

חיזוי לטווח קצר של האינפלציה בישראל, 1983 עד 1987 — הערכה

רפי מלניקי

1. מבוא ועיקר הממצאים

בשנים הנחקרות, 1983 עד 1987, התחוללו בתהליך האינפלציוני בישראל שינויים דרמטיים (כרונו ופישר, 1989; לויתן ופיטרמן, 1989; לוח 1). בעקבות התמוטטות שוק המניות באוקטובר 1983, הואץ קצב האינפלציה משיעור של 7 אחוזים בחודש — ששרר כמעט ארבע שנים — ליותר מ-15 אחוזים לחודש (או 445 אחוזים במונחים שנתיים) ב-1984. באוגוסט 1984, לאחר הבחירות לכנסת, הואץ הקצב עוד יותר — עד כדי חשש להיפראינפלציה ולהתמוטטות המערכת הפיננסית כולה. הקמת ממשלת האיחוד הלאומי איפשרה לנהל מדיניות אנטי-אינפלציונית אפקטיבית, ובמסגרתה — לנקוט שורה של צעדי מדיניות בתחום ההכנסות והפיקוח על המחירים ("עסקות חבילה"), החל בנובמבר 1984 ועד להפעלת תכנית מקיפה לייצוב המשק ביולי 1985 (לויתן, 1987; Bruno and Piterman, 1987). התכנית נחלה הצלחה מרובה, והורידה את קצב האינפלציה השנתי ל-20 אחוזים ב-1986 ול-16 אחוזים ב-1987.

לוח 1

**השיעור השנתי של האינפלציה, 1980 עד 1987
(אחוזים)**

1987	1986	1985	1984	1983	1982	1981	1980
16.1	19.7	185.2	449.7	190.7	131.5	105.1	132.9

באותה תקופה יצרתי תחזיות חודשיות קצרות-טווח לשיעור האינפלציה. תחזיות אלה נרשמו ברוחות פנימיים של בנק ישראל, ושימשו, יחד עם אינדיקטורים אחרים, לקבלת החלטות מדיניות לגבי שיעורי הפיחות והריבית, יעדי האשראי ועוד. מטרת מאמר זה היא להציג תחזיות אלו, להסביר כיצד נוצרו, ולהעריך את טיבן.

מודל התחזית הוכיח את עצמו כמדויק-יחסית, בהתחשב בתנאים ההפכפכים שבהם שימש. ההשערה כי התחזית היא רציונלית אינה נרחית לגבי התקופה שלפני תכנית הייצוב, ונרחית לגבי התקופה שלאחר הפעלתה. את ההבדל בין שתי התקופות בהצלחת התחזית ניתן לייחס

בנק ישראל, מחלקת המחקר.

מחקר זה נערך בעת שהותי במחלקה לכלכלה באוניברסיטה של כוסטון; אני מודה לאנשיה על הכנסת האורחים שנהגו בי.

לשינויים בטיבם של גורמי האינפלציה: גורמי ביקוש ותנאי שוק מילאו תפקיד חשוב בתקופה שמאז הייצוב, ואילו בתקופה שקדמה לו הם לא היו מובהקים מבחינה סטטיסטית. כמו כן נמצא, כי התחזית מנבאת את שיעור האינפלציה ביתר דיוק מאשר ציפיות אינפלציוניות הנגזרות משוקי הכספים.

הסעיף הראשון במאמר מציג את מודל התחזית, מודל המתבסס על מלניק (1985). בסעיף השני מוסבר תהליך החיזוי, ובשלישי מובאות התחזיות והערכה כללית של טיבן. בסעיף הרביעי מוצגים מבחנים פורמליים לתחזיות רציונליות וחסרות הטיה, וכן שני פירושים חלופיים לתוצאות. בסעיף החמישי מוצגת השוואה בין התחזיות שלי לאלה שמתבססות על ציפיות אינפלציוניות הנגזרות מהשווקים הפיננסיים (יריב, 1990), הסעיף האחרון מסכם את המאמר.

1. מודל התחזית

שורשי המודל ששימש לתחזית נעוצים בראשית שנות השמונים. בעקבות הליברליזציה בפיקוח על מטבע חוץ, בשנות השבעים המאוחרות, הופתעו קובעי המדיניות לנוכח האצה מהירה ובלתי צפויה של קצב האינפלציה והתגברות של תנודתיותה החודשית. הפיגור בפרסומו הרשמי של מדרד המחירים לצרכן (להלן המדרד)¹ עיכב לעיתים קרובות את זיהוי התנודות הגדולות של שער החליפין הריאלי, של שיעור הסבסוד ושל השכר הריאלי. ניסיונות לתקן תנודות קצרות טווח אלה חוללו לא פעם שינויים חריפים בשער החליפין ובמחירים שבפיקוח (מצרכים מסובסדים), ובעטיים — בשאר המחירים. התפתחות זו היתה מן הגורמים המשמעותיים להתמדת האינפלציה ולאי-שקט תעשייתי, תוצאת ירידה ניכרת של השכר הריאלי בטווח הקצר. זו האחרונה הוליכה לדרישות שכר מופרזות, שההיענות להן העלתה עוד יותר את השכר הריאלי — והדבר החמיר את הלחצים האינפלציוניים.

המטרה העיקרית בניסוח המודל היתה חיזוי אמין של שיעור השינוי במדרד² לטווח הקצר, חודש מראש. מטרה משנית היתה לאמוד את ההשפעה האינפלציונית (בטווח הקצר) של שינויים בשיעורי הפיתוח, בשיעור הסבסוד ובשכר (למשל של שינויים בהסדרי תוספת היוקר או של הסכמי שכר חדשים).

הרעיון לבסס את המודל על התפישה המוניטרית של התהליך האינפלציוני נזנח לחלוטין, וזאת מתוך הנחה, כי הדינמיקה האינפלציונית של הטווח הקצר (להבדיל ממגמות אינפלציוניות של הטווח הארוך) אינה פרי התפתחויות מוניטריות. וברמה הפרגמטית יותר: אחד הממצאים העיקריים במחקר קודם שנערך בבנק ישראל (ברזיס ואחרים, 1982) היה, כי בתדירות החודשית, המחירים משפיעים בקשר של "סיבתיות Granger" על הכסף (כפי שהוא נמדד באמצעות מיגוון של מיצרפים) — וכי אין סיבתיות הפוכה, דהיינו השפעה של הכסף על המחירים. מכאן שהוספת הכסף למודל אינה משפרת את חיזוי האינפלציה לעומת חיזוי לפי האינפלציה בפיגור.

¹ מדרד המחירים לצרכן לכל חודש מתפרסם רק ב-15 של החודש שאחריו.

² המדרד הוא משתנה מפתח במשק הישראלי, משום שנעשה בו שימוש נרחב להצמדה בשוקי העבודה והכספים.

אין לפרש את המודל הנאמד כמודל מבני, אף כי הוא נובע ממודל תיאורטי שפיתח Bruno (1978) לניתוח אינפלציה של עלויות במשק קטן ופתוח, בטווח הקצר. במודל חמישה גורמים: גורמים עונתיים; הדינמיקה של קצב האינפלציה החודשי, כפי שהיא נתפסת בשיעור האינפלציה בפיגור; השפעות שער החליפין (גורם מפתח בתהליך האינפלציוני במשק קטן ופתוח); התפתחויות בתחום השכר, התופסות לחצים אינפלציוניים במגזר הבלתי-סחיר של המשק; פיקוח על המחירים, כפי שהוא משתקף בתנודות של מדד המחירים שבפיקוח (רובם מחירי סחורות ושירותים מסובסדים, המהווים עשרים אחוזים מסל המדד). פורמלית נוסחת המודל היא:

$$(1) \quad p(t) + c(t) + \theta pc(t) + \beta_0 e(t) + \tau_0 w(t) + A(L)p + B(L)e + T(L)w + \epsilon(t),$$

כאשר $p(t)$ הוא שיעור השינוי במדד בחודש t ; $c(t)$ הם משתני-דרמה עונתיים; $pc(t)$ הוא שיעור השינוי במדד המחירים שבפיקוח; $e(t)$ הוא שיעור הפיחות ביחס לדולר ו- $w(t)$ הוא שיעור השינוי של השכר למשרת שכיר. $A(L)$, $B(L)$ ו- $T(L)$ הם פולינומים של מפעיל הפיגור המוגדרים כ:

$$(2) \quad A(L)x = \alpha_1 x(t-1) + \alpha_2 x(t-2) + \dots + \alpha_q x(t-q).$$

θ , β ו- τ הם פרמטרים, ו- ϵ הוא תהליך של רעש לבן.

המודל, המוצג בלוח ג'-1, נאמד על פי ריבועים פחותים פשוטים (OLS). בהינתן הסימולטניות של המודל, הנובעת מהקביעה המשותפת של $p(t)$, $e(t)$, $w(t)$, ואולי גם $pc(t)$, אין לפרש את הפרמטרים שנאמדו כמבניים. מנקודת ראות תיאורטית ובהיעדרן של השפעות ביקוש על התפתחות המחירים, לא ברור אם ניתן לייחס למשוואה זו פירוש מבני כוללני. היעדרם של משתני עזר אמינים הוביל לאומדן לפי ריבועים פחותים. כך נותרת בעיה באשר ליציבות היחסית של המקדמים, שנאמדים ע"י OLS (יציבות ההטיה האפשרית). כדי לבדוק יציבות זו, חזרתי ואמדתי את המשוואה מחדש בכל חודש בין יוני 1983 ליוני 1984 — ככל שנתקבלו נתונים חדשים ובטרם חושבה התחזית. כעבור שנה הגעתי למסקנה, כי השינויים במקדמים שנאמדו היו זניחים, והמודל נותר עם אלה שהושגו לגבי התקופה שבין פברואר 1978 (בעקבות הליברליזציה, באוקטובר 1977, בשוק מטבע החוץ) לבין יוני 1984.

במודל התחזית נכללים שלושה פיגורים לכל אחד משיעורי האינפלציה, הפיחות והשינוי בשכר³. התברר, שפיגורים ארוכים יותר לא היו משמעותיים — תוצאה המתיישבת עם ממצאי Melnick (1988). מבנהו הדינמי של המודל מאפשר לזהות את השפעת הטווח הקצר ואת השפעת הטווח הארוך (שתיאורטית הוא המצב היציב). בלוח 2 מוצגות גמישויות האינפלציה לשער החליפין ולשכר בשני טווחי זמן אלה.

³ הפיגור ה-12 שבשיעור האינפלציה נכלל במודל, אף כי הוא אינו מובהק סטטיסטית; זאת כרי לאפשר ביטוי להשפעות עונתיות לא-אדיטיביות.

⁴ מעולם לא נמסר לי מידע על שיעורו המדויק של פיחות מתוכנן או על מועדיהן ושיעוריהן המדויקים של העלאות מחירים שבפיקוח; בעניינים אלה התבססו התחזיות רק על ניחושים מושכלים.

לוח 2

גמישויות האינפלציה לשער החליפין ולשכר
(אחוזים)

לשכר	לשער החליפין	
9	14	בטווח הקצר
52	46	בטווח הארוך ¹

(1) בהנחה כי שיעור השינוי של המחירים שבפיקוח שווה לקצב האינפלציה הכללית.

אף שכאמור, לא ניתן לתת פירוש מבני לפרמטרים שנאמדו — הרי אומדני הגמישויות לטווח הארוך דומים עד מאוד לאלה שאמדו ארטשטיין וזוסמן (1978), על סמך גישה מבנית יותר, והם גם קרובים לאומדני השפעת מחירי היבוא והשכר על המחירים המקומיים — אומדנים המתקבלים על בסיס שיטות תשומה-תפוקה. כן יש לשים לב, כי המשוואה שנאמדה היא הומוגנית-ליניארית לגבי גורמי העלויות והגורמים הדינמיים. ההשפעה המיידית של המחירים בפיקוח נאמדת ב-31 אחוזים, מקדם הגבוה ממשקלם של מחירים אלה במדד. ייתכן אפוא, כי לשינוי מחירים אלה בידי הממשלה יש השפעת איתות על המחירים של מיגוון רחב של מוצרים ושירותים. משוואת מחירי ביניים, המתקבלת מסיכום המקדמים בפיגור היא:

$$(3) \quad p(t) = c'(t) + 0.31pc(t) + 0.28e(t) + 0.32w(t) + 0.08p(t-1) + \epsilon(t).$$

משוואה זו שימשה כמודל התחזית, לאחר תכנית הייצוב של יולי 1985 — כאשר שררה אי-ודאות ניכרת באשר להתפתחויות האינפלציוניות הצפויות — חושבו שתי תחזיות אינפלציה לטווח קצר. הראשונה חושבה על ידי המודל התחזית המקורי — מה שהתאים להשקפה, כי התכנית הכלכלית לא שינתה את כללי המשחק — וכי התהליך האינפלציוני עתיד להימשך בהתאם לדינמיקה הישנה (שקדמה לייצוב). התחזית השנייה חושבה על ידי משוואה (3), שהתאימה לגישה האומרת כי נוצר משטר אינפלציוני חדש, כי נעצרו הכוחות הדינמיים (כוח ההתמדה) הקודמים — וכי מעתה יתאים קצב האינפלציה את עצמו לרכיבי העלויות כמעט מיד, כפי שהוסכם בין הצדדים השותפים להסכם הייצוב (הממשלה, המעסיקים והעובדים). שינוי חשוב נוסף היה שינוי ברפוס העונתי. מקרמי העונתיות שונו (לוח נ'1) כדי להתאימם למידתן של התנודות העונתיות בתחילת שנות השבעים, כאשר קצב האינפלציה היה נמוך מ-20 אחוזים לשנה.

ההבדל הגדול ביותר בין תחזיות האינפלציה, שנחזו לפי שני המודלים, התקבל לגבי אוקטובר 1985: 7.6 אחוזים נחזו לפי המודל הישן ו-4 אחוזים לפי החדש, בעוד שבפועל עלה המדד באותו חודש ב-4.4 אחוזים. כתוצאה מכך נזנח המודל המקורי, ומאז התבססו התחזיות על המודל המתוקן.

2. תהליך החיזוי

הליך החיזוי החודשי כלל ניחוש התחלתי של שיעורי עליית המחירים שבפיקוח, של הפיחות ושל השכר. שני הראשונים נחשבו למשתני מדיניות, התלויים בהחלטות שנתקבלו במשרד האוצר ובבנק ישראל. לעתים קרובות השתמשנו במידע, שאינו לפרסום, באשר לכוונותיהם של מקבלי ההחלטות. לעתים הוכנו תחזיות לטווח קצר, בהתאם לתרחישי מדיניות שונים; לצורך התחזית שהתפרסמה בחרנו בתרחיש הסביר ביותר.

אשר לרמות השכר — מחמת העיכוב הניכר (שלושה או ארבעה חודשים) בפרסום הנתונים הרשמיים על השכר, התבסס הניחוש לגבי השינויים הצפויים בשכר על שלושה קריטריונים: (1) אומדן תוספות היוקר שישולמו, על פי נוסחה ידועה, התלויה בשיעור האינפלציה בעבר. אומדן זה היה חשוב במיוחד, משום שתחזית האינפלציה היתה תלויה לא פעם בתשובה לשאלה אם תשולם תוספת יוקר, אם לאו. למעשה כלל הניחוש חיזוי בו-זמני של האינפלציה ושל רכיב השכר, ניחוש שחזר ונפתר איטרטיבית. (2) הסכמי שכר ושינויי שכר אחרים, שהיו ידועים מראש, מתוך מו"מ על השכר. (3) מגמות שכר אחרות, שנאמדו לפי תנאי שוק העבודה ומדיניות ההכנסות. להערכות אלה הגענו, לעיתים קרובות, רק לאחר דיונים מייגעים במחלקת המחקר של בנק ישראל.

לפני הצגת התחזית בדקנו אם התוצאות שהתקבלו באשר לשער החליפין הריאלי, לשיעור הסבסוד ולשכר הריאלי עולות בקנה אחד עם תנאי שוק אחרים. לעיתים שונו הניחושים באשר למשתני מדיניות, בהנחה שהממשלה תיאלץ להגיב ללחצי שוק. כך, למשל, ייסוף ניכר של שער החליפין נחשב לבלתי נסבל כשמאזן התשלומים היה במצב של הידרדרות מהירה — כפי שלא היה סביר להניח יציבות של המחירים שבפיקוח, כשהגירעון התקציבי גדל במהירות. מסקנות אלה נשענו על חקירת אינדיקטורים כלכליים שונים ועל דיונים פנימיים בבנק ישראל, לא על מודל פורמלי כלשהו.

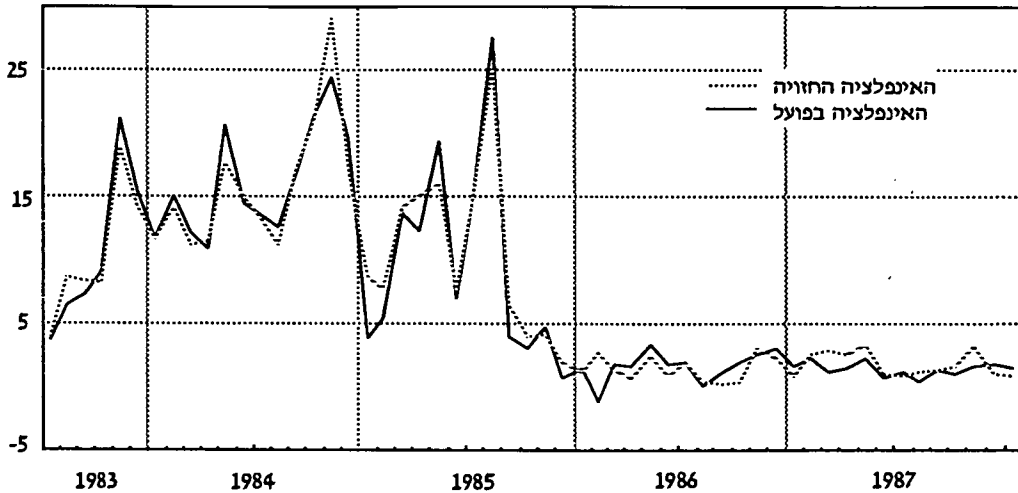
3. התחזית

דיאגרמה 1, המתארת את שיעורי האינפלציה החזויים ואת שיעוריה בפועל, מראה, כי התחזית מדויקת למדי, ולוכדת תנודות קצרות טווח רבות של שיעור האינפלציה. כן היא מצליחה לתפוס במדויק את נקודות המפנה, מן הסתם הודות לאומדנים המבוססים על מידע מהימן אודות שינויים בשיעורי הפיחות וועזועים במחירים שבפיקוח. התחזית השלמה וטעות התחזית ניתנות בלוח נ' 2. דיאגרמה 1 מתווה בכירור שני משטרי אינפלציה במרוצת התקופה הנדונה: לפני הייצוב (יוני 1983 עד יולי 1985) ואחריו (אוגוסט 1985 עד דצמבר 1987). סטטיסטיים של שיעור האינפלציה (p) של התחזית (f) ושל טעות התחזית ($u = p - f$) מוצגים בלוח 3, הן לגבי התקופה כולה והן לכל תת-תקופה בנפרד.

דיאגרמה 1

האינפלציה בפועל והאינפלציה החזויה, יוני 1983 עד דצמבר 1987

אחוזים



לוח 3

שיעורי האינפלציה בפועל, האינפלציה החזויה וטעות התחזית¹, 1983 עד 1987 (שיעורים חודשיים, אחוזים)

המינימום	המקסימום	התקן	הממוצע	סטטיית התקן
התקופה כולה — יוני 1983 עד דצמבר 1987				
-1.3	27.5	7.5	7.3	האינפלציה
0.1	29.0	7.2	7.5	התחזית
-4.9	3.5	1.7	-0.15	הטעות
			-0.7	
לפני הייצוב — יוני 1983 עד יולי 1985				
3.6	27.5	6.3	13.7	האינפלציה
3.9	29.0	5.7	13.8	התחזית
-4.9	3.5	2.1	-0.04	הטעות
			-0.1	
אחרי הייצוב — אוגוסט 1985 עד דצמבר 1987				
-1.3	4.7	1.2	1.6	האינפלציה
0.1	6.4	1.4	1.9	התחזית
-3.9	1.7	1.2	-0.25	הטעות
			-1.1	

1) בספרות קטנות — הסטטיסטי t, שתפקירו לבחון אם הטעות הממוצעת שווה ל-0.

הואיל והתקופה מקיפה שני משטרי אינפלציה, מוערכות רק התחזיות לגבי שתי תקופות המשנה⁵, לא התחזית לתקופה כולה. סיבה נוספת לכך היא, שהתחזיות לתקופות המשנה הושגו ממודלים שונים — מודל שנאמד לגבי התקופה שקדמה לייצוב ומודל מתוקן אד-הוק לתקופה שאחרי הייצוב. אי-אפשר לדחות את ההשערה, כי ממוצע התחזיות לכל תקופה הוא 0, אף כי כזו שלאחר הייצוב הערך של הסטיסטי t גדול פי עשרה מאשר כזו שלפניו. ממוצע הטעות בתקופה השנייה גדול פי חמישה מאשר בראשונה, מה שמצביע על הטיה כלפי מעלה של התחזית. סטיית התקן של טעות התחזית ירדה ב-0.9 נקודות אחוז בתת-תקופה השנייה, בהשוואה לראשונה, אך זוהי ירידה קטנה לעומת ירידת שיעורה החודשי הממוצע של האינפלציה, 12.1 נקודות אחוז. זה ממצא מעניין, המלמד כי חיזוי מדויק של אינפלציה איטית אינו קל מזה של אינפלציה מהירה. מכל מקום, קצב עלייתה של השתנות הטעות איטי הרבה יותר מקצב האינפלציה הממוצע.

הערכה פורמלית של התחזית מוצגת בלוח 4. טיב התחזיות בתקופה כולה הוא טוב למדי; ערך מקדם אי-השוויון של Theil נמוך, ופירושו מראה, כי רובו נובע מהשתנות בלתי סדירה.

לוח 4

ביצועי התחזית, 1983 עד 1987

הפירוק של Theil			אי-השוויון של			RMSE	
cov	השונות	ההטיה	Theil	המיתאם ¹			
0.96	0.03	0.01	0.09	0.97	1.8	1987 עד דצמבר 1983	התקופה כולה — יוני 1983 עד דצמבר 1987
0.90	0.10	0.00	0.07	0.94	2.2	1985 עד יולי 1985	לפני הייצוב — יוני 1983 עד יולי 1985
0.93	0.03	0.04	0.28	0.58	1.2	1987 עד דצמבר 1985	אחרי הייצוב — אוגוסט 1985 עד דצמבר 1987

(1) המיתאם בין האינפלציה בפועל לזו החזויה.

בתקופה שלאחר הייצוב הידרדרו ביצועי התחזית במידה ניכרת: המיתאם בין האינפלציה החזויה לאינפלציה בפועל יורד, ואילו מקדם Theil עולה עלייה תלולה מ-0.07 בתקופה שקדמה לייצוב ל-0.28 אחריו. ביצוע חלש זה ניתן אולי להסביר בשני גורמים, שקשה לכודרם בהקשר הנוכחי: ייתכן, שנמסגרת מודל העלויות המודל המתוקן לא היה אופטימלי לחיזוי האינפלציה לאחר הפעלתה של תכנית הייצוב⁶. ברור, כי זאת ניתן להסיק רק לאחר מעשה — שכן התחזית נערכה ב"סביבה אינפלציונית" חדשה לחלוטין. אפשרות אחרת היא, כי התהליך האינפלציוני בתקופה שלאחר הייצוב היה מסוג שונה מאשר לפני כן — ובו היה

⁵ לוחות 3 ו-4 מציגים נתונים גם לגבי התקופה כולה.

⁶ עדיין יש צורך במודל דינמי לשכר, לשער החליפין ולמחירים — וכן באומדן של מקדם חדש להשפעות המיידיות של כל המשתנים שבמודל.

עלינו להשלים את רכיבי העלויות (שהיו הרכיבים היחידים במודל התחזית) בגורמים אחרים, במיוחד גורמי ביקוש, התפתחויות מוניטריות והשפעות מחזוריות. נושא זה נחקר ביתר סודיות בסעיף הבא.

4. מבחן לתחזית רציונלית חסרת הטיות

נפתח סעיף זה בשתי שאלות: א. האם התחזית היא חסרת הטיות? ב. האם היא רציונלית? המבחן לגבי העדר הטיות נערך על ידי רגרסיה של קצב האינפלציה על קבוע ועל התחזית ובדיקת ההשערה המשותפת של קבוע שווה ל-0 ושיפוע השווה ל-1. במונחים פורמליים תהיה הרגרסיה הנאמדת:

$$(4) \quad p(t) = \alpha + \beta f(t) + \theta(t),$$

כאשר $p(t)$ הוא קצב האינפלציה החודשי בחודש t , $f(t)$ הוא התחזית לגבי אותו חודש, ו- $\theta(t)$ הוא הפרעה מקרית עם תוחלת 0 ושונות קבועה. ההשערה המשותפת העומדת למבחן היא: $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ המבחן, המוצג בלוח 5, מראה, כי לא ניתן לדחות את ההשערה שהתחזית חסרת הטיות לגבי התקופה שלפני הייצוב, אך יש לדחותה לגבי התקופה שאחריה. תוצאה זו מחזירה אותנו לשאלה מן הסעיף הקודם בדבר הידרדרות התחזית בתקופה שאחרי הייצוב.

לוח 5

מבחן לתחזיות בלתי מוטות¹

$$(p = \alpha + \beta f + \theta \text{ (הרגרסיה)})$$

F $H_0: \alpha = 0$ $\beta = 1$	D.W.	R^2	β	α	
² 20.29	2.4	0.89	1.06	-0.82	לפני הייצוב — יוני 1983 עד יולי 1985
			14.0	-0.7	
² 28.3	1.9	0.34	0.49	0.70	אחרי הייצוב — אוגוסט 1985 עד דצמבר 1987
			3.7	2.3	

(1) בספרות קטנות — הסטטיסטי p, t הוא השיעור החודשי של האינפלציה, f הוא שיעורה החזוי.

(2) הרמה הקריטית של 5 האחוזים היא 3.4.

נמשיך ונפרש את המבחן המבוצע בלוח 5. אם נציג את משוואה (1) בניסוח תמציתי יותר, יהיה:

$$(5) \quad p = X\Gamma + \epsilon,$$

כאשר p הוא הווקטור של קצב האינפלציה, X הוא המטריצה של המשתנים המסבירים, Γ הוא הווקטור של המקדמים ו- ϵ הוא וקטור הפרעה. אזי נובע מ-

$$(6) \quad f = \hat{X}\hat{\Gamma},$$

כאשר X הוא הניחוש באשר למשתנים המסבירים, ו- Γ הוא הווקטור הנאמד של המקדמים. שימוש בסימול זה מאפשר לפרק את טעות התחזית ל-

$$(7) \quad u = X(\Gamma - \hat{\Gamma}) + \hat{\Gamma}(X - \hat{X}) + \epsilon.$$

הרכיב הראשון נובע מסטייתו של הווקטור הנאמד מווקטור הפרמטר האמיתי. הרכיב השני הוא הטעות בניחושים של המשתנים המסבירים,⁷ ו- ϵ הוא גורם הפרעה. ברור, כי המבחן המוצג בלוח 5 הוא מבחן משותף לכל שלוש הסיבות האפשריות האלה לטעות: לאי-דחייתו של H_0 תהיה משמעות של או דחיית כל אחת משלוש הסיבות האפשריות לטעות, בעוד שדחיית H_0 מחייבת בחינה נוספת, כדי לגלות את סיבת הדחייה.

לגבי התקופה שלפני הייצוב, ניתן לבדוק את ההשערה בניסוח $H_0: \Gamma - \hat{\Gamma} = 0$. זהו מבחן Chow לגבי יציבות הפרמטרים בתקופה שבין יולי 1984 ליולי 1985. בתקופה זו השתמשנו במודל מעבר מחוץ לתקופת אמידתו. כאשר אין מסלקים את השפעתה של עסקת החבילה הראשונה (שנחתמה בנובמבר 1984), המודל נדחה ($F = 4.01$) — אך כאשר השפעה זו מסולקת, לא ניתן לדחות את יציבות המודל ברמה של אחוז אחד ($F = 2.59$). מפאת ירידה בלתי צפויה של קצב האינפלציה, ירידה המוסכרת בפיקוח על המחירים במסגרת עסקת החבילה הראשונה — מן הדין לפרש תוצאה זו כמאשרת את תוקפו של המודל. לא ניתן לבצע מבחן זה לגבי התקופה שאחרי הייצוב, שכן התחזיות לא הושגו ממודל שנאמד בדרך סטטיסטית.

לגבי שתי התקופות ניתן לבחון בעקיפין את שאלת ההטיות בניחוש המשתנים המסבירים — בעזרת חישוב:

$$(8) \quad d = \hat{X}\hat{\Gamma} - X\hat{\Gamma} = (\hat{X} - X)\hat{\Gamma}.$$

לגבי שתי התקופות לא ניתן לדחות את ההשערה שממוצע d הוא אפס. ערכי t הם 0.09 ו-1.35, בהתאמה. תוצאה זו מלמדת, שלא ניתן לייחס את הטיית התחזית בתקופה השנייה לטעות שיטתית בהערכת המשתנים המסבירים.

תוצאה מעניינת המוסקת מלוח 5 היא העדר מיתאם סדרתי בשאריות ($\hat{\theta}$) כפי שנמדדו לפי הסטטיסטי של DW ⁸. מכאן נראה, שבחישוב התחזית לא התעלמנו ממידע כלשהו. העדר מיתאם סדרתי אינו אומר בהכרח שהתחזית היא רציונלית — שכן אין להוציא מכלל אפשרות את הקטנת שונות טעות התחזית על-ידי הרחבת מערכת המידע שהתחזית מבוססת עליה. דבר זה מוביל אותנו לשאלה אם התחזית היא אכן רציונלית.

⁷ למרבה הצער, לא נשמרו משתני ה- X , ולפיכך לא ניתן לעמוד על טעות זו אלא בעקיפין.
⁸ מספר קטן של תצפיות מוציא מכלל אפשרות ניתוח יסודי יותר של תכונות הסדרה העתית של השאריות.

תחזית רציונלית צריכה להיות שווה לציפיות הרציונליות לאינפלציה: $f = E(p/\Omega)$ כאשר E הוא מפעיל התוחלת ו- Ω כולל את כל המידע. Ω כולל את המודל הנכון של האינפלציה ואת כל המשתנים הרלבנטיים. אם התחזית רציונלית, לא יוכל משתנה נוסף כלשהו (שהיה זמין בעת הכנתה) להגדיל את מידת דיוקה. המבחן מתבצע באמידת

$$(9) \quad p(t) = \alpha + \beta f(t) + \delta x(t-1) + \epsilon(t).$$

המבחן לתחזית רציונלית הוא המבחן ל- $\delta = 0$, כאשר x מייצג משתנים נוספים המוכללים במשוואה (4). את המשתנים הנבחנים ניתן לחלק לשלוש קבוצות: (1) התפתחויות מוניטריות, ובהן ארבע הגדרות שונות לכסף (M1, M2, M3 ו-M4)⁹, סך האשראי הבנקאי והאשראי המקומי נטו. (2) התפתחויות פיסקליות, ובכללן רמת ההוצאה הממשלתית, רמת המיסוי והגירעון התקציבי. (3) מצב המשק, ובכלל זה שיעור האבטלה ומדרד הייצור התעשייתי. כל המשתנים נמדדו כממוצע נע תלת-חודשי, ונכללו במשוואה (9) דלעיל, בפיגור של תקופה אחת. המבחן נערך לגבי שתי תקופות המשנה, ומוצג בלוח 6, שנכללו בו רק אותם משתנים שנמצאו מובהקים.

לוח 6

מבחן לרציונליות התחזית, התקופה שלאחר הייצוב — אוגוסט 1985 עד דצמבר 1987¹

(הגרסיה: $p = \alpha + \beta f + \delta x + \epsilon$)

המשתנה שנבחן				
DW	R^2	δ	β	α
2.19	0.43	0.08	0.41	0.29
		2.0	3.1	0.8
				(M1) היצע הכסף
1.88	0.40	0.05	0.30	0.66
		1.7	1.8	2.2
				(M2) קצוב
2.03	0.40	0.14	0.24	0.52
		1.7	1.2	1.6
				(CR) סך האשראי הבנקאי
2.24	0.45	-0.14	0.48	0.80
		-2.3	3.9	2.8
				(Y) הייצור התעשייתי

(1) בספרות קטנות — הסטיסטי p, t — שיעורה החודשי של האינפלציה; f — שיעורה החזוי; X — המשתנה הנוסף שנבחן.

(2) המשתנה X נמדד כפיגור ראשון של ממוצע נע תלת חודשי לשיעורי השינוי של המשתנים המתאימים.

בתקופה שלפני הייצוב אף אחד מהמשתנים שנבחנו לא היה מובהק סטיסטי, ומקדם האשראי המקומי היה מובהק באופן שולי, אך סימנו היה שלילי. מכאן שקשה לפרש תוצאה סטיסטיית זו במונחים תיאורטיים, ואין לפרשה כהפרת הרציונליות. נראה, שמודל עלויות דינמי מתאים מאוד לתקופה זו, בתפשו את דינמיקת הטווח הקצר של שיעור האינפלציה החודשי.

⁹ M1 מוגדר כמוזנים ופיקרונות עו"ש שקליים. M2 כולל את M1 ועוד פיקרונות שקליים נושאי ריבית. M3 נכלל M2 ועוד פיקרונות מטבע חוץ (פת"ם). M4 כולל את M3 ועוד איגרות חוב ממשלתיות סחירות.

בתקופה שלאחר יישום תכנית הייצוב נרחבת השערת הרציונליות כבידור. התפתחויות מוניטריות, שנמדדו לפי שיעור הגידול של M1 ו-M2, סך האשראי הבנקאי וכן הפעילות הכלכלית הריאלית, שנמדדה לפי מדר הייצור התעשייתי, מוסיפים תרומה מובהקת, סטטיסטית, לתחזית. מקדמיהם של המשתנים הנוספים מקבלים את הסימונים הנכונים-אינטואיטיבית — סימן חיובי להשפעות המוניטריות ושיליילי להשפעות התפוקה. המסקנה המיידית מממצאים אלה היא, שהיה אפשר לצמצם את טעות התחזית אילו הושלמה מערכת המידע במשתנים אלה — אך למסקנה זו היה ניתן להגיע רק בדיעבד, ומשמעותה המעשית חשובה רק לגבי תחזיות בעתיד.

מנקודת השקפה תיאורטית, חשוב לתת פירוש נכון לדחייתה של השערת הרציונליות בתקופה שלאחר הייצוב. הגישה האידיאלית למטרה זו יכולה להיות אמידת מודל מבני לאינפלציה — לתקופה שלאחר יישום תכנית הייצוב — ופירושה הפרת הרציונליות בהקשר של המודל. למרבה הצער, לא ניתן עדיין לאמץ גישה זו — שכן טרם חלף די זמן מאז תחילת תקופת הייצוב, ולפיכך מספרן של דרגות החופש אינו מספיק.

אולם יש דרך חלופה, המובילה לפירוש חלקי לפחות של התוצאה: אם מודל העלויות הוא עדיין המודל הנכון לאינפלציה, אפשר שהממצאים המוצגים בלוח 6 הם תוצאת ההתעלמות מן הדימיקה של השכר, שער החליפין והמחירים. ייתכן, שהמשתנים הנוספים במבחן לרציונליות כוללים את השפעותיהן המושמטות של דינמיקות העלות והמחיר. ניתן לבחון השערה זו בעזרת המודלים הבאים:

$$(10) \quad p(t) = \alpha + \beta f(t) + \delta x(t-1) + G(L)i + \epsilon(t); \quad i = w, e, \text{ or } r.$$

במודל (10) נוסף למודל (9) פיגור מפולג של שיעור השינוי בשכר, של שיעור הפיחות או של האינפלציה. ההשערה הנבחנת היא $G(L) = 0$ בתקופה שלאחר הייצוב. המבחן נערך בעזרת המשתנים שנמצאו מובהקים במבחן הרציונליות (לוח 5). תוצאות המבחן הן חר-משמעיות (לוח 7). הואיל והפיגורים הנוספים של השכר, של שער החליפין ושל המחירים אינם מובהקים סטטיסטית, ניתן להסיק, כי השינוי במשטר האינפלציוני אינו מבטא רק האטה של קצב האינפלציה, אלא גם שינוי בגורמיה הקובעים. מודל הדינמיקה של עלויות, שפעל היטב לגבי התקופה שלפני הייצוב, אינו תקף בתקופה שלאחר הייצוב. בזו האחרונה נראה, כי זעזועי ביקוש ותנאי השוק ממלאים גם תפקיד משמעותי בעליית המחירים.

לוח 7

מבחן להכללת השכר ושער החליפין כפיגור בתקופה שלאחר הייצוב —

אוגוסט 1985 עד דצמבר 1987

(מבחני F ל-0 $G(L) = 0$ במשוואה ¹⁰)

M1	M2	CR	Y	המשתנים שנכללו ² (x)
0.14	0.29	0.13	0.44	השכר
0.58	0.70	1.35	0.60	שער החליפין
0.14	0.13	0.55	0.30	המחירים

(1) הרכייה הקריטית במובהקות של חמישה אחוזים היא 3.03.

(2) המשתנים — כמוגדר בלוח 6.

5. תחזית האינפלציה והאינפלציה הצפויה

יריב (1990) מודד את האינפלציה הצפויה, על פי מידע השאוב מהשווקים הפיננסיים, וזאת לתקופה שמינואר 1984 עד אוגוסט 1987¹⁰. הציפיות האינפלציוניות חושבו על סמך מחיריהן של איגרות חוב צמודות ביום שלפני פרסום מדד המחירים לצרכן. יריב מפרש ציפיות אלה כהערכת שוקי הכספים את שינוי המדר בחודש החולף¹¹, ומשתמש במודד זה של האינפלציה הצפויה להערכת יעילותם של השווקים הפיננסיים בישראל.

היות שהתחזית שלנו חושבה על בסיס המידע שהיה זמין ביום שלגביו העריך יריב את הציפיות, היה ניתן לצפות כי האינפלציה הצפויה תיטיב, בדרך כלל, לנבא את האינפלציה בפועל יותר מן התחזית שלנו (לוח 8); אולם מתברר, כי הממוצע וסטיית התקן של הטעויות לגבי התחזית נמוכים יותר מאשר לגבי שיעורה הבלתי צפויה שנגזרה מהשווקים הפיננסיים. ממוצע האינפלציה הבלתי צפויה אצל יריב גבוה באופן מובהק מאפס.

לוח 8

שיעור האינפלציה בפועל ושיעורה הצפוי: ינואר 1984 עד אוגוסט 1987¹
(שיעורים חודשיים, אחוזים)

מינימום	מקסימום	סטיית התקן	ממוצע	
-1.3	27.5	7.8	7.0	האינפלציה בפועל
0.1	29.0	7.6	7.3	התחזית
-4.9	3.5	1.8	-0.22	טעות התחזית
			-0.8	
-0.5	24.2	7.0	6.3	האינפלציה הצפויה ²
5.6	7.8	2.3	0.77	טעות הציפיות ³
			2.2	

- (1) בספרות קטנות — הסטטיסטי t, הבא לכחון אם הטעות הממוצעת שווה ל-0.
- (2) זו לא חושבה לגבי יולי ואוגוסט 1984.
- (3) האינפלציה הבלתי-צפויה.

לוח 9 מציג מבחן לציפיות הנגזרות מהשווקים הפיננסיים. נמצא, שציפיות אלה הן מוטות — בניגוד לתחזית, שנמצאה בלתי מוטה לגבי אותה תקופה (לוח 5). ממצא נוסף המוצג בלוח 9 הוא רגרסיה של האינפלציה על האינפלציה הצפויה, על קבוע ועל התחזית. התוצאות שהושגו מלמדות, שסוכנים בשווקים הפיננסיים יכלו להשתמש במידע הכלול בתחזית להערכה מדויקת יותר של עליית המדר.

ניתן להסביר ממצא זה או בתפקוד כושל של השוק, שגרם לתמחור לא-אופטימלי של איגרות חוב צמודות — או בהיקפו הצר של השוק, שאין ביכולתו לקלוט ביעילות את כל המידע הרלבנטי. הסבר אפשרי נוסף הוא, כי כמה מהנחותיו של יריב בחישוב הציפיות אינן תקפות — מה שגרם לטעויות במדידה. יש לציין, כי הציפיות הן מובהקות כאשר הן מצורפות לרגרסיית התחזית בדבר שיעור האינפלציה — ומכאן שייתכן, כי בשווקים הפיננסיים יש

¹⁰ למעט יולי ואוגוסט 1984.

¹¹ האינפלציה בפועל אינה ידועה, מפאת העיכוב באיסוף הנתונים ובפרסומם.

לוח 9

מבחן לציפיות בלתי-מוטות, תחזית — ינואר 1984 עד יולי 1987¹

$$(p = \alpha + \beta f + \delta f_1 + \theta; \text{הרגרסיה:})$$

F	DW	R^2	δ	β	α
$H_0: \alpha = 0$					
$\beta = 1$					
3.38	2.09	0.92	1.07	—	0.32
2 3.23			21.2		0.7
0.33	2.53	0.95	—	1.01	-0.26
2 3.23				26.7	-0.7
—	2.44	0.95	0.33	0.71	-0.20
			2.4	5.5	-0.5

(1) בספרות קטנות — סטטיסטי p, t — שיעור האינפלציה החודשי; f_1 — האינפלציה הצפויה לפי שוקי הכספים; f הוא התחזית. האינפלציה הצפויה לא חושבה לגבי יולי ואוגוסט 1984.
(2) הערך הקריטי של 5 אחוזים.

מידע מועיל לחיזוי. כדי להשתמש במידע זה לתחזית אקס אנטה יש לחשב את המודד של ריב רק לפי מידע אקס אנטה — כלומר לא יום לפני פירסום המדד שאחרי החודש הרלוונטי אלא בתחילת חודש זה.

6. סיכום

מאמר זה מציג, מנתח ומעריך את טיב התחזיות שהופקו ממודל חיזוי לאינפלציה לטווח קצר — מודל שפותח והופעל בבנק ישראל. התחזית הוכחה כיעילה למדי בתקופה רבת תהפוכות, וזאת הן הודות לאיכותם של הנתונים לגבי משתני עלויות רלבנטיים — שער החליפין, עלויות השכר והמחירים שבפיקוח — והן לטיבו של מודל החיזוי.

לא ניתן לדחות את ההשערה כי התחזית רציונלית, כשהמדובר בתקופה שלפני הייצוב. מכאן שניתן לשער, כי ההסבר לדינמיקה של האינפלציה בטווח הקצר היה נעוץ בתהליך דינמי של התאמת המחירים לזעזועי העלויות. בתקופה כזאת היצע הכסף מתאים את עצמו לקצב האינפלציה, ולכן תורם להתמדתה — אך אין שום עדות כי היצע הכסף הוא המקור העיקרי לדינמיקה קצרת הטווח של האינפלציה.

לעומת זאת נדחית השערת הרציונליות לגבי התקופה שלאחר הייצוב. בדיקה מעמיקה יותר מאפשרת להסביר את הדחייה כתוצאה של שינוי בטיב האינפלציה בתקופה זו. משתני ביקוש, כפי שהם נתפשים בהתרחבות מוניטרית, ומצבו המחזורי של המשק ממלאים תפקיד חשוב בחיזוי האינפלציה. ייתכן, כי בתקופת שאחרי הייצוב מהווה ההתרחבות המוניטרית מקור חשוב לאינפלציה, שהמשק עדיין לוקה בה.

לכסוף — מתברר, שיעילותה של התחזית הנדונה עולה על זו של הציפיות האינפלציוניות שחושבו על פי איגרות החוב הצמודות. לפיכך אפשר כי שתמחור הנכסים בשוקי הכספים בישראל אינו רציונלי — כלומר אינו מביא בחשבון את כל המידע המצוי. אולם ניתוח של קביעת מחירי נכסים חורג ממסגרתו של מאמר זה.

נספח

לוח נ' 1

מודל התחזית

המקדם לאחר הייצוב ³	הסטטיסטי T	המקדם לפני הייצוב ²	המודל ¹
0.00	1.15	0.8	C
0.00	-1.97	-1.4	D2
-0.40	-2.65	-1.8	D3
1.95	2.41	1.7	D4
-0.05	-2.00	-1.7	D5
-0.15	-2.46	-1.8	D6
0.00	-0.81	-0.5	D7
-0.10	-1.99	-1.6	D8
0.00	0.13	0.1	D9
3.05	4.35	2.9	D10
0.00	0.43	0.4	D11
0.00	-1.00	-0.8	D12
0.31	8.49	0.31	pc
0.32	3.01	0.09	w
0.28	3.21	0.14	e
0.09	1.86	0.16	p(-1)
	-2.29	-0.21	p(-2)
	1.24	0.09	p(-3)
	0.65	0.04	p(-12)
	2.48	0.07	w(-1)
	2.22	0.07	w(-2)
	2.98	0.09	w(-3)
	0.16	0.01	e(-1)
	2.37	0.11	e(-2)
	0.39	0.02	e(-3)
		0.96	R ²
		1.87	DW

- (1) המשתנה התלוי הוא שיעור השינוי החודשי במדר המחירים לצרכן (p).
(2) המודל נאמר בריבועים פחותים פשוטים, לתקופה פברואר 1978 עד יוני 1984.
המשתנה התלוי p הוא שיעור השינוי החודשי במדר המחירים לצרכן; pc — שיעור השינוי החודשי במדר המחירים שבפיקוח; w — שיעור השינוי החודשי בשיעור השכר למשרת שכיר; e שיעור הפיחות כנגד הדולר; $x(-j)$ — הפיגור ה-j של x.
(3) המודל המתוקן אר-הוק. המקדמים ל-w ול-e הושגו מחיבור מקדמי הפיגורים באומדן המודל. המקדם ל-pc זהה לזה שבאומדן המודל, והמקדם ל-p(-1) הוא סכום מקדמי הפיגורים של האינפלציה שחלפה. המשוואה הומוגנית מדרגה ראשונה.

לוּח נ' - 2

אחוז האינפלציה החודשית (p), תחזית האינפלציה (f) וטעות התחזית (u),
יוני 1983 עד דצמבר 1987
(אחוזים)

הטעות	התחזית	האינפלציה	החודש		
-0.3	3.9	3.6	יוני	1983	
-2.2	8.5	6.3	יולי		
-1.0	8.2	7.2	אוגוסט		
1.0	8.0	9.0	ספטמבר		
2.2	18.9	21.1	אוקטובר		
1.2	14.0	15.2	נובמבר		
0.0	11.6	11.6	דצמבר		
0.8	14.1	14.9	ינואר	1984	
1.0	11.0	12.0	פברואר		
-0.6	11.3	10.7	מארס		
3.0	17.6	20.6	אפריל		
-0.5	14.8	14.3	מאי		
0.3	13.1	13.4	יוני		
1.4	11.0	12.4	יולי		
-0.3	16.8	16.5	אוגוסט		
0.4	21.0	21.4	ספטמבר		
-4.7	29.0	24.3	אוקטובר		
2.5	¹ 17.0	19.5	נובמבר		
-4.9	8.6	3.7	דצמבר		
-2.3	7.6	5.3	ינואר		1985
-0.5	14.0	13.5	פברואר		
-2.9	15.0	12.1	מארס		
3.5	¹ 15.9	19.4	אפריל		
-0.6	7.4	6.8	מאי		
-0.1	15.0	14.9	יוני		
2.5	25.0	27.5	יולי		
-2.5	6.4	3.9	אוגוסט		
-0.9	3.9	3.0	ספטמבר		
0.7	4.0	4.7	אוקטובר		
-1.3	1.8	0.5	נובמבר		
0.3	1.0	1.3	דצמבר		
-3.9	2.6	-1.3	ינואר	1986	
0.4	1.2	1.6	פברואר		
0.9	0.6	1.5	מארס		
1.0	2.3	3.3	אפריל		
0.8	0.8	1.6	מאי		
0.0	1.8	1.8	יוני		
-0.2	0.2	0.0	יולי		

לוח נ' 2- (המשך)

החודש	האינפלציה	התחזית	הטעות
אוגוסט	1.1	0.1	1.0
ספטמבר	1.9	0.2	1.7
אוקטובר	2.4	3.0	-0.6
נובמבר	2.9	2.2	0.7
דצמבר	1.5	0.8	0.7
ינואר	2.1	2.5	-0.4
פברואר	1.0	2.8	-1.8
מרס	1.3	2.4	-1.1
אפריל	2.2	3.2	-1.0
מאי	0.6	0.9	-0.3
יוני	1.0	0.7	0.3
יולי	0.2	1.0	-0.8
אוגוסט	1.2	1.2	0.0
ספטמבר	0.9	1.5	-0.6
אוקטובר	1.5	3.1	-1.6
נובמבר	1.6	0.9	0.7
דצמבר	1.3	0.7	0.6

1987

1) תחזית זו חושבה כריעבר, לפי הגתונים בפועל של שער החליפין ושל מדד המחירים שבפיקוח.

ביבליוגרפיה

- ארטשטיין, יעל וצבי זוסמן (1978), "האפקטיביות של הפיקוח על המחירים וריסון השכר בישראל: 1955-1974", בתוך: הלוי נרב ויעקב קופ (עורכים), עיונים בכלכלה 1977. ירושלים, האגודה הישראלית לכלכלה ומכון פאלק, עמ' 15-29.
- ברונו, מיכאל, וסטנלי פישר (1989), "התהליך האינפלציוני בישראל: זעזועים והסתגלות", בתוך: בן פורת, יורם (עורך), המשק הישראלי — חבלי צמיחה, עם עובד ומכון פאלק, תל אביב, עמ' 393-417.
- ברזיס, עליזה, ליאו ליידרמן ורפי מלניק (1982), "קשרי גומלין בין אינפלציה למיצרפים מוניטריים בישראל", סקר בנק ישראל 55 (אוקטובר), 41-56.
- יריב, דני (1990), "פרסום מדד המחירים ובחינת יעילותו של שוק ניירות הערך", סקר בנק ישראל 65 (יולי), 41-27.
- לויתן, ניסן, וסילביה פיטרמן (1989), "האצת האינפלציה ומשברים במאזן התשלומים", בתוך: בן פורת, יורם (עורך), המשק הישראלי — חבלי צמיחה, עם עובד ומכון פאלק תל אביב, עמ' 436-478.
- לויתן, ניסן (1987), "התפתחותה של המדיניות הדיסאינפלציונית בישראל 1980-86", רבעון לכלכלה, ל"ו, חוברת 131 (פברואר), 902-913.
- מלניק, רפי (1985), "מודל חיזוי למדד המחירים לצרכן", בנק ישראל, מחלקת המחקר, (פנימי).
- Bruno, Michael (1978). "Exchange Rates, Import Costs, and Wage-Price Dynamics", *Journal of Political Economy*, 86 (No. 3, June), 379-403.
- , and Sylvia Piterman (1988). "Israel's Stabilization: A Two Years Review." In *Inflation Stabilization: The Experience of Israel, Brazil, Bolivia, and Mexico*. Edited by M. Bruno, G. Di Tella, R. Dornbusch, and S. Fischer. Cambridge, Mass., and London: MIT Press. Pp. 3-47.
- Melnick, Rafi (1988). "Prices, Wages, and Import Prices in Israel: 1970-1983," *Journal of Applied Econometrics*, 3 (No. 1, January), 53-67.