

## סוגיות בביקוש לכסף בישראל; ראיות אמפיריות לשנים 1968 עד 1977

בן-ציון זילברפרב\*

### 1. מבוא ועיקר הממצאים

בשנים האחרונות נערכו כמה ניסיונות לאמוד את פונקציית הביקוש לכסף בישראל<sup>1</sup>, על-סמך נתונים עד לשנת 1973. המשוואות שנאמדו היטיבו להסביר את הביקוש לכסף בתקופת המדגם, אך נכשלו בחיזוי הביקוש מעבר לתקופה זו: לכמות הכסף בפועל ניתן בתחזיות אומדן יתר, וכך הצטייר מקרה של "כסף חסר" (the case of missing money), בדומה למצב השורר במשק האמריקאי<sup>2</sup>.

נתוני השנים האחרונות עוררו מחדש את העניין בביקוש לכסף. דיאגרמה 1 מתארת את התנהגות כמות הכסף הריאלית ( $m$ ) בתקופה שמ-1968 עד 1979; הדיאגרמה מראה מגמת ירידה, שהחלה מסתמנת בשנת 1974, והחריפה ב-1979. בפני המחקר האמפירי עומד אפוא אתגר כפול: לנסות ולהסביר את הביקוש לכסף בתקופה שלאחר 1973 בכלל, ואת הירידה הדרסטית בכמות הכסף הריאלית בשנים 1978 ו-1979 בפרט.

עבודה זו מתרכזת בכמה בעיות הכרוכות באמידת פונקציית הביקוש לכסף בתקופה שמ-1968 עד 1977<sup>3</sup>. בפרק 2 מוצגת משוואת הביקוש לכסף, המונחת ביסוד העבודה. בפרקים 3 ו-4 נדונות בעיות טכניות: אנו בוחנים את דרכי החישוב של הנתונים הרבעוניים, ובוחרים מדד מחירים מתאים: השימוש במדד המחירים המשתמע של התל"ג נמצא עדיף על השימוש במדד המחירים לצרכן. בפרק 4 נבדקת גם ההומוגניות של הביקוש לכסף ביחס למחירים. בפרק 5 אנו דנים בהגדרתה של כמות אמצעי התשלום בישראל, ומציעים להוציא מהגדרה המצומצמת של כמות הכסף "חשבונות עובר ושב אחרים" (שאינם בשיקים). בפרק 6 נבדקת ההשפעה של תשואת מטבע חוץ על הביקוש לכסף בישראל. מתברר, כי למשתנה זה (שלא הובא בחשבון בעבודות הקודמות<sup>4</sup>), יש השפעה מובהקת שלילית, ולכן הכללתו כגורם מסביר משפרת את המשוואה. בפרק 7 אנו בודקים את ההשערה, שלאחר 1973 לא חל בפונקציית הביקוש לכסף שינוי מבני. נמצא, כי אי-אפשר לדחות השערה זו, אף-על-פי שמקדמי המשוואה בתקופה שמ-1974 עד 1977 שונים, לפחות לכאורה, מהמקדמים בתקופה שעד 1973.

\* בן ציון זילברפרב הוא מרצה בכיר בחוג לכלכלה של אוניברסיטת בר-אילן. מחקר זה נחמך כמענק מטעם רשות המחקר של אוניברסיטת בר-אילן. תודת המחבר נתונה לדוד אברהם, שסייע בעיבודים הסטטיסטיים.

1 ראה מרום (1976), פלסנר (1976) וזילברפרב (1979).

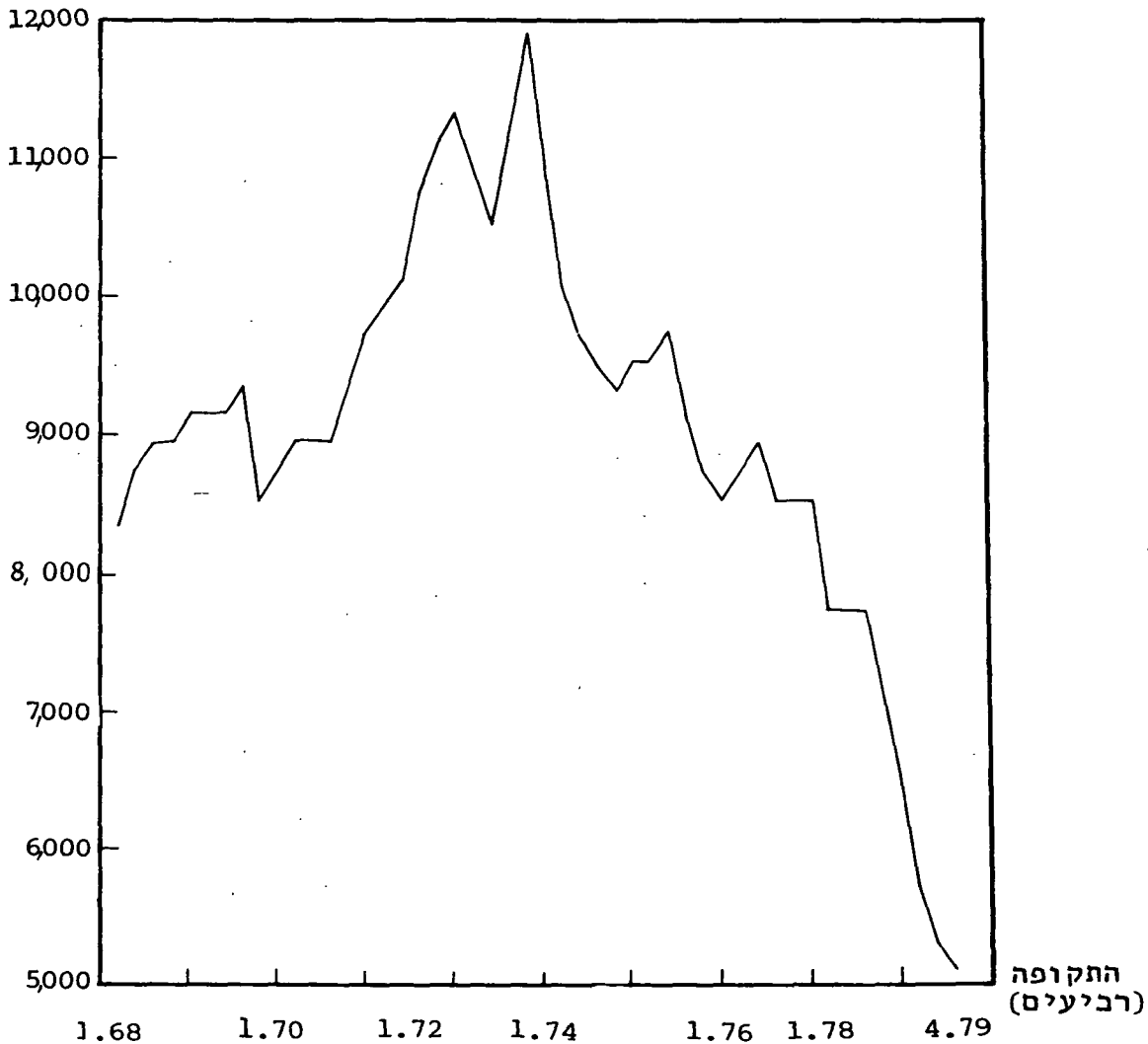
2 ראה, למשל, גולדפלד (1976).

3 באמידה האמפירית משמש האגיו על דולר נח"ד (או על דולר בשוק השחור) כמדד לציפיות לפיחות (ראה פרק 6 להלן). כיוון שנתונים אלו קיימים רק לתקופה שעד למהפך הכלכלי, מסתיימת תקופת המדגם ברביע השלישי של שנת 1977.

4 יוצאת מכלל זה עבודתם של בלכר וליידרמן (1980), אך בה נמצא שהמשתנה אינו מובהק.

דיאגרמה 1  
כמות הכסף הריאלית, 1968 עד 1979

מיליוני ל"י  
של 1975



## 2. משוואת הביקוש לכסף

משוואת הביקוש לכסף, המונחת ביסודה של עבודה זו, היא מהצורה הבאה:

$$(1) \quad m^* = f(Y, r, \hat{p})$$

$m^*$  = כמות הכסף הריאלית הרצויה;

$Y$  = רמת התוצר הריאלית;

$r$  = שיעור הריבית;

$\hat{p}$  = שיעור האינפלציה;

(כל המשתנים, למעט  $\hat{p}$ , הם בלוגים.)

משוואה סטנדרטית זו מתקבלת הן לפי גישת העסקאות — שבה משמשות גם איגרות חוב וגם סחורות כנכסים אלטרנטיביים לכסף — והן לפי גישת תורת כמות הכסף בגירסתה המודרנית<sup>5</sup>. כיוון שהנתונים שעמדו לרשותנו הם רבעוניים, הנחנו, כי בכל רביע נערכת התאמה חלקית של כמות הכסף המצויה לכמות הרצויה:

$$(2) \quad m - m_{-1} = \gamma (m^* - m_{-1})$$

בהנחה שמשוואה (1) היא ליניארית, הרי באמצעות הצבת (1) ב-(2) נקבל:

$$(3) \quad m = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 r + \alpha_3 \hat{p} + \alpha_4 m_{-1}$$

$$1 - \alpha_4 = \gamma$$

זו המשוואה המשמשת לאמידה האמפירית<sup>6</sup>. כאומדני הביקוש לכסף בישראל בתקופת ש-1966 עד 1973, המבוססים על (3), נמצא, כי כל המקדמים היו מובהקים ובעלי הסימן הצפוי<sup>7</sup>. גם בעבודות אחרות<sup>8</sup>, שבהן הונחה התאמה מלאה ( $\alpha_4 = 0$ ), נתקבלו מקדמים מובהקים ובעלי הסימן הצפוי ל- $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ .

## 3. שיטת חישוב הנתונים הרבעוניים

נתוני המלאי לגבי חלק מהמשתנים מתפרסמים בפירוט חודשי (או אף שבועי), ולכן אפשר לחשב את הנתונים הרבעוניים בשיטות שונות. טייגן<sup>9</sup>, למשל, משתמש בנתונים לסוף הרביע. גיבסון<sup>10</sup> תוקף דרך זו, משני טעמים:

5 פרידמן (1956) וסנטורו (1974).

6 נבחנה גם משוואה הכופה התאמה מירית ( $\alpha_4 = 0$ ). סטיית התקן כמשוואות כאלה גבוהה כ-37 עד 43 אחוזים מזו המתקבלת ממשוואה (3). במקביל הוכנסו למשוואה סך המקורות ( $Y+M$ , או  $Y+M-X$ ) במקום משתנה התל"ג ( $Y$ ). סטיית התקן של המשוואה שמופיעים בה המקורות גבוהה כ-7 עד 16 אחוזים מזו המתקבלת כמשוואה (3). (מבין משתני המקורות נמצא  $Y+M$ , עדיף על  $Y+M-X$ ). נאמדו גם משוואות, ששיעור הריבית נכלל בהן בצורה ליניארית (כדוגמת  $\hat{p}$ ) התוצאות שהתקבלו היו קרובות לתוצאות המדווחות בנספח 1; ערכי  $t$  למקדמי  $R$  נמוכים יותר מאשר בנספח 1, וסטיית התקן למשוואות גבוהה יותר כ-1 עד 4 אחוזים.

7 זילברפרכ (1979).

8 מרוס (1976) ופולסנר (1976).

9 טייגן (1964).

10 גיבסון (1972).

א. נתוני סוף הרביע יוצרים פיגור מלאכותי של חצי רביע בין משתני הזרם למשתני המלאי; דבר זה עלול להטות את מקדם המשתנה התלוי בפיגור, המופיע במשוואה כאומדן לתהליך ההתאמה.

ב. ממוצעים רבעוניים מייצגים ביתר דיוק את הפעילות הכלכלית במשך הרביע. במאמר מאוחר יותר מראה טייגן<sup>11</sup>, כי התוצאות האמפיריות המושגות בשתי שיטות החישוב הנזכרות דומות, אם כי במשוואות המבוססות על ממוצע רבעוני הפיגור הנאמד ארוך יותר.

מטרתנו לבדוק, כיצד משפיעות שיטות שונות של חישוב כמות הכסף הרבעונית (כסף בהגדרה הצרה) על אומדני משוואות הביקוש בישראל. נשווה את שיטות החישוב בארבעה סוגי נתונים:

א. נתונים לסוף הרביע  $M_A$ ;

ב. ממוצע של הנתונים לסוף כל חודש ברביע  $M_B$ ;

ג. ממוצע הנתונים של ממוצעי שלושת החודשים ברביע  $M_C$ ;

ד. ממוצע הנתונים לסוף כל חודש ברביע, יחד עם הנתון לסוף הרביע הקודם<sup>12</sup>  $M_D = M_0$ . נסמן את הנתונים לסוף החודש הראשון, השני והשלישי ברביע כ- $M_1, M_2, M_3$  בהתאמה.  $M_0$  הוא הנתון לתחילת החודש הראשון ברביע (סוף החודש האחרון ברביע הקודם), ולכן:

$$(1a) \quad M_A = M_3$$

$$(1b) \quad M_B = (M_1 + M_2 + M_3)/3$$

$$(1c) \quad M_C = [M_1 + M_2 + (M_0 + M_3)/2]/3$$

$$(1d) \quad M_D = (M_0 + M_1 + M_2 + M_3)/4$$

אומדני סטיית התקן של הרגרסיה כשיטות החישוב השונות מובאים בלוח 1. המשוואות מפורטות בנספח 1.

#### לוח 1

#### סטיית התקן של הרגרסיה

הגדרת הכסף				שיטת החישוב	מספר המשוואה
M1A		M1			
— 1968 1977	— 1968 1973	— 1968 1977	— 1968 1973		
.0414	.0309	.0392	.0277	$M_A$	(1a)
.0314	.0257	.0303	.0238	$M_B$	(1b)
.0285	.0238	.0274	.0218	$M_C$	(1c)
.0276	.0230	.0265	.0209	$M_D$	(1d)

$$M1A = \text{מזומנים בידי הציבור} + \text{פיקדונות עובר ושב בשיקים};$$

$$M1 = M1A + \text{פיקדונות עובר ושב אחרים}.$$

11 טייגן (1976).

12 שיטה זו נוקט, למשל, קאופמן (1969).

מהלוח עולה בבירור, כי תוצאות הנתונים המבוססים על חישוב ממוצעים רבעוניים טובות מתוצאות הנתונים המבוססים על אמידה נקודתית (סוף הרביעי). התוצאה הטובה ביותר מתקבלת עם  $M_D$  סטיית התקן של משוואה (1d) נמוכה ב-25 עד 33 אחוזים מזו של משוואת האומדנים הנקודתיים (1a)<sup>13</sup>.

השוואה בין משוואות (1a) ו-(1d), הנסכות על התקופה שמ-1968 עד 1977, מאשרת את ממצאיו של טייגן (1976), כי במשוואות המבוססות על ממוצע רבעוני, אחוז ההתאמה הרבעוני הנאמד של כמות הכסף בפועל לכמות הרצויה ( $\gamma = 1 - \alpha_4$  במשוואה 3) נמוך יותר מאשר במשוואות המבוססות על אמידה נקודתית (30 לעומת 37 אחוזים לגבי  $M_1$  ו-28 לעומת 33 לגבי  $M_{1A}$ ); ההבדל קטן יותר במשוואות המבוססות על התקופה שמ-1968 עד 1977 (ולגבי  $M_{1A}$  כיוונו הפוך).

חשוב להדגיש, כי בכל המשוואות התקבלו מקדמים מובהקים ובעלי הסימן הצפוי, כאשר אומדני המקדמים קרובים (שוב — בהתאם לממצאיו של טייגן ובניגוד לממצאיו של גיבסון). כיוון שבשיטת החישוב הרביעית נמצאה סטיית התקן הנמוכה ביותר, בחרנו בה להמשך העבודה. עם זאת, המסקנות המוצגות בפרקים הבאים תקפות גם בשיטות החישוב האחרות.

#### 4. מדדי מחירים ובעיית ההומוגניות

המשתנה התלוי במשוואה הוא כמות הכסף הריאלית. כדי למצוא כמות זו, יש לנכות את כמות הכסף הנומינלית במדד המחירים; לשם כך ניתן להשתמש בכמה מדדים, והבולטים שבהם הם מדד המחירים המשתמע של התל"ג ( $P$ ) ומדד המחירים לצרכן ( $CPI$ ). כך, למשל, משתמשים מרום (1976) וזילברפרב (1979) ב- $P$ , ואילו פלסנר (1976) משתמש ב- $CPI$ . מאחר שכסף משמש לכל סוגי העסקאות במשק, החלוקה במדד המחירים של התל"ג נראית מתאימה יותר, שכן מדד זה משקף את כל סוגי הפעילות במשק, ולא דווקא סל צריכה מסוים. במשוואת הביקוש לכסף נכלל גם שיעור האינפלציה הצפוי. גם אם נקבל את הטיעון, כי את כמות הכסף יש לנכות ב- $P$ , ניתן להצדיק שימוש ב- $CPI$  כמייצג ציפיות לגבי האינפלציה; זאת משום שהאינפורמציה על  $CPI$  תדירה ומהימנה יותר מאשר על  $P$ .  $CPI$  מתפרסם אחת לחודש ואילו  $P$  — רק אחת לרביעי, וגם נתון זה מעדכנים לאחר מכן. ייתכן אפוא, שבחישוב הציפיות לגבי האינפלציה תסתמכנה היחידות הכלכליות על  $CPI$  ולא על  $P$ . לשם בחירת מדד המחירים המתאים לפונקציית הביקוש לכסף, נאמדו ארבעה סוגי משוואות:

$$(3a) \quad M/P = f(\hat{P}, \dots)$$

$$(3b) \quad M/P = f(CPI, \dots)$$

$$(3c) \quad M/CPI = f(CPI, \dots)$$

$$(3d) \quad M/P = f(CPI^e)$$

מסמן את שיעור השינוי, ו- $CPI^e$  — סדרות ציפיות לשיעורי אינפלציה, לפי עבודותיהם של גרוס-קמינקר (1979) ושל גוטליב ופיטרמן (1981).

<sup>13</sup> כשיטת החישוב של  $M_D$  (ובמדה פחותה יותר גם ב- $M_C$ ) קיימת חפיפה חלקית בין נתוני  $M_{Dt+1}$  לנתוני  $M_{Dt}$ . זאת משום ש- $M_{Dt+1}$  זהו  $M_{Dt}$ . ייתכן, שבזאת טמונה עדיפותן של שיטות חישוב אלו על השיטות האחרות. (חיזוק לטענה זו מתקבל מהשוואת מקדמי  $t$  של המשתנה התלוי בפיגור במשוואות נספח 1.)

הממצא הכולט הוא, כי השימוש בשני מדדי מחירים שונים באותה משוואה (3b ו-3d) נתון את התוצאות הגרועות ביותר: סטיית התקן של משוואות אלו היא הגבוהה ביותר, אומדני מקדם האינפלציה בהן אינם מובהקים, ובתקופת המדגם הראשונה — אף בעלי סימן הפוך מן הצפוי. השימוש ב- $P$  (3a) נראה עדיף על השימוש ב- $CPI$  (3c) מבחינה אמפירית: בתקופת המדגם הראשונה משתנה האינפלציה  $CPI$  אינו מובהק, ואילו משתנה האינפלציה  $\hat{P}$  מובהק ביותר. בתקופת המדגם המורחבת  $CPI$  ו- $\hat{P}$  שניהם מובהקים, אך רמת המובהקות של  $\hat{P}$  גבוהה יותר. כתוצאה מכך סטיות התקן נמוכות יותר במשוואות הכוללות את  $\hat{P}$ .

השימוש במשוואות (3a) ו- (3c) עדיף גם על השימוש בסדרות הציפיות לגבי האינפלציה. בתקופת המדגם הראשונה מקדם  $CPI^e$  אינו מובהק, ובסדרות של גוטליב ופיטרמן — בעל סימן חיובי. בתקופת המדגם השנייה המקדם שלילי, מובהק רק בחלק מהמקרים, ורמת המובהקות שלו נמוכה תמיד מזו של  $\hat{P}$  ושל  $CPI$ . לאור הממצאים האלה השתמשנו, לאורך כל העבודה, במדד המחירים המשתמע של התל"ג.

אחת השאלות הקשורות בביקוש לכסף היא, אם המשוואה הומוגנית ביחס למחירים. כדי לפתור שאלה זו, כוללים במשוואה את  $1nP$ , כמשתנה מסביר<sup>14</sup>. מקדם  $1nP$  מודד את הסטייה מגמישות יחידתית, ואם הוא מובהק, אזי הביקוש לכסף אינו הומוגני ביחס למחירים<sup>15</sup>. מרום<sup>16</sup> מצא "אישור אמפירי להשערה, שאין רמת המחירים משפיעה על הביקוש לכסף (ההשערה בדבר חוסר אשליית כסף)". תוצאה דומה קיבלו אונגר וזילברפרב (1980) לגבי הביקוש לכסף של פירמות בישראל. לגבי המשק האמריקאי נמצא, כי הנחת ההומוגניות תקפה<sup>17</sup>: לאחרונה מצאו אחטר ופוטנס (1980), כי גמישות המחיר בגרמניה היא 1.25. אשר למשק הישראלי — הבדיקה מראה, כי בניגוד לממצאי הנזכרים של מרום, הרי בתקופה שמ-1968 עד 1973 השפיעה רמת המחירים על הביקוש לכסף (גמישות מחיר של 1.30 — 1.23), ולעומת זאת, בתקופת המדגם המורחבת (מ-1968 עד 1977) לא ניתן לדחות את השערת ההומוגניות. האם בתקופת המדגם הראשונה קולט  $1nP$  השפעת משתנה אחר, שלא נכלל במשוואה — ואם כן, מדוע לא נמצא מקדם  $1nP$  מובהק בתקופה שמ-1968 עד 1977? כדי להשיב על שאלה זו, יש צורך בבדיקות נוספות.

## 5. הגדרת אמצעי התשלום

הגדרת אמצעי התשלום ( $M1$ ) בישראל כוללת שלושה סוגי נכסים: מזומנים המצויים בידי הציבור ( $C$ ), פיקדונות עובר ושב בשיקים ( $D$ ) ופיקדונות עובר ושב אחרים ( $T$ ). הנכס האחרון אינו נכלל בהגדרת  $M1$  בארצות אחרות; זאת משום שפיקדונות אלה, למרות נזילותם, אינם משמשים אמצעי חליפין במשק, אלא אם כן הומרו למזומן או הועברו לחשבונות עובר ושב בשיקים.

$$M = A^{\alpha} Y^{\alpha} r^{\alpha} p^{\alpha} (1 + \alpha_s) \quad \text{14 תהי משוואת הביקוש לכסף}$$

$$\frac{M}{P} = A^{\alpha} Y^{\alpha} r^{\alpha} p^{\alpha} s^{\alpha} \quad \text{מן החלוקה נקבל}$$

זוהי צורת המשוואה שנאמדה (בתוספת  $\hat{P}$  ו- $m-1$  כמשתנים מסבירים), כאשר  $\alpha_s$  אומד את סטיית משתנה המחיר מגמישות יחידתית.

15 טכניקה זו נוקט גולדפלד (1973).

16 מרום (1976), עמ' 103.

17 ראה גולדפלד (1973).

מעבר לוויכוח העקרוני על הכללת  $T$  בהגדרת  $M1$ , נשאלת השאלה האמפירית: האם הגורמים המשפיעים על  $M1$  משפיעים באופן דומה על  $T$ ? אם התשובה חיובית, ניתן להרחיב את הגדרת  $M1$ , ולכלול בה גם את  $T$ , לצרכים אמפיריים.

בהקשר זה כותב חת"8 בעבודתו על המוסדות הבנקאיים בישראל: "... לפיקדונות עובר ושב אחרים יש לעתים קרובות אופי של חיסכון נזיל, והתנועה בהם מועטה יחסית." ברוח דומה מתואר ההבדל שבין סוגי פיקדונות אלו ברוח בנק ישראל לשנת 1960 (עמ' 200): "מהירות המחזור של הפיקדונות, הניתנים למשיכה על-ידי שיקים, גדולה פי כמה מונים מזו של אלה שאינם ניתנים למשיכה על ידי שיקים" ובהמשך: "נתונים חלקיים, המתייחסים לקצת יותר משליש מסך פיקדונות עובר ושב במוסדות הבנקאיים, מראים, שמהירות המחזור של פיקדונות עובר ושב שניתנים למשיכה על-ידי שיקים גבוהה כמעט פי 10 מזו של פיקדונות עובר ושב שאינם ניתנים למשיכה על-ידי שיקים."

דיאגרמה 2 נותנת חשובה גרפית לשאלה שהצגנו. ניתן לראות בבירור, כי משנת 1968 ואילך יורד בהתמדה אחוז חשבונות עובר ושב אחרים ( $T$ ) בסך חשבונות העובר ושב ( $M^2$  ל-14 אחוזים), או בסך כמות הכסף  $M1$ , בהגדרתה הנוכחית ( $M^2$  ל-22 אחוזים). כדי לבחון תופעה זו ביתר דיוק, נאמדו משוואות לשלושת סוגי הנכסים ( $C, T, D$ ) בנפרד, וכן להגדרה המקובלת של אמצעי תשלום ( $M1A = C + D$ ) ולהגדרה הנהוגה כיום בישראל ( $M1 = M1A + T$ ). חלק מהתוצאות מסוכמות בלוח 2 להלן.<sup>19</sup>

## לוח 2

## אומדני גמישויות, מקדמי ההתאמה והמיתאם

סוג הנכס	גמישות התוצר		שיעור הריבית		התאמה ברביע		$R^2$	
	1968	1973	1968	1973	1968	1973	1968	1973
מזומן (C)	.91	.89	-.29	-.52	.34	.30	.97	.97
שיקים (D)	1.19	1.62	-.51	-.39	.34	.23	.95	.97
עובר ושב אחרים (T)	.66	.41	-.64	-1.14	.40	.64	.98	.72
$M1A$	1.03	1.23	-.46	-.45	.40	.30	.96	.97
$M1$	.93	1.05	-.50	-.54	.42	.37	.95	.96

אומדני הגמישויות לטווח ארוך מתקבלים מחלוקת מקדמי המשוואה כ- $\alpha_4 - 1$  ( $\alpha_4$  הוא מקדם המשתנה בפיגור).

ההבדל בין חשבונות עובר ושב כשיקים לחשבונות עובר ושב אחרים כולט ככל התחומים. גמישות התוצר בטווח הארוך היא בין 1.19 ל-1.62 לגבי חשבונות עובר ושב כשיקים ורק

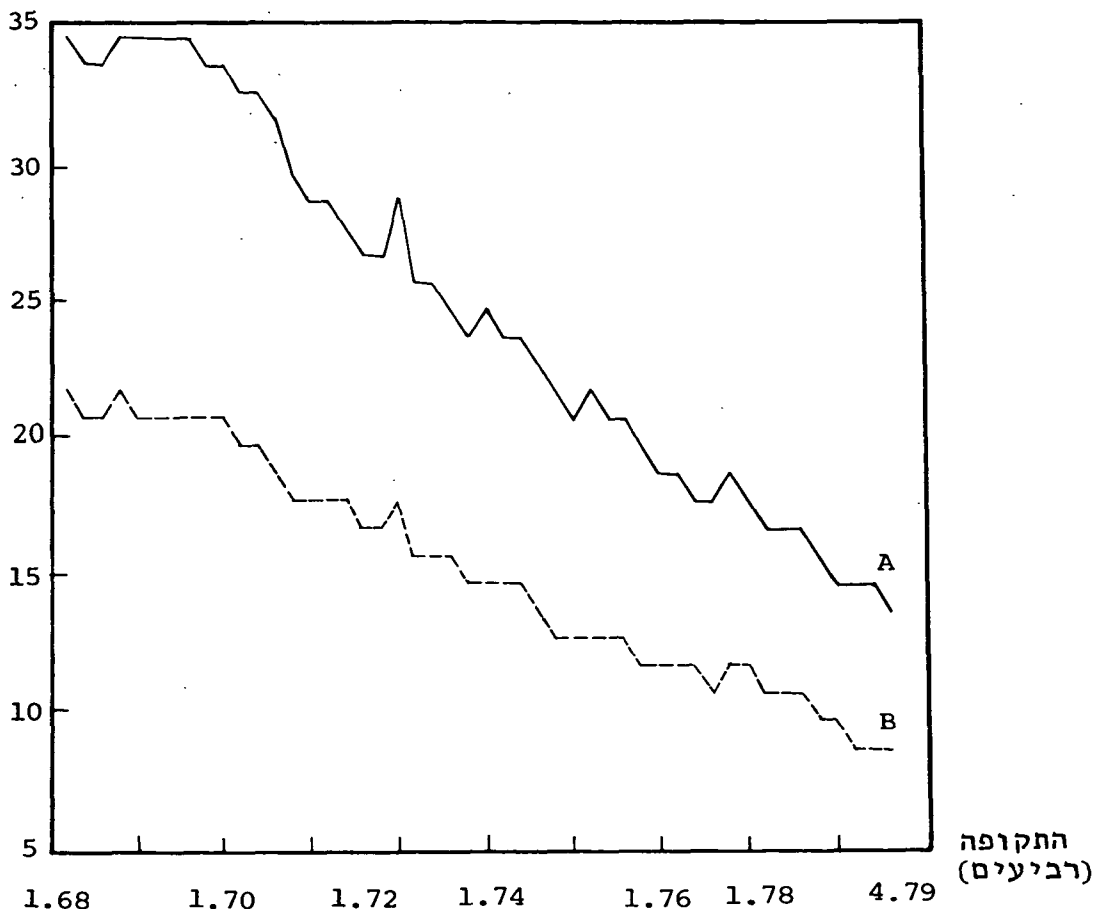
18 חת (1963), עמ' 111.

19 כאמור לעיל (בפרק 2). מופיעים כל המשתנים (למעט  $\hat{P}$ ) במשוואה בצורה לוגריתמית, ועל כן מקדמיהם מהווים אומדן לגמישויות המשתנים בטווח הקצר.

## דיאגרמה 2

אחוזי חשבונות העובר ושב שאינם בשיקים מתוך סך חשבונות העובר ושב (A) ומתוך M1 (B)  
(נתונים רבעוניים, 1968 עד 1979)

אחוזים



התקופה  
(רביעים)

בין 0.41 ל-0.66 — לגבי חשבונות עובר ושב אחרים. ממצא זה מפתיע ביותר, שכן אומדנים בארצות אחרות מראים, כי גמישות התוצר גבוהה יותר בפיקדונות לזמן קצוב<sup>20</sup>. כצפוי, גמישות הריבית גבוהה יותר בחשבונות עובר ושב אחרים (1.14 — 0.64 לעומת 0.51 — 0.39). גם כשהירות ההתאמה ניכר הבדל משמעותי בין סוגי חשבונות העובר ושב. אחוז ההתאמה הרבעוני של  $T$  גבוה יותר (64 לעומת 23 אחוזים ב- $D$ ), אם כי ההבדל בזמן ההתאמה יורד בתקופת המדגם, הכוללת גם את השנים האחרונות (40 לעומת 34 אחוזים). מעניין, שרמת ההסבר של משוואה  $T$  בתקופה שמ-1968 עד 1973 נמוכה יחסית ( $R^2=0.72$ ), בהשוואה לרמת ההסבר של המשוואות האחרות ( $R^2=0.96-0.97$ ).

התוצאות האמפיריות בדבר ההבדלים הגדולים בגמישויות בין חשבונות עובר ושב אחרים

20 הסבר אפשרי לכך הוא, שחלק מפיקדונות עובר ושב אחרים הם תכניות חיסכון לילדים, שגמישות הכנסתם נמוכה.



לחשבונות עובר ושכ כשיקים מחזקות את הטיעון התיאורטי. לפיו אין לכלול פיקדונות עובר ושכ אחרים בהגדרת אמצעי התשלום בישראל. עם זאת מראה הלוח, כי באגרנציה מיטשטש ההבדל בין  $T$  ל- $D$ , ואומדני הגמישויות וזמן ההתאמה של  $M1$  קרובים למדי לאלה של  $M1A$ . ייתכן אפוא, שלצרכים אמפיריים ההגדרה המצומצמת ( $M1A$ ) אינה עדיפה על ההגדרה הקיימת ( $M1$ ).

6. משתנה התשואה על מטבע חוץ

מחקרים המתפרסמים בשנים האחרונות כוללים את משתנה התשואה על מטבע חוץ, כאחד הגורמים החשובים הקובעים את הביקוש לסוגי נכסים שונים. כך, למשל, מציע בלכר (1978) לכלול את הציפיות לפיחות במשוואת הביקוש לכסף. הוא מביא הוכחות אמפיריות מארצות דרום אמריקה (ברזיל, צ'ילי וקולומביה), להשפעתו השלילית המובהקת של משתנה זה על הביקוש לכסף. יתרה מזו: השמטת המשתנה מהמשוואה מביאה, לדבריו, לאומדן יתר של השפעת האינפלציה. לאחרונה ניסו בלכר וליידרמן (1980) לאמוד ל- $M1$  משוואה תודשית לתקופה ש-1977 עד 1979, ולכלול במשוואה זו את שיעורי האינפלציה והפיחות הצפויים. כצפוי, התקבלו למשתנים אלו מקדמים שליליים, אך לא מובהקים סטטיסטית. בעבודה אחרת, האומדת משוואות ביקוש של הסקטור הפרטי בישראל לנכסים שונים, מצאו זילברפרב ופיטרמן (1982), כי משתנה התשואה על מטבע חוץ הוא משתנה התשואה הדומיננטי.

כדי לבדוק את השפעת השיעור הצפוי של תשואת מטבע חוץ על הביקוש לכסף, נכללו במשוואות משתני עזר (proxy) לציפיות אלו. משתנים אלה מבוססים על שער הדולר בשוק השחור -  $H_B$  ועל שער הדולר נת"ד -  $H_N$ , בהנחה, כי האגיו על  $H_N$ , או על  $H_B$  (שיסומנו ב- $A_N$  ו- $A_B$ , בהתאמה) מייצג את התשואה הצפויה על מטבע חוץ.

באמירה האמפירית תוצאות המשוואות הכוללות את שער הנת"ד דומות לתוצאות המשוואות הכוללות את שער השוק השחור: בכל המשוואות נמצאו מקדמי התשואה על מטבע חוץ שליליים ומובהקים. כיוון שמן השימוש ב- $A_B$  התקבל  $R^2$  גבוה יותר ב-1.5 עד 1.8 אחוזים מאשר ממשוואות המכילות את  $A_N$  (בתקופה מ-1968 עד 1977), העדפנו להשתמש במשוואות המכילות את  $A_B$ , ותוצאותיהן מפורטות בלוח 3.

לוח 3

משוואות ביקוש לכסף<sup>1</sup>

$^3h$	$R^2$	$SE$	$m_{-1}$	$A_B$	$\hat{P}$	$R$	$Y$	קבוע	תקופת המדגם	הגדרת הכסף
.47	.986	.78	-.037	-.011	.004	.20	.24	68-73	$M1$	
	.0130	(9.74)	(4.93)	(7.94)	(.05)	(2.59)	(.68)			
.02	.975	.72	-.033	-.007	-.066	.23	.60	68-77	$M1A$	
	.0162	(10.90)	(5.18)	(7.90)	(1.30)	(3.49)	(2.07)			
.93	.990	.78	-.041	-.010	.035	.21	-.002	68-73	$M1A$	
	.0138	(10.11)	(5.18)	(7.52)	(.50)	(2.48)	(.01)			
.02	.980	.72	-.035	-.006	-.043	.26	.23	68-77	$M1A$	
	.0168	(11.11)	(5.37)	(7.21)	(.97)	(3.66)	(.89)			

(1) המספרים בסוגריים הם ערכי  $t$ , במשוואות נכללו, נוסף על המשתנים הלהלן, משתני דמה לתקופת מלחמת יום הכיפורים ולרביעי השני בכל שנה.

(2)  $R^2 =$  מקדם המיתאם;  $SE$  - סטיית התקן של הרגורסיה.

(3)  $h$  - הסטטיסטי  $h$ , לכדיקת מיחאם סידרתי.

לוח 4  
אומדני גמישויות לטווח הארוך

$A_B$	$1\hat{p}$	$R$	$Y$	תקופת המדגם	הגדרת הכסף
-.17	-.12	.02	.89	68—73	$M1$
-.12	-.12	-.24	.84	68—77	
-.19	-.12	.16	.95	68—73	$M1A$
-.13	-.11	-.16	.94	68—77	

(1) גמישות  $\hat{p}$  חושבה בנקודת הממוצעים של המדגם.

מקדם התשואה על מטבע חוץ ( $A_B$ ) שלילי ומובהק, אך מובהקותו באה על חשבון משתנה שיעור הריבית, שאינו מובהק. הכללת  $A_B$  במשוואות משפרת את התוצאות האמפיריות בכמה תחומים:

- א. סטיית התקן של המשוואות יורדת ב־36 אחוזים בתקופת המדגם הראשונה, וב־25 אחוזים בתקופה המורחבת.
- ב. ערכי הסטטיסטי  $h$  (לבדיקת מיתאם סדרתי, כאשר המשתנה התלוי בפיגור הוא משתנה מסביר), במשוואות שאינן כוללות את  $A_B$  מצביעים על קיום מיתאם סדרתי. (ערכי  $h$  הם בין 2.0 ל־4.2). כידוע, מעידה תופעה זו על אפשרות של ספציפיקציה לא נכונה במשוואה (ועל השמטת משתנה מסביר רלבנטי)<sup>21</sup>; ואכן, כאשר  $A_B$  נכלל במשוואה, ערכי  $h$  נמוכים ביותר (93—47. בתקופה שב־1968 עד 1973 ו־02. בתקופה שעד 1977), ומורים על העדר מיתאם סדרתי.

השוואת אומדני הגמישויות בלוח 4 מראה, כי לגבי  $M1$  ו־ $M1A$  גמישויות משתני התשואה האלטרנטיבית קרובות מאוד זו לזו (להוציא את גמישות שיעור הריבית, שאינו מובהק סטטיסטית); ההבדל בין הגדרות הכסף הוא אפוא בגמישות ההכנסה<sup>22</sup>. ממצא מפתיע הוא, כי השפעת האינפלציה במשוואות הכוללות את  $A_B$  גדולה ומובהקת יותר מאשר במשוואות שאינן כוללות אותו. זאת בניגוד לממצאיו של בלכר (1978), שעל פיהם השמטת משתנה התשואה על מטבע חוץ מביאה לאומדן יתר של מקדם האינפלציה. ממצאיו של בלכר תלויים בקיום קשר חיובי בין התשואה על מטבע חוץ לשיעור האינפלציה. לאחרונה מצא ליידרמן (1980), כי במשק הישראלי הפיחותים אינם גורמים לאינפלציה, ונהפוך הוא: האינפלציה מביאה לפיחותים (כפיגור של שלושה רביעים). זה אולי ההסבר לתוצאות השונות שקיבלנו. מן התוצאות הנמסרות בפרק זה עולה מסקנה חשובה: למשתנה התשואה על מטבע חוץ יש השפעה מובהקת על הביקוש לכסף בישראל, ולכן יש לכלול משתנה זה במשוואה במחקרים שייערכו בעתיד.

#### 7. מבחני יציבות — הבעיות שלאחר 1973

כאמור בראשית העבודה, אומדני הביקוש לכסף בישראל לתקופה שעד 1973 נכשלו בחיזוי לגבי התקופה שמ־1974 ואילך. הסיבה לכך נעוצה אולי בסדרת שיעורי הריבית: הסדרה ששימשה לאומדן המשוואות עד 1973 (שיעור הריבית על איגרות חוב ממשלטיות לזמן קצר)

21 ראה ג'ונסטון (1972), עמ' 244.

22 ראה הערה 20.

חדלה לשקף את שיעורי הריבית לאחר 1973. כך, למשל, עלה שיעור האינפלציה ב-1974 ל-40 אחוזים, אך שיעור הריבית על איגרות חוב ממשלתיות לזמן קצר נשאר ברמה של 1973 (9 אחוזים) עד לרביע האחרון של 1974, וגם העלאתו בסוף 1974 (ל-10.75 אחוזים בלבד) לא הדיקה את קצב האינפלציה.

כדי לבחון טענה זו, ערכנו למשוואות שנאמדו בעבודתנו מבחן חיזוי. המשוואות מבוססות על סדרת שיעורי הריבית המשולמת על האשראי החופשי במשק, והחיזוי לשנה  $t$  מבוסס על אומדן משוואה לתקופה שמ-1968 ועד לשנה  $t-1$ . התוצאות הנמסרות בלוח 5 הן לחיזוי סטטי (שבו המשתנה התלוי בפיגור מוכא בחשבון לפי ערכו ההיסטורי) ולחיזוי דינמי (שבו ערכו של המשתנה בפיגור נקבע לפי התחזית לתקופה הקודמת). המשוואות עצמן מובאות בנספח 2.

לוח 5

ערכי שורש השגיאה הריבועית הממוצעת (RMSE)<sup>1</sup>

ממוצע שנתי		חיזוי דינמי		חיזוי סטטי		תקופת האומדן
$M1A/P$	$M1/P$	$M1A$	$M1$	$M1A$	$M1$	
8,683	10,180	267	291	318	253	1973-1968
8,309	9,574	244	219	85	109	1974-1968
7,769	8,862	362	435	209	226	1975-1968
7,726	8,739	95	140	228	274	1976-1968

$$RMSE = \left[ \frac{4}{\sum_{j=1}^4 (P_i - A_i)^2} \right]^{.5}$$

<sup>1</sup> root mean square error.  $P_i$  = כמות הכסף החזויה לרביע  $i$  בשנה  $t$ ,  $A_i$  = כמות הכסף בפועל לרביע  $i$  בשנה  $t$ .

מהלוח עולה, כי חיזוי המשוואות לתקופה שאחרי 1973 הוא טוב ביסודו, וכי כישלון החיזוי בעבודות הקודמות נובע, כנראה, מסדרת שיעורי הריבית ששימשה לאומדן המשוואות<sup>23</sup>. אחת השאלות הנדונות בחקר הביקוש לכסף בישראל היא, אם שיעורי האינפלציה הגבוהים בתקופה שלאחר 1973 חוללו שינוי מבני בפונקציית הביקוש לכסף. כדי להשיב על שאלה זו (כלומר לבדוק את יציבות המשוואה), ערכנו מבחן צ'או (1960), ותוצאותיו מובאות בלוח 6. (את המשוואות עצמן ראה בנספח 3.)

לוח 6

ערכי  $F$  של מבחן צ'או

משוואות		הגדרת הכסף
עם $A_B$	בלי $A_B$	
1.19	1.73	$M1$
1.06	1.44	$M1A$

ערך  $F$  הקריטי הוא  $F_{10}(5,29) = 2.05$ .

23 שגיאת החיזוי הריבועית הממוצעת מהווה 1.1 עד 3.7 אחוזים מהמשתנה התלוי — בחיזוי הסטטי, ר-1.6 עד 4.9 אחוזים — בחיזוי הדינמי. כמו כן חושב ממוצע ריבוע שגיאת החיזוי באחוזים (root mean square percentage error). ממוצע זה נע בין 1.2 ל-5 אחוזים — בחיזוי הדינמי, ובין 1.1 ל-3.1 אחוזים — בחיזוי הסטטי.

התוצאות מראות, כי ככל המשוואות לא ניתן לרחות את ההשערה בדבר יציבות הפונקציה. מפתיעות הן התוצאות המתקבלות לגבי המשוואות לתקופה שמ־1974 עד 1977: מקדם התוצר שלילי (אם כי אינו מובהק — ערכי:  $t$  הם בין 1.33 ל־0.37); שיעור הריבית ושיעור התשואה על מטבע חוץ אינם מובהקים סטטיסטית. אין אנו נוטים לייחס זאת לבעיית המולטיקוליניריות בין המשתנים, שכן חריפותה של בעיה זו בתקופה שמ־1974 עד 1977 אינה עולה על חריפותה בתקופה שמ־1968 עד 1973. יתר על כן: המיתאם בין התוצר לבין המשתנים האחרים נמוך יותר בתקופה שבין 1974 ל־1977. נושא זה טעון אפוא בדיקות נוספות.

מעניין לציין, כי ערכי  $F$  המתקבלים למשוואות הכוללות את שיעור התשואה על מטבע חוץ נמוכים יותר; ייתכן אפוא, שהכללת משתנה זה משפרת את יציבות הפונקציה. בדומה לכך מתקבלים ערכי  $F$  נמוכים יותר בהגדרה הצרה של אמצעי התשלום ( $M1A$ ), ומכאן, שהשמטת פיקדונות עובר ושכ אחרים מהגדרת אמצעי התשלום עשויה אולי לשפר את יציבות הפונקציה. בכונתנו לערוך בעתיד מבחני יציבות נוספים, וכן להרחיב את תקופת המדגם.

## 8. סיכום

במישור הטכני התברר, כי בחישוב כמות הכסף ברביע עדיף להשתמש בנתוני כל החודשים של אותו רביע ולכלול גם את הנתון לסוף הרביע הקודם. השימוש במדד המחירים המשתמע של התל"ג נמצא עדיף על השימוש במדד המחירים לצרכן, או בסדרות קיימות לציפיות אינפלציוניות.

הכללת פיקדונות עובר ושכ שאינם בשיקים בהגדרת אמצעי התשלום — כנהוג בישראל — אינה מקובלת בארצות אחרות, שכן פיקדונות אלה אינם משמשים אמצעי תשלום במוכן הצר. זאת ועוד: נמצא, כי בישראל תגובתם של פיקדונות אלה לגדלים כלכליים במשק (הכנסה ותשואות) שונה מתגובתם של פיקדונות שיקים, ועל כן אנו מציעים להוציאם מהגדרת  $M1$ . עם זאת, באמידה האמפירית מתקבלים אומדנים דומים במשוואות  $M1$  ו־ $M1A$ . מבחני ההומוגניות של הביקוש לכסף ביחס למחירים מורים, שהביקוש לא היה הומוגני בתקופה שמ־1968 עד 1973, אך היה הומוגני בתקופה שמ־1968 עד 1977. נקודה זו טעונה בדיקות נוספות. משתנה התשואה על מטבע חוץ לא נכלל בעבודות קודמות על הביקוש לכסף בישראל<sup>24</sup>. מעבודתנו עולה, כי למשתנה זה יש השפעה שלילית ומובהקת ביותר על הביקוש לכסף. ממצא זה מחזק את מסקנתם של זילברפרב ופיטרמן (1982) בדבר חשיבותו של שיעור התשואה על מטבע חוץ בקביעת הביקוש לנכסים פיננסיים שונים.

התנהגות פונקציית הביקוש לכסף בתקופה שלאחר 1973 מחייבת מחקר נוסף. מצד אחד — חיזוי המשוואות מעבר לתקופת המדגם הוא טוב, ומבחני יציבות מגלים, כי הפונקציה נשארה יציבה. מצד שני — חלק מן המקדמים במשוואה לתקופה 1974 עד 1977 (התוצר, שיעור הריבית והתשואה על מטבע חוץ) אינם מובהקים, והתוצר סימנו אפילו הפוך מהצפוי.

## נספח 1

משוואות הביקוש לכסף  $M1A, M1$  כשיטות חישוב שונות של הנתונים הרבעוניים

$h$	$R^2, S.E.$	$m_{-1}$	$\hat{P}$	$R$	$Y$	קבוע	סוף הקופה המרגם	הגדרת הכסף ואופן החישוב
2.90	.940 .0277	.60 (3.44)	-.0059 (2.36)	-.15 (1.08)	.38 (2.26)	.54 (.81)	1973	$M_A, M1$
1.85	.951 .0238	.60 4.35	-.0071 (3.27)	-.19 (1.70)	.40 (3.14)	.43 (.74)	1973	$M_B, M1$
1.21	.957 .0218	.61 (5.03)	-.0081 (4.01)	-.20 (1.97)	.41 (3.64)	.31 (.56)	1973	$M_C, M1$
1.54	.961 .0209	.63 (5.34)	-.0083 (4.29)	-.19 (1.94)	.39 (3.67)	.25 (.46)	1973	$M_D, M1$
.91	.857 .0392	.63 4.56	-.0076 3.58	-.19 2.04	.38 2.68	.38 .59	1977	$M_A, M1$
1.37	.909 .0303	.65 6.11	-.0073 4.61	-.19 2.62	.36 3.29	.38 .77	1977	$M_B, M1$
2.01	.924 .0274	.67 7.08	-.0071 5.00	-.19 2.82	.34 3.50	.33 .73	1977	$M_C, M1$
2.53	.929 .0265	.70 7.48	-.0072 5.20	-.17 2.67	.32 3.37	.26 .58	1977	$M_D, M1$
3.28	.952 .0309	.76 4.31	-.0063 2.23	-.04 (.24)	.26 1.29	-.16 .28	1973	$M_A, M1A$
3.74	.962 .0257	.69 4.88	-.0073 3.10	-.13 (1.03)	.36 2.36	-.23 .45	1973	$M_B, M1A$
3.02	.966 .0238	.68 (5.34)	-.0081 (3.71)	-.15 (1.38)	.39 2.92	-.33 .69	1973	$M_C, M1A$
3.18	.969 .0230	.70 5.68	-.0083 3.92	-.14 1.29	.37 2.85	-.40 .86	1973	$M_D, M1A$
.95	.887 .0414	.67 4.78	-.0076 3.39	-.14 1.63	.38 2.40	-.20 .33	1977	$M_A, M1A$
2.01	.926 .0314	.68 6.36	-.0070 4.29	-.15 2.23	.36 3.01	-.11 .24	1977	$M_B, M1A$
2.57	.937 .0285	.69 7.23	-.0068 4.59	-.15 2.49	.35 3.26	-.13 .31	1977	$M_C, M1A$
3.01	.941 .0276	.72 7.65	-.0069 4.80	-.14 2.33	.33 3.11	-.19 .46	1977	$M_D, M1A$

נספח 2  
משוואות החיזוי

$h$	$R^2, S.E.$	$m_{-1}$	$A_B$	$\hat{P}$	$R$	$Y$	קבוע	סוף תקופת המדגם	הגדרת הכסף
.05	.981 .0156	.73 9.80	-.036 4.57	-.0084 6.57	-.003 .04	.21 2.62	.59 1.73	1974	$M1$
.35	.981 .0145	.74 12.59	-.037 5.14	-.0080 8.63	-.011 .19	.20 3.09	.58 1.96	1975	$M1$
.38	.979 .0148	.74 12.33	-.031 4.87	-.0077 8.34	-.076 1.55	.24 3.94	.38 1.36	1976	$M1$
.60	.987 .0165	.75 10.51	-.040 4.95	-.0082 6.03	-.042 .57	.20 2.38	.26 .82	1974	$M1A$
.58	.986 .0153	.75 12.77	-.041 5.48	-.0077 7.93	-.026 .47	.21 3.02	.29 1.02	1975	$M1A$
1.23	.984 .0156	.74 12.47	-.034 5.17	-.0074 7.66	-.044 .99	.26 3.92	.07 .62	1976	$M1A$

נספח 3  
אומדני משוואת הביקוש לכסף, IV 1973 עד III 1977<sup>1</sup>

$h$	$R^2, S.E.$	$m_{-1}$	$A_B$	$\hat{P}$	$R$	$Y$	קבוע	הגדרת הכסף
.71	.921 .0310	.59 3.34	--	-.006 2.94	-.13 1.03	-.49 1.33	9.00 2.19	$M1$
.98	.886 .0320	.57 3.04	--	-.006 2.68	-.11 .94	-.44 1.18	8.61 2.04	$M1A$
2	.933 .0301	.88 3.15	-.044 1.32	-.007 3.31	-.02 .12	-.17 .40	2.87 .47	$M1$
2	.899 .0315	.82 2.87	-.038 1.15	-.007 2.95	-.01 .06	-.16 .37	3.39 .55	$M1A$

(1) למבחן צ'או דרושות גם משוואות התקופה הראשונה (1968 עד 1973) והתקופה כולה (1968 עד 1977). משוואות אלו מופיעות בלוח 3 ובנספח 1.

(2) חישוב  $h$  אינו אפשרי בגלל ערך שלילי המופיע תחת קו השורש בנוסחת  $h$ .

## ביבליוגרפיה

- כלכר, מ' וליידרמן, ל' (1980), 'היבטים מוניטריים של אינפלציה 1977-79 בישראל', נייר דיון מס' 10-80, המרכז לפיתוח ע"ש ספיר, אוניברסיטת תל-אביב (יוני).
- גוטליב, ד' ופיטרמן, ס' (1981), 'ציפיות לאינפלציה בישראל, 1965 עד 1980', בנק ישראל, ירושלים (לא פורסם).
- גרוס-קמינקר, י' (1979), 'הביקוש לכסף בישראל', עבודת מ.א. שלא פורסמה, אוניברסיטת תל-אביב (דצמבר).
- זילברפרב, ב' (1979), 'אומדני הביקוש לכסף בישראל 1966-73', רבעון לכלכלה 2-101, (ספטמבר).
- זילברפרב, ב' ופיטרמן, ס' (1982), 'הקצאת החיסכון הפיננסי של הסקטור הפרטי בישראל', סקר בנק ישראל 54 (פברואר).
- חת, מ' (1963), 'המוסדות הבנקאיים בישראל, 1950-61', מכון פאלק, ירושלים.
- ליידרמן, ל' (1980), 'יחסי גומלין בין פחות ואינפלציה בישראל', נייר דיון מס' 9-80, המרכז לפיתוח ע"ש ספיר, אוניברסיטת תל-אביב (יוני).
- מרום, א' (1976), 'אומדן משוואת ביקוש לכסף בישראל', סקר בנק ישראל 44 (מאי).
- פלסנר, י' (1976), 'הביקוש לכסף', עיונים בכלכלה 1976, מכון פאלק, ירושלים עמ' 214-221.
- Akhtar, M.A. & Putnam, B.H. (1980), 'Money Demand and Foreign Exchange Risk, the German Case 1972-76', *Journal of Finance* 35, No. 3 (June).
- Blejer, M.I. (1978), 'Black Market Exchange Rate Expectations and the Domestic Demand for Money', *Journal of Monetary Economics* 4 (November).
- Chow, G.C. (1960), 'Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions', *Econometrica* 28, No. 3 (July).
- Friedman, M. (1965), 'The Quantity Theory of Money — a Restatement', *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago.
- Gibson, W.E. (1972), 'Demand and Supply Functions for Money in the U.S.: Theory and Measurement', *Econometrica* 40 (March).
- Goldfeld, S.M. (1973), 'The Demand for Money Revisited', *Brookings Papers on Economic Activity* No. 3.
- (1976), 'The Case of Missing Money', *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 3.
- Johnston, J. (1972), *Econometric Methods*, New York.
- Kaufman, G.G. (1969), 'More on an Empirical Definition of Money', *American Economic Review* 59 (March).
- Santomero, A.M. (1974), 'A Model of the Demand for Money by Households', *Journal of Finance* 29 (March).
- Teigen, R.L. (1964), 'Demand and Supply Functions for Money in the U.S.: Some Structural Estimates', *Econometrica* 32, No. 4 (October).
- (1976), 'Demand and Supply Functions for Money: another Look at Theory and Measurement', *Econometrica* 44, No. 2 (March).
- Ungar, M. & Zilberfarb, B. (1980), 'The Demand for Money by Firms — The Stability and Other Issues Reexamined', *Journal of Finance* 35, No. 3 (June).