

תנודות במחירים יחסיים ואינפלציה במשק הישראלי

ליאו לידרמן ואלכס צוקרמן.

עיקר הממצאים

בעבודה זו תיארו וניתחנו את הקשרים שבין תנודות המחירים היחסיים לתהליך האינפלציוני בישראל, ואפיינו את דפוסי ההתפתחות של קבוצות מחירים יחסיים, בשנים 1966 עד 1979.

נבחנה התפתחותם של מחירים יחסיים שונים, לפי סיווג של למעלה מ-20 קטגוריות, ולפי חלוקה לשתי קבוצות - מבוקרים וחופשיים.

עד סוף 1973 הניחו הממשלות לאינפלציה לשחוק את מחיריהם של המוצרים המבוקרים (יחסית לאלו של החופשיים), וערכם הריאלי הלך וירד. מ-1974 ואילך נערכו במחירים אלו תיקונים תקופתיים, שחוללו תנודות רבות בערכם הריאלי.

בתוך קבוצת המוצרים החופשיים מצאנו, כי השונות הגבוהה ביותר אפיינה את מחירי הבנייה והדירור, והשונות הנמוכה ביותר - את מחיריהם של מוצרי הדיג. בתוך קבוצת המוצרים המבוקרים נרשמו התנודות החריפות ביותר במחירי החינוך, ואילו מחירי הדואר והתחבורה היו היציבים ביותר.

מניתוח התפתחות השונות של המחירים היחסיים במשק עולה, כי החלק הנובע משונות בתוך קבוצת המוצרים החופשיים הוא יציב למדי, בשיעור של כ-60 אחוזים. 40 האחוזים הנותרים נובעים משונות בתוך קבוצת המוצרים המבוקרים ומשונות בין שתי הקבוצות האלה.

ממצאים מרכזיים נוספים בעבודה עניינם הקשר שבין התהליך האינפלציוני לשונות שיעורי השינוי של המחירים היחסיים:

התברר, כי יש קשר חיובי ומובהק בין שונותה של האינפלציה לשונות שיעורי השינוי של המחירים היחסיים.

נמצא קשר חיובי ומובהק בין רמת האינפלציה לתנודות המחירים היחסיים. קשר זה אינו סימטרי: האצת האינפלציה מגבירה את התנודות, אך האטתה אינה מחלישה אותן. התברר, שהקשר בין שונות עליותם של המחירים היחסיים לרמת האינפלציה הבלתי צפויה חזק יותר מן הקשר שבין שונות זו לרמת האינפלציה הצפויה.

1. מבוא

איתלות הדדית בין המחירים היחסיים לרמת המחירים הכללית היא עיקרון בסיסי של התיאוריה הכלכלית. ברם, עם האצת האינפלציה בישראל ובמקומות אחרים, התברר אמפירית, כי אינפלציה ומחירים יחסיים אינם בלתי-קשורים לחלוטין. גילוי זה עודד מחקרים אמפיריים רבים, ופותחו תיאוריות אחדות להסבר העובדות שנצפו.

ליאו לידרמן ואלכס צוקרמן הם חברי החוג לכלכלה של אוניברסיטת תל-אביב. המחברים מודים למרכז לפיתוח על שם פנחס ספיר באוניברסיטת תל-אביב על הסיוע הכספי.

לאחר מחקרים אמפיריים קודמים, שנסבו על ארצות שכהן האינפלציה נמוכה או מתונה, עוסק מאמר זה בישראל של 1966 עד 1979 — משק הנתון באינפלציה גבוהה ומואצת ביותר: שיעורה החודשי של האינפלציה בסוף תקופה זו עלה פי עשרה על זה שבתחילתה!

מטרתה של עבודתנו היא לחקור, באורח אמפירי, את הקשרים שבין תנודות במחירים יחסיים לשיעורי האינפלציה בישראל, ולאפיין את רפסי התפתחותם של כמה מחירים יחסיים על פני זמן.

כיוון שהדיון ממוקד בגילוי של סדיריות אמפיריות בסיסיות, אין כאן מחויבות לתיאוריה זו או אחרת. כמה מההשערות של התיאוריות העיקריות נסקרות בקצרה בפרק 2, כרקע להצגת התוצאות האמפיריות. בפרק 3 מתוארים הנתונים, ומוצגות שיטות החישוב. בפרק 4 מנותחת התפתחותם של מחירים יחסיים בודדים לאורך זמן; אנו משווים במיוחד בין התפתחות מחיריהם של מוצרים הנתונים לפיקוח ממשלתי לזו של מוצרים החופשיים מפיקוח. בפרק 5 מובאת עדות אמפירית לקשר שבין תנודות במחירים יחסיים לבין משתני אינפלציה שונים (אינפלציה כפועל, אינפלציה צפויה ובלתי-צפויה, שונות האינפלציה ושונות טעות התחזית של האינפלציה). בסעיף זה מוצג גם פירושה של שונות המחירים היחסיים לשונות בתוך קבוצות המוצרים — החופשיים והמבוקרים — ולשונות בין שתי הקבוצות, ונמסרות תוצאות מבחני הסיביות של גריינג'ר, לגבי כיוון הסיביות בין תנודות המחירים היחסיים למשתנים המתארים את התהליך האינפלציוני.

2. מודלים שונים לניתוח האינפלציה ותנודות המחירים היחסיים

הספרות של העת האחרונה מציגה כמה תיאוריות מתחרות, ולעיתים משלימות, המסבירות קשרים שנצפו בין התפלגויות האינפלציה הכללית להתפלגויות המחירים היחסיים. מבחינה מתודולוגית ניתן לסווג תיאוריות אלו לשתי קבוצות: (א) תיאוריות של שיווי-משקל כנגד אלו של העדר שיווי-משקל; (ב) תיאוריות המסבירות את הקשר בין האינפלציה לתנודות המחירים היחסיים במידע בלתי מושלם, לעומת אלו שלפיהן הסיבה העיקרית היא אחרת. לפנינו אפוא ארבעה סוגי תיאוריות — ארבעה סוגי הסברים:

1. מידע בלתי-מושלם בתנאי שיווי-משקל;
2. מידע בלתי-מושלם בהעדר-שיווי משקל;
3. מידע מושלם בתנאי שיווי-משקל;
4. מידע מושלם בהעדר שיווי-משקל.

המודלים הנפוצים ביותר כלולים בקבוצה 1. לכאן משתייכים מודלים רבי-שווקיים, המבוססים על אי ההבחנה של הציבור בין שינויים מיצרפיים לשינויים יחסיים במחירים (Barro, 1976; Lucas, 1973; Cukierman & Wachtel, 1979), וכן מודלים רבי-שווקיים המבוססים על אי ההבחנה בין שינויים מתמידים לחולפים. בשני סוגי המודלים המחירים היחסיים אינם תלויים בזעזועים מוניטריים, כאשר המידע מושלם. בסוג הראשון המידע הכללי מושלם (שמשמעותו אי ידיעתה של רמת המחירים הנוכחית) יוצר קשר חיובי בין תנודות במחירים יחסיים לשינויים נומינליים בלתי צפויים (Parks, 1978; Hercowitz, 1981) לתנודות באינפלציה (Cukierman, 1979). מתברר, שקשר זה קיים אפילו כאשר רמת המחירים הנוכחית ידועה היטב — וזאת כל עוד אין הציבור יודע את מרת קביעותה של תופעת הזעזועים, ובתנאי שתהליך הייצור מתמשך על פני כמה תקופות (Cukierman, 1982).

Cukierman & Leiderman (1984) מפתחים מודל של אי הבחנה "מיצרפית-יחסית" למגזר של מוצרים מבוקרים, ואומדים אותו עם נתונים על המשק הישראלי. ממצא מרכזי במחקר זה הוא, כי הבחירה הברזומנית של היצע הכסף ושל רמת מחירי המוצרים המבוקרים תורמת רכיב נוסף לתנודות המחירים היחסיים של המוצרים החופשיים בינם לבין עצמם.

קבוצה מרכזית של מודלים מן הסוג השני (מידע בלתי-מושלם בהעדר שיווי-משקל) משתייכת לגישה החזונית, המדגישה את החפיפה שבין חזוי עבודה לטווח ארוך. גם לפי גישה זו יש קשר חיובי בין תנודות המחירים היחסיים לבין שונות האינפלציה (Taylor, 1981). סקירה מקיפה של מודלים בקבוצה זו מצויה אצל Cukierman (1983).

לפי קבוצת התיאוריות השלישית, אפילו בתנאי מידע מושלם כדאי לשנות מחירים נומינליים רק מפעם לפעם (ולא ברציפות), מחמת עלותו של השינוי. ששינסקי וויס (1977) מראים, כי עלייה באינפלציה הצפויה מגדילה את ממדי תיקון המחירים כרמת הפירמה הבורדת. בתנאים סבירים, גידול בממרו של תיקון המחירים יוצר קשר חיובי בין תנודות המחירים היחסיים לרמתה של האינפלציה הצפויה.

קבוצת התיאוריות הרביעית קשורה בקביעתו של Schultze (1959), כי שינוי כלפי מעלה במחיר יחסי של מוצר חשוב במשק גורם לתגובה של מדיניות ממשלתית, הנוטה להגביר את האינפלציה, וזאת מחמת קשיחות זמנית של המחירים כלפי מטה. סוג זה של ניתוח מרמז על כיוון הסיבתיות בין תנודות המחירים היחסיים לבין רמת האינפלציה.

3. תיאור התנונים ושיטות החישוב העיקריות

מיינו את רכיבי מדד המחירים לצרכן (להלן "המדד") לכמה ענפים עיקריים, שנתייחס אליהם כאל "מוצרים" שונים.

מחיריהם של מוצרים אלה ומשקלותיהם, בין ינואר 1966 לדצמבר 1979², לוקטו על בסיס חודשי. כך כוללת התקופה הנחקרת גם שנים של מיתון, 1966 עד 1968, ששררה בהן אינפלציה נמוכה, וגם את תקופת האינפלציה הגבוהה של סוף שנות השבעים. נתונים בסיסיים אלה שימשו לחישוב מדדים לתנודות המחירים היחסיים, הן בחתך-רוחב והן לאורך זמן. כדי לקבל את חתך הרוחב, חישבנו את השונות המשוקללת של רמות המחירים היחסיים החודשיים סביב הממוצע (שהוא רמתו הכוללת של המדד), וכן את השונות המשוקללת של שיעורי השינוי החודשיים של מחירים שונים סביב שיעור השינוי הכולל של המדד. השונות הראשונה תיקרא "שונות חתך הרוחב של רמות המחירים היחסיים", ונסמן אותה כ- τ_i^2 ; השונות השנייה תכונה "שונות חתך הרוחב של השינוי במחירים היחסיים", ותצוין כ- $V_i(\pi^R)$. i הוא אינדקס הזמן החודשי.

השינויים החלים בכל מוצר לאורך זמן מאופיינים בתנודות הלוגריטם הטבעי של היחס בין מחירו של מוצר i לרמתו של המדד הכללי. מדד זה של תנודות המחירים היחסיים שווה בקירוב לאחוז הסטייה של השינוי במחיר מוצר i מהשינוי במדד. לכן אין הוא תלוי ברמת המחירים הכללית. גורל זה יסומן להלן כ- $RP_i(i)$.

נוסף על חישובים בסיסיים אלה, מיינו רכיבי המדד למוצרים הנתונים לפיקוח (C), שאת מחיריהם קובעת הממשלה, ולמוצרים חופשיים (F), שאת מחיריהם קובעים כוחות השוק³. לכל קבוצה חושב מדד מחירים כללי משלה, לכל חודש. כן חושבו שונות חתכי הרוחב של רמות המחירים היחסיים ושל האינפלציה היחסית בתוך כל תת-קבוצה. השונות הכוללת של חתך הרוחב של המחירים היחסיים לכל תקופה פורקה לשלושה רכיבים: (א) שונות חתך הרוחב של רמות המחירים היחסיים בתוך קבוצת המוצרים החופשיים, τ_{Fi}^2 ; (ב) שונות חתך הרוחב של רמות המחירים היחסיים בתוך קבוצת המוצרים המבוקרים, τ_{Ci}^2 ; (ג) שונות חתך הרוחב של רמות המחירים היחסיים בין שתי הקבוצות, τ_{FCi}^2 .

4. התפתחות של קבוצות מחירים יחסיים ושל מחירים בודדים

במשק הישראלי נתונים חלק מן המחירים לפיקוחה של הממשלה, ורמתם הממוצעת משקפת את מדיניותה — נעוד שאחרי נקבעים בידי כוחות השוק.

¹ רשימת המוצרים מופיעה בנספח, ומספרם נע בין 22 ל-23 — בתהיקופות השונות.
² פרט לתוצאות האמפיריות בסעיף 5ג, המבוססות על התקופה שמינואר 1966 עד דצמבר 1980.
³ רכיבי המדד סווגו למוצרים חופשיים ומבוקרים, בעיקר לפי המתאר בדו"ח השנתי של בנק ישראל לשנת 1974, עמ' 194. הסיווג המפורט מופיע בנספח.

א. מחיריהם היחסיים של המוצרים המבוקרים ושל המוצרים החופשיים בשנים 1966 עד 1979

המוצרים החופשיים מהווים לרוב בין 65 ל-70 אחוזים מהמדד, והשאר רובם מוצרים מבוקרים. אנו מגדירים את רמתו הכוללת של המדד בתקופה t כדלקמן:

$$(1) \quad Q_t = \sum_i u(i) P_t(i),$$

כאשר $P_t(i)$ הוא הלוגריתם הטבעי של מחיר המוצר i בתקופה t , ו- $u(i)$ הוא משקלו של מוצר זה במדד⁴. באורח דומה מוגדרות רמות המחירים של קבוצות המוצרים המבוקרים והחופשיים, בתקופה t בהתאמה, כדלקמן:

$$(2) \quad Q_{Ct} = \sum_{i \in C} \frac{u(i)}{\beta(C)} P_t(i),$$

$$(3) \quad Q_{Ft} = \sum_{i \in F} \frac{u(i)}{\beta(F)} P_t(i),$$

כאשר

$$(4) \quad \beta(C) = \sum_{i \in C} u(i), \quad \beta(F) = \sum_{i \in F} u(i),$$

וכן

$$\beta(C) + \beta(F) = \sum_i u(i) = 1.$$

המחיר היחסי לקבוצת המחירים המבוקרים בתקופה t יוגדר כ-

$$(א5) \quad RP_t(C) = Q_{Ct} - Q_t;$$

בדומה לכך, יוגדר המחיר היחסי לקבוצת המחירים החופשיים בתקופה t כ-

$$(ב5) \quad RP_t(F) = Q_{Ft} - Q_t,$$

כאשר Q_t , Q_{Ct} ו- Q_{Ft} נקובים כולם במונחי לוגריתמים. השינויים ב- $RP_t(C)$ וב- $RP_t(F)$ הם קירובים לאחוז הסטייה של השינוי במדד המוצרים המבוקרים מהשינוי במדד הכללי ולאחוז הסטייה של השינוי במדד המוצרים החופשיים מהשינוי במדד הכללי, בהתאמה. התפתחותם של שני שיעורי סטייה אלה לאורך זמן מתוארת בדיאגרמות 1 ו-2, בהתאמה.

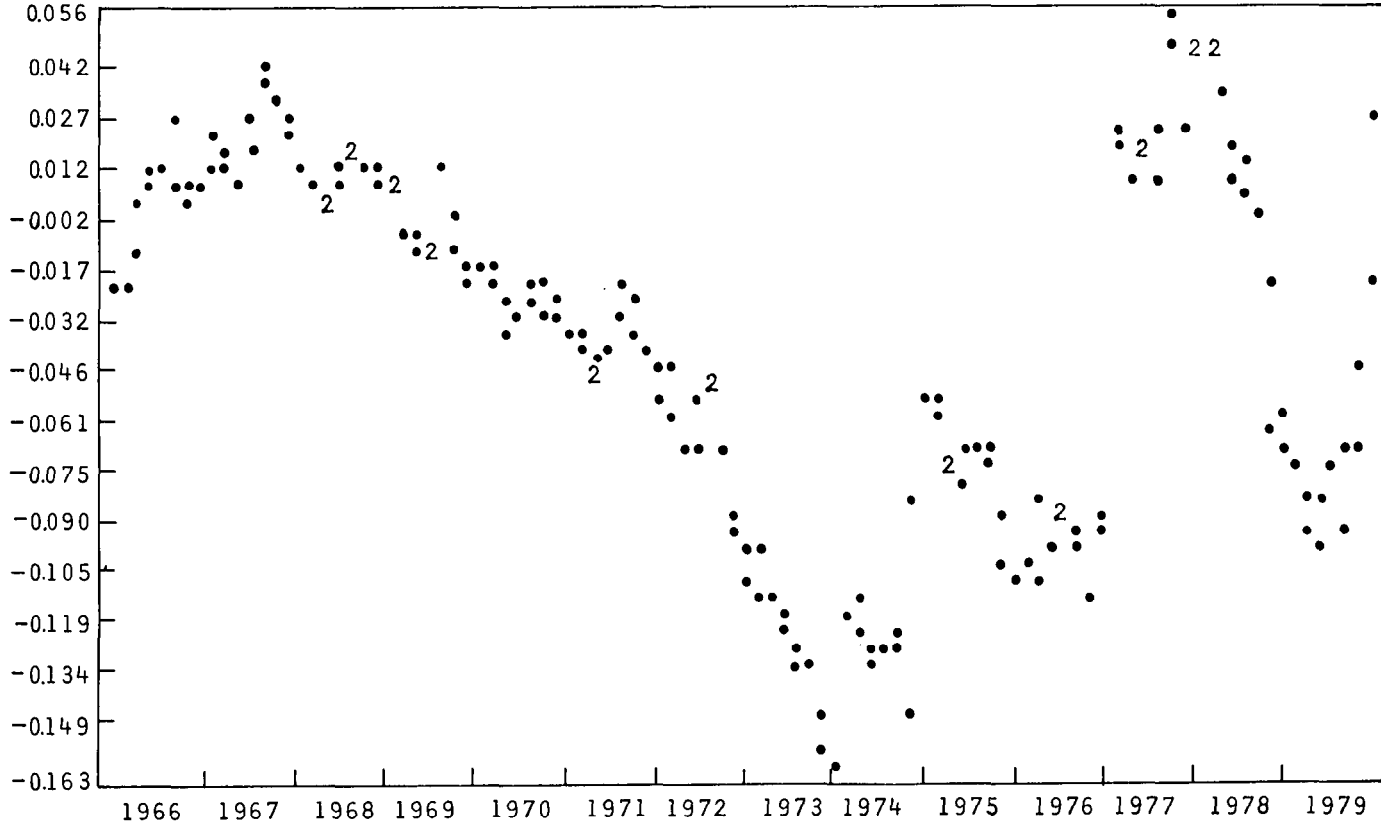
הדיאגרמות מראות, כי עד מלחמת יום הכיפורים ירדו מחיריהם היחסיים של המוצרים המבוקרים ירידה תלולה, בעוד שהמחירים היחסיים של המוצרים החופשיים עלו במהירות. במרוצת 1974 תוקנו כלפי מעלה מחיריהם היחסיים של המוצרים המבוקרים; לאחר מכן הם חזרו וירדו בתחילת 1977, ואז תיקנו אותם מחדש, תיקון חריף, כלפי מעלה. תיקון זה נשחק עד לראשית 1979, מחמת האינפלציה המהירה של 1978, אך במרוצת המחצית הראשונה של 1979 תוקנו המחירים המבוקרים שוב, במדה רבה, כלפי מעלה. תואי מחיריהם היחסיים של המוצרים החופשיים בדיאגרמה 2 הוא תמונת ראי של התפתחות מחירי המוצרים המבוקרים בדיאגרמה 1.

⁴ רמת המחירים מוגדרת כממוצע גיאומטרי של מחירים בודדים (ולא כממוצע אריתמטי, כמו בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה). הגדרה זו מסייעת בניתוח המחירים היחסיים. גם המשקל, $u(i)$, משתנה, אמנם במעט, במרוצת הזמן. לשם פשטות הסימון, לא צוּרף אינדקס של זמן ל- $u(i)$, אולם החישובים דלהלן כוללים ערכון תקופתי של מבנה השקלול.

דיאגרמה 1

המחיר היחסי של מוצרים מבוקרים, 1966 עד 1979

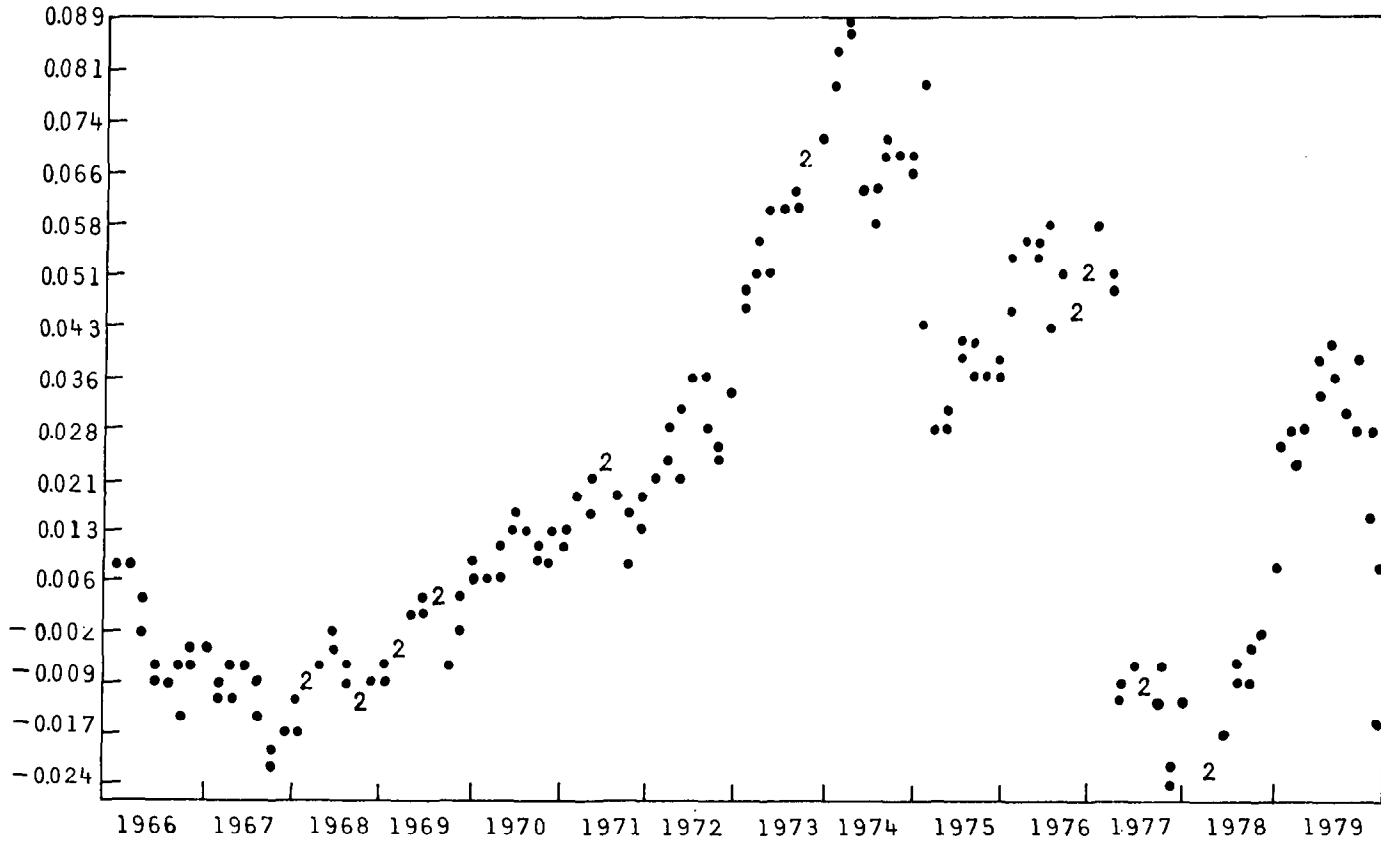
תנודות במחירים יחסיים ואינפלציה



" המחיר היחסי מוגדר כאן כהפרש, שבין הלוגריתם של מדד מחירי המוצרים המבוקרים ללוגריתם של רמת המחירים הכללית. הספרה 2 מציינת, כי באותה נקודה יש שתי תצפיות (לחודשים סמוכים), שבהן ערכו של המחיר היחסי כמעט זהה.

דיאגרמה 2

המחיר היחסי של מוצרים חוסשיים, 1966 עד 1979



11 המחיר היחסי מוגדר כאן כהפרש, שבין הלוגריתם של מדד מחירי המוצרים החוסשיים ללוגריתם של רמת המחירים הכללית. ראה גם הערה לדיאגרמה 1.

לפי הדיאגרמות מתברר, כי מבחינת מדיניות המחירים של הממשלה ניתן לחלק את התקופה שבין 1966 ל-1979 לשתיים: עד סוף 1973 הניחו הממשלות, בדרך כלל, לאינפלציה לשחוק את מחיריהם הריאליים של המוצרים המבוקרים, ואילו מ-1974 ואילך נערכו במחירים אלה תיקונים תקופתיים, שחוללו בערכם הריאלי תנודות רבות. מעניין, כי התקופה שמ-1974 ואילך — שבה היתה האינפלציה גבוהה בהרבה מזו של התקופה הראשונה — היא התקופה שבה ניסתה הממשלה, במדה רבה, לשמור על קביעות במחיריהם הריאליים של המוצרים המבוקרים. (דיון מפורט יותר בתיקונים השנתיים של מחירי המוצרים המבוקרים מצוי אצל Shapira, 1980, עמ' 62-75.)

ב. התנהגות המחירים היחסיים של מוצרים חופשיים בודדים

כשנים 1966 עד 1979 עלו מחיריהם היחסיים של המוצרים החופשיים הבאים: פירות וירקות, רהיטים, כימיקלים, חומרי ברזל ומוצרים תעשייתיים אחרים. לעומת זאת ירדו מחיריהם היחסיים של בגדים, הלבשה וטקסטיל, הנעלה ושעשועים. במחיריהם היחסיים של בנייה ודיור ושל בשר ועופות לא ניכרה נטייה מובהקת — לא לעלייה ולא לירידה⁵. המחיר היחסי של בנייה ודיור גילה נטייה שיטתית לעלות עד ראשית 1975, ירד במדה ניכרת בין 1975 לאמצע 1978, ומאו החל לעלות שוב. מאחורי נטיות כלליות אלו ניתן לזהות שני תואי התפתחות שונים — שתי מגמות ליניאריות: המחירים היחסיים, $RP(i)$, של מוצרי מזון (כגון פירות וירקות, דגים, בשר ועופות) נוטים להתנווד רבות במרוצת תקופות קצרות, בעוד שמחיריהם היחסיים של בנייה ודיור, ריהוט, כימיקלים, ברזל ושעשועים הם יציבים בטווחים הקצרים, אולם מאופיינים במחזוריים של טווח ארוך. סוג ההתפתחות הראשון מודגם בדיאגרמה 3, במחיריהם היחסיים של פירות וירקות, והסוג השני — בדיאגרמה 4, במחיריהם היחסיים של דיור ובנייה⁶.

מחיריהם היחסיים של מוצרים שונים מגלים מדות תנודתיות שונות לאורך זמן. (ראה לוח 1.)

לוח 1

שונות סטיותיהם של מחירים יחסיים בודדים מהמגמה הליניארית¹ — מוצרים חופשיים (אחוזים)

שונות השארית	המוצר
18	בנייה ודיור
11	תעשייה אחרת
11	ריהוט
10	פירות וירקות
10	כימיקלים
9	שעשועים
8	מוצרי ברזל
7	הלבשה וטקסטיל
6	בשר ועופות
6	נעליים
5	מוצרי דיג

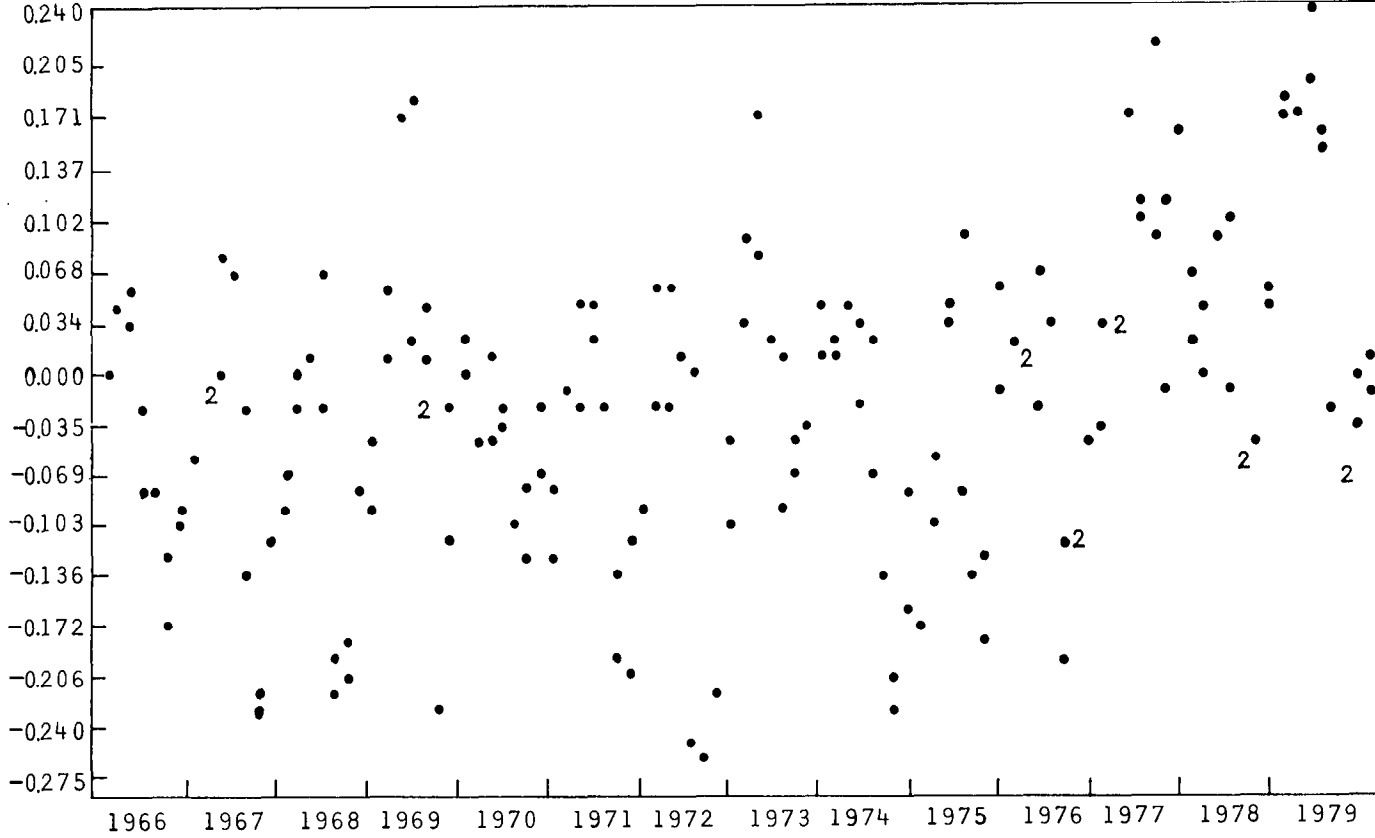
¹ המוצרים סודרו בלוח בהתאם לגודל השונות.

מן הלוח עולה, כי אפילו לאחר שהוכאזו בחשבון שינויי מגמה — המחירים היחסיים בענפים בנייה, דיור ותעשייה אחרת הם המשתנים ביותר.

⁵ קביעה זו מתבססת על המוכחות ועל סימני המקדמים β_i במשוואות מהסוג $RP(i) = \alpha_i + \beta_i t$.
⁶ נתונים דומים, המצביעים על התנהגות המחירים היחסיים של מוצרים בודדים אחרים, ניתן להשיג אצל המחברים.

דיאגרמה 3

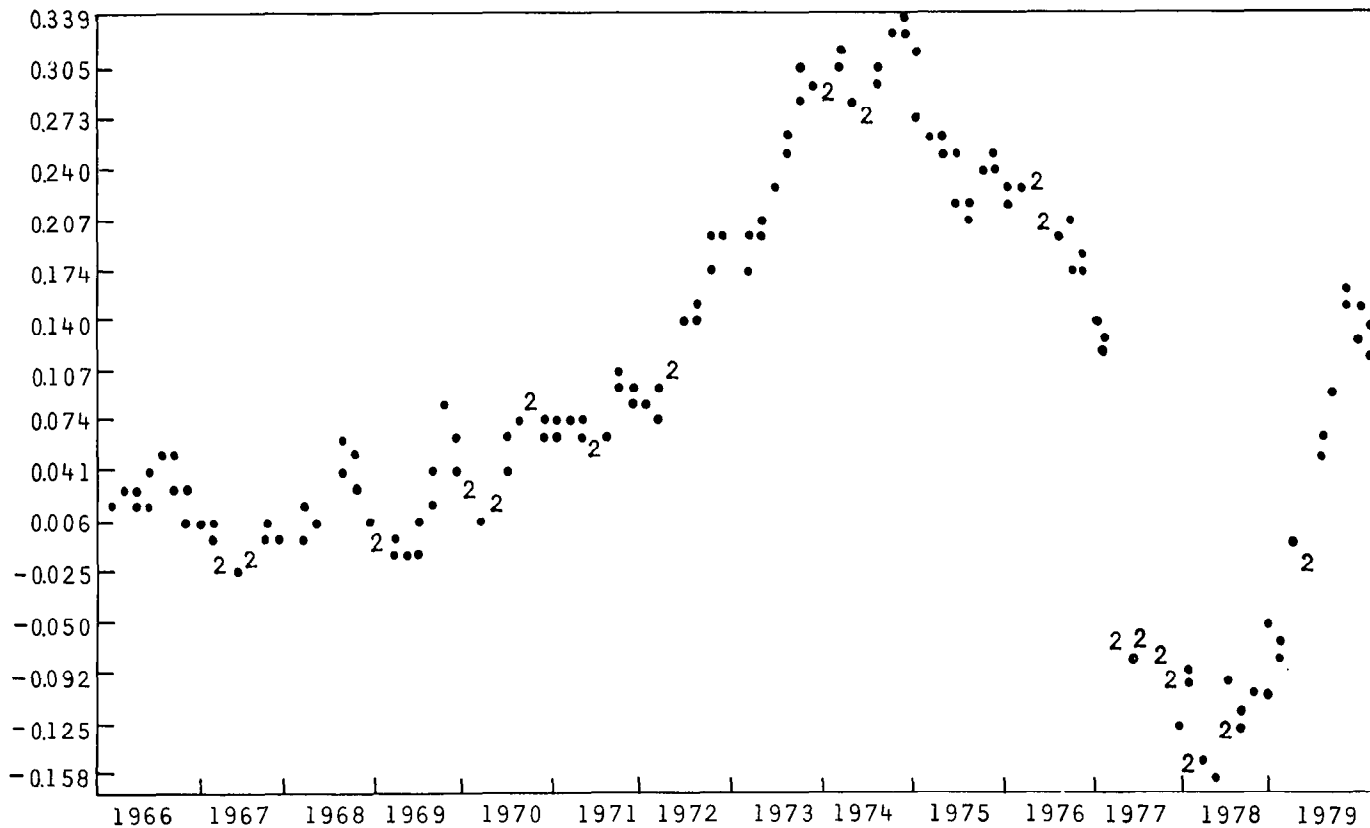
המחיר היחסי של סירות וירקות (חופשיים), 1966 עד 1979



" המחיר היחסי מוגדר כאן כהפרש, שבין הלוגריתם של מודר מחירי הפירות והירקות ללוגריתם של רמת המחירים הכללית. ראה גם הערה לדיאגרמה 1.

דיאגרמה 4

המחיר היחסי¹ של בנייה ודיוור (חופשיים), עד 1966 עד 1979



¹ המחיר היחסי מוגדר כאן כהפרש, שבין הלוגריתם של מדד מחירי הבנייה והדיוור ללוגריתם של רמת המחירים הכללית. ראה גם הערה לדיאגרמה 1.

ג. התפתחות המחירים היחסיים של מוצרים מבוקרים כודדים

תואי התפתחות מחיריהם היחסיים של מרבית המוצרים המבוקרים דומים לזה של ממוצע הקבוצה כולה, כמתואר בדיאגרמה 1; אמנם יש כמה חריגים, כגון מחיריהם של שימורי בשר, לחם ומאכלים אחרים — אך אפילו הם דומים לכל שאר המוצרים המבוקרים בתיקון החד כלפי מעלה, שהוכנס בהם במשך שנת 1974, או סמוך לה. כללית, נרשמו במחיריהם היחסיים של מוצרים מבוקרים כודדים עליות תלולות, חד-פעמיות, ובעקבותיהן באו תקופות שחיקה ארוכות יחסית. (ראה דיאגרמה 1.)

גם בין אותם מוצרים מבוקרים, שהתפתחות מחיריהם היחסיים קרובה לזו של ממוצע הקבוצה כולה, עדיין קיימים הבדלים באשר למועדי התיקון ולעוצמתם. כך, למשל, במחירים היחסיים של לחם, קמח ומוצרי אפייה נערכו תיקונים נכבדים כלפי מעלה במרוצת 1970 — בעוד שמחיריהם היחסיים של מרבית המוצרים המבוקרים האחרים גלשו כלפי מטה. במשך 1979 תוקנו מחדש כלפי מעלה מחיריהם היחסיים של כל המוצרים המבוקרים, להוציא שירותי רפואה.

לאורך כל התקופה 1966 עד 1979 הסתמנה מגמת עלייה מובהקת במחירים היחסיים של בשר ושימורי דגים, לחם, קמח ומוצרי אפייה, מאכלים אחרים וחשמל — אולם במחיריהם של חלב ומוצריו, דואר ותחבורה, מסים, ביטוח וחינוך שררה מגמת ירידה מובהקת. במחיריהם היחסיים של שירותי רפואה לא היתה כל מגמה מובהקת. בדומה למוצרים החופשיים, נתגלו במחירי המוצרים המבוקרים הכודדים הבדלים גדולים יחסית בתנודות לאורך הזמן סביב קווי המגמה שלהם. בלוח 2 סודרו המוצרים המבוקרים לפי גודל השונות של שארית זו.

לוח 2

שונות פשוטותיהם של מחירים יחסיים כודדים מהמגמה הליניארית¹ — מוצרים מבוקרים
(אחוזים)

שונות השארית	המוצר
14	חינוך
13	מסים וביטוח
11	חלב ומוצריו
10	שירותי רפואה
10	חשמל
9	לחם, קמח וצורכי אפייה
7	בשר ושימורי דגים
6	מאכלים אחרים
4	דואר ותחבורה

¹ ראה הערה ללוח 1.

שונות השארית הגבוהה ביותר נרשמה במחיריהם היחסיים של חינוך ושל מסים וביטוח, והנמוכה ביותר — באלה של דואר ותחבורה.

5. עדינות אמפירית לקשר שבין האינפלציה לתנודות המחירים היחסיים במשק הישראלי

הניסיון בכמה מדינות מערביות מלמד, כי ככל שעולים שיעור האינפלציה ושונותה, מתגברות תנודות חתך הרוחב של המחירים היחסיים.² ההאצה הגדולה של האינפלציה בישראל בחלקן האחרון של שנות השבעים מאפשרת לבדוק, אם קשר זה קיים גם כאשר שיעור האינפלציה הוא תלת-ספרתי. נושאים אלה נדונים להלן, הן באורח תיאורי והן באמצעות מבחנים אקונוטריים.

¹ Vining & Elwertowski (1976) וכן Fischer (1981) לגבי ארה"ב, Padoa & Schioppa (1979) לגבי איטליה, מוצאים קשר חיובי בין תנודות המחירים היחסיים לשונות האינפלציה. בלוח 6 של Kleiman (1977) מוצג מיתאם

א. סקירת הנתונים

כאמור בסעיף 3, מאופיינות תנודות חתך הרוחב של המחירים היחסיים בשונות τ_i^2 שלהם ובשונות $V_i(\pi^R)$ של שיעורי האינפלציה היחסיים. שני מושגים אלה מוגדרים כמשוואות (6) ו-(7), בהתאמה:

$$(6) \quad \tau_i^2 = \sum_i u(i) [RP_i(i)]^2;$$

$$(7) \quad V_i(\pi^R) = \sum_i u(i) [RP_i(i) - RP_{i-1}(i)]^2.$$

τ_i מודד את האחוז הממוצע של סטיית מחירים בודדים מרמת המחירים הכללית בתקופה t . השורש הריבועי של $V_i(\pi^R)$ מודד את האחוז הממוצע של סטיית שיעור האינפלציה של מוצר i משיעור האינפלציה הכללית, כפי שהיא נמדדת על ידי $Q_t - Q_{t-1}$. כרי לקבוע, אם יש קשר שיטתי בין תנודות המחירים היחסיים לבין תנודות האינפלציה, דרוש קירוב אמפירי לתנודות האינפלציה; בחרנו בשונות של שיעורי האינפלציה החודשית במרוצת השנה. שיעור האינפלציה בחודש t מוגדר כמשוואה (8). שונות שיעור האינפלציה לשנה מסוימת מוגדרת כשונות של π_t במשך אותה שנה.

$$(8) \quad \pi_t = Q_t - Q_{t-1}.$$

בלוח 3 מסוכמים נתונים שנתיים ממוצעים ל- $\tau_t, \pi_t, \sqrt{V_i(\pi^R)}$, וכן השונות של שיעור האינפלציה, $V(\pi)$, במשך השנה.

לוח 3

אינפלציה, שונות האינפלציה, מחירים יחסיים ותנודות אינפלציה יחסיות¹, 1966 עד 1979 (אחוזים, בקירוב, שיעורים חודשיים)

$\sqrt{V(\pi^R)}$	τ	$\sqrt{V(\pi)}$	π	
2.4	6.6	0.96	0.56	1966
2.2	7.3	0.69	0.01	1967
2.4	8.5	0.68	0.16	1968
3.2	8.5	0.96	0.31	1969
2.0	5.3	1.01	0.85	1970
2.6	6.6	1.04	1.00	1971
3.2	10.1	1.14	0.95	1972
2.8	15.5	1.10	1.80	1973
4.8	18.4	3.57	3.79	1974
3.0	19.3	1.75	1.77	1975
3.3	17.9	1.81	2.71	1976
3.6	7.4	2.71	3.19	1977
3.3	11.1	1.65	3.23	1978
4.9	12.0	2.14	6.20	1979

¹ π הוא ממוצע אritמטי פשוט של שיעורי האינפלציה החודשיים במרוצת השנה.

חיובי בין תנודות המחירים היחסיים לבין רמת האינפלציה בישראל בשנים 1964 עד 1975, אולם לפי לוח 2 של Jaffee & Kleiman (1977), המבוסס על נתונים מארצות שונות עד לראשית שנת השבעים, אין קשר בין תנודות אלו לרמת האינפלציה. ממצא זה נוגר את ממצאיהם של Kleiman (1977) ו-Vining & Elwertowski (1976), וכן את אלה המוצגים בסעיף ג להלן. לדעתנו ייתכן, כי חריג זה נובע מהטיה שגרמה שיטת העיבוד הסטטיסטי שנקטו Jaffee & Kleiman

לוח 3 מורה בכירור, כי כמשך התקופה הנחקרת התקיים קשר חיובי בין כל המשתנים. במרבית המקרים היתה עלייה בשיעור האינפלציה ובשונותה מלווה בעלייה מקבילה הן בשונות רמות המחירים היחסיים והן בשונות שיעורי האינפלציה היחסיים.

ההאצה באינפלציה קשורה קשר הדוק בגידולו של $\sqrt{V(\pi^R)}$, ואכן, ערכי שיא ל- $\sqrt{V(\pi^R)}$ מופיעים בשנים של האצה אינפלציונית חריפה, (למשל ב-1974 וב-1979).

בלוח 4 מוצגים סטטיסטיים מסכמים לקבוצות המוצרים החופשיים והמבוקרים. התמונה המתקבלת לגבי כל קבוצה בנפרד דומה לזו המתקבלת לגבי המיצרף של שתיהן: עם האצת האינפלציה התוך-קבוצתית עולה גם השונות בחתך הרוחב של שיעור השינוי במחירים היחסיים בתוך הקבוצה. נוסף על כך קיים מיתאם חיובי בין שונות רמות המחירים היחסיים של שתי קבוצות המוצרים. שתי השונות עולות ויורדות יחד, וסדרן הגודל שלהן דומים.

לסיכום — לפי הנתונים שבידינו, כאשר קצב האינפלציה ושונותו עולים, גובר במקביל פיזור המחירים היחסיים. קשר זה נידון ביתר העמקה בהמשך, בתת-סעיף ג.

לוח 4

אינפלציה, שונות האינפלציה, מחירים יחסיים ותנודות יחסיות באינפלציה בתוך קבוצות המוצרים, החופשיים והמבוקרים — 1966 עד 1979¹
(אחוזים, בקירוב, שיעורים חודשיים)

C המוצרים המבוקרים		F המוצרים החופשיים		
τ_C	$\bar{\pi}_C$	τ_F	$\bar{\pi}_F$	
6.8	0.82	6.4	0.44	1966
7.5	0.14	6.9	-0.05	1967
7.7	0.05	8.8	0.22	1968
8.1	0.07	8.7	0.42	1969
2.8	0.72	5.7	0.92	1970
5.2	0.87	6.5	1.08	1971
7.0	0.52	9.6	1.19	1972
10.7	1.24	13.0	2.10	1973
14.0	4.72	17.1	3.29	1974
20.3	1.33	17.2	2.01	1975
17.6	2.81	15.7	2.67	1976
5.7	3.45	7.6	3.08	1977
10.5	2.36	10.9	3.61	1978
13.2	6.91	9.9	5.89	1979

¹ $\bar{\pi}_C$ ו- $\bar{\pi}_F$ הם ממוצעים אריתמטיים פשוטים של שיעורי האינפלציה החודשיים, במרוצת השנה, לקבוצות המוצרים החופשיים והמבוקרים — בהתאמה.

ג. פירוק שונות חתך הרוחב של מחירים יחסיים

ננסה עתה למצוא, באיזו מדה נובעת תנודתיות חתך הרוחב של המחירים היחסיים מן התנודות במחירים בתוך כל קבוצת מוצרים — החופשיים והמבוקרים — ובאיזו מדה היא תוצאת התנודות בין שתי קבוצות אלו. את תנודות המחירים היחסיים בתוך קבוצת המוצרים החופשיים אפשר לראות כתנודות "טבעיות" של המחירים היחסיים, בעוד שהתנודות בקבוצת המוצרים המבוקרים משקפות בעיקר מדיניות ממשלתית. השונות בין שתי הקבוצות מושפעת הן ממדיניות המחירים הממשלתית לגבי המוצרים

המבוקרים והן מנוהגי התמחור של הסקטור הפרטי. כדי לאמוד את תרומתו של כל אחד מרכיבים אלה לסך כל תנודות המחירים היחסיים, ניוקק לניתוח השונות⁸ כדלקמן:

$$(9) \quad \tau_i^2 = \beta(F)\tau_{Fi}^2 + \beta(C)\tau_{Ci}^2 + \tau_{FCi}^2$$

$$(א) \quad \tau_{Fi}^2 = \sum_{i \in F} \frac{u(v)}{\beta(F)} (P_i(i) - Q_{Fi})^2$$

$$(10) \quad (ב) \quad \tau_{Ci}^2 = \sum_{i \in C} \frac{u(v)}{\beta(C)} (P_i(i) - Q_{Ci})^2$$

$$(ג) \quad \tau_{FCi}^2 = \sum_{i=F,C} \beta(i)(Q_{Fi} - Q_{Ci})^2.$$

τ_{Fi}^2 ו- τ_{Ci}^2 הן שונות המחירים היחסיים בתוך קבוצות המוצרים, החופשיים והמבוקרים, בהתאמה, ו- τ_{FCi}^2 היא שונות המחירים בין שתי הקבוצות. הפירוק במשוואה (9) משמעו, כי סך תנודות המחירים היחסיים ניתן לפירוק לתנודות בתוך קבוצת המוצרים החופשיים, משוקללת במשקל קבוצה זו במדר, פלוס התנודות בתוך קבוצת המוצרים המבוקרים, כפול משקלה של קבוצה זו במדר, פלוס השונות בין ממוצעי רמות המחירים של שתי הקבוצות.

לפי לוח 5, חלקו של $\beta(C)\tau_{Ci}^2$ של τ_i^2 חלקו של כל שונות חתך הרוחב של המחירים היחסיים הוא, ברוב המקרים, נמוך במדה ניכרת ממחצית, וזה של $\beta(F)\tau_{Fi}^2$ עולה, לרוב, על מחצית. שאר התנודותיות של המחירים היחסיים נובעת מן השונות בין קבוצת המוצרים המבוקרים לזו של החופשיים, אולם שונות זו משתנה במדה ניכרת במרוצת הזמן. כמו כן מראה הלוח, כי השונות ברמה הכללית של המחירים היחסיים מוסברת בתנודות בתוך הקבוצות יותר מאשר בתנודות ביניהן. השונות התוך-קבוצתית היתה המקור לרוב התנודות במחירים היחסיים בראשית תקופת המדגם; לאחר מכן ירד חלקה במדה ניכרת בשנים 1972 עד 1974, וחזר ועלה לקראת סוף התקופה — אף כי לרמה נמוכה יותר מאשר בראשית התקופה. גידול חלקה של השונות הבין-קבוצתית בשנים 1972 עד 1974 משקף את ניסיונות הממשלה לתקן את מחיריהם הריאליים של המוצרים המבוקרים ב־1973 ו־1974. כפי שניתן לראות מדיאגרמה 1, נערכו באותה עת תיקונים נכבדים כלפי מעלה במחיריהם הריאליים של המוצרים המבוקרים — אחרי תקופה ארוכה שבה ירדו מחירים אלה ברציפות.

5 לוח

רכיביה של שונות המחירים היחסיים, 1966 עד 1970

(ממוצעים תקופתיים, אחוזים)

שיעור ה- τ^2 הנובע מהשונות הבין-קבוצתית τ_{FCi}^2/τ^2	שיעור ה- τ^2 הנובע ממוצרים חופשיים שמחיריהם חופשיים $\beta(F)\tau_{Fi}^2/\tau^2$	שיעור ה- τ^2 הנובע ממוצרים מבוקרים שמחיריהם מבוקרים $\beta(C)\tau_{Ci}^2/\tau^2$	התקופה
3	63	34	1968-1966
11	67	22	1971-1969
29	52	19	1974-1972
12	58	30	1977-1975
12	57	31	1979-1978

⁸ ניתוח דומה להשוואת מוצרים סחירים ובלתי סחירים במכסיקו ראה אצל Blejer & Leiderman (1982).

ירידה בחלקה של השונות התוך-קבוצתית מתבטאת, בדרך כלל, בשתי הקבוצות, אולם הירידה הנובעת מתנודות בתוך קבוצת המוצרים המבוקרים חריפה יותר; זאת, כנראה, משום שתיקון של מחירי המוצרים המבוקרים — משמחליטה עליו הממשלה — נערך, בדרך כלל, לגבי כל המוצרים בשיעורים דומים למדי. כללית, דומה, כי כאשר מחירים היחסי $(Q_{Ci} - Q_i)$ של מוצרים מבוקרים יורד, עולה תרומתה של שונות המחירים היחסיים בתוך קבוצה זו ל- τ^2 , ולהפך — כאשר מחירים היחסי של מוצרים מבוקרים עולה, נוטה התרומה של τ^2 ל- τ^2 לרדת.

ג. גורמים הקשורים בתנודות האינפלציה היחסית:
תוצאות אקונומטריות

בפרק זה מוצגת עדות אקונומטרית לקשר שבין שונות חתך הרוחב של השינויים במחירים היחסיים, $V(\pi^R)$, ובין משתנים שונים של התהליך האינפלציוני — שיעור האינפלציה (בפועל, צפויה ובלתי צפויה), שונותה לאורך זמן, האצתה ושונות טעות התחזית שלה. אמרנו את $V(\pi^R)$ כפונקציה של π^2 (תקופת מדידה — מאוקטובר 1966 עד דצמבר 1980):

$$V(\pi^R) = 0.0003 + \frac{0.46}{4.04} \pi^2; \quad R^2 = 0.69$$

$$D.W. = 1.97$$

כשורה השנייה של המשוואה, כאן ובהמשך, מופיע הסטטיסטי t . לפי משוואה זו, עליות של שיעור האינפלציה מלוות בעליות מובהקות של תנודות האינפלציה היחסית. מעניין, שהסטטיסטי D.W. תואם העדר מיתאם סדרתי מסדר ראשון. בבדיקות שערכנו מצאנו, כי המקדם של π^2 אינו קבוע לאורך זמן: לשנים 1966 עד 1969 מקדם זה ערכו 2.62 ($t = 2.87$), לשנים 1970 עד 1973 ערכו 0.51 ($t = 5.20$), ולשנים 1974 עד 1980 — 0.45 ($t = 120$). מתברר אפוא, כי המקדם הולך ויורד ככל שחולף הזמן (והאינפלציה מתגברת). תוצאות אלו אינן מגלות, אם הקשר החיוני בין $V(\pi^R)$ לאינפלציה מקורו רק בהשפעת האינפלציה הבלתי-צפויה על $V(\pi^R)$ — או שמא גם בהשפעה ישירה נוספת של האינפלציה הצפויה על תנודות המחירים היחסיים⁹.

כדי לברר זאת אמרנו, בשלב ראשון, סדרה של אינפלציה צפויה ($E\pi_t$) מתוך התהליך האוטורגרסיבי רלהן (תקופת המדידה — מיולי 1966 עד דצמבר 1980):

$$E\pi_t = 0.003 + \frac{0.42}{1.32} \pi_{t-1} - \frac{0.02}{0.23} \pi_{t-2} + \frac{0.15}{1.78} \pi_{t-3} + \frac{0.04}{0.49} \pi_{t-4} + \frac{0.18}{2.17} \pi_{t-5} + \frac{0.15}{1.88} \pi_{t-6}.$$

$$R^2 = 0.55$$

$$D.W. = 2.03$$

(נזקקנו למשוואה אחת בלבד לגבי כל תקופת המדידה, שכן לא היה ניתן לרחות את ההשערה, כי מקדמי משוואה זו היו יציבים לאורך כל התקופה — ברמות מובהקות רגילות). האינפלציה הבלתי צפויה מוגדרת אפוא על ידי $\pi_t - E\pi_t$. משימוש באינפלציה צפויה ובלתי צפויה כמשתנים מסבירים ברגסיה מתקבלת המשוואה כדלקמן, לתקופת המדידה הכוללת:

$$V(\pi^R) = 0.0002 + \frac{0.82}{2.92} (\pi_t - E\pi_t)^2 + \frac{0.36}{7.60} (E\pi_t)^2. \quad R^2 = 0.60$$

$$D.W. = 1.86$$

⁹ ההשפעה הראשונה מתבקשת מאי ההכחנה (Lucas) בין עזועים מצרפיים לעזועים יחסיים; (ראה Hercowitz, 1981, וכן Cukierman, 1984, פרק 6.) השנייה — מן ההוצאה הכרוכה בתיקון מחירים. (ראה Sheshinski & Weiss, 1977.)

השפעותיה של האינפלציה הבלתי-צפויה (בריבוע) על $V(\pi^R)$ חזקות ומובהקות יותר מאלו של האינפלציה הצפויה (בריבוע). יש לציין, כי המקדם של זו האחרונה שונה במדה מובהקת מ-0 — ממצא העומד בסתירה לתיאוריות, שלפיהן רק החלק הבלתי צפוי של π_t משפיע על $V(\pi^R)$. במונחים של תת-מדגמים, המקדם של $(\pi_t - E\pi_t)^2$ הוא 0.77 ל-1966 עד 1969 ($t = 1.3$); 1.08 ל-1970 עד 1973 ($t = 5.17$), 0.81 ל-1974 עד 1980. לגבי $(E\pi_t)^2$ המקדמים (לאותם תת-מדגמים, בהתאמה) הם: 1.28 ($t = 1.3$); 0.03 ($t < 1$) — 0.347 ($t = 4.09$). כך, בעוד שהתוצאות לגבי מקדם האינפלציה הבלתי צפויה נראות יציבות לאורך התקופה — ירד המקדם של $(E\pi_t)^2$ בסוף התקופה ירידה תלולה בהשוואה לראשיתה.

הורצו רגרסיות נוספות ל- $V(\pi^R)$ כפונקציה של שני מדדים אלטרנטיביים לתנודות האינפלציה: השונויות הנעות (6 חודשים) של שיעור האינפלציה $V(\pi)$ ושל האינפלציה הבלתי צפויה $V(\pi - E\pi)$. התוצאות לתקופת המדגם כולה הן כדלקמן:

$$V(\pi^R) = \frac{0.0005}{4.44} + \frac{1.33}{5.10} V(\pi). \quad R^2 = 0.14 \quad \text{D.W.} = 1.43$$

$$V(\pi^R) = \frac{0.0006}{4.64} + \frac{1.00}{4.42} V(\pi - E\pi). \quad R^2 = 0.11 \quad \text{D.W.} = 1.42$$

תוצאותיהן של שתי המשוואות דומות למדי: שתיהן מורות על קשר חיובי ומובהק בין מדדים של שונות האינפלציה לבין פיזור המחירים היחסיים. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם התוצאות התיאורטיות הנגזרות ממודלים המושתתים על אי ההבחנה ה"מיצרפית-היחסית", וכן עם תוצאות אמפיריות לגבי ארה"ב. (ראה Cukierman, 1984, פרק 4.) מבחינה תיאורטית — אף כי שונויות האינפלציה והאינפלציה הבלתי צפויה, כפי שהיא נמדדת ב- $V(\pi - E\pi)$, אינן זהות — הן נוטות להיות קשורות חיובית.

נראה, שהמקדם של $V(\pi)$ ירד במרוצת הזמן — מ-3.13 בתת-התקופה הראשונה ל-0.76 באחרונה — ואילו מקדם השונות של האינפלציה הבלתי צפויה מגלה דפוסים פחות ברורים לאורך הזמן: עלייה מ-1970 עד 1973 וירידה מ-1974 עד 1980.

לכסוף, אנו ניגשים למשוואה המתארת אסימטריה בין תגובת $V(\pi^R)$ לעליות באינפלציה, ובין תגובתו לירידות בה (לגבי המדגם לשנים 1966 עד 1980).

$$V(\pi^R) = -\frac{0.00007}{0.82} + \frac{0.03}{9.89}\pi + \frac{0.02}{5.76}D\pi + \frac{0.02}{4.20}|D\pi|, \quad R^2 = 0.71 \quad \text{D.W.} = 1.92$$

כאשר $D\pi$ הוא ההאצה בשיעור האינפלציה $|D\pi|$ — ערכה המוחלט. בהעדר כל השפעת האצה אינפלציונית על $V(\pi^R)$, צריכים המקדמים של $D\pi$ ו- $|D\pi|$ להיות שווים ל-0. עם השפעה כזאת, אך בלי אסימטריות בהשפעת השינויים בשיעור האינפלציה על $V(\pi^R)$, יהיה המקדם של $|D\pi|$ שונה מ-0, בעוד שעל זה של $D\pi$ להיות שווה ל-0. כאשר קיימת אסימטריה זו, על שני המקדמים להיות שונים מ-0 במדה מובהקת.

העדות האמפירית עולה בקנה אחד עם המקרה האחרון: כאשר האינפלציה בעלייה, $V(\pi^R)$ גדל יותר מאשר כשהיא בירידה. למעשה, כיוון שהמקדמים של $D\pi$ ו- $|D\pi|$ שווים, המשוואה שנאמדה מתיישבת עם ההשקפה האומרת, כי רק האצה (ולא האטה) של האינפלציה משפיעה על תנודות המחירים היחסיים. העדות לגבי תת-התקופות השונות מראה, שאסימטריה זו טיפוסית לסוף תקופת המדגם יותר מאשר לראשיתה.

יש לציין, כי התוצאות דלעיל תקפות, במרבית המקרים, לגבי יחסים כריזמניים בין המשתנים הנרונים — אף כי עקרונית, ייתכנו יחסים פיגורים. כדי לבדוק אפשרות זו, ערכנו מבחני סיבתיות של גריינג'ר — שכללו 6 פיגורים של המשתנים ה"נגרמים" וה"גורמים". זאת בדרך של אומדן תהליכים אוטורגרסיביים רמשתניים — שבכל אחד מהם נבדקה רגרסיה של $V(\pi^R)$ לגבי הפיגורים שלו ר-6

פיגורים של x , כאשר x הוא אחד ממשתני האינפלציה. בדומה לכך הורצה רגרסיה של x על 6 פיגורים של $V(\pi^R)$. מבנה דרימשתני זה נאמד ב-6 מדידות אלטרנטיביות (x) של האינפלציה π , π^2 , $(\pi - E\pi)$, $V(\pi - E\pi)$ ו- $V(\pi)$. בכל המקרים הצביעו המבחנים הסטטיסטיים על העדר כל סיבתיות גרינג'ר בין תנודות המחירים היחסיים לבין המדרים הללו של האינפלציה הכללית.

נראה, כי התהליך האינפלציוני אינו מקדים תנודות במחירים היחסיים, וכי תנודות אלו אינן מקדימות את התהליך האינפלציוני. תוצאה זו שונה מאלו שקיבל Fischer (1981, 1982) לגבי ארה"ב וגרמניה; זאת, קרוב לוודאי, משום ששיעור האינפלציה במשק הישראלי גבוה הרבה יותר, ומנגנון ההצמדה הפועל בו משוכלל יותר. סביר להניח, כי בהשפעת הגורמים האלה, האינטראקציות-בפיגור בין תנודות במחירים היחסיים לבין אינפלציה זעומות יחסית, וכך נותרות ההשפעות הברומניות הרכיב החשוב ביותר של אינטראקציות אלו.

לסיכום, מצאנו קשרים ברזומניים מובהקים, בין $V(\pi^R)$ לבין משתנים אחרים הקשורים באינפלציה — חוקיות אמפיריות מעניינת, המאפיינת את המשק הישראלי. תוצאות המבחנים שלנו תומכות ברכיביהן של כמה תיאוריות (שנידונו בפרק 2), אולם כדי לקבוע איזו תיאוריה היא התואמת ביותר את הנתונים, דרושים מבחנים מפורטים יותר.

נספח

רכיבי מדד המחירים לצרכן, משקליהם וסיווגם למוצרים¹
מבוקרים (C) וחופשיים (F)

1979-1977	1976-1970	1969-1966	הסיווג	הרכיב במדד
5.81	6.89	7.46	F	(1) פירות וירקות
1.82	2.39	3.02	F	(2) מוצרי דיג
3.32	4.11	5.59	F	(3) בשר ועופות
2.69	2.69	3.72	F	(4) ריהוט
7.39	7.82	8.01	F	(5) הלבשה וטקסטיל
2.69	2.84	2.91	F	(6) נעליים
8.31	6.04	6.77	F	(7) מוצרי ברזל
4.86	3.31	3.03	F	(8) מוצרים כימיקליים
2.95	3.02	2.68	F	(9) תעשייה אחרת
20.70	14.65	15.84	F	(10) בנייה ודירור
1.06	2.08	1.86	F	(11) שעשועים
3.95	4.74	6.12	F	(12) שירותים אישיים
3.63	4.06	-	F	(13) מלונות, מסעדות וכו'
0.64	0.19	-	F	(14) שירותים עסקיים
-	-	0.51	F	(15) שירותים אחרים
2.91	3.04	3.11	C	(16) חלב ומוצריו
1.08	1.34	1.82	C	(17) בשר ושימורי דיגים
3.18	3.63	3.64	C	(18) לחם, קמח וצורכי אפייה
6.89	7.86	7.87	C	(19) מאכלים אחרים
2.51	2.24	2.04	C	(20) חשמל
4.79	5.56	4.69	C	(21) דואר ותחבורה
3.12	3.85	2.61	C	(22) מסים וביטוח
2.54	3.71	3.00	C	(23) חינוך
3.16	3.94	3.70	C	(24) שירותי רפואה
100.00	100.00	100.00		סך הכול

¹ הסיווגים של (13) ר(14) נהוגים מאז 1970, ואילו (15) — רק עד 1970. לפיכך השוונה מעט מספר המוצרים ששימש בסיס לחישוב τ^2 ו- $V(\pi)$ בין התקופות 1966 עד 1969 ו-1970 עד 1979.

ביבליוגרפיה

בנק ישראל, דין וחשבון שנתי, שנים שונות.

- Barro, R.J. (1976), "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics* 2 (January), 1-32.
- Blejer, M.I. & Leiderman, L. (1982), "Inflation and Relative Price Variability in the Open Economy", *European Economic Review* 18 (July), 387-402.
- Cukierman, A. (1979), "The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation", *American Economic Review* 69 (June), 444-447.
- & Wachtel, P. (1979), "Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Theory and Evidence", *American Economic Review* 69 (September), 595-609.
- (1982), "Relative Price Variability, Inflation and the Allocative Efficiency of the Price System", *Journal of Monetary Economics* 9 (March), 131-162.
- & Leiderman, L. (1984), "Price Controls and the Variability of Relative Prices", *Journal of Money, Credit and Banking*, 16 (August), 271-284.
- (1983), "Reply to Parks and Cutler" ("Relative Price Variability and Inflation: A Survey and Further Results"), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 19 (Autumn), 167-169.
- (1984), *Inflation, Stagflation, the Phillips Curve and Relative Prices under Imperfect Information*, New York: Cambridge University Press, forthcoming.
- Fischer, S. (1981), "Relative Shocks, Relative Price Variability and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 381-431.
- Fischer, S. (1982), "Relative Price Variability and Inflation in the United States and Germany", *European Economic Review* 18 (May/June), 171-196.
- Hercowitz, Z. (1981), "Money and the Dispersion of Relative Prices", *Journal of Political Economy* 89 (April), 328-356.
- Jaffe, D.M. & Kleiman, E. (1977), "The Welfare Implications of Uneven Inflation", in: Lundberg, E. (ed.) *Inflation Theory and Anti-Inflation Policy*, London: Macmillan, pp. 285-307.
- Kleiman, E. (1977), *Indexation, Risk and Relative Prices in Israel, 1964-1975*, Discussion Paper No. 7713. Jerusalem: Falk Institute.
- Lucas, R.E. Jr. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review* 63 (June), 326-334.
- Padoa-Schioppa, F. (1979), "Inflazione e Pressi-Relativi", *Moneta e Credito* 32, No. 128.
- Parks, R.W. (1978), "Inflation and Relative Price Variability" *Journal of Political Economy* 86 (February), 79-96.
- Schultze, V.L. (1959), *Recent Inflation in the U.S.*, Study Paper No. 1 Prepared for the Joint Economic Committee, U.S. Congress (September).
- Shapira, E. (1980), "The Inflationary Process and Relative Price Changes: The Israeli Case", Unpublished Ph.D. Dissertation, New York: Graduate School of Business Administration, New York University.
- Sheshinski, E. & Weiss, Y. (1977), "Inflation and the Costs of Price Adjustment", *Review of Economic Studies* 44 (June), 287-303.
- Taylor, J.B. (1981), "On the Relation Between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate", *Carnegie-Rochester Conference Series on public Policy* 15 (Autumn), 57-86.
- Vining, D.R. Jr. & Elwertowski, T. (1976), "The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level", *American Economic Review* 66 (September), 699-708.