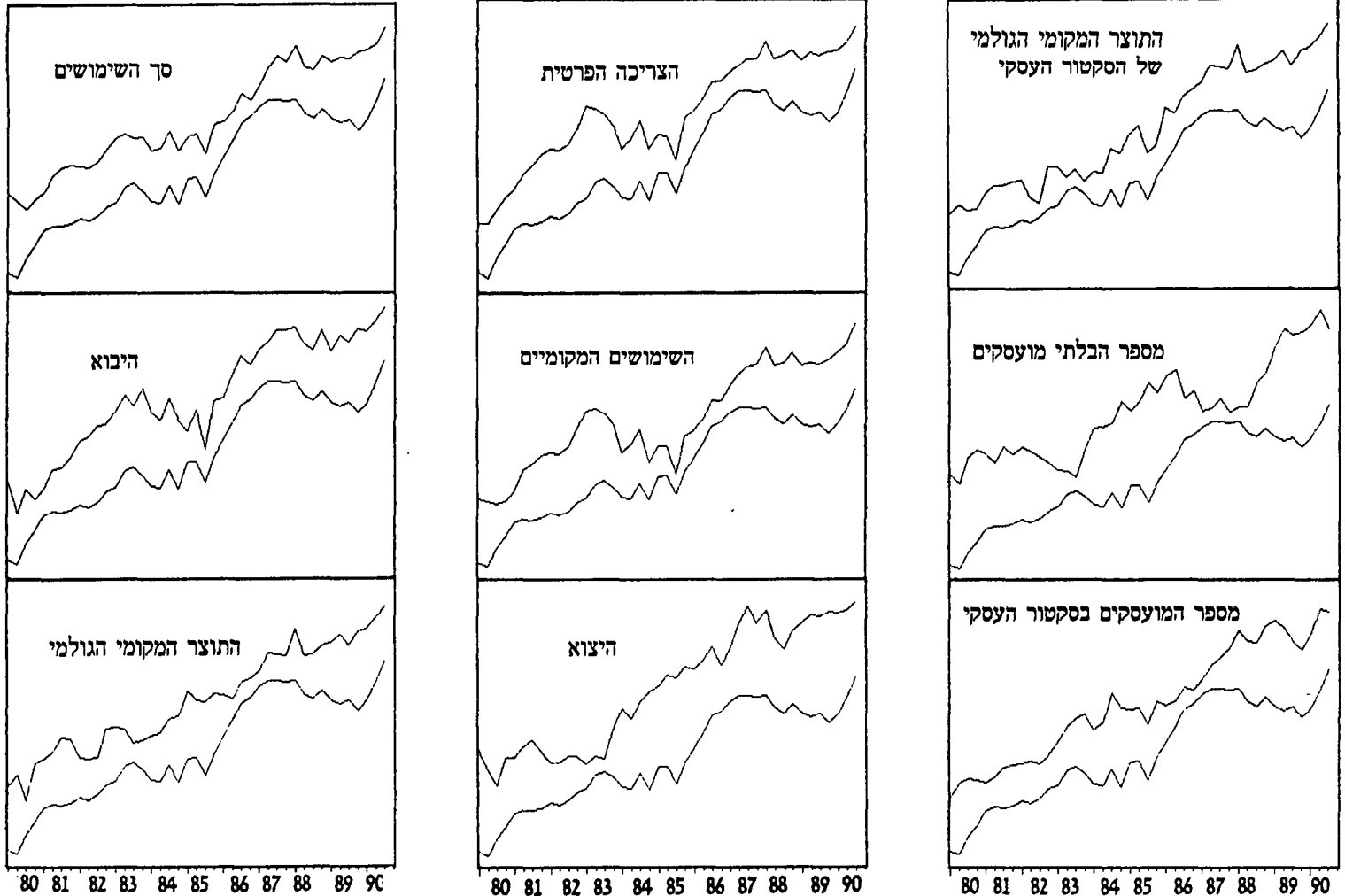
המדד המשולב למצב המשק<sup>1</sup>, 1975 עד 1990

" הקווים האנכיים מחלקים את התקופה הנבחרת לשמונה תת-תקופות, לפי התנודות במדד.

מתחת לאלכסון בלוח 5 אנו רואים (בטור הראשון), כי למדד מיתאם גבוה עם משתני מפתח במשק. ממצא זה אינו מפתיע בהינתן המגמה הסטוכסטית החזקה של הנתונים, מגמה המעלה את ההשערה בדבר מיתאם סתמי (spurious). סבירותה של השערה זו פוחתת במידה ניכרת כשמתבוננים בשורה 1 שמעל לאלכסון, המתארת את המיתאמים בין שיעור השינוי של המדד לאלה של המשתנים האחרים. המיתאם עם הצריכה הפרטית הוא 0.77; עם השימושים המקומיים — 0.75; עם היבוא — 0.64 ועם התוצר הגולמי של הסקטור העסקי — 0.52. המיתאם בין הצריכה הפרטית והתוצר העסקי לבין המדד  $S_t$  הוא הגבוה ביותר, והמיתאם עם שיעור האבטלה הוא שלילי, כצפוי. ניתן להסביר את המיתאם הנמוך של המדד עם היצוא בהיותו מונע על ידי שני כוחות מנוגדים — הביקוש העולמי, שהוא פרו מחזורי, והביקוש המקומי; כך ירידת (עליית) הביקוש המקומי המקטינה (מגדילה) את הפעילות במשק תלווה בהסטה של הייצור לכיוון עלייה (ירידה) של היצוא. המיתאם הגבוה בין היצוא לשיעור האבטלה מעיד, שגידול האבטלה בגלל ירידת הביקושים המקומיים<sup>1</sup> אכן יוביל לגידול היצוא.

דיאגרמה 4

המדד המשולב למצב המשק ומשתנים נבחרים, 1980 עד 1990



<sup>11</sup> העקום התחתון בכל דיאגרמה הוא המדד המשולב למצב המשק.

לוח 5

המיתאם בין המדרד המשולב למצב המשק לבין משתנים נבחרים,<sup>1</sup>  
 נואר 1980 עד אפריל 1988

<i>Eb</i>	<i>UN</i>	<i>Yb</i>	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>U</i>	<i>X</i>	<i>Ud</i>	<i>C</i>	<i>S</i>	
0.31	-0.38	0.52	0.27	0.64	0.72	0.21	0.75	0.77	—	<i>S</i>
0.44	-0.43	0.49	0.36	0.67	0.84	0.09	0.95	—	0.96	<i>C</i>
0.44	-0.56	0.51	0.41	0.69	0.91	0.17	—	0.98	0.93	<i>Ud</i>
0.13	0.09	0.23	0.52	0.31	0.56	—	0.77	0.81	0.91	<i>X</i>
0.43	-0.43	0.52	0.56	0.71	—	0.90	0.97	0.97	0.98	<i>U</i>
0.40	-0.18	0.16	-0.09	—	0.97	0.84	0.96	0.98	0.96	<i>M</i>
0.06	0.26	0.53	—	0.89	0.96	0.95	0.88	0.91	0.95	<i>Y</i>
0.08	-0.20	—	0.97	0.90	0.96	0.95	0.89	0.91	0.97	<i>Yb</i>
-0.21	—	0.78	0.78	0.65	0.69	0.86	0.52	0.63	0.74	<i>UN</i>
—	0.76	0.94	0.95	0.94	0.96	0.91	0.91	0.93	0.94	<i>Ed</i>

<sup>1</sup> מעל לאלכסון מופיע המיתאם בין שיעורי השינוי, ומתחתיו — המיתאם בין הרמות של המשתנים בלוגים.

המשתנים מסומלים כדלקמן: *S* — מצב המשק; *C* — הצריכה הפרטית; *Ud* — השימושים המקומיים; *X* — היצוא; *U* — סך כל השימושים למעט אניות ומטוסים, השינוי במלאי והיבוא הביטחוני הישיר; *M* — היבוא למעט היבוא הביטחוני הישיר; *Y* — התמ"ג; *UN* — האבטלה; *E* — התעסוקה. האות *b* מסמלת את הסקטור העסקי.

6. סיכום ומסקנות

בעבודה זו הצגנו מדרד משולב, בו-זמני, המתאר את מצב המשק ומבוסס על חילוף הגורם המשותף (common factor) מארבעה משתני מפתח, שמכילים מידע על ארבעה אספקטים של הפעילות בסקטור העסקי — ההיצע, הביקוש, שוק העבודה ומאזן התשלומים. המדרד למצב המשק, *S<sub>t</sub>*, נאמד בעזרת טכניקות של סדרות עתיות, שפותחו לאחרונה. טכניקות אלו מאפשרות לנו להביא בחשבון התפתחויות חרישות בתיאוריה הכלכלית, ובעיקר שיקולים מצד ההיצע. הן מספקות גם את היסודות הסטטיסטיים הדרושים כדי להתמודד עם הממצאים האמפיריים החדשים, ובראשם נוכחות שורשים יחידתיים ברוב הסדרות המקרו-כלכליות. המדרד למצב המשק הוגדר במסגרת של מודל דינמי בעל גורם משותף יחיד (dynamic single index model). הבסיס הכלכלי של המודל הוא הממצא, שקבוצה של משתנים, המשקפים אספקטים שונים בפעילות הכלכלית, מאופיינים ברפוס התנהגות דומה יחסית בעת תנודות כלכליות. רפוס זה משקף כנראה את התגובות של יחידות כלכליות לזעזועים במשק. השתמשנו בקריטריונים סטטיסטיים לבחירת המשתנים שמכילים את הרפוס האמור, ומספקים כיסוי נרחב של הפעילויות הכלכליות הרלבנטיות. היות ואחת המטרות העיקריות היתה ללמוד על המצב הנוכחי של המשק כפיגור מינימלי, בחרנו במשתנים המתפרסמים כפיגור קטן יחסית.

נמצא כי המדרד *S<sub>t</sub>*, מתאר בדיוק ניכר את התנהגות הסקטור העסקי מאז 1975 ועד היום. המיתאם בין שיעורי השינוי הרבעוניים במדרד לבין השינויים הרבעוניים בצריכה הפרטית ובשימושים המקומיים היה גבוה (מעל 0.7). מיתאם גבוה יחסית (0.5) נמצא גם בין שיעור השינוי במדרד לשינויים בתוצר הגולמי של הסקטור העסקי.

הפיגור הקצר יחסית שבפרסום המשתנים המרכיבים את המודל (בהשוואה למקורות מידע אחרים) עושה אותו כלי שימושי לזיהוי של התפתחויות ותנודות כלכליות בזמן אמיתי. מאמר זה מציג את השלב הראשון של פרויקט חיזוי לטווח קצר. בשלב השני נבנה מודל לחיזוי מצב המשק באמצעות משתנים מובילים, והשלב השלישי יהיה מיזוג תוצאותיהם של שני השלבים הקודמים בתהליך קביעת המדיניות, במטרה לספק לסקטור העסקי מידע שיפחית את אי-הוודאות ויסייע בשיפור הביצועים הכלכליים.

## נספח א'

### הצגת ה"מיקום-מצב" (state space representation) של המודל

הצגת המודל לפי שיטת קלמן פילטר, הנתונה במשוואות (4) עד (6), מחייבת להציג בצורת המיקום-מצב (Harvey, 1981). את ההצגה הספציפית למודל זה פיתחו Stock and Watson (1988). למיקום-מצב שני חלקים: משוואות המעבר (transition) של משתני המצב הבלתי ניתנים למדידה ומשוואות המדידה (measurement).

המשוואה הראשונה מתארת את התפתחות משתני המצב, ובמקרה שלנו — את  $DS_t$  ו- $\mu_t$ , עם פיגוריהם; שניהם כלולים ב- $\alpha_t$ . לצורך שלנו חשוב לציין, שהאלמנט הראשון של  $\alpha_t$  הוא  $DS_t$ , השני באומדן שלנו למצב המשק. המשוואה השנייה מבטאת את הקשר שבין המשתנים  $Dy_t$  לוקטור המצב  $\alpha_t$ . בהצגה הסטנדרטית של קלמן פילטר ניתן לכתוב את המודל כך:

$$(A1) \quad \alpha_t = T\alpha_{t-1} + R\xi_t$$

$$(A2) \quad DY_t = Z\alpha_t + \theta_t$$

להלן נראה את הזהות שבין המודל המוצג במשוואות (4) עד (6) בטקסט לבין זה המוצג במשוואות (A1) ו-(A2).  $\xi_t = [\mu_t \ \varepsilon_t]$ .

$R$ ,  $T$  ו- $Z$  מתייחסים למטריצות המקדמים ומוגדרים בהמשך.  $\theta_t$  הוא הפרעה נוספת, בלתי תלויה בהפרעות האחרות, עם מטריצת שונות משותפת,  $H$ . מטריצת השונויות של  $\xi_t$  מסומלת ב- $\Sigma$ . זוהי הצגה ספציפית של קלמן פילטר, המתאימה להנחות המודל שלנו. ביישום כללי יותר המטריצות  $R$ ,  $T$  ו- $Z$  יכולות להיות תלויות ב- $t$ . לאחר שהבהרנו את המונחים, ייראו משוואות התחזית של קלמן פילטר כך:

$$(A3) \quad \alpha_{t|t-1} = T\alpha_{t-1|t-1}$$

$$(A4) \quad P_{t|t-1} = TP_{t-1|t-1}T' + R\Sigma R'$$

כאשר  $X_{t|h}$  הוא הערך החזוי של  $x$  בזמן  $t$ , בהינתן האינפורמציה עד לזמן  $h$ . ו- $P_{t|h} = E[(\alpha_{t|h} - \alpha_t)(\alpha_{t|h} - \alpha_t)']$ .

התחזית של  $DY_t$  בזמן  $t-1$  היא  $DY_{t|t-1} = Z\alpha_{t|t-1}$ , והתחזית לטעות היא:  $V_t = DY_t - Z\alpha_{t|t-1}$ .

משוואות הערכון של קלמן פילטר הן:

$$(A5) \quad \alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + P_{t|t-1}Z' \text{inv}(F_t)V_t$$

$$(A6) \quad P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' \text{inv} [F_t] Z P_{t|t-1}$$

$$.F_t = E [V_t V_t'] = Z P_{t|t-1} Z' + H \quad \text{כאשר}$$

בהנחה שהתפלגות הטעות היא נורמלית, הלוג של פונקציית הנראות נתון על ידי:

$$(A7) \quad \mathcal{L} = -\frac{1}{2} \sum_t v_t \text{inv} [F_t] v_t - \frac{1}{2} \sum_t \log \{ \det [F_t] \}.$$

מירוב  $L$  נותן את אומדני הנראות המקסימלית של כל הפרמטרים. חישוב פונקציית הנראות דורש חישוב  $\alpha_{t|t}$  (משוואה A5), וכפי שצוין, הרכיב הראשון  $\alpha$  (משתנה המצב) הוא האומדן שלנו למצב המשק<sup>6</sup>. המדר של מצב המשק יכול להיות מחושב כפתרון רקורסיבי של משוואות התחזית והמעבר של קלמן פילטר. העובדה שהפרמטרים אחידים על פני זמן מאפשרת לנו לחשב ביתר פשטות את  $\alpha_{t|t}$ . המטריצה  $P_{t|t-1}$  מתכנסת למטריצה קבועה  $P$ . הצגה מתאימה תיראה:

$$(A8) \quad \alpha_{t|t} = \sum K_t G D Y_{t-1},$$

כאשר  $K = (I - GZ)T^{-1}$ ,  $G = PZ' \text{inv}(F)$ . במשוואה זו השתמשנו כדי לחשב את  $\alpha_{t|t}$ .

אם נצרף את המשוואות (5) ו-(6) נקבל את משוואות המעבר

$$(A9) \quad \begin{bmatrix} DS_t^* \\ u_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P^* & 0 \\ 0_t & Q^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DS_t^* \\ u_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_s & 0 \\ 0_t & Z_u \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix},$$

כאשר:

$$DS^* = [DS_0, DS_{t-1} \dots DS_{t-d+1}]'$$

$$u^* = [u_t, u_{t-1} \dots u_{(t-v+1)}]'$$

$$P^* = \begin{bmatrix} P_1 & P_2 & \dots & P_d \\ I_{d-1} & & & 0 \end{bmatrix}$$

<sup>6</sup> במהדורה קודמת של המאמר נאמדו הפרמטרים כשיטת המומנטים, ואילו כאן — על ידי MLE. מעניין שפרט לשונות של הטעות, האומדנים על פי שתי השיטות זהים כמעט לחלוטין.

$$Q^* = \begin{bmatrix} q_1, q_2 \dots q_v \\ I_{k(v-1)} & 0 \end{bmatrix}$$

$$Z_s = [1 \quad 0_{1,d-1}]$$

$$Z_u = [Ik \quad 0_{k,k(v-1)}]$$

כאשר  $I_n$  מסמלת מטריצת יחידה מסדר  $n \times n$ ,  $O_{n,k}$  מסמלת מטריצת אפסים מסדר  $n \times k$ , ו- $Q_1 = \text{diag}(q_1, q_2 \dots q_{ki})$  אלכסונית, כאשר  $q_{ji}$  הוא פולינום של פיגורים. משוואה (A9) זהה למשוואה (7) בגוף המאמר.

משוואת האמידה מיוצגת על ידי

$$(A10) \quad DY_t = [\gamma Z_s Z_u] \begin{bmatrix} DS^* \\ u^* \end{bmatrix}$$

משוואה זו מקבילה למשוואה (8) בגוף המאמר.

## נספח ב'

### המשתנים שנבדקו לשם בניית המודל<sup>7</sup>

#### הפעילות הכלכלית

מדד הייצור התעשייתי*;	TPR1
ייצור חשמל (קוט"ש);	ELECPR
צריכת חשמל במפעלי התעשייה (קוט"ש);	ELECON
שיווק מלט (טונות) (נתוני משרד השיכון);	MELETM
בקשות להיתרי בנייה;	BP21C
התחלות בנייה (יחידות);	NEDIR21
מדד המסחר הקמעוני המאורגן*.	RTSUBT

#### התעסוקה והשכר<sup>8</sup>

הממוצע היומי של המובטלים;	BAN700X
הזמנות לעובדים*;	BAN701
הזמנות לעובדים שלא מולאו;	BAN702
דורשי עבודה;	BAN712
דורשי עבודה שלא הופנו לעבודה;	BAN708X
תביעות לדמי אבטלה (ביטוח לאומי);	RECTOT

<sup>7</sup> כל הסדרות המופיעות בנספח זה הן חודשיות. קוד הסדרה זהה לזה שבמאגר הנתונים של מחלקת המחקר. משתנה המסומן בכוכבית נבחר למודל. כל הסדרות המופיעות כאן מפורסמות על ידי הלמ"ס, אלא אם כן צוין אחרת.

<sup>8</sup> הסדרות של האבטלה וההזמנות לעובדים (המתחילות ב-BAN) מקורן בשירות התעסוקה. סדרות השכירים והשכר מקורן בדיווחי המעסיקים למוסד לביטוח לאומי.



הממוצע היומי של המובטלים;	BAN700X
הזמנות לעובדים*;	BAN701
הזמנות לעובדים שלא מולאו;	BAN702
דורשי עבודה;	BAN712
דורשי עבודה שלא הופנו לעבודה;	BAN708X
תביעות לדמי אבטלה (ביטוח לאומי);	RECTOT
מודעות "דרושים" בעיתונים ("מנפאואר");	ADVERT
מספר העולים;	TOIMM
מספר המשרות: סך הכול;	MISROTT
בסקטור העסקי;	MISROTB
בסקטור הציבורי.	MISROTP
השכר למשרת שכיר: סך הכול;	SACHART
בסקטור העסקי;	SACHARB
בסקטור הציבורי.	SACHARP

## סחר החוץ (מיליוני דולרים)

היצוא: סך כל הסחורות;	SX4010
התעשיית, למעט יהלומים;	SX2304
היבוא: מוצרי צריכה*	SM1000
תשומות לייצור למעט דלק ויהלומים*	SM2006
נכסי השקעה.	SM3003

המחירים ושערי החליפין<sup>9</sup>

מדד המחירים לצרכן;	CP
מדד המחירים הסיטוניים של תפוקת התעשייה לשוק המקומי;	WP
מדד המחירים המבוקרים;	MEVUKAR
שער החליפין: שקל לדולר <sup>10</sup> ;	MATO1
שקל לסל <sup>105</sup> ;	MAT77
המחירים היחסיים: ארה"ב <sup>11</sup> ;	RDOL
מדינות של סל 4 המטבעות <sup>11</sup> ;	RSAL4
מדינות של סל 5 המטבעות <sup>11</sup> ;	RSAL5

התחום המוניטרי<sup>9</sup>

ריבית דביטורית;	CO15
-----------------	------

<sup>9</sup> כל הסדרות בתחומים אלה — פרט למדד המחירים לצרכן ולמדד המחירים הסיטוניים — מקורן בבנק ישראל.

<sup>10</sup> כל ארבעת המטבעות — מרק גרמני, פרנק צרפתי, לירה שטרלינג ויין יפני. "סל חמש" מכיל נוסף על אלה גם את הדולר.

<sup>11</sup> מדד מחירים היחסיים של התפוקה התעשייתית (ישראל ביחס למדינות הסחר) כפול שער החליפין. מדינות הסחר הן אלה ששער החליפין שלהן נכלל בסל המטבעות.

מתן אשראי לסקטור הפרטי;	H151
האשראי הבנקאי לזמן קצר;	A128
גירעון הסקטור הציבורי;	ZA74
העברות/משיכות מטבע חוץ בידי הסקטור הפרטי;	ZA12
סך כל אמצעי התשלום;	M1
M1 + פח"ק, פז"ק ומק"ם;	M2
M2 + פת"ם ופצ"ם;	M3
M3 למעט מק"ם;	M3M
M3 + איגרות חוב;	M4
השינוי בבסיס הכסף הצר.	ZA17

המסים<sup>12</sup>

מס ערך מוסף (מע"מ): סך הכול (מיליוני ש"ח);	T109
על היבוא האזרחי;	T909
על הייצור המקומי.	T911
סך כל תקבולי המסים ותשלומי ההעברה ממשקי בית (מיליוני ש"ח).	T980

## ביבליוגרפיה

- פישר, יעקב (1986), "אינדקטורים כלכליים במשק הישראלי", סקר בנק ישראל 61 (יולי), 103-75.
- Blanchard, Olivier Jean, and Stanley Fischer (1989). *Lecture on Macroeconomics*. Cambridge: The M.I.T. Press.
- \_\_\_\_\_ and Danny Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79 (No. 4, September), 655-673.
- Burns, A.F., and W.C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*. New York: NBER.
- Dickey, David, and Wayne A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49 (No. 4, July), 1075-1072.
- Engle, Robert F., and C.W.J. Granger (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55 (No. 2, March), 251-276.
- Engel, Robert F. and Mark Watson (1981). "A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates," *Journal of the American Statistical Association*, 76 (No 376, December), 774-781.
- Harvey, A.C. (1981). *Time Series Models*. Deddington: Phillip Allan.
- Nelson, Charles R., and Charles I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Seires," *Journal of Monetary Economics*, 10 (No. 2), 139-162.
- Shapiro, Matthew D., and Mark W. Watson (1983). "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macroeconomic Annual*, 3, 111-156.
- Sargent, Thomas J., and Christopher A. Sims (1977). "Business Cycle Modeling without Pretending to Have Too Much Apriori Economic Theory." In *New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference*. Edited by Christopher A. Sims. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977. pp. 45-109.
- Stock, J.H., and M.W. Watson (1988). *A Probability Model of the Coincident Economic Indicators*. (Working Paper No. 2772.) Cambridge, Mass: NBER.