

## קשרי גומלין בין אינפלציה למיצרפים מוניטריים בישראל

עליזה ברזיס, ליאו ליידרמן ורפי מלניק\*

### 1. מבוא ועיקר הממצאים

ברוב הניסיונות להסביר את האצת האינפלציה בעשור האחרון, בארץ ובעולם, מובאת בחשבון השפעתם של גורמים מוניטריים על תהליך זה. ואכן, עדויות אמפיריות שונות מראות, שמשנתים מוניטריים ממלאים תפקיד מכריע בהסבר התהליך האינפלציוני.

ההתפתחויות שחלו בשנים האחרונות בישראל בתחום המוניטרי (בחלקן – כתוצאה מן הליברליזציה במטבע חוץ) ובתחום האינפלציה (האצתה לרמה של 3 ספרות) יוצרות שדה מתאים מאין כמוהו למחקר של קשרי הגומלין שבין משתנים מוניטריים לבין שיעור האינפלציה – מחקר העשוי לתרום להבנת התהליך האינפלציוני במשק, ולעזור לקובעי המדיניות המוניטרית בהערכת פעילותם.

מחקר כזה רצוי לבסס בדרך כלל על מודל מבני של הסקטור המוניטרי, מודל המגלם בתוכו משוואות התנהגותיות וכן את מגבלות התקציב של הפרטים במשק. עיצובו של מודל אנליטי כזה טרם הושלם, עד כמה שידוע לנו. זאת ועוד: בנייתו תלויה בתשובות לכמה שאלות אמפיריות; לדוגמה: האם להניח, שהמשק מאופיין בקשיחות מחירים בטווחי זמן מסוימים? האם שינויים בכמות הכסף משפיעים על המחירים? ואם כן – דרך אלו מנגנונים פועלת השפעתם, ובאלו פיגורים? כיוון ששאלות אלה עדיין פתוחות, אנו סבורים, שמוטב לבחון את הנתונים השונים, בלי לכפות עליהם מודל מבני מסוים; כך נחשוף את הסדירויות האמפיריות (empirical regularities) המאפיינות את הקשרים שבין כסף לאינפלציה במשק, ובזאת נסייע בבניית המודל האנליטי המתאים לנושא הנדון<sup>1</sup>.

מטרת המחקר תהיה אפוא לבדוק, באמצעות כלים אקונומטריים של סדרות עתיות, את הקשרים שבין משתנים מוניטריים לאינפלציה בשנים האחרונות. הדגש העיקרי במחקר זה הוא על בעיית החיזוי, דהיינו על תרומתם של משתנים מוניטריים להסבר הסטטיסטי של התפתחות האינפלציה, ולהפך. כדי ללבן סוגיות אלו, השתמשנו במבחני סיבתיות. מאחורי מבחנים אלו עומדת גישה סטטיסטית טהורה, ולכן עלינו לנהוג זהירות בפירוש תוצאותיהם.

במחקר זה בדקנו מיצרפים מוניטריים רבים. הממצאים נסבים על התקופה שמינואר 1972 עד ספטמבר 1980. השתמשנו בנתונים חודשיים ורבעוניים לתקופה שמ-1972 עד 1980, ולדיון באמצעי התשלום – גם בנתונים שנתיים לשנים 1954 עד 1979. הנתונים החודשיים שימשו בסיס לבדיקת הקשרים בטווח הקצר, הנתונים הרבעוניים – לטווח הבינוני, והנתונים השנתיים – לטווח הארוך.

\* עליזה ברזיס היא כלכלנית במחלקת המחקר של בנק ישראל. ליאו ליידרמן הוא מרצה בחוג לכלכלה באוניברסיטת תל-אביב. רפי מלניק הוא כלכלן בכיר במחלקת המחקר של בנק ישראל ומרצה במחלקה לכלכלה של האוניברסיטה העברית.

1 דיון מורחב בפילוסופיה שגישה זו מבוססת עליה ראה אצל סימס (1980).

במבחינים החודשיים התברר לנו, כבר מההרצות הראשונות, שהקשרים אינם יציבים על-פני זמן: נראה, שחל בהם שינוי משמעותי בעקבות המהפך של 1977. לפיכך חילקנו את המדגם בנקודת המהפך לשני תת-מדגמים. מספר התצפיות הרבעוניות והשנתיות לא איפשר חלוקה לתת-מדגמים, מחמת מיעוט דרגות החופש. בנתונים החודשיים ביצענו כל הרצה פעמיים – פעם בניכוי עונתיות, באמצעות שימוש במשתנה דמה, ופעם בלי ניכוי עונתיות. התברר, שהתוצאות אינן רגישות ביותר לניכוי עונתיות.

במבחינים החודשיים והרבעוניים השתמשנו במיצרפים המוניטריים הבאים:

$$(1) M_1 = \text{אמצעי תשלום};$$

$$(2) M_2 = M_1 + \text{תפ"ס} + \text{פז"ק};$$

$$(3) M_3 = M_2 + \text{פת"ס עו"ש} + \text{פת"ס ז"ק};$$

$$(4) M_4 = M_3 + \text{אג"ח משוער};$$

$$(5) C_0 = \text{סך האשראי הבנקאי};$$

$$(6) B_1 = \text{בסיס הכסף הצר};$$

$$(7) G_0 = \text{הזרמת הממשלה} + \text{הזרמת הסוכנות};$$

$$(8) G_1 = \text{הזרמה הנובעת מעודף ביקוש ממשלתי}.$$

המשתנים מ-(1) עד (6) הם מלאים, ולכן עסקנו בשיעור השינוי שלהם ביחס לשיעור האינפלציה. לעומת זאת משתנים (7) ו-(8) הם זרמים, ולכן בדקנו משתנים אלה עצמם ביחס לשיעור האינפלציה.

בלוח 1 מובאים שיעורי השינוי השנתיים של משתנים אלו. לוח זה מציג את ההתפתחות במיצרפים המוניטריים: ירידה במשקלם של הנכסים הבלתי צמודים ועלייה באלה הכוללים רכיבים צמודים ( $M_3$  ו- $M_4$ ).

בחירת הנתונים בטווח הקצר (לפי נתונים חודשיים) גילתה, כאמור, שקשרי הסיבתיות אינם יציבים על-פני זמן. לפני המהפך של 1977 ניכרה השפעה מובהקת של  $M_4$ , ובמדה מועטת יותר – של האשראי, על המחירים, ולא נמצאה סיבתיות הפוכה – דהיינו השפעת המחירים על הכסף. לעומת זאת אחרי המהפך נחלשה השפעת הכסף על האינפלציה, ואילו השפעת האינפלציה על הכסף גברה. הסבר אפשרי אחד לדפוס זה של תוצאות קשור בתופעת ה"דולריזציה" ובגידולם של הרכיבים הצמודים בתיק הנכסים הנזילים של הציבור בשנים האחרונות. עדיין לא ניתן לבדוק, אם היפוך דומה חל גם לפי הנתונים הרבעוניים ו/או השנתיים, וזאת מפאת חוסר דרגות חופש.

ממצא חשוב נוסף הוא, שמשנתה האשראי, הנתון במדה רבה לשליטת הבנק המרכזי, מופיע בכמה מהמשוואות כמשתנה המוניטרי המובהק ביותר בהשפעתו על האינפלציה לאחר המהפך הכלכלי. השפעה זו פועלת בפיגור של כמה תקופות, ונעלמת בטווח הבינוני. לכן נראה, שיש צורך במחקר מעמיק של תפקוד האשראי בתהליך האינפלציוני ובמערכת המקרו-כלכלית בישראל בכללותה. אשר לתוצאות בטווח הבינוני (לפי נתונים רבעוניים) – כאן לא ניכרת כל השפעה מובהקת של כסף על האינפלציה. תוצאה זו סותרת במדה רבה את הדעה הרווחת, לפיה הגידול בכמות הכסף, בהגדרותיו השונות, מגביר את האינפלציה בטווח זה. מצד שני נמצא, שהמחירים לא השפיעו על המיצרפים הצמודים ( $M_3$  ו- $M_4$ ), אך השפיעו במדה מובהקת על המיצרפים הלא-צמודים ( $M_0, M_1, G_0, G_1$  ו- $B_1$ ). אחד ההסברים האפשריים לכך הוא: עליית המחירים מעלה באופן מידי (בטווח הקצר) את הנכסים הצמודים. (קשר זה בולט בנתונים החודשיים לאחר המהפך). הדבר מפר

את האיזון בתיק הנכסים של הציבור, וגורר התאמה של הנכסים הלא-צמודים, התאמה הנערכת בפיגור של כמה חודשים ומתבטאת בטווח הבינוני. מובן, שייתכנו גם הסברים אחרים לתופעה זו.

בטווח הארוך ניכרת השפעה של הכסף על המחירים, אך זאת בפיגור של שנתיים. נראה אפוא, שבמצואות משפיעים שינויים מוניטריים על האינפלציה בפיגור כזה. מצאנו סיבתיות מובהקת גם בכיוון השני: עליות מחירים גוררות שינויים בכמות הכסף.

מכמה בחינות התוצאות האמפיריות של מחקרנו דומות למדי לאלו שנתקבלו לגבי ארצות אחרות. כך, כמו במקרה של ארצות-הברית, לא ניכרת השפעה חזקה של הכסף על המחירים בטווח הקצר או הבינוני, ורק בנתונים שנתיים מתגלה סיבתיות כזאת. הממצא בדבר השפעת המחירים על הכסף עולה בקנה אחד גם עם ממצאים קודמים של אופיר וקליימן וכן עם תוצאות מחקרי ההיפר-אינפלציות.<sup>2</sup> נסכם את עיקרי הממצאים שנתקבלו:

- א. בטווח הקצר והבינוני המיצרפים המוניטריים אינם משפיעים בדרך כלל על האינפלציה. יוצאים מכלל זה האשראי ( $C_0$ ) ו- $M_4$ .
- ב. בטווח הארוך  $M_1$  משפיע על האינפלציה בפיגור של שנתיים.
- ג. אשר להשפעת האינפלציה על המיצרפים המוניטריים, מצאנו כי: (1) בטווח קצר האינפלציה גוררת את הנכסים הצמודים ( $M_3$  ו- $M_4$ ). (2) בטווח הבינוני האינפלציה גוררת את הנכסים הכספיים הלא-צמודים, אך אינה גוררת את הנכסים הצמודים.
- ד. בטווח הארוך, שוב, האינפלציה גוררת את  $M_1$ .

סיכום התוצאות

בטווח הקצר		בטווח הבינוני		בטווח הארוך	
$M \rightarrow P$	$P \rightarrow M$	$M \rightarrow P$	$P \rightarrow M$	$M \rightarrow P$	$P \rightarrow M$
	לפני המהפך		$P \rightarrow M_1$	$M_1 \rightarrow P$	$P \rightarrow M_1$
$M_4 \rightarrow P$			$P \rightarrow M_2$		
$C_0 \rightarrow P$			$P \rightarrow G_0$		
			$P \rightarrow G_1$		
			$P \rightarrow B_1$		
			$P \rightarrow C_0$		
	אחרי המהפך				
$M_4 \rightarrow P$	$P \rightarrow M_3$				
$C_0 \rightarrow P$	$P \rightarrow M_4$				
	$P \rightarrow C_0$				

הסימנים:

$M \rightarrow P$ : המשתנה המוניטרי "גורם" את האינפלציה במובן הסטטיסטי של גרינגיר (ראה להלן).

$P \rightarrow M$ : האינפלציה "גורמת" (במובן הני"ל) את המשתנה המוניטרי.

$M \rightarrow P$ : קשר סיבתי, שהיה קיים בחלק מהפיגורים אך לא בכלם.

במאמר 5 פרקים ונספח. בפרק 2 נדונה המתודולוגיה של מבחני סיבתיות. בפרק 3 נסקרים בקצרה ממצאי עבודות קודמות על נושאים דומים – לגבי המשק הישראלי ולגבי משקים אחרים. הממצאים האמפיריים שלנו מפורטים בפרק 4, בפרק 5 מוצגות ההשלכות המתודיות, ובנספח מובאים לוחות סטטיסטיים.

2 ראה: סרגינט וואלאס (1973); פתנקל (1977).

## 2. המתודולוגיה

במחקר המקרו-אקונומטרי, המבוסס על נתונים של סדרות עתיות, שוררות כיום שתי גישות כלליות לבניית מודלים אקונומטריים. הגישה הראשונה מתבססת על ספיציפיקציה של מודל מבני (כדוגמת המודל של בנק ישראל), שבו תיאוריה כלכלית ממלאת תפקיד מרכזי בניסוח המשוואות והמגבלות האפריוריות של המודל. גישה זו מנסה לערוך את הנתונים במסגרת תיאורטית כוללת.

הגישה השנייה מתבססת על שיטות ניתוח של סדרות עתיות, שבהן ממלאים הנתונים תפקיד מרכזי, הן בניסוח המשוואות והן בבדיקת מגבלותיו של המודל. בתום הבדיקות האמפיריות, עורכים את הממצאים לשם הכללתם במסגרת התיאורטית.

זוהי, כמובן, הצגה פשטנית של שתי הגישות; בעבודה אמפירית יש ביניהן למעשה השפעת גומלין, כדברי גריינג'ר וניובולד<sup>4</sup>: "כמעט מובן מאליו, שהגישה האופטימלית משלבת את המיטב שבשתי הגישות." מכאן שיש לראותן כגישות המשלימות זו את זו, ולא דווקא כגישות אלטרנטיביות.

בשנים האחרונות נתחדש רבות כתחום המוניטרי בישראל. ההתפתחויות החדשות טרם הוסברו באמצעות מודל תיאורטי שלם או חלקי, ובניית מודל כזה כרוכה בקשיים רבים. יש לקוות להתפתחויות חשובות בתחום זה של המחקר בעתיד. במצב הנוכחי אפשר לנקוט את הגישה השנייה, תוך ניסיון לגלות את הסדירויות האמפיריות בתחום הקשרים שבין כסף לאינפלציה, ובכך אף לסייע בהכוונת המחקר התיאורטי. במחקרנו מתבססת המתודולוגיה בעיקרה על ניתוח סדרות עתיות.

אמת המדה העיקרית להערכת עבודות אקונומטריות על סדרות עתיות היא, כמובן, כושר החיזוי של המשוואות. על נושא זה צמחה בעשור האחרון ספרות, תחת הכותרת "סיביות", מושג המתפרש בה כדלהלן: אם משתנה  $X$  משפר את התחזית על משתנה  $Y$  מעבר לתחזית על  $Y$  בעזרת אינפורמציה  $U$ , שאינה כוללת את  $X$  — נאמר ש- $X$  "גורם" את  $Y$ <sup>5</sup>. נגדיר את  $\sigma^2(Y/U)$  כשונות שבטעות התחזית של  $Y$ , המתונה באינפורמציה  $U$ . אזי  $X$  גורם את  $Y$  אם

$$(1) \quad \sigma^2(Y/U) < \sigma^2(Y/U - X)^6$$

זוהי הגדרת הסיביות של גריינג'ר (1969). מובן, שקיימת אפשרות של היזון דו-כיווני בין  $X$  ל- $Y$ , ובמקרה זה יתקיים

$$\sigma^2(Y/U) < \sigma^2(Y/U - X)$$

(2)

$$\sigma^2(X/U) < \sigma^2(X/U - Y)$$

למותר לציין, שסיביות במובן זה איננה זהה עם סיביות במובן הפילוסופי<sup>7</sup>, ואף לא עם סיביות בהגדרת המילון.

לדוגמה ניקח משק, שבו, לפי הנחתנו, נובעת האינפלציה כולה מהשפעות מוניטריות — כלומר משק, שבו שינויים בכמות הכסף הם הגורמים (לפי הגדרת המילון) לשינויים באינפלציה.

3 מן התיאוריה נובעת השערה כללית, (maintained hypothesis), שאינה נבדקת במודל הנאמר.

4 גריינג'ר וניובולד (1977), עמ' 7.

5 האינפורמציה  $U$  כוללת את כל הנתונים של  $Y$  בהווה ובעבר וסדרות אחרות שעשויות לעזור בחיזוי  $Y$ , כולל הסדרה  $X$ .

6  $U-X$  היא האינפורמציה ב- $U$  פחות הסדרה  $X$ .

7 קשר של סיביות, במובן הפילוסופי של המלה, קיים בין 2 גורמים, אם שינוי באחד מהם הכרחי לשינוי במשנהו.

אם בשנה מסוימת מצפים הפרטים כמשק זה לעלייה משמעותית בכמות הכסף בשנה הבאה אחריה, ותחזית זו מתקיימת — סביר להניח, שעקב ציפיות אלו יעלו המחירים כבר בשנה הנוכחית, כלומר עוד לפני שכמות הכסף תעלה למעשה. האקונומטריקן שיערוך מבחני סיבתיים במשק זה יקבל ממצא ברור: עליות מחירים גורמות (במובן של גריינג'ר) עלייה בכמות הכסף, ואולם לפי הנחותינו, מבחינה מושגית ההפך הוא הנכון. כאשר לציפיות יש תפקיד מכריע במערכת המשתנים הנדונים (כמו למשל משתני הבורסה בניירות ערך), עלולים אפוא מבחני הסיבתיים להראות תמונה מוטעית של יחסי הסיבתיים.

עם זאת, אם תוצאות מבחני הסיבתיים מצביעות על כיוונים מסוימים בחיזוי של משתנים, הרי כל מודל שייבנה על סמך אותם נתונים יצטרך לעלות בקנה אחד עם אותם ממצאים אמפיריים.

הבעיה המעשית החשובה ביותר בהגדרת הסיבתיים כרוכה בבחירת  $U$  ובבחירת המודל לתחזיות. גריינג'ר מציע להתרכז בשתי סדרות —  $X$  ו- $Y$ , לכלול באינפורמציה  $U$  את הפיגורים של שתיהן, ולהצטמצם בתחזיות ליניאריות. תחת המגבלות הללו המבחן של גריינג'ר הוא מבחן  $F$  פשוט, שבודק את המובהקות של קבוצת משתנים הכוללת את סדרת ה"סיבה", בכמה פיגורים.

$$(3) \quad Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \epsilon_t$$

$$(4) \quad Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_n Y_{t-n} + \gamma_1 X_{t-1} + \dots + \gamma_n X_{t-n} + \delta_t$$

$$(5) \quad \begin{array}{l} H_0: (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n) = 0 \\ H_1: \text{אחרת} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{המבחן הוא} \\ \text{אחרת} \end{array}$$

המבחן הזה יהיה תקף סטטיסטית, אם הטעויות המקריות  $\epsilon_t$  ו- $\delta_t$ , המופיעות ב-(3) וב-(4), אכן מתפלגות נורמלית עם שונות קבועה וללא מיתאם סדרתי<sup>8</sup>. הקושי העיקרי מתעורר מהאפשרות

$$\sigma^2(Y/Y, X) < \sigma^2(Y/Y)$$

$$(6) \quad \sigma^2(Y/X, Y, Z) < \sigma^2(Y/Y, Z) < \sigma^2(Y/Y)$$

כלומר: אם יש משתנה שלישי, שהוא ה"סיבה" ל- $Y$ , הרי השמטתו מהמבחן עלולה להוביל למסקנות מוטעות.

במאמר מרכזי על הנושא שלנו פיתח סימס (1972) מבחן סיבתיים אחר, המתבסס על בדיקת מובהקותם של משתנים עתידיים (leads). לפי מבחן סימס  $Y$  גורם את  $X$  פורמלית, אם  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n_2}) = 0$  במשוואה

$$(7) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{n_1} X_{t-i} \alpha_i + \sum_{i=1}^{n_2} X_{t+i} \beta_i + \epsilon_t$$

בחרנו במבחן גריינג'ר ולא במבחן סימס, משתי סיבות:

א. מבחן סימס תקף סטטיסטית, רק אם סדרות  $X$  ו- $Y$  הועברו בפילטר ההופך אותן לסטציונריות<sup>9</sup>. המבחן רגיש לבחירת הפילטר, ובחירתו שנויה במחלוקת<sup>10</sup>. מבחינה זו עדיף

8 ככל המבחנים האמפיריים שערכנו לא יכולנו לדחות אף השערה של אי תלות סדרתית (זאת לפי מבחן  $F$ , הבודק מיתאם סדרתי מסדר  $m$ ).

9 ראה: סימס (1972) עמ' 545.

10 ראה: שורט (1977); אוארבך ורטנר (1978); זלנר (1978).

מבחן גריינג'ר, המשתמש בסדרות כפי שהן נמדדות (דבר המספר גם את ההבנה האינטואיטיבית של התוצאות), ומגביר את תקפותו של המבחן.

ב. סימס עצמו הוכיח, שאם ההנחות שמבחנו מבוסס עליהן מתקיימות, הרי ששני המבחנים שקולים. מטעמי נוחות, החלטנו לעבוד בשיטת גריינג'ר.

נוסיף, כי מבחן סימס מראה בבחירות יחסית, שמבחני הסיביות בכללם הם למעשה מבחני אקסוגניות של משתנים במובן הסטטיסטי, ובזאת חשיבותו העיקרית של מבחן זה. נדגים זאת:

$$(8) \quad Y_t = \sum_{i=k}^n \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t$$

ולפי מבחן סימס נמצא, שההשערה  $H_0: \beta_k = \dots, \beta_0 = 0$  נדחית, אזי יהיו האומדנים שיתקבלו מהרגרסיה (9) מוטים ולא עקביים, כתוצאה מהשמטת משתנים המתואמים עם המשתנים המסבירים ברגרסיה זו<sup>11</sup>.

$$(9) \quad Y_t = \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \delta_i$$

המסקנה היא, שמודל סימס, כפי שהוא מנוסח ב-(9), מביא לאומדנים עקביים, אך ורק אם  $Y$  אינו גורם את  $X$  כמובן של גריינג'ר או של סימס.

בחלק מהסדרות העתיות קיימת עונתיות. בהנחה שהעונתיות מתבטאת בשתי הסדרות,  $X$  ו- $Y$ , נשאלת השאלה, אם במבחן גריינג'ר יש לנכות אותה אם לאו. אם העונתיות של  $Y$  נגרמת על-ידי העונתיות של  $X$  (לפי גריינג'ר), הרי מבחן לפי נתונים מנוכי עונתיות עלול להביא למסקנה מוטעית. עם זאת, הסבירות לכך נמוכה, משום שאם  $X$  גורם את  $Y$  יתקיים קשר זה בלי שיושפע מגורמים עונתיים. במקרה זה אנו מצפים אפוא, שהמבחן לא יהיה רגיש לניכוי עונתיות. לעומת זאת אם נניח קיומה של עונתיות בסדרה אחת ( $X$ ) והעדר עונתיות בשנייה ( $Y$ ) —

הרי אי ניכוי עונתיות של  $X$ , כאשר זהו המשתנה התלוי, עלול לערפל את התוצאות ולשוות ל- $Y$  מובהקות מדומה. כאשר  $X$  הוא המשתנה התלוי, הסכנה הזאת אינה קיימת.

ערכנו את כל המבחנים בניכוי עונתיות וכלי ניכוי עונתיות. הנתונים שלנו הראו עונתיות חזקה באינפלציה (עליית מחירים בתקופות החגים — אוקטובר, נובמבר, אפריל ומאי) וחוסר עונתיות בכל הסדרות המוניטריות. העונתיות נוכחה בדרך של הכנסת משתנה דמה לכל חודש כמשתנה מסביר נוסף, וברוב הממצאים לא נתגלתה רגישות לניכוי זה. כאשר הממצאים סותרים, טעון הנושא חקירה נוספת, אמינה יותר.

אשר לאורך הפיגורים לצורך המבחנים — הספרות המצויה על נושא זה חלקית מאוד, ונהוג לנסות פיגורים שונים על-מנת לגלות סדירויות בנתונים. הנהוג בספרות הוא לבחור מספר זהה של פיגורים ב- $X$  וב- $Y$ ; נוהג זה אין לו הצדקה תיאורטית, אך מספרם הגדול של הרכבי הפיגורים האפשריים אינו מאפשר לאמוד את כולם בפועל. אף אנחנו נהגנו כך, אף-על-פי שיש מקום לבדיקות נוספות, וזאת מהטעם הבא: אם נניח, שגידול בכמות הכסף משפיע על עליית המחירים בפיגור גדול (פיגור של שנים), ניתן לדחות את ההשערה, שכסף גורם לאינפלציה בטווח הקצר, ולטעון, שכסף אינו משפיע על המחירים מעבר להשפעת המחירים על עצמם. עם זאת אפשר להסביר את עליית המחירים בגידול בכמות הכסף שחל בעבר הרחוק יותר.

$$(10) \quad Y_t = \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_i X_{t-k-i} + \epsilon_t$$

11 המיתאם הזה נובע מהמיתאם הסדרתי החזק הקיים בכל הסדרות המקרו-כלכליות. ב-(9) ניתן לראות ש

$$\delta_t = \sum_{i=k}^n \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t$$

כאשר  $k$  הוא אורך הפיגור הצפוי.

המבחן הוא אותו מבחן  $F$ , שבודק:  $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$

$H_1$  : אחרת

ניסיונות מוגבלים שערכנו לפי גישה זו לא עלו יפה. אך אנו סבורים, שיש להמשיך ולחקור בכיוון זה.

### 3. סקירה קצרה של מחקרים רלבנטיים

מחקר אקונומטרי של תחומים הקשורים לנושא עבודתנו לגבי המשק הישראלי נערך בידי צ' אופיר וא' קליימן לגבי השנים 1955 עד 1965. מחקר זה הראה, שבישראל נודעת לאינפלציה השפעה על כמות הכסף במשק. תופעה זו יכולה לנבוע, למשל, מניסיונה של הממשלה לשמור על גירעון תקציבי קבוע במונחים ריאליים. לשם כך מזרימה הממשלה אמצעי תשלום כנגד כל עלייה בשיעור האינפלציה. בדומה לכך, אם הבנק המרכזי נוקט מדיניות המיישמת את גישת היתרות הריאליות (Real Bills Doctrine), הוא יזרים נזילות למערכת בכל פעם ששיעור האינפלציה יעלה.

מחקר רלבנטי אחר הוא זה של בלכר וליידרמן (1980), אשר בחנו כמה היבטים מוניטריים של אינפלציית 1977 עד 1979 בישראל. הם ערכו מבחני סיבתיים לקשר שבין אינפלציה לנכסים כספיים בשלוש הגדרות, ומצאו, שהמשתנה המוניטרי היחיד המאפשר הסבר סטטיסטי מובהק של השינוי החודשי בשיעור האינפלציה הוא המשתנה  $M_3$ , הכולל את היתרות בחשבונות הנקובים במטבע חוץ.

כמה עבודות על נושאים דומים, ובכלים דומים, נערכו לגבי המשק האמריקאי. פייג' ופירס (1979) בדקו את תרומתם של פיגורים בכמות הכסף להסבר האינפלציה, והביאו בחשבון גם פיגורי אינפלציה. הם מצאו, שלשם חיזוי האינפלציה לפי נתונים רבעוניים, די לבדוק את שיעורה בעבר, ואילו תרומתם של משתנים מוניטריים (וגם פיסקליים) לחיזוי זה אינה מובהקת. תוצאה דומה קיבל סימס (1972) עצמו, וכן ויליאמס ואחרים (1976) — לגבי אנגליה. שונות לחלוטין מסקנותיהם של ברילמבורג וקאהן (1979), אשר בדקו שאלות דומות לגבי ארצות-הברית, אך זאת באמצעות נתונים שנתיים, למאה שנה בערך. הם מצאו, שכמות הכסף אכן משפיעה על שיעור האינפלציה בצורה מובהקת, אך כפיגור של שנתיים. במחקרי הסיבתיים שנערכו לפי נתונים של ארצות-הברית לא נתגלתה אפוא השפעה של הכסף על האינפלציה בטווח הקצר והבינוני, אלא רק בטווח הארוך. תוצאות אלו תומכות בגישה הגורסת, שבטווח הקצר ניכרת קשיחות מסוימת של המחירים ביחס לשינויים מוניטריים, וקשיחות זו נוטה להיעלם בטווח ארוך יותר.

מלבד המחקרים הללו, שנסבו על המשק האמריקאי, נבדקו קשרי הגומלין בין כסף לאינפלציה בתנאי היפר-אינפלציה בארצות אירופיות, בעיקר בשנות ה-20. (ראה, למשל, סרגינט וואלאס [1973] וכן פרנקל [1977]). במקרים אלה נמצאה השפעה ברורה של האינפלציה על הכסף, ולא נמצאה השפעה בכיוון ההפוך. תוצאה זו דומה לתוצאה שקיבלו אופיר וקליימן בבדיקת המשק הישראלי, והיא נובעת, כנראה, מניסיון הממשלה לשמור על גירעון תקציבי קבוע, במונחים ריאליים.

בעבודות שהוזכרו לעיל ננקטה גישת מבחני הסיבתיים. אשר למודלים "מבניים" יותר של המשק הישראלי — ארטשטיין וזוסמן (1980) מצאו, ששיעור האינפלציה מושפע באופן מובהק

משיעור הגידול בכמות הכסף (לפי ההגדרה הקונבנציונלית), אולם המקדם המתאר השפעה זו קטן. יחסית.

#### 4. הממצאים האמפיריים

בעבודה זו בדקנו, כאמור, את הקשרים השונים שבין אינפלציה וכסף. נבדקו נתונים חודשיים, כבסיס לבדיקת הקשרים בטווח הקצר — בפיגורים של 3 עד 6 תקופות, נתונים רבעוניים, כבסיס לבדיקת הקשרים בטווח הבינוני — בפיגורים של 2 ו-4 תקופות, ונתונים שנתיים, כבסיס לבדיקת הקשרים בטווח הארוך — בפיגורים של 1 ו-2 תקופות. את המדגם בנתונים החודשיים חילקנו, כזכור, בנקודת המהפך, לשני תת-מדגמים.

##### א. השפעת משתנים מוניטריים על האינפלציה<sup>12</sup>

(1) ההשפעות בטווח הקצר

התוצאות לגבי התקופה שלפני המהפך

תוצאות אלו מתוארות בלוח 2 (ללא ניכוי עונתיות) ובלוח 3 (בניכוי עונתיות). הלוחות מראים, שהמשתנה המוניטרי היחיד ה"מסביר" (במובן של גרינג'ר) את האינפלציה באופן מובהק הוא  $M_4$ . בכל הרגרסיות שבהן מופיע  $M_4$  בפיגורים בני 3 עד 6 חודשים, ערכו של הסטטיסטי  $F$  גדול מהערך הקריטי. כל המשתנים המוניטריים האחרים מופיעים כבלתי מובהקים, והמשתנה היחיד אשר לגביו הערכים של  $F$  הסטטיסטי מתקרבים במדה מסוימת לערך הקריטי הוא האשראי  $C_0$ .

התוצאות לגבי התקופה שלאחר המהפך

השפעות אלו מתוארות בלוח 4. רוב המשתנים המוניטריים שוב אינם מופיעים כמוכהקים בהסבר האינפלציה. יוצאים מכלל זה (א)  $C_0$  — משתנה האשראי; הוא מופיע כמוכהק במשוואות, שאחת מהן כוללת פיגורים של 3 תקופות (חודשים), והשנייה — פיגורים של 4 תקופות. (ב)  $M_4$ ; משתנה זה הוא מובהק בהשפעתו על האינפלציה רק במשוואה עם פיגור של 4 תקופות. (בפיגורים אחרים הוא נמצא על גבול המובהקות).

(2) ההשפעות בטווח הבינוני

תוצאות מבחנים אלה מובאות בלוח 5. מתברר, שאין קשר סיכתי בין המיצרפים המוניטריים לאינפלציה<sup>13</sup>.

(3) ההשפעות בטווח הארוך

מבחני  $F$  נבדקו עם המשתנה  $M_1$  לשנים 1954 עד 1979 (ראה לוח 6). ערכו של הסטטיסטי  $F$  בפיגור של שנה אינו מופיע כמוכהק, אך בפיגור של שנתיים ערכו גדול מהערך הקריטי.

12 השפעות אלה מתוארות בלוחות 2 עד 6. המרוכזים כנספח 1.

13 ניתן לראות, שהמבחן  $F$  למיצרף  $G$ , (ההזרמה הנובעת מעודף הביקוש) הוא על גבול המובהקות בפיגור של 2 רביעים. אך מובהקות זו נעלמת בפיגור של 4 רביעים.



ב. השפעת האינפלציה על המשתנים המוניטריים<sup>14</sup>

(1) ההשפעות לטווח הקצר

התוצאות לגבי התקופה שלפני המהפך

לוח 7 (ללא ניכוי עונתיות) ולוח 8 (בניכוי עונתיות) מתארים את מבחני ה- $F$  להשערת האפס, האומרת שהאינפלציה אינה משפיעה על הכסף. התוצאה חד-משמעית: אין השפעה מובהקת של האינפלציה על כמות הכסף, תהא הגדרת הכסף אשר תהיה. כל ערכי  $F$  הסטטיסטי נמוכים מאוד ביחס לערך הקריטי, ולכן אין אנו דוחים את השערת האפס. יתר על כן: תוצאות אלה אינן מאבדות מתוקפן גם במקרה של ניכוי עונתיות באמצעות משתני דמה.

התוצאות לגבי התקופה שלאחר המהפך

לוח 9 מתאר את ערכי ה- $F$  המתאימים לשם בדיקת השפעתה של האינפלציה על המשתנים המוניטריים. תוצאות אלה משתנות בהתאם למיצרף המוניטרי:

- (1)  $M_3$  ו- $M_4$ , שהם המיצרפים המוניטריים הכוללים רכיבים הצמודים לאינפלציה, מושפעים מאוד מן האינפלציה. השפעה מובהקת זו נמצאה בכל המשוואות ובכל הפיגורים שבדקנו.
- (2) משתנה האשראי -  $C_0$  מושפע מן האינפלציה באופן מובהק רק במשוואה הכוללת פיגור של 3 תקופות. בפיגורים גדולים יותר נראה, שהשפעה זו נחלשת, ומאבדת את מובהקותה.
- (3) כל יתר המשתנים המוניטריים שבדקנו אינם מושפעים מהאינפלציה באופן מובהק.

(2) ההשפעות בטווח הבינוני

לוח 10 מתאר את ערכי ה- $F$ , ואלה התוצאות:

- (1) על  $G_0$ ,  $M_1$ ,  $M_2$  ו- $G_1$  חלה השפעה מובהקת מאוד של האינפלציה.
- (2) למשתנים  $M_3$  ו- $M_4$  - ערכו של הסטטיסטי  $F$  אינו מובהק, בכל הפיגורים.
- (3) המשתנים  $C_0$  ו- $B_1$  (האשראי ובסיס הכסף הצר) מושפעים בצורה מובהקת בפיגור של 2 רביעים, אך בפיגור של 4 רביעים ההשפעה אינה מובהקת.

(3) ההשפעות בטווח הארוך

המבחנים לטווח הארוך נערכו רק עם המשתנה  $M_1$  לשנים 1954 עד 1979. (ראה לוח 11). ערך  $F$  הסטטיסטי גבוה ביחס לערך הקריטי; לכן אנו דוחים את השערת האפס, כלומר מוצאים, שבטווח הארוך האינפלציה משפיעה על המשתנה  $M_1$ .

## 5. השלכות מתודיות

עבודה זו הציגה שיטה, שאיפשרה לנו לבדוק את קשרי הסיכתיות האקונומטרית בין משתנים מוניטריים לבין שיעור האינפלציה בשלושה טווחי זמן. מצאנו, שיש קשרי גומלין בין כסף לאינפלציה בישראל, ואין סיכתיות חד-כיוונית ודומיננטית.

קשרי גומלין אלה נראים בדרך כלל ככלתי-יציבים על-פני זמן. מן הראוי לחקור בעתיד את הסיבות הכלכליות לחוסר יציבות זה המתגלה בתוצאות, ולנסות לתת לסיבות אלו ביטוי מפורש במודל מבני<sup>15</sup>.

14 התוצאות מובאות בלוחות 7 עד 11.

15 מכתני יציבות אנו ממליצים לערוך במחקרים המקיפים שנים רבות.

אחד הגורמים האפשריים לחוסר היציבות של קשרי הגומלין בין הטווחים השונים הוא התחלופה בהחזקת נכסים שונים (התאמת תיק הנכסים בידי הציבור) כתגובה לאינפלציה; ייתכן, שהקלות היחסית של תחלופה זו תשפיע גם על האינפלציה עצמה.

כן מצאנו, שהדינמיקה של קשרי הגומלין בין כסף לאינפלציה נוטה להשתנות מטווח לטווח. כך, למשל, תוצאות בנות יישום בטווח הקצר אינן תקפות תמיד בטווח הבינוני או הארוך. משום כך הופכת בחירת טווח הזמן לנושא מרכזי בכל מחקר בתחום זה.

בעקבות הממצאים הללו אנו רואים צורך לחקור את מבנה מנגנוני ההשפעה של כסף על אינפלציה ולהפך. ניקח לדוגמה את הממצא בדבר השפעתה המובהקת של האינפלציה על הכסף. ייתכנו שני מנגנונים אלטרנטיביים, שבאמצעותם פועלת השפעה זו: (א) חלק מהמיצרפים המוניטריים החשובים כוללים בתוכם נכסים צמודים. שינוי באינפלציה מביא לשיערוך אוטומטי של רכיבים צמודים אלו. (ב) שינויים באינפלציה מלווים לעתים בשינויים מוניטריים משיקולים אחרים, כגון: ניסיון הממשלה לממן גירעון ריאלי נתון באמצעות "הדפסת כסף". אקומודציה מוניטרית של הבנק המרכזי, תגובת סקטור החרץ לשינוי באינפלציה והשפעתה על הבסיס המוניטרי וכו'. שאלה חשובה בהקשר הזה היא, איזה חלק מסיבתיות זו נובע מ-(א) ואיזה חלק – מ-(ב).

לבסוף, ממחקר זה עולה מסקנה מתודית חשובה לגבי עיצוב מודל מבני של המשק הישראלי: כיוון שבין הכסף לאינפלציה בישראל קיימים קשרי גומלין ולא סיבתיות חד-כיוונית ברורה ודומיננטית, הרי שכסף ואינפלציה כמשק הישראלי הם שני משתנים אנדרוגניים במערכת המקרו-כלכלית.

## נספח 1

### לוחות סטטיסטיים

#### לוח 1

#### המיצרפים המוניטריים השונים

#### שיעורי שינוי שנתיים<sup>1</sup>

(אחוזים)

CPI	B <sub>1</sub>	C <sub>0</sub>	M <sub>4</sub>	M <sub>3</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>1</sub>	המשתנים	השנה
							המוניטריים	
26.40	25.96	32.14	50.06	18.46	18.54	32.30		1973
56.18	9.3	70.80	43.11	13.42	10.71	17.99		1974
23.50	4.8	30.20	16.85	18.69	15.30	21.69		1975
38.00	46.0	38.70	19.09	33.02	24.28	27.07		1976
42.50	51.6	85.39	44.86	64.18	36.00	38.78		1977
40.10	27.29	55.26	70.78	100.10	38.50	45.10		1978
111.40	12.88	115.30	92.82	84.10	31.00	30.51		1979
132.94	98.43	133.86	146.97	134.10	113.18	97.74		1980

1) החישוב הוא לסופי שנים (דצמבר – דצמבר).

## לוח 2

השפעת משתנים מוניטריים על האינפלציה (ללא ניכוי עונתיות) לפי מבחני גריינג'ר,  
נתונים חודשיים לתקופה שלפני המהפך: ינואר 1972 עד אוקטובר 1977  
(ערכי  $F$ )

ערכי $F$ קריטי	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$G_0$	$G_1$	$B_1$	$C_0$	המשתנים המוניטריים	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
2.76	0.08	0.18	0.36	*3.94	1.0	1.43	1.93	2.08	בפיגור של 1 עד 3 תקופות	
2.52	0.14	0.45	0.52	*3.5	0.72	1.22	1.44	1.61	בפיגור של 1 עד 4 תקופות	
2.39	0.13	0.40	0.32	*4.52	0.46	1.05	1.00	1.25	בפיגור של 1 עד 5 תקופות	
2.29	0.2	0.48	0.36	*3.63	0.86	1.11	0.95	1.10	בפיגור של 1 עד 6 תקופות	

\* מובהק ברמה של 5 אחוזים.

## לוח 3

השפעת משתנים מוניטריים על האינפלציה (בניכוי עונתיות) לפי מבחני גריינג'ר,  
נתונים חודשיים לתקופה שלפני המהפך: ינואר 1972 עד אוקטובר 1977  
(ערכי  $F$ )

ערכי $F$ קריטי	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$G_0$	$G_1$	$B_1$	$C_0$	המשתנים המוניטריים	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
2.80	0.80	0.76	0.52	*3.13	1.88	0.82	*3.14	2.72	בפיגור של 1 עד 3 תקופות	
2.57	0.66	0.99	1.05	*3.10	1.50	1.48	2.03	2.38	בפיגור של 1 עד 4 תקופות	
2.44	0.58	0.87	0.81	*2.98	1.11	1.09	1.84	1.81	בפיגור של 1 עד 5 תקופות	
2.35	0.53	0.80	0.7	*2.42	0.86	0.88	1.52	1.79	בפיגור של 1 עד 6 תקופות	

\* מובהק ברמה של 5 אחוזים.

לוח 4  
 השפעת משתנים מוניטריים על האינפלציה (ללא ניכוי עונתיות) לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים חודשיים לתקופה שלאחר המהפך: נובמבר 1977 עד ספטמבר 1980  
 (ערכי  $F$ )

ערכי $F$ קריטי	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$G_0$	$G_1$	$B_1$	$C_0$	המשתנים המוניטריים
									מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
2.96	1.3	0.75	2.02	2.57	1.34	1.41	0.47	+6.57	מספר המשתנים בפיגור של 1 עד 3 תקופות
2.76	1.18	1.09	2.02	+3.37	0.69	0.66	0.95	+3.48	מספר המשתנים בפיגור של 1 עד 4 תקופות
2.64	0.43	0.35	2.26	2.23	1.33	0.68	1.5	2.12	מספר המשתנים בפיגור של 1 עד 5 תקופות
2.57	0.38	0.3	2.03	1.76	1.63	1.35	1.54	1.79	מספר המשתנים בפיגור של 1 עד 6 תקופות

\* מובהק ברמה של 5 אחוזים.

לוח 5  
 השפעת משתנים מוניטריים על האינפלציה לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים רבעוניים לתקופה מינואר 1972 עד מארס 1980  
 (ערכי  $F$ )

ערכי $F$ קריטי	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$G_0$	$G_1$	$B_1$	$C_0$	המשתנים המוניטריים
									מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
3.35	0.20	0.19	0.25	0.98	0.40	3.00	0.17	0.54	מספר המשתנים בפיגור של 1 עד 2 תקופות
2.76	0.17	0.32	0.50	0.40	0.55	0.48	0.35	0.2	מספר המשתנים בפיגור של 1 עד 4 תקופות

לוח 6  
 השפעת המשתנים המוניטריים על האינפלציה לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים שנתיים לתקופה מ-1954 עד 1979  
 (ערכי  $F$ )

ערך קריטי $F$	$M_1$	המיצורף המוניטרי	מספר הפיגורים
2.96	1.63		פיגור של תקופה אחת
2.62	*3.04		פיגור של 1 עד 2 תקופות

\* מובהק ברמה של 10 אחוזים.

לוח 7  
 השפעת האינפלציה על משתנים מוניטריים (ללא ניכוי עונתיות) לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים חודשיים לתקופה שלפני המהפך: ינואר 1972 עד אוקטובר 1977  
 (ערכי  $F$ )

ערך קריטי $F$	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$G_0$	$G_1$	$B_1$	$C_0$	המשתנים המוניטריים	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
2.76	0.60	0.61	0.35	0.85	0.97	1.12	1.77	0.73		בפיגור של 1 עד 3 תקופות
2.52	0.54	0.66	0.35	0.63	0.85	0.84	1.59	0.66		בפיגור של 1 עד 4 תקופות
2.39	0.41	0.47	0.31	0.60	0.86	0.85	1.28	0.51		בפיגור של 1 עד 5 תקופות
2.29	0.34	0.40	0.24	1.37	1.40	0.70	1.60	0.66		בפיגור של 1 עד 6 תקופות

לוח 8

השפעת האינפלציה על משתנים מוניטריים (בניכוי עונתיות) לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים חודשיים לתקופה שלפני המהפך: ינואר 1972 עד אוקטובר 1977  
 (ערכי F)

ערכי קריטי F	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>	M <sub>4</sub>	G <sub>0</sub>	G <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>	C <sub>0</sub>	המשתנים המוניטריים
									מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
2.80	0.63	0.46	0.60	1.11	0.56	0.56	0.65	0.58	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 3 תקופות
2.57	1.12	1.08	0.40	0.66	0.73	0.47	1.13	0.87	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 4 תקופות
2.44	0.84	0.79	0.36	0.56	0.60	0.36	0.80	0.51	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 5 תקופות
2.35	0.80	0.75	0.46	1.18	0.74	0.36	1.16	0.40	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 6 תקופות

לוח 9

השפעת האינפלציה על המשתנים המוניטריים לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים חודשיים שלאחר המהפך: נובמבר 1977 עד ספטמבר 1980  
 (ערכי F)

ערכי קריטי F	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>	M <sub>4</sub>	G <sub>0</sub>	G <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>	C <sub>0</sub>	המשתנים המוניטריים
									מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
2.96	1.07	1.38	*4.52	*3.55	2.37	0.99	0.76	*3.01	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 3 תקופות
2.76	1.49	1.33	*3.74	*4.31	2.74	1.42	0.94	2.43	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 4 תקופות
2.64	1.11	1.23	*3.85	*3.74	2.03	1.03	0.76	1.79	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 5 תקופות
2.57	1.45	1.89	*4.05	*2.93	1.81	0.98	0.57	2.38	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
									בפיגור של 1 עד 6 תקופות

\* מובהק ברמה של 5 אחוזים.

לוח 10  
 השפעת האינפלציה על משתנים מוניטריים לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים רבעוניים לתקופה מינואר 1972 עד ספטמבר 1980  
 (ערכי F)

ערך קריטי F	המשתנים המוניטריים								מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$G_0$	$G_1$	$B_1$	$C_0$	
3.35	*4.68	*7.5	2.25	1.45	*8.03	*3.25	*3.48	3.17	בפיגור של 1 עד 2 תקופות
2.76	*3.19	*3.06	0.78	0.77	*3.35	*3.90	1.32	0.53	בפיגור של 1 עד 4 תקופות

(1) מובהק ברמה של 5 אחוזים.

לוח 11  
 השפעת האינפלציה על משתנים מוניטריים לפי מבחני גריינג'ר,  
 נתונים שנתיים לתקופה מ-1954 עד 1979  
 (ערכי F)

ערך קריטי F	המיצרך המוניטרי	מספר המשתנים בפיגור שהוכנסו לרגרסיה
	$M_1$	
4.32	*9.26	בפיגור של תקופה אחת
3.55	*5.37	בפיגור של 1 עד 2 תקופות

\* מובהק ברמה של 5 אחוזים.

## ביבליוגרפיה

- אופיר, צ' וקליימן, א' (1972), 'התאמת כמות הכסף לשינויים ברמת המחירים בישראל 1955-65', סקר בנק ישראל 39 (פברואר).
- (1974), 'השפעת השינויים בכמות הכסף על המחירים בישראל 1955-65', סקר בנק ישראל 42 (דצמבר).
- בלכר, מ' וליידרמן, ל' (1980), 'היבטים מוניטריים של אינפלציית 1977-79 בישראל', נייר דיון מס' 10/80, מרכז ספיר, אוניברסיטת תל-אביב.
- מיכאלי, מ' (1981), 'אינפלציה וכסף בישראל לאחר הרפורמה של 1977', מכון פאלק (מא').
- Artstein, Y. & Sussman, Z. (1978), 'The Dynamics of Inflation in a Fully Indexed Economy Subject to Price Shocks', Mimeo, Bank of Israel, 1978.
- Auerbach, R.D. & Rutner S. (1978), 'A causality test of Canadian Money and Income: A Comment on Bath and Benett', *Canadian Journal of Economics* 11 (August).
- Brillembourg, A. & Khan, M. (1979), 'The relationship between Money, Income and Prices: Has Money Mattered Historically?', *Journal of Money, Credit and Banking* 11 (August).
- Feige, E.L. & Pearce, D.K. (1976), 'Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation, Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy?', *JPE* 84 (June).
- (1979), 'The Casual Causal Relationship Between Money and Income: Some Caveats for time Series Analysis', *Review of Economics and Statistics* 61 (November).
- Frenkel, J.A. (1977), 'The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand For Money: The German Hyperinflation', *AER* 67 (September).
- Granger, C.W.J. (1969), 'Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods,' *Econometrica* 37 (July).
- Granger, C.W.J. & Newbold, P. (1977), 'The Time Series Approach to Econometric Model Building', in: *New Methods in Business Cycle Research: proceeding from a conference (Mineapolis)*.
- Sargent, T.J. & Wallace, N. (1973), 'Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation', *International Economic review* 14 (June).
- Schwert, G. (1977), 'Tests of Causality: the Message in the Innovations', Working Paper 77-4, Gradual School of Management, University of Rochester.
- Sims, C.A. (1972), 'Money, income and Causality', *AER* 62 (September).
- Sims, C.A., (1980), 'Macroeconomics and Reality', *Econometrica* 48 (January).
- Williams, D., Goodhart, C.A.E. & Gowland, D.M. (1976), 'Money, Income and Causality; The U.K. experience', *American Economic Review* 66 (June).
- Zellner, A. (1978), 'Causality and Econometrics', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 10 (April).