

# השפעת השינויים בכמות הכסף על המחירים

בישראל, 1955 - 1965<sup>1</sup>

צ' אופיר וא' קליימן \*

## 1. מבוא

לאחרונה חזר וניעור מחדש הענין בתורת כמות הכסף, ובמיוחד בגירסה שבה מציג אותה מילטון פרידמן. אסכולה "מוניטריסטית" זו רואה בכמות הכסף, ולא בגדלים פיסקליים, את הגורם העיקרי בקביעת ההוצאה המצרפית (תל"ג נומינלי). כללית, ניתן לומר, שהתיאוריות על הקשר בין רמת הפעילות הכלכלית לכמות הכסף נחלקות לשתי קבוצות עיקריות: אלו המניחות השפעה ישירה של כמות הכסף על הביקוש המצרפי, ואלו שבהן ההשפעה הינה עקיפה, דרך גורם מתווך כלשהו. הגישה הראשונה, שהוצעה כבר בידי ג'ייס מיל, באה לידי ביטוייה הטהור ביותר ב"משוואת העסקות" של אירווינג פישר: ערך כל העסקות הריאליות שבוצעו במשק זהה, על פי ההגדרה, לסך הנקוב של כל הכספים ששולמו עבורן. לפיכך, גידול בכמות הכסף, כאשר כל התנאים האחרים שווים, יביא למצב שבו "הרבה כסף רודף אחרי מעט סחורות". מספר גדול יותר של יחידות כסף יינתן תמורת אותה כמות של סחורות, כלומר המחירים יעלו<sup>2</sup>. הניסוח האלטרנטיבי של אסכולת קיימברידג', זה של ביקוש ליתרות כסף, רואה את הבעיה במונחים של מלאי ולא של זרם: פירמות ופרטים מעוניינים להחזיק יתרות מסוימות של כוח קנייה ריאלי כדי לגשר על חוסר התיאום בין מועדי קבלת כספים ומועדי הוצאתם. גידול במלאי הכסף מותיר בידיהם יתרות גדולות מהרצוי להם. כאשר הכול מנסים להקטין את היתרות שבידיהם, גדל הביקוש לסחורות ולשירותים, ובעקבותיו עולים המחירים. ההקטנה הנובעת מכך בערכן הריאלי של יתרות המזומנים בולמת את הרצון להיפטר מהיתרות העודפות, והמחירים מתייצבים ברמה גבוהה יותר מאשר לפני כן. בניגוד לשתי גישות אלה, זו של קיינס ייעדה לכסף תפקיד שונה — השפעה על שער הריבית. הביקוש ליתרות מקורו ב"העדפת נזילות"; הוויתור על ריבית, הכרוך בהחזקת מזומנים הוא אחד הגורמים הקובעים את הכמות המוחזקת. עלייה במלאי הכסף גורמת לציבור לנסות לשנות את הרכב נכסיו מכסף לנכסים נושאי ריבית, ובכך מעלה את מחיריהם של אלה האחרונים. הירידה הנובעת מכך בשער הריבית עוצרת תהליך זה, כיוון שהמחיר (קרי הוויתור על ריבית) של החזקת כסף יורד, ולפיכך גדלה הכמות המבוקשת ממנו.

\* האוניברסיטה העברית, ירושלים.

<sup>1</sup> מאמר זה הינו חלק מ"מחקרים בתהליך האינפלציוני בישראל, 1955—1965", שמומנו בידי מחלקת המחקר של בנק ישראל. חלק אחר התפרסם כ"התאמת כמות הכסף לשינויים ברמת המחירים בישראל, 1955—1965", סקר בנק ישראל מספר 39, פברואר 1972, עמודים 3—23. ככל חוקרי התופעות המוניטריות בימינו, נעזרנו רבות ברעיונותיו המפרים של מילטון פרידמן בתחום זה, ובדיונים לעת מצוא עימו על עבודתנו. על הערות מועילות, שלא תמיד הלכנו לאורן, אנו מודים לס' פישר, צ' גריליכס, וו"ל זילבר; לא' שפר, צ' זוסמן ואחרים במחלקת המחקר של בנק ישראל ולעמיתינו באוניברסיטה העברית. עוזרת המחקר שלנו, אביבה קרייזבוים, עזרה לנו להישמר מפני טעויות רבות. אף אחד מהם, כמובן, אינו נושא באחריות לחסרונותיה הרבים של עבודה זו.

<sup>2</sup> הדיון הנוכחי רק מתווה בקצרה את התהליכים הכלכליים המשתמעים מהגישות התיאורטיות השונות. אין הוא מתיימר להוות סקירה של התיאוריות עצמן, ולכן נמנענו מלהביא מראי מקומות להן.

כל עוד קיים יחס הפוך בין הביקוש המצרפי (במיוחד לסחורות השקעה) ובין שער הריבית, תספק הירידה בשער הריבית את המנגנון, שדרכו מועברים שינויים במלאי הכסף, דרך הביקוש לסחורות ולשירותים, לרמת המחירים. אולם כאשר מנגנון זה אינו פועל, המדיניות המוניטרית מאבדת את יעילותה. סינתזה בין גישת ההשפעה הישירה לגישת ההשפעה העקיפה הוצעה בידי פטינקין: השינויים במלאי הכסף משפיעים על הפעילות הכלכלית והמחירים הן דרך שינויים בתיק הנכסים הפיננסיים — המשפיעים על שער הריבית — והן דרך השפעת רכוש ישירה על הביקוש לסחורות ולשירותים. בהיות שתי ההשפעות פונקציות של הערך הריאלי של יתרות הכסף, הן הירידה ההתחלתית בשער הריבית והן העלייה המיידית במחירים הן חלק מתהליך ההתאמה.

התהליכים שתוארו לעיל עסקו באינפלציה של ביקוש. בתיאוריו המייחסות את האינפלציה ללחץ מצד העלויות מיוחס בדרך כלל לכסף תפקיד צנוע יותר, סביל בעיקרו. השינויים במלאי הכסף נתפסים בעיקר כנחוצים לקליטת הלחצים של עליית הוצאות הייצור על רמת המחירים<sup>3</sup>. אף כי ניתוח תפקיד הכסף באסכולת אינפלציה-של-הוצאות הינו מדויק פחות מאשר באסכולת אינפלציה-של-ביקוש, קידמה גישה זו את הדיון בנושא בערערה על נקודת המוצא של תורת הכמות — עליה בכמות הכסף ממקור בלתי מוגדר. לפיה, קובעי ההרחבה המוניטרית, וצורתה, מופיעים כגורמים, המקשרים אותה עם שינויי המחירים.

המצדדים בתיאוריות של אינפלציה של הוצאות מבססים חלק נכבד מטיעונם על הנימוק, כי התנהגותן של פירמות, בעיקר בתעשייה, אינה מושפעת מהביקוש. אך לעתים ניתן לאחד את גישת ההוצאות עם גישת הביקוש. כבנו האחרונה, ההרחבה המוניטרית גורמת לגידול מידי בביקוש, מקטינה את המלאי של הספקים ומאריכה את תור ההזמנות שלא בוצעו. אולם כאשר הפירמות פועלות בעלויות שוליות קבועות בתחום הרלבנטי, תגובתן לעליית הביקוש תהיה להגדיל את התפוקה ולא להעלות את המחירים. אך בתנאי תעסוקה מלאה הגידול בביקוש לגורמי ייצור יביא לעליית מחיריהם, ולפיכך לעליית עלויות הייצור. ייתכן אפוא, כי פירמות מעלות את מחיריהן רק בתגובה ללחץ של הוצאות — אך לחץ זה עצמו עשוי לבצוע משינויים במלאי הכסף.

סקירה קצרה זו מלמדת, כי ייתכן ששינויים בכמות הכסף משפיעים על רמת המחירים דרך מנגנונים מספר, וכי קיומו של מנגנון אחד כזה אינו מונע קיומם של המנגנונים האחרים. ההתעניינות המחודשת בתורת הכמות כאלטרנטיבה לגישה הקינסיאנית לוותה במחקרים אמפיריים רבים, שהתמקדו בביקוש לכסף ובהשפעת השינויים בהיצע הכסף על הצריכה, ההשקעה, ההכנסה הלאומית הנקובה ושער הריבית. רוב המחקרים נגעו למשקים של צפון-אמריקה, שבהם שיעור האנפלציה היה מתון, ולפיכך לא הקדישו תשומת לב לאפשרות שהרחבה מוניטרית תתבטא בשינויים ברמת המחירים ולא ברמת התפוקה. מבחינת העבודה הנוכחית, העניין במחקרים אלה הוא באומדן פרק הזמן החייב לחלוף לפני שניתן להרגיש בתוצאותיהם של שינויים מוניטריים — כלומר בגודל ובפיזור של פיגורי הזמן (time lags) המתאימים. מפתיע עד כמה מועט מספרם של המחקרים העוסקים במישרין בהשפעת הכסף על המחירים.

<sup>3</sup> הגישה של לחץ-עלויות הינה יותר בבחינת "כפירה" מאשר תיאוריה, ואולי לכן לא זכתה לניסוח מפורט בכתב; כמייצג בולט שלה נציין את ס' וינטראוב.

<sup>4</sup> מידת הסתגלות הכסף למחירים בישראל נחקרה במאמר קודם של המחברים. (ראה הערה מס' 1 לעיל).  
<sup>4</sup> M. Friedman, "The Lag in Effect of Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Oct. 1961, pp. 447-466; M. Friedman and D. Meiselman, "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958," Commission on Money and Credit, *Stabilization policies* (Englewood Cliffs 1963), pp. 165-268.

מספר חוקרים — ורבורטון, פטינקין, ברונפברנר — הסתפקו בחישוב השינויים הצפויים (בדרך כלל ללא פיגור) במחירים בעקבות הרחבה מוניטרית על פי גרסה פשטנית של תורת הכמות.<sup>5</sup> נראה, שהברגר היה הראשון שאמד את שיעור השינוי במחירים כפונקציה של השינויים בהכנסה הריאלית ושל השינויים — בפיגור וללא פיגור — בהיצע הכסף.<sup>6</sup> משתנים אלה, יחד עם גורם עונתי, הסבירו 52 אחוזים מהשונות הרבעונית בשיעור השינוי במחירים בצ'ילי ב-1940—1958. ולטרס הראה במחקר דומה על הממלכה המאוחדת, כי שינויים בהכנסה הריאלית, ושלושה משתנים בפיגור של היצע הכסף, הסבירו 32 אחוזים מהשונות הרבעונית בשיעור השינוי במחירים ב-1955—1962.<sup>7</sup>

מחקרים בנושאים הקרובים לנושא מחקרנו הם אלה העוסקים בהגדרת מלאי הכסף. פרידמן ומייזלמן וכן טימברלייק ניסו הגדרות אלטרנטיביות ע"י השוואת המיתאמים ביניהן לבין ההכנסה הכספית. קאופמן הראה, כי הפיגורים של השפעת נכסים גזילים שונים על ההכנסה אינם אחידים, ושינויים בכמה מהם מפגרים אחריה. טימברלייק ופורסטון וכן לאומס ניסו לקבוע את דרגת ה"כספיות" (moneyness) של תחליפי כסף ע"י גרסיות של שינויים בהכנסה על שינויים בכמה מרכיבים נפרדים במלאי הכסף. כגון עסק בהיבט מיוחד של הרכב מלאי הכסף — קביעת היחס בין מזומנים לפיקדונות.<sup>8</sup>

מאז יסודו של בנק ישראל ב-1954 היו הרשויות המוניטריות בישראל לשופרה של תורת הכמות הטהורה. חוק בנק ישראל מחייב את נגיד הבנק להגיש דו"ח לממשלה כל אימת שהיצע הכסף עולה ב-15 אחוזים, או יותר, מעל רמתו ביום כלשהו בשנים עשר החודשים הקודמים. בתריסר הדו"חות שהגיש בהתאם לחוק, והן בהופעות פומביות רבות, אבע מר דוד הורוביץ, נגיד הבנק בתקופה הנסקרת, נקיטת מדיניות מוניטרית מרסנת, שתתאים את שיעורי העלייה באמצעי התשלום לשיעור הגידול בהפוקו, כדי למנוע אינפלציה וקשיים במאזן התשלומים. בעמדה הפוכה דגלו התעשיינים, הבנקאים וארגוניהם, ולעתים אף משרד המסחר והתעשייה. בצאתם מנקודת הראות של הפירמה הבודדת, שבשבילה אשראי הוא גורם ייצור וצמצומו עלול

C. Warburton, "The Volume of Money and the Price Level Between the World Wars," 5 *Journal of Political Economy*, June 1945, pp. 150-163, and "Quantity and Frequency of Use of Money in the U.S., 1919-45," *ibid.*, Oct. 1946, pp. 436-450; D. Patinkin, "Monetary and Price Developments in Israel: 1949-1953," *Scripta Hierosolymitana*, (Jerusalem, 1956), and *The Israel Economy: The First Decade* (Jerusalem, 1960); M. Bronfenbrenner, "Statistical Tests of Rival Monetary Rules", *Journal of Political Economy*, Feb. 1961, pp. 1-14.

A. C. Harberger, "The Dynamics of Inflation in Chile," in C. F. Christ, ed., *Measurement in Economics* (Stanford, 1961), pp. 219-250. 6

משתנה הכסף שלו הוא ממוצע משוקלל של פיגורי זמן שונים; המשקלות שניתנו לשינויי העבר במשוואות האומדן נקבעו מראש, בחלקם על פי תצפיות ובחלקם שרירותית.

A. A. Walters, "Monetary Multipliers in the U.K., 1880-1962," *Oxford Economic Papers*, 7 Nov. 1966, pp. 270-283.

אחד משלושת המשתנים הכספיים בפיגור הופיע בו ג'וסייה עם מקדם שלילי.

M. Friedman and D. Meiselman, *loc. cit.*; R. M. Timberlake, "The Stock of Money and Money Substitutes," *Southern Economic Journal*, June 1964, pp. 253-265. G. Kaufman, "More on an Empirical Definition of Money," *American Economic Review*, March 1969, pp. 78-87. R. H. Timberlake and J. Fortson, "Time Deposits in the Definition of Money," *American Economic Review*, March 1967, pp. 190-193; G. S. Laumas, "The Degree of Moneyness of Saving Deposits," *ibid.*, June 1968, pp. 501-503, and "Saving Deposits in the Definition of Money," *Journal of Political Economy*, Nov./Dec. 1969, pp. 892-896. P. Cagan, "The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply," *ibid.*, Aug. 1958, pp. 303-328. 8

להגביל את גידול התפוקה, הם תמכו בהגדלת כמות הכסף, שתאפשר הן את גידול התפוקה והן את העלויות בשכר ובמחירים.<sup>9</sup>

לאור הויכוח הממושך וחשיבות המדיניות שעליה הוא נסב, מפתיע הוא ששני הצדדים עסקו בהשערות ולא ניסו לבסס טענותיהם על ממצאים אמפיריים. המחקרים האמפיריים המועטים עסקו בהתפתחות הצע הכסף הריאלי; בתפקיד שוק הנדל"ן בספיגת חלק מההרחבה המוניטרית; ובהשפעת הכנסה חד-פעמית על הביקוש ליתרות כסף.<sup>10</sup>

המחקר הנוכחי בוחן את התלות של רמת המחירים בכמות הכסף בישראל, בשנים 1955—1965. לאור מה שאנו רואים כחוסר תיאוריה כוללנית ומוסכמת על הקשר בין שני המשתנים, בחרנו לחשוב עליו במושגי היחס הכללי שבו  $P=f(M)$  בלי להגדיר את המודל ההתנהגותי שעליו הוא מבוסס. ניתן לראות בכך את "הנוסחה המצומצמת" של מספר צורות התנהגות אלטרנטיביות, אף כי בדיוננו נבחנו אותה בהתייחסות מיוחדת לתורת הכמות. בקווים כלליים, ננסה לבדוק את הטענה המשותפת לכל הגרסאות של התיאוריה — כי "הכסף קובע" (money matters), אולם גימנע מניסוח השערות בדבר המנגנון שמאחריה, ולא ננסה להתוות את התהליך, בו מושגות התוצאות הסופיות. במיוחד, כיוון שבתקופה הנסקרת היתה הריבית מוגבלת על ידי חוק, נתעלם לגמרי מתפקידה של זו.

## 2. הקשר היסודי

$$(1) \quad P = \frac{M}{kT}, \text{ נתחיל בניסוח הפשוט של תורת הכמות.}$$

כאשר  $P$ ,  $M$  ו- $T$  הם רמת המחירים, מלאי הכסף ונפח העסקות במשק ו- $k$  הוא היחס בין היתרות המבוקשות לעסקות.<sup>10</sup> ע"י גזירה לוגריתמית, ובהנחה ש- $k$  קבוע נקבל:

$$(2) \quad \dot{P} = \dot{M} - \dot{T}$$

במלים, שיעור השינוי ברמת המחירים שווה לשיעור השינוי בכמות הכסף פחות שיעור השינוי בנפח הפיזי של העסקות.<sup>11</sup>

<sup>9</sup> חלק ניכר מהוויכוח התנהל בעתונות היומית, ברבעון לכלכלה וברבעון לבנקאות — בטאון איגוד הבנקים בישראל. שתי העמדות המנוגדות מגובשות בבירור ב- E. A. Tenenbaum's *Israel's Industrial Finances: A Second Look* (Continental-Allied Co., Inc., Washington 1960) — a report commissioned by the Ministry of Commerce and Industry — and the Bank of Israel's *Comments on the Report...* (Jerusalem, 1961). לסקירת הדיון, ראה

N. Halevi, "Economic Policy Discussion and Research in Israel," *The American Economic Review*, LIX, 4 (September, 1969)

<sup>10</sup> ראה בהתאמה: ד' פטינקין, המשק הישראלי בעשור הראשון (ירושלים 1960); א' בורוכוב, "מחירי קרקעות ואינפלציה", הרבעון לכלכלה 44 (ינואר 1965) עמ' 345—348; M. Landsberger, "Windfall Income and Consumption; Comment," *American Economic Review*, LVI (June, 1966), pp. 534-545 and D. Patinkin, *On the Nature of the Monetary Mechanism* (Stockholm, 1967). N. Halevi *loc. cit.* הסקירה המלאה נמצאת אצל

<sup>10</sup> א השתמשנו בניסוח הפשוט והישן של  $kPT$ ; אך כאשר  $k$  הוא פונקציה של משתנים כלכליים, כגון שער הריבית, אין הבדל מושגי בין משוואת קיימברידג' וניסוחים מודרניים יותר, כגון הניסוח של פטינקין:

$$M^d = P_0 L \left( Y_0, r, \frac{M_0}{P_0} \right)$$

<sup>11</sup> מכאן ואילך נקודה מעל למשתנה תציין שיעורי שינוי יחסיים:  $\dot{P} = \frac{\Delta P}{P}$  וכולי. שיעורים אלה מבוטאים באחוזים.

בשלב זה נניח, כי נפח העסקות גדל בשיעור קבוע<sup>12</sup>. לפיכך משוואת האומדן שאותה נבדוק מצטמצמת ל-:

$$(3) \dot{P} = a + b \dot{M}$$

כאשר  $a$  הוא השפעת שיעור הגידול בעסקות — ולפיכך נצפה שיהיה שלילי — והערך התיאורטי של  $b$  הוא 1.

השפעת הכסף על המחירים אינה חייבת להיות מיידית. מה שלא תהיה התיאוריה המקובלת עלינו אודות הקשר בין השניים, ניתן לצפות ששינויים בהם יופרדו על-ידי מספר פיגוריי זמן (time lags). זמן מסוים חייב לעבור עד שהציבור נוכח לדעת כי יתרות המזומנים שבידיו גדלו, זמן נוסף יעבור עד שהוא מחליט אילו התאמות לבצע, ועוד זמן נוסף עובר עד שהן מתבצעות למעשה. בהתאם למנגנון שנניח את קיומו, יימצאו פיגוריי זמן נוספים לפני שהתאמות אלה תשפעה על הגורמים הקובעים את רמת המחירים, ועד שכל התהליך יבוא על ביטויו המלא. לפיכך, הבאנו את המשתנה הכספי במספר פיגוריים:

$$(4) \dot{P} = a + b_0 \dot{M}_0 + b_1 \dot{M}_{-1} + \dots + b_j \dot{M}_{-j} + \dots + b_n \dot{M}_{-n}$$

כאשר  $\dot{M}_{-i}$  הוא שיעור השינוי במלאי הכסף  $i$  תקופות לפני השינוי המתאים במחירים<sup>13</sup>. משך הפיגור עשוי להיות מוגדר, לדוגמה  $i$  תקופות: כל השפעת השינוי ב- $M$  תורגש אז בתקופה ה- $i$ —ית. לא תורגש כל השפעה ב- $i-t$  התקופות הקודמות לה או אחרי התקופה ה- $i$ —ית. במקרה זה נצפה למצוא  $b_j = 0$  ו- $b_i = 1$  לכל  $j \neq i$ . השפעת השינוי ב- $M$  עשויה גם להתחלק על פני מספר תקופות. במקרה זה נצפה למצוא מספר  $\bar{b}_j$ —ים חיוביים כאשר סכומם הוא בערך 1<sup>14</sup>. ההגדרה המקובלת ביותר של הכסף היא כמות המזומנים בידי הציבור ועוד פיקדונות עובר ושב. סדרות חודשיות של נתונים התואמים הגדרה זו מתפרסמות באורח שוטף בידי בנק ישראל<sup>15</sup>. בהמשך נדון גם בבעיה של הגדרות אלטרנטיביות.

קיימים כמה מדדי מחירים. מבין אלה מדד המחירים לצרכן נראה כטוב ביותר משתי סיבות. מבחינה מושגית, הכיסוי הרחב שלו עושה אותו לקירוב הטוב ביותר למדד מחירי כל העסקות — אם כי אין הוא כולל נכסי ייצור, עסקות בנדל"ן ובנכסים פיננסיים וכו' — ולכן הוא המודד המקובל לאינפלציה בישראל. כמו כן, בגלל חשיבותה של תוספת היוקר המבוססת עליו, האמינות הסטטיסטית שלו עולה בהרבה על זו של כל המדדים האחרים. מדד זה מתפרסם כל חודש בידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה<sup>16</sup>.

אחד המרכיבים של מדד המחירים לצרכן — מחירי פירות וירקות — נתון לתנודות חודשיות חזקות, שאינן תלויות, בדרך כלל, בתופעות כלל-משקיות. אפשר איפוא לטעון, שמדד שאינו כולל מחירי פירות וירקות ייטיב לבטא את הסדירות של יחסים כלכליים<sup>17</sup>. השתמשנו לחילופין בשני המדדים, כאשר מדד המחירים המלא לצרכן סומן ב- $P$ , וזה בניכוי פירות וירקות לחילופין — ב- $Q$ .

<sup>12</sup> אך ראה להלן את הדיון בפרק 7.

<sup>13</sup> ביחר דיוק, משוואה (4) צריכה להכתב כ:  $\dot{P}_t = a + b_0 \dot{M}_t + b_1 \dot{M}_{t-1} + \dots + b_n \dot{M}_{t-n}$ . אך מצאנו כי השמטת סימני התקופה השוטפת נוחה יותר לעין.

<sup>14</sup> הסכום אינו בדיוק 1, כיוון שהבסיס לחישוב שיעורי השינוי משתנה מתקופה לתקופה. נוסף על כך, ידוע כי ל- $b$ —ים יש הטיה כלפי מטה בגלל טעויות במדידת המשתנים. הבלתי תלויים, ראה: M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, (Princeton University Press, 1957).

<sup>15</sup> ראה "הצע הכסף" בלוחות סטטיסטיים, סקר בנק ישראל. הדיווח על הצע הכסף הוא ליום האחרון לחודש. הצגה טובה יותר של הצע הכסף לציבור, היתה מתקבלת ממוצע של נתונים יומיים או שבועיים, אך נתונים כאלה אינם קיימים. תיאור מלא של הנתונים המקוריים ובניית הסדרות ניתן בבספח א'.

<sup>16</sup> ראה למ"ס, שנתון סטטיסטי לישראל, 1967, עמ' 239.

התקופה הנסקרת, אף שהיא קצרה במקובל במחקר כלכלי, הינה ארוכה מבחינת השינויים בהתפתחות הכלכלית, ובמדיניות, בישראל. לפיכך חילקנו את התקופה לשניים — 1955 עד 1959 ו-1960 עד 1965. מועד ההפרדה נקבע עקב רצוננו ליצור שתי תקופות זמן באורך דומה לאור ההנחה, שהיחסים המבניים השתנו עם השגתה של תעסוקה מלאה והפיחות בתחילת שנות השישים.

בלוח 1 מוצגים תחומי הערכים שמקבלים המשתנים  $M$ ,  $P$  ו- $Q$  בשתי תקופות המשנה שבסקירתנו<sup>18</sup>.

לוח 1  
תחום שיעורי השינוי החודשיים,  $Q$ ,  $P$ ,  $M$   
(אתוים)

1965 מקסימום	ינואר 1960 — מינימום	1959 מקסימום	פברואר 1954 — מינימום		
4.53	-1.92	5.60	-2.29	(M)	כמות הכסף
7.15	-3.43	5.26	-4.77	(P)	רמת המחירים
2.00	-0.61	2.22	-0.90	(Q)	רמת מחירים מותאמת*

\* למעט פירות וירקות.  
המקור: ראהנספח א'.

### 3. תוצאות ראשוניות — תקופה ראשונה

בשלב הראשון הרצנו את הרגרסיה של  $\dot{P}$  בצורה של משוואה (3), על בסיס חודשי, על 16 משתנים חודשיים אלטרנטיביים,  $M_0$  עד  $M_{15}$ , כלומר עם פיגור של עד 15 חודשים; יש לשער



<sup>17</sup> משקלו של מרכיב זה במודל ירד במשך הזמן מ-11.5 אחוזים ל-7.9 אחוזים.  
<sup>18</sup> תיאור מפורש של התפתחות שלושת המשתנים מובא בדיאגרמה 1 במאמרנו הנזכר לעיל, סקר בנק ישראל, מס' 39 פברואר 1972.

שהשפעת הכסף על המחירים אינה מתעכבת יותר מכך<sup>19</sup>. בדיאגרמה 1 מוצג הקורלוגרם של מקדמי המתאם הפשוט לתקופה הראשונה, יוני 1955 — דצמבר 1959 (55 תצפיות)<sup>20</sup>. המתאם הגבוה ביותר באופן בולט הוא זה בין שינויים במדד המחירים הכולל,  $\dot{P}$ , והשינויים בהצעת הכסף שישה חודשים קודם לכן. מקדם המתאם, 0.335, הוא על גבול המובהקות ברמה של אחוז אחד. בעוד שהמקדם השני בגודלו, לפיגור של 13 חודשים, אינו מובהק ברמה של חמישה אחוזים. מקדמי המתאם הגבוהים למדד המחירים ללא פירות וירקות,  $\dot{Q}$ , הם ל- $\dot{M}_{-6}$  ו- $\dot{M}_{-12}$ , שניהם מתחת לרמת מובהקות של חמישה אחוזים. אם לשקול רק את האפשרות של השפעה בלתי מפוזרת, הממצאים מורים על פיגור של שישה חודשים בין שינוי בכמות הכסף והשינוי הנובע מכך ברמת המחירים<sup>21</sup>.

כדי לבדוק את קיומו של פיגור מפוזר (distributed lag), ערכנו רגסיה מרובת משתנים בצורה של משוואה (4). השתמשנו ברגסיה בשלבים (Stepwise Regression) המכניסה את המשתנים הבלתי תלויים אחד אחד בהתאם לעוצמת ההסבר שלהם. פירוט מלא של משוואות הרגסיה העוקבות, עבור מדד המחירים המלא, מובא בנספח ב'<sup>22</sup>.

לרוב מקדמי הרגסיה — במיוחד כל השליליים שבהם — יש ערכי t הקטנים מאוד, ועל-כן אין הם, למעשה, שונים מאפס. הכללתם אף מקטינה את מקדם הקביעה המותאם, המודד את מובהקות המתאם<sup>22</sup> א' כאשר משמיטים את כל המשתנים שערכי t של מקדמיהם קטנים מאוד או מקבלים

$$(5) \quad \dot{P}_0 = -1.245 + .593 \dot{M}_{-6} + .245 \dot{M}_{-12} + .344 \dot{M}_{-13} \quad (R^2 = .213)$$

$$(\bar{R}^2 = .172) \quad (.178) \quad (.176) \quad (.172)$$

וללא הפסד זיכר בעצמת ההסבר, אפילו

$$(6) \quad \dot{P}_0 = -.842 + .500 \dot{M}_{-6} + .379 \dot{M}_{-13} \quad (R^2 = .188)$$

$$(\bar{R}^2 = .157) \quad (.167) \quad (.172)$$

בכמות כסף קבועה היו המחירים יורדים בשיעור חודשי השווה לקבוע הרגסיה. השיעור השנתי המתאים למשוואה (5) הוא 16 אחוזים, ולמשוואה (6) — 10.5 אחוזים. כפי שצוין לעיל, שיעור זה צריך להתאים לשיעור הגידול בנפח הפיזי של העסקות. אם נניח, כמקובל, יחס קבוע בין העסקות התל"ג או המקורות, ניתן להשוות את התוצאות דלעיל עם שיעור הצמיחה הממוצע בתל"ג (11 אחוזים) ובמקורות (10.5 אחוזים) באותה תקופה. סכום מקדמי הרגסיה הוא 1.182 במשוואה (5) ו-0.879 במשוואה (6) — קרוב למדי לתוצאה החזויה של 1.0.

<sup>19</sup> ראה לדוגמה: A. C. Harberger, *loc. cit.*; A. A. Walters, *loc. cit.*

<sup>20</sup> התקופה כאן קצרה מאשר בלוח 1 (סדרות הנתונים שהשתמשנו בהם) בגלל הצורך לאפשר פיגורים של עד 15 חודשים.

<sup>21</sup> למען הדיוק, הפיגור המשתמע הוא של חמישה חודשים וחצי: מדד המחירים הוא ממוצע חודשי, ואילו הצעת הכסף מדווח ליום האחרון בחודש, אולם למען הנהחיות נמשיך לדבר במונחים של חודשים שלמים.

<sup>22</sup> 16 משתנים יחד מסבירים 31 אחוזים מהשונות של שיעורי השינוי החודשיים ברמת המחירים. מתוכם רק לארבעה יש מקדמי רגסיה העולים על טעויות התקן שלהם.

<sup>22</sup> א' מקדם המתאם המותאם, המסומן על-ידי  $\bar{R}^2$  מביא בחשבון את מספר דרגות החופש באומדן

$$(1 - \bar{R}^2) = (1 - R^2) \frac{n}{n - p}$$

משוואות הרגסיה. המשוואה היא כאשר n הוא מספר דרגות החופש במדגם ו-p הוא מספר המשתנים הבלתי-תלויים.

העובדה שהמשתנים האחרים אינם משפרים את משוואה (5), ובמיוחד המקדמים השליליים עם המשתנים הסמוכים ל- $\dot{M}_6$  נכנסים למשוואה, מורים כי הפיגור אינו מפורז בצורה רציפה. באורח מפתיע למדי, השינויים בכמות הכסף משפיעים על המחירים בדיק לאתר שישה חודשים, עם השפעה נוספת לאחר שנים עשר או שלושה עשר חודשים.<sup>23</sup> מדד המחירים, המתקן, ללא פירות וירקות, Q מוסבר פחות טוב מאשר מדד המחירים הכולל P. משוואות האומדן ל-Q המתאימות למשוואות (5) ו-(6) דלעיל, אינן סותרות את הרושם של פיגורים בדידים של שישה ו-12—13 חודשים.<sup>24</sup> עם זאת אין קבוע הרגרסיה וסכום מקדמי הרגרסיה קרובים לערכים התיאורטיים כמקרה הקודם. נראה, כי מדד המחירים הכולל מיטיב לשקף את השפעת כמות הכסף מאשר המדד ללא פירות וירקות.

#### 4. תוצאות ראשוניות — התקופה השנייה

התוצאות לגבי התקופה השנייה, ינואר 1960 עד נובמבר 1965, מאכזבות. בכל הגרסאות קבוע הרגרסיה הוא, בניגוד למצופה, חיובי; מקדמי רגרסיה שליליים למשתנים בפיגור מופיעים בשלבי החישובים הראשונים של הרגרסיה, וסך כל המקדמים קרוב לאפס. נוסף על כך מקדמי הקביעה נמוכים בהרבה מאשר בתקופה הראשונה. התוצאות המובאות הן של השלב הרביעי — שלאחריו מקדם הקביעה חדל לעלות:

$$(7) \quad \dot{P}_0 = .471 + .220\dot{M}_8 - .226\dot{M}_{11} + .259\dot{M}_{13} - .179\dot{M}_{14} \quad (R^2 = .127)$$

$$(1.32) \quad (1.32) \quad (1.29) \quad (1.29) \quad (\bar{R}^2 = .074)$$

למרות אופיין המפוקפק של תוצאות אלה נראה, כי במדה שניתן לזהות השפעות בפיגור של כמות הכסף על המחירים, השפעות אלה הן שוב מהטיפוס הבדיד. נראה גם, כי דפוסי הזמן שלהן השתנו. כמו בתקופה הראשונה, ההשפעה השנייה מופיעה לאחר כשנה. אך ההשפעה הראשונה מתעכבת עכשיו: היא מופיעה לאחר שמונה חודשים בהשוואה לשישה חודשים בתקופה הראשונה. התארכות הפיגור עקובה עם העלייה בבטייה להחזקת יתרות מזומנים שנצפתה זמן מה אחרי הפיחות של 1962.<sup>25</sup>

<sup>23</sup> עונתיות הצע הכסף גדונה להלן בפרק 10.

<sup>24</sup> המשוואות התואמות במספר המשתנים שלהן לאלה שהוצגו בטקסט עבור P הן:

$$\dot{Q}_0 = -.215 + .171\dot{M}_6 + .078\dot{M}_9 + .170\dot{M}_{12} \quad (R^2 = .171)$$

$$(0.67) \quad (0.60) \quad (0.65) \quad (\bar{R}^2 = .122)$$

$$\dot{Q}_0 = -.093 + .164\dot{M}_6 + .162\dot{M}_{12} \quad (R^2 = .143)$$

$$(0.67) \quad (0.65) \quad (\bar{R}^2 = .109)$$

<sup>25</sup> "... חלה עלייה ניכרת ביחס שבין אמצעי התשלום לבין ההכנסה הלאומית או המקורות שלרשות המשק... הציבור הגדיל, אפוא, את היחס שבין הנכסים הנזילים שבידי לבין היקף העסקות במוצרים ושירותים סופיים מהיצור השוטף ומיבוא... העלייה ביחס שבין אמצעי התשלום להכנסה הלאומית הושפעה, כנראה, גם מציפיות ליציבות, שנתחזקו כתוצאה מאי עליית מחירי המוצרים במשך מספר חודשים". דוח בנק ישראל 1969. עמ' 261.

כאשר מנסים להסביר עלייה זו בגודל היתרות המתוקות ביחס להכנסה הלאומית, יש לשקול גם את האפשרות כי היחס בין העסקות להכנסה, לא רק שאינו קבוע, אלא עולה יחד עם זו האחרונה.



## 5. תצפיות רבעוניות

את מקדמי הקביעה הנמוכים שקיבלנו עד כה ניתן ליחס, לפחות חלקית, לתפקיד הגדול שמשחקים גורמים מקריים בשיעורי השינוי החודשיים. חזרנו, על כן, על החישובים על סמך תצפיות רבעוניות.<sup>26</sup>

לתקופה הראשונה, מהרבעון השני של 1955 עד לרבעון האחרון של 1959 ועד בכלל, תוך הכללת פיגורים של חמישה רבעונים, קיבלנו  $R^2 = 0.526$ . בהפסיקנו את הרגרסיה בשלבים לפני הופעת המקדמים השליליים, קיבלנו:

$$(8) \quad \dot{P}_0 = -2.335 + .447 \dot{M}_{-II} + .386 \dot{M}_{-IV} \quad (R^2 = .335)$$

$$(.172) \quad (.173) \quad (\bar{R}^2 = .252)$$

משוואה (8) מאשרת את תוצאותינו הקודמות, תוך עצמת הסבר משופרת בהרבה. הקבוע תואם שיעור שנתי של 9.7 אחוזים, וסכום מקדמי הרגרסיה קרוב ל-1. ניתן להבחין בקל בשינוי פיגורים נבדלים של שני רבעונים ושל ארבעה רבעונים. מעניין לציין, כי ניתן לקבוע את הפיגור בדיוק לשישה ולשנים עשר חודש. כאשר הזנו את מרכזי הרבעונים של נתונים הצע הכסף קדימה או אחורה בחודש אחד, קיבלנו ירידה ברורה במקדם המתאם.

גם ברגרסיה הרבעונית לתקופה השנייה — הרבעון הראשון של 1960 עד לרבעון השלישי של 1965 — יש עלייה ברורה במקדם המתאם; הרגרסיה המלאה לפיגורים של עד חמישה רבעונים מסתכמת ב- $R^2 = 0.377$ , אך משאר הבחינות התוצאות הן גרועות כמעט כמו עבור התצפיות החודשיות.<sup>27</sup> כאשר מסיטים בחודש אחד אחורה את נתוני הצע הכסף בפיגור משתפר המתאם:  $R^2 = 0.445$ , והמקדם של פיגור של שני רבעונים, מוסט בחודש אחד, עולה מ-0.249 ל-0.389. נראה, כי גם כאן מתארך הפיגור בהשוואה לתקופה הראשונה (אם כי בניגוד לנתונים החודשיים, הנתונים הרבעוניים מורים, כי הפיגור הוא שבעה חודשים ולא שמונה).

## 6. הגדרות שונות לכסף

התוצאות שתוארו לעיל התקבלו תוך שימוש בהגדרה המקובלת ביותר של כסף — שני הנכסים הנוזלים ביותר המוחזקים בידי הציבור. אולם ניתן לסדר את כל הנכסים במסדר לפי

<sup>26</sup> שיעור השינוי הרבעוני בהצע הכסף נגזר מהממוצע של נתוני הצע הכסף בסוף כל אחד משלושת חודשי הרבעון. התקופה המוקדמת ביותר שלגביה היה ניתן לחשב סדרות, הכוללות משתנים עם פיגורים של עד חמישה רבעונים, היתה יוני-אוגוסט 1955. כיוון שרצינו להשתמש בנתונים המוקדמים ביותר התחלנו בתקופה זו, שניתן לראותה כרבעון השני עם פיגור של שני חודשים, או כרבעון השלישי בקידום של חודש אחד.  
<sup>27</sup> משוואת הרגרסיה המלאה היא:

$$\dot{P}_0 = 2.712 + .006 \dot{M}_0 - .265 \dot{M}_{-I} + .249 \dot{M}_{-II} + .115 \dot{M}_{-III}$$

$$(.138) \quad (.135) \quad (.139) \quad (.131)$$

$$- .057 \dot{M}_{-IV} - .069 \dot{M}_{-V}$$

$$(.131) \quad (.135)$$

מדת נזילותם, בהיות חלקם של הנכסים נזילים עד כדי כך שאף הוטבע בשבילם המונח "תחליפי כסף" ("near money"). ניתן לצפות, כי השפעת נכסים אלה על התנהגות הציבור תהיה דומה להשפעת הכסף. בתקופה הנסקרת החזיק הציבור הישראלי בכמה נכסים נזילים במיוחדת כאלה. העיקריים היו: פיקדונות לזמן קצוב, פיקדונות לזמן קצוב במט"ח, מילווה קצר מועד ושטרות שנסחרו בתיווך הבנקים.<sup>28</sup> צמיחת תחליפי הכסף השונים חלה בעיקר אחרי 1960, כפי שניתן לראות בלוח 2.

לוח 2 -

נפח הכסף ותחליפי כסף, 1955, 1960—1968

(מליוני ל"י)

שטרות בתיווך (5)	מילווה קצר מועד (4)	פיקדונות זמן קצוב במט"ח (3)	פיקדונות זמן קצוב (2)	הצע הכסף (1)	השנה
..	—	28	76	420	1955
..	12	256	177	880	1960
..	22	429	182	969	1961
263	100	859	189	1,257	1962
434	214	961	209	1,609	1963
613	274	1,141	232	1,707	1964
774	222	1,351	259	1,899	1965
1,021	308	1,489	416	2,008	1966
742	424	2,133	941	2,539	1967
646	530	1,504	1,566	2,898	1968

המקורות :

(1) — שנתון סטטיסטי לישראל, 1969 (מספר 20) מס' 477.

(4) בנק ישראל, מחלקת החשבונות, תזרים סטטיסטיים

(5) בנק ישראל, דו"ח 1965, עמ' 284 ודו"ח 1968 עמ' 279, שטרות בתיווך לא נרשמו עד 1963 ; הנתון ל-1962 הוא אומדן הבנק. כל הנתונים הם ל-31 בדצמבר.

הגדרה אידיאלית של מלאי אמצעי התשלום יכלה להיות זו של מלאי מצרפי, המורכב מהנכסים הנזילים. דלעיל, משוקללים בהתאם למידת "הכספיות" ("moneyiness") שלהם. כאשר  $M^0$  הוא הצע הכסף בהתאם להגדרה המקובלת, ו- $M^1$ ,  $M^2$  וכולי הם תחליפי הכסף השונים, משוואה (1) היתה נראית או כלהלן :

$$(9) \quad P = \frac{1}{kT} (M^0 + \alpha_1 M^1 + \alpha_2 M^2 + \dots)$$

כאשר  $\alpha_1$  הוא מקדם הכספיות של הנכס ה-1, ו- $0 < \alpha_1 < 1$ . לרוע המזל, לא ניתן לבדוק באורח אמפירי את הביטויים המתאימים לשיעורי השינוי, אלא אם כן ידועים ה- $b$ -ים, או אם

<sup>28</sup> תיאור של הפיקדונות במט"ח ראה פ' וידר, "זמרות מכספי הפיצויים האישיים מגרמניה", סקר בנק ישראל מס' 33, ירושלים, נובמבר 1967. סקירה על שטרות בתיווך ראה : א' שטיינברג, "תיווך בשטרות במשק הישראלי, 1956—1967" סקר בנק ישראל מס' 30, ירושלים, מארס 1969.

מניחים אותם באופן שרירותי<sup>29</sup>. לפיכך נוסחו הרגרסיות של רמת המחירים על המרכיבים האפשריים השונים של מלאי הכסף במונחים של כמויות מוחלטות ו/או של הפרשים ראשונים מוחלטים<sup>30</sup>.

רגרסיות כאלה חושבו לפיגורים נבחרים של שלושה, שישה ו-12 חודשים לשני מדדי המחירים P ו-Q<sup>31</sup>. בגלל מגמת עלייה חזקה בכל הסדרות העתיות בישראל בתקופה הנסקרת, אנו מייחסים יותר משמעות לתוצאות המתקבלות מהפרשים מאשר לאלו המתקבלות מערכים מוחלטים של המשתנים. בתקופה הראשונה מאששות תוצאות אלה את ההשערה בדבר קיום פיגור של שישה חודשים, ונראות כמורות, שתחליפי הכסף לא מילאו תפקיד חשוב. אשר לתקופה השנייה, ציפינו, כי הוספת המשתנים, שנפתח גדול, יחסית, למלאי הכסף, תשפר באופן משמעותי את התוצאות. אך שיפור זה לא התגלה למעשה: שינויים בנפח כל ארבעת הנכסים הנזילים אינם מסבירים את השינויים ברמת המחירים.

התוצאות הבלתי משביעות רצון של ניסיונותינו בתחליפי כסף אינן מאפשרות אומדן של מדת ה"כספיות" שלהם. בתנאים אלה לא מצאנו לנו למותר לייחס ערכים שרירותיים ל- $\alpha$  ים כדי לערוך ניסויים בהגדרות אלטרנטיביות של הצע הכסף.

ערכנו גם ניסיון בכיוון ההפוך, וחישבנו את המתאם בין שיעור השינוי במחירים וזה במרכיב אחד של הצע הכסף — מוזמנים בידי הציבור<sup>32</sup>. התוצאות היו מעניינות למדי בכך שמתאם זה גבוה יותר מאשר המתאם עם M. בשתי התקופות משתנה בלי תלוי יחיד מספק את רוב עוצמת ההסבר של הרגרסיה:

$$(10) \quad \dot{P} = -.055 + .368 \dot{M}'_{-6} \quad (R^2 = .216)$$

(.092)

$$(11) \quad \dot{P} = .169 + .311 \dot{M}'_{-8} \quad (R^2 = .188)$$

(.078)

<sup>29</sup> הביטוי לשיעורי השינוי (שוב בהנחה ש-k קבוע) הוא:

$$\dot{P} = -\dot{T} + \frac{\Delta M^0}{\sum_i \alpha_i M^i} + \alpha_1 \frac{\Delta M^1}{\sum_i \alpha_i M^i} + \dots \quad (i = 0, 1, \dots)$$

כך שיש לייחס כל מרכיב של מלאי הכסף למוצע המשוקלל. הדיון המקובל על הגדרת כסף מניח, במשתמע, כי ה- $\alpha$  ים מקבלים רק את הערכים הקיצוניים של 0 או של 1. על ניסיונות אמפיריים לאמוד את ה- $\alpha$  ים ראה:

G. S. Laumas, *loc. cit.*, and E. J. Kane, "Money as a Weighted Aggregate," *Zeitschrift für Nationaleconomie*, Sep. 1964, pp. 221-243.

<sup>30</sup> השתמשנו במשוואות האומדן מהצורה:

$$P = a + b_0 M^0 + b_1 M^1 + b_2 M^2 + b_3 M^3$$

$$\Delta P = a + b_0 \Delta M^0 + b_1 \Delta M^1 + b_2 \Delta M^2 + b_3 \Delta M^3$$

כאשר  $M^0, M^1, M^2, M^3$  מציינים פיקדונות לזמן קצוב, פיקדונות במט"ח ומילווה קצר מועד (שטרות בתיווך לא נכללו, כיוון שאין סדרה מהימנה לתקופה שלפני 1964). מהשוואה עם משוואה (9) אנו רואים, כי דרגת ה"כספיות" של המרכיב ה- $i$  נאמדת על ידי  $b_i/b_0$ .

<sup>31</sup> התוצאות עבור P מובאות בנספח ג'.

<sup>32</sup> עשינו זאת על פי הצעתו של מילטון פרידמן, אשר טען, כי לעתים ניתן לקבל הלימות טובה יותר ע"י שימוש בנתונים על מוזמנים מאשר על הצע הכסף.

אנו מוצאים כאן איפוא תמיכה למסקנתנו הקודמת, כי השפעת השינויים המוניטריים על המחירים פיגרה בשישה ובשמונה חודשים, בהתאמה, בשתי התקופות. אישוש זה הינו משכנע במיוחד לאור המתאם הנמוך, יחסית, בין שיעורי השינוי במזומנים בידי הציבור ובהצעת הכסף ( $R = 0.575, 0.486$  בהתאמה בשתי התקופות).

מצד שני אין הרגרסיות על המזומנים משביעות רצון כאשר בוחנים את ערכיהם של קבוע הרגרסיה וסכום מקדמי הרגרסיה. שניהם תואמים פחות לערכים התיאורטיים מאשר במשוואות להצעת הכסף, אפילו בתקופה הראשונה.<sup>33</sup> הן בגלל התוצאות והן בגלל הבעיות הכרוכות בהצדקה התיאורטית של "תורת מזומנים של הכסף" כזו, לא המשכנו בכיוון זה של מחקר.

## 7. נפח העסקות

כפי שניסחנו זאת בפרק 2 דלעיל, שיעור השינוי ברמת המחירים אינו פונקציה רק של מלאי הכסף, אלא גם של שיעור השינוי בסך כל העסקות הריאליות במשק. אי הכללתו עד כה של המשתנה האחרון, כמוהו כהנחה, והעסקות גדלות בשיעור קבוע, המשתקף בקבוע של משוואת האומדן שלנו, שהוא בדרך כלל שלילי. גנסה עתה להתיר הנחה זו.

שינויים בנפח הריאלי של העסקות עשויים להיות כרוכים במדה רבה בשינויים בתל"ג, אך לרוע המזל, אומדני התל"ג לתקופה הנסקרת נערכו על בסיס שנתי בלבד. כתחליף להם ניסינו את מדד הייצור התעשייתי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, אולם מדד זה לא סיפק הסבר סביר של שינוי המחירים.<sup>34</sup>

בגישה אלטרנטיבית ניסינו מודד כללי יותר של עסקות — הערך הריאלי של כל העסקות שנפרעו בהמחאות. מודד זה חושב פשוט על ידי חלוקת סך כל החיובים החודשיים בחשבונות עובר ושב בערך הבורזמני של מדד המחירים לצרכן.<sup>35</sup>

משתנה זה ( $H$  במשוואות להלן) שיפר במדה ניכרת את ההסבר להתנהגות המחירים בתקופה הראשונה. בפיגור של שמונה חודשים הסבירו שינויים בערך הריאלי של עסקות שנעשו בהמחאות יותר מ-20 אחוזים מהשונות בשיעור השינוי של המחירים — כפליים ממה שהסביר משתנה מוניטרי כלשהו בפני עצמו (השווה דיאגרמה 1 לעיל). גם אין משתנה זה רק

<sup>33</sup> גם כאן הקבוע חיובי. בתקופה השנייה; במובן זה, לפחות, הביצוע בתקופה השנייה אינו טוב כבתקופה הראשונה.

<sup>34</sup> כמה מהמשתנים בפיגור נכנסו למשוואות האומדן עם הסימן ה"לא-נכון" — סימן חיובי. המשוואה לתקופה הראשונה עבור פיגור של שישה חודשים. היתה:

$$\dot{P}_0 = - .170 + .409 \dot{M}_{-6} - .015 \dot{I}_{-6} \quad (R^2 = .144)$$

$$(0.171) \quad (0.011)$$

כאשר  $\dot{I}$  מייצג את שיעור השינוי במדד התפוקה התעשייתית. בהשוואה להסבר ע"י  $\dot{M}_{-6}$  בלבד הכללת המדד מעלה את ערך  $R^2$  מ-0.096 ל-0.111.

<sup>35</sup> שינויים יחסיים במדד זה, ייצגו, כמובן, את השינויים בנפח הריאלי של העסקות רק אם היחס בין העסקות שנפרעו בשיקים לעסקות במזומנים בשאר קבוע. את משוואת פישר ניתן לכתוב גם:

$$M'V'(1 + \frac{MV}{M'V'}) = PT$$

כאשר  $M$  ו- $M'$  הם מזומנים ופיקדונות בהתאמה, ו- $V^1$ ,  $V^2$  הם מהירויות המחזור שלהם. כאשר הביטוי בסוגריים קבוע, יהיו השינויים ב- $M^1 V^1/P$  זהים לשינויים ב- $T$ .



הצורה של משוואה (14) מאפשרת לנו לקבוע רק את הקשר בין ההפרשים המוחלטים, אך לא בין שיעורי השינוי.

אין נתונים מוסמכים על נפח העסקות בנדל"ן. אינדיקטורים חלקיים ותצפיות מקריות מורים, כי הקפיצה העיקרית בספסרות בנדל"ן קרתה בד בבד עם הגיאות שנזכרה לעיל בשוק ני"ע<sup>37</sup>. נתונים מדויקים על העסקות בבורסה קיימים רק מ-1960; המסחר במניות לפני כן היה זעום. בגלל טבעם השונה של השווקים לאג"ח ולמניות הפרדנו אותם לשני משתנים נפרדים.

ביחס לעסקות במוצרים, IT, יש לזכור את חלקו הגבוה של המסחר הבינלאומי בתל"ג בישראל. הנחנו כי נפח עסקות אלה תלוי בנפח סך כל המשאבים במשק ולא בתל"ג. השינויים ב-TI מורכבים, על כן, משינויים בתל"ג ומשינויים בעודף היבוא,  $\Delta S$ . בהעדר נתונים הודשיים, או אף רבעוניים של התל"ג, כללנו כמשתנה רק את השינויים בעודף היבוא, שהוא ללא ספק המרכיב הבלתי יציב ביותר של סך כל המשאבים הזמינים. אשר לשינויים בתל"ג, אנו מניחים איפוא, שהם בגודל קבוע וישתקפו שוב בקבוע הרגרסיה.

פירוש אלטרנטיבי לתפקיד עודף היבוא בהקשר של תורת הכמות ניתן לתיאור על ידי האיפיון העממי של אינפלציה כ"יותר מדי כסף הרודף אחר מעט מדי סחורות"<sup>38</sup>. במושגים אלה, עלייה בעודף היבוא סופגת חלק מהלחץ האינפלציוני של העלייה בהצע הכסף, אשר אחרת היה מופנה למשאבים מקומיים. כאשר התגובות מיידיות אין הבדל מושגי בין שני ניסוחים אלה<sup>39</sup>. אך כאשר קיימים פיגורים, תהיינה התוצאות שונות. לפי הגישה הראשונה משתמע, כי העלייה בעודף היבוא היא תופעה אקטוגנית, המגדילה את יתרות המזומנים הרצויות, ובכך מקטינה את עודף הביקוש לסחורות, שנוצר בגלל גידול בהצע הכסף. לפיכך השפעת עודף היבוא צריכה להיות מורגשת כעבור אותו פרק זמן כמו השפעת הצע הכסף. לפי הגישה האלטרנטיבית, הגידול בכמות הכסף מעלה את הביקוש לסחורות, כולל סחורות יבוא, ומעלה את המחירים רק במדה שבה אין הביקוש בא על סיפוקו ע"י גידול בעודף היבוא<sup>40</sup>. במקרה זה הן המחירים והן עודף היבוא יגיבו בפיגור על שינוי בהצע הכסף. ברגרסיה של המחירים על הכסף ועל עודף היבוא, יהיה איפוא הפיגור של עודף היבוא קצר מאשר של המשתנים הכספיים (וייתכן כי ייכנס למשוואה אף בקידום, lead).

השתמשנו בשלושת המשתנים החודשיים — השינויים המוחלטים בנפח המסחר במניות ובאג"ח ובעודף היבוא — יחד עם השינויים המוחלטים במלאי הכסף כדי להסביר את השינויים ברמת המחירים<sup>41</sup>. ניסיונותינו עם פיגורים שונים, תוך שימוש בנתונים רבעוניים, לא גילו כל שיפור בתוצאות עקב הכללת המשתנים הפיננסיים. לעומת זאת נמצא מתאם שלילי חזק בין השינוי בעודף היבוא לשינוי במחירים רבעוני אחד לאחריו. הפיגור מוגדר היטב: מקדם המתאם לעודף היבוא הוא 0.240 ללא פיגור, -0.404 — לפיגור של רבעון אחד ו-0.189 לפיגור של שני רבעונים. לאור תוצאות אלה, לא המשכנו להתייחס לעסקות הפיננסיות והתרכזנו בהשפעות של עודף היבוא.

<sup>37</sup> בורוכוב, "מחירי קרקעות ואינפלציה", הרבעון לכל כלה 44 (ינואר 1965), מביא מחירי קרקעות במספר מקומות נבחרים.

<sup>38</sup> ביטוי זה תואם למשוואת פישר של זרם הוצאות יותר מאשר למשוואת מלאי הכסף (משוואה 1 לעיל).

<sup>39</sup> למען הדיוק, מבחינה מושגית, עודף היבוא הוא המשתנה המתאים רק לפי הגישה השנייה. כיוון שהן היבוא והן היצוא יוצרים עסקות, הדורשות יתרות מזומנים יש להוסיף, לפי הגישה הראשונה, את סך כל היבוא בתל"ג — וייתכן שגם עם תיקון להבדלים ביחסי העסקות של היבוא, היצוא והתפוקה המקומית.

<sup>40</sup> אין לבלבל זאת עם ההשפעה השלילית של הגידול ביבוא על הצע הכסף. זו האחרונה כלולה כבר (לפי שתי הגישות) בנתונים על היצע הכסף.

<sup>41</sup> כיוון שנתונים על הבורסה קיימים רק מ-1960, נעשה הדבר רק לתקופה השנייה. עודף היבוא הוערך בל"י ע"י שימוש בשערי חליפין אפקטיביים נפרדים ליבוא וליצוא של סחורות; ראה נספח א'.

9. עודף היבוא

ניסוח משוואות הרגרסיה במונחים של הפרשים מוחלטים הינו נחות בטיבו מניסוחן במונחים של שיעורי שינוי: השפעת עלייה של, נאמר, מיליון ל"י בכמות הכסף תעמוד ביחס הפוך לגודל מלאי הכסף הקיים.<sup>42</sup> את עודף היבוא, כשלעצמו, ניתן לכלול בניסוח של שיעורי שינוי: שיעור השינוי בעסקות, T במשוואה (2) יכול להיכתב גם:

$$(15) \quad \dot{T} = \frac{\Delta GNP + \Delta S}{GNP + S} = \frac{\Delta GNP}{GNP + S} + \frac{\Delta S}{GNP + S}$$

בהעדר נתונים, נגיה, כי שיעור הגידול בתל"ג ביחס למקורות קבוע, ונגדיר משתנה חדש,  $\dot{S}$  השינוי בעודף היבוא ביחס למשאבים הזמינים. נתוני התל"ג הם על בסיס שנתי. היה צורך בסדרות חודשיות מלאכותיות של התל"ג בהנחה של גידול הדרגתי בו כדי לחשב את הנתונים החודשיים והרבעוניים של  $\dot{S}$ .<sup>43</sup>

תחילה הרצנו את הרגרסיה על פי נתונים חודשיים, עם פיגורים ל- $\dot{M}$  ו- $\dot{S}$  של שלושה עד ארבעה עשר חודשים.<sup>44</sup> בגלל המספר הרב (24) של משתנים בלתי תלויים בהרצה זו ניסינו גם גרסה מצומצמת, עם פיגורים של חמישה עד שמונה חודשים בלבד. ההרצות של 24 משתנים נתנו מקדמי קביעה גבוהים בהרבה מאשר עם  $\dot{M}$  בלבד, אך הן קשות לפירוש. בגרסה המצומצמת התוצאות הן בעלות משמעות רבה יותר. לתקופה הראשונה קיבלנו:

$$(16) \quad \dot{P} = - .280 + .525 \dot{M}_{-6} - .209 \dot{S}_{-6} \quad (R^2 = .231)$$

$$(188) \quad (188) \quad (.097) \quad (\bar{R}^2 = .190)$$

ולתקופה השנייה:

$$(17) \quad \dot{P} = .296 + .215 \dot{M}_{-8} - .106 \dot{S}_{-8} \quad (R^2 = .085)$$

$$(124) \quad (124) \quad (.054) \quad (\bar{R}^2 = .059)$$

הכללת עודף היבוא באותו פיגור זמן כזה של המשתנה המוניטרי העיקרי, משפרת באורח בולט את עוצמת ההסבר של הרגרסיה.<sup>45</sup> כאשר השתמשנו בנתונים רבעוניים, הכללת  $\dot{S}$  שוב שיפרה את ההסבר בהרבה, לתקופה הראשונה:

$$(18) \quad \dot{P} = - 3.464 + .343 \dot{M}_{-I} + .499 \dot{M}_{-II} + .318 \dot{M}_{-IV} - .135 \dot{S}_0$$

$$(153) \quad (176) \quad (149) \quad (116)$$

$$- .265 \dot{S}_{-IV} \quad (R^2 = .799)$$

$$(097) \quad (097) \quad (\bar{R}^2 = .698)$$

<sup>42</sup> ניתן לאמת זאת בקלות אם שמים לב לעובדה כי במשוואה (14),  $T$  ו- $M$  (אשר הם עצמם משתנים עם הזמן) מופיעים במקדמים של המשתנים.

<sup>43</sup> בהעדר נתונים חודשיים על המסחר הסמוי לקחנו את הגירעון במאזן המסחרי כמייצג את עודף היבוא. בנספח א' מצויים פרטי החישובים השונים שנערכו על מנת לקבל אומדנים של  $S$ .

<sup>44</sup> פיגורים קצרים יותר של  $\dot{M}$  לא הסבירו שינויים במחירים; בזמן הרצת הרגרסיות הנחנו (בהתאם לניסוח הראשון שלנו של תורת הכמות) כי הפיגור ב- $\dot{S}$  חייב להיות זהה עם הפיגור ב- $\dot{M}$ . בגלל קשיים בבניית האומדנים, חושב  $\dot{S}$  מדצמבר 1954, ולכן הרגרסיה לתקופה הראשונה היתה לתקופה פברואר 1956 עד דצמבר 1959.

<sup>45</sup> כפי שהוסבר בהערת השוליים הקודמת, המשוואות הכוללות  $S$  מכסות תקופה קצרה יותר (ב-4 תצפיות חודשיות) ועל כן אין ההשוואה עם המשוואות בפרקים הקודמים מדויקת.

לסיכום, הבאתו בחשבון של עודף היבוא מחזקת את המסקנה, כי תורת הכמות של הכסף מספקת הסבר טוב של שיעורי השינוי במחירים בשנים 1956—1959. קבוע הרגרסיה במשוואה (18) מייצג בצורה סבירה את שיעור הגידול בת"ג; סכום כל ההשפעות המפוזרות של שינויים בהצע הכסף על מחירים הינו קרוב לאחד; ושינויים ביבוא נטו מופיעים כגורם הממתן את שיעור עליית המחירים (אף כי במדה פחותה ממה ששיעורנו).

#### 10. שינויים ביחס בין יתרות כסף לנפח העסקות

ההנחה עד כאן היתה, כי  $k$ , מקדם יתרות המזומנים הרצויות, הינו קבוע לאורך זמן. ואכן, קיימים גורמים מוסדיים המגבילים את השינויים ב- $k$  בזמן הקצר. אך שינויים בשער הריבית וציפיות לעליות מחירים, האופייניות לתקופה של אינפלציה מתמשכת, עלולים להשפיע על הנפח המבוקש של יתרות כסף; ביתר דיוק, אם הציבור צופה תמיד אותו שיעור של שינוי מחירים,  $k$  יהיה נשאר קבוע; רק כאשר הציפיות משתנות, מתאים הציבור את התנהגותו.

הציפיות נכללות במחקרים אמפיריים מסוג זה על ידי הכללת שיעור התאוצה של האינפלציה, כלומר ההפרש השני של משתנה המחירים, כמשתנה מסביר נוסף<sup>46</sup>. משתמעת מכך הנחה של "גמישות קבועה של ציפיות" מצד הציבור לגבי שינויי מחירים והתעלמות מכל הגורמים המעצבים את הציפיות מלבד השינויים, המאחרים ביותר במחירים עצמם.

בישראל שיחקו כמה גורמים נוספים תפקיד חשוב בקביעת הציפיות: הודעות על העלאות קרובות במסים עקיפים; שמועות על פיחות בערך המטבע; תחזיות רשמיות למתצה על תנועות המחירים<sup>47</sup>. לפיכך לא ניתן לראות בהפרש השני של תנועות המחירים מודד טוב לציפיות לגבי המחירים. נוסף על כך, כיוון שכללנו מספר גדול של נתונים של הצע הכסף בפיגור כדי להסביר תנועות מחירים, הוספת משתני מחירים בפיגור (שהם עצמם פונקציות של שינויים מוניטריים בעבר) תכביר על פירוש התוצאות.

רצון הציבור להחזיק מזומנים מושפע בוודאות ממחיר הנזילות — שער הריבית. בגלל התקרה החוקית על שער הריבית וההתערבות הממשלתית הישירה בהקצאת האשראי ובמחירו לא ניתן להשתמש לצרכינו בנתונים הקיימים על שער הריבית<sup>48</sup>.

יש גם תנודות עונתיות ב- $k$ : תקופות החגים בחודשים מארס—אפריל וספטמבר—אוקטובר מגלות עלייה ניכרת במהירות בדישעבד של המתנזר. תנודות עונתיות קיימות גם בנפח העסקות

<sup>46</sup> ראה לדוגמה: A. C. Harberger, "The Dynamics of Inflation in Chile," *loc. cit.*

<sup>47</sup> אף כי לא נערכו מחקרים על ציפיות המחירים בישראל, נעשה שימוש מוצלח בשער הדולר ה"שטור" כדי למדוד את הציפיות לפיחות (ראה מ' ביהם, אספקטים מוניטריים של פיחות 1962, מכון פאלק, ירושלים 1968 עמ' 47. ראה גם ח' בן שחר, סקר בנק ישראל מספר 32). אם כי שער החליפין מייצג ציפיות לגבי נכס מסוים בלבד, הרי בגלל חלקו הגדול של היבוא בסך כל המקורות, יש לשער החליפין תפקיד חשוב בקביעת רמת המחירים; ובדעת הקהל הקשר בין הערך הפנימי והתיצוני של המטבע הינו אף הדוק ממה שמצדיקות העובדות. בהקשר הנוכחי יש לציין, כי השער ה"שטור" היה נתון לתנודות חזקות.

<sup>48</sup> כך לדוגמה: H. Ben-Shahar, *Interest Rates and the Cost of Capital in Israel 1950-1962* (Basel 1965).

מביא נתונים על סקטורים נבחרים בלבד ובעיקר במונחי ממוצעים רב שנתיים. נערכו גם גיסיונות לחשב את שער הריבית על פי חישובי התשואה על אג"ח, אך בגלל אי-השכלול של שוק האג"ח אין משמעותם ברורה כלל וכלל. ראה לדוגמה: ח' בן שחר וא' צוקרמן "התשואה על אג"ח וציפיות לפיחות ולעליית מחירים 1958—1967", סקר בנק ישראל מספר 32, ינואר 1970.



(תקופות החגים הן שוב דוגמה ברורה לכך) <sup>49</sup>. לו ניתן היה להניח כי ההסתגלות לשינויים אלה היא הסיבה היחידה לעונתיות בהצע הכסף, היתה לנו הצדקה להשתמש בסדרות מנוכות-עונתיות של הצע הכסף. אך הצע הכסף עשוי להיות נתון לתנודות עונתיות משל עצמו — לדוגמה, הצמצום השנתי בסוף דצמבר בגלל רצון הבנקים לייפות את מאזניהם. אין לנכות עונתיות זו מהצע הכסף, כיוון שיש לשער, שיש לה התשפעה הרגילה על המחירים. הנתונים אכן מראים על מדה רבה של עונתיות: מקדם המתאם הסדרתי בין שיעורי שינוי חודשיים בכסף בחודש נתון חבזה שקדם לו בשנים עשר חודשים (קרי בין  $\dot{M}_0$  ו- $\dot{M}_{12}$ ) הוא כ-0.35 בשתי התקופות <sup>50</sup>.

## 11. סיכום תוצאות ותחזיות

הבאנו לעיל תחום רחב של גרסאות ופיתוחים של הקשרים הבסיסיים. לפני הערכת המשמעויות של הממצאים נחזור בקצרה על התוצאות העיקריות של העבודה. השנים הנחקרות כאן אינן מהוות תקופה אחידה. תורת הכמות של הכסף מסבירה היטב את תנועת המחירים בשנים המוקדמות, אך לא באלו האחרונות. ההגדרה הטובה ל"כסף" מתגלה להיות ההגדרה המקובלת, המצומצמת, של מזומנים ופיקדונות עו"ש, ולא ההגדרה הרחבה של נכסים נזילים. הפיגור בין גורם ותגובה היה שישה חודשים בתקופה 1955—1959 והוא התארך לשמונה חודשים בתקופה 1960—1965. כאשר ניסינו לכלול את השפעת השינויים בפעילות הכלכלית, קיבלנו תוצאות טובות ע"י הכללת השינויים במקורות הזמינים, כפי שהם נמדדים ע"י שינויים בעודף היבוא. נתונים רבעוניים ונתונים חודשיים נתנו תוצאות דומות בדרך כלל.

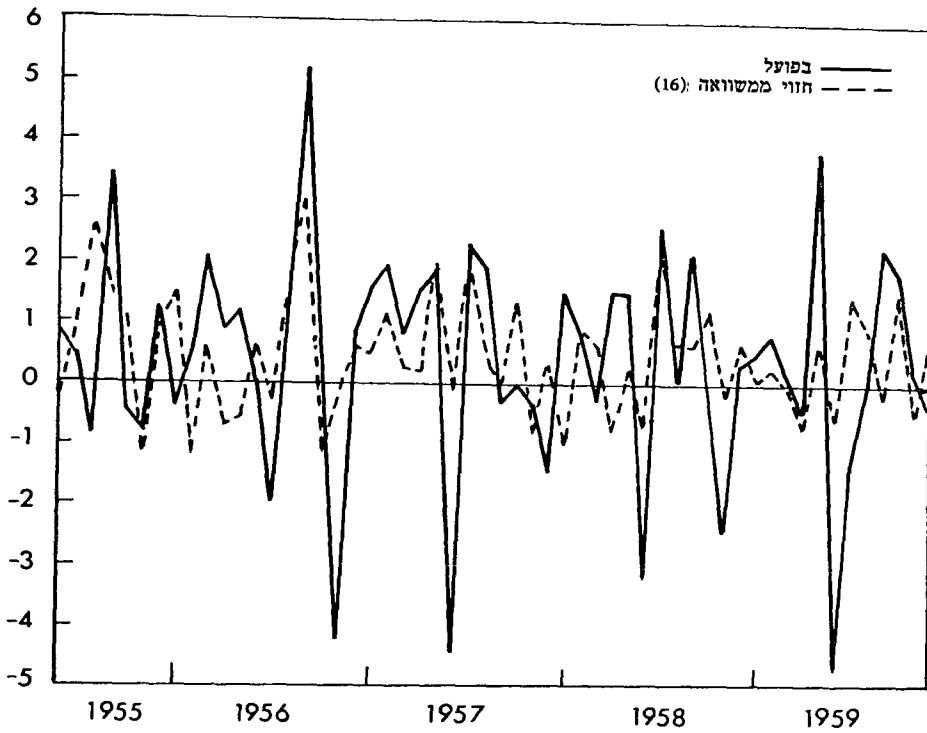
כדי לקבל מושג על טיב ההלימות (goodness of the fit) של משוואות הרגרסיה שהוצגו לעיל, השווינו את הערכים הממשיים של  $\dot{P}$  עם אלה שחושבו מהמשוואות של התקופה הראשונה. בדיאגרמה 2 מוצגת ההשוואה עבור משוואה (16), המסבירה שינויים ברמת המחירים על ידי שינויים בהצע הכסף ובעודף היבוא שישה חודשים קודם לכן. הרושם הוא של הלימות טובה למדי. העובדה, כי הרגרסיה מסבירה רק 23 אחוזים מהשונות ב- $\dot{P}$  נעוצה בשני גורמים. בכמה מקרים מקדים הערך המחושב את הערך הממשי בחודש אחד או מפגר אחריו — מה שמורה על קיצור או הארכה מקריים של הפיגור. שנית, חלק גדול של השונות הבלתי מוסברת נעוץ בבידור בכמה ערכים קיצוניים של  $\dot{P}$ , שעל היגרמם על ידי גורמים מקריים ניתן ללמוד מכך, שלאחר ערכים חיוביים קיצוניים מופיעים בדרך כלל ערכים שליליים קיצוניים. בדיאגרמה 3 מוצגות השאריות, כלומר הסטיות של הערכים למעשה מהערכים המחושבים. נראה בבידור, כי פיזורן הוא מקרי: בתקופה 1955—1959 לא בלטו סדרות עוקבות של סטיות שליליות או חיוביות. ניתן להסיק מכך שבשום תת-תקופה לא היו סטיות שיטתיות בולטות מהקשר שבאמד ע"י הרגרסיה.

לאותן מסקנות ניתן להגיע גם ע"י משוואות האומדן האלטרנטיביות (5), או (10) — דגם השאריות המחושבות על פיהן זהה כמעט לחלוטין לזה של דיאגרמה 3 <sup>51 52</sup>.

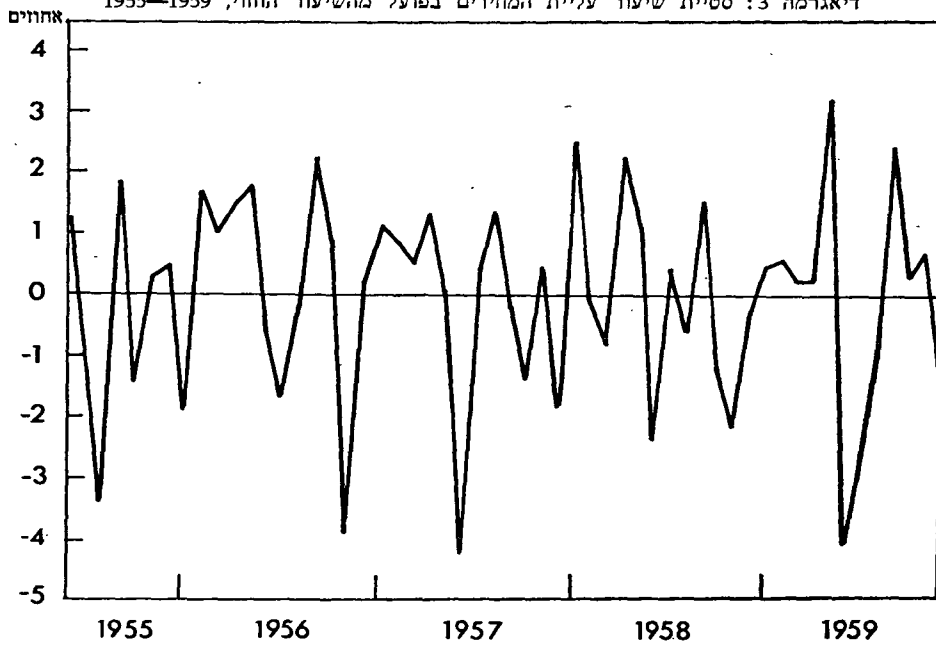
<sup>49</sup> ראה: "מהירות המחזור של פיקדונות עו"ש, לוחות סטטיסטיים, סקר בנק ישראל. <sup>50</sup> קיים גם מתאם שלילי חזק בין  $\dot{M}_0$  ו- $\dot{M}_{-6}$  ( $R = -0.50$ ; בתקופה 1955—1959  $R = -0.27$ ; בשנייה) שלא מצאנו לו כל הסבר. בתקופה השנייה קיים מתאם סדרתי חזק בין שיעורי השינוי של חודשים סמוכים ( $R = 0.37$ ) ובהפסקות של שני חודשים ( $R = 0.32$ ). ייתכן שניתן לפרש זאת בנטייה של תגובות הצע הכסף לגירויים להתפרש על חודשים מספר.

<sup>51</sup> המתאם עם השאריות של (16) הוא 0.905 לשאריות ממשוואה (5) ו-0.875 לאלו ממשוואה (10). <sup>52</sup> משוואת אומדן המבוססת רק על  $\dot{M}_{-6}$  המסבירה אמנם הרבה פחות מ- $\dot{P}$ , מראה גם היא דגם דומה של שאריות.

דיאגרמה 2: שיעור השינוי החדשי במחירים, חזוי ובפועל, 1955—1959



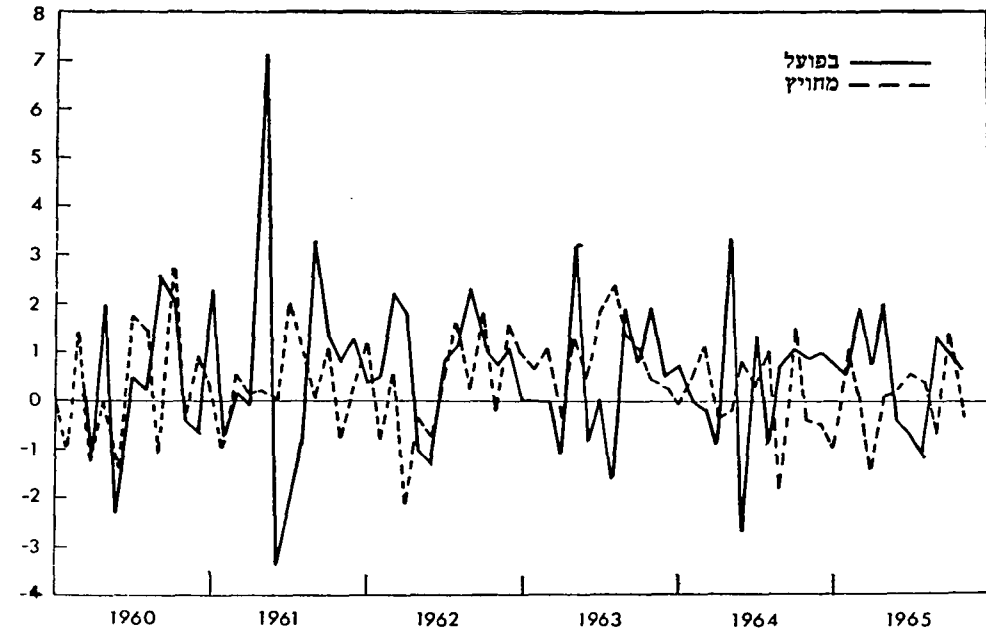
דיאגרמה 3: סטיית שיעור עליית המחירים בפועל מהשיעור החזוי, 1955—1959



היחסים שתפסו בתקופה 1955–1959 לא התאימו לתקופה 1960–1965. כדי לגלות מתן חלו שינויים מבניים השתמשנו בנוסחאות של 1955–1959 לניבוי שיעור שינויי המחירים בשנים שלאחריהן. החיזוי מוצג בדיאגרמה 4 עבור משוואה (16); הוא נותן תיאור טוב של ההתפתחויות עד אמצע 1961.<sup>53</sup> אך לאחר מכן הערכים המחויצים רחוקים מהמציאות. ניתן להבחין בתחומים של סטיות שיטתיות: בין ספטמבר 1961 לאפריל 1962, ושוב ב-1965, עלו המחירים יותר מהמנובא, ואילו לאורך מרבית שנת 1963 היתה המגמה הפוכה.<sup>54</sup>

תמונה דומה מצטיירת כאשר משתמשים במשוואות האומדן לגבי הנתונים של 1960–1965, כלומר משוואות (11) ו-(17). ידוע לנו כבר כי כוח ההסבר שלהם קטן ( $R^2$  הוא 0.188 ו-0.086 בהתאמה); ראוי לבדוק אם סיבתו בהשפעות שיטתיות. בדיאגרמה 5 הותוו הערכים של  $\hat{P}$  כנגד הערכים המחושבים ממשוואה (11), והשאריות המתאימות מוצגות בדיאגרמה 6. בהערכת עדות הדיאגרמות יש לשים לב לירידה הבולטת בשונות של  $\hat{P}$  עקב ההשפעה הממתנת של השיטה החדשה לאומדן מרכיב הפירות והירקות של המדד שהונהגה מינואר 1963.<sup>55</sup> נמצא איפוא, כי בתקופה 1960–1961, אף שהסטיות היו גדולות, הן התפזרו באורח מקרי. ב-1962 נטתה עליית המחירים להיות גדולה מהמוסבר; ב-1963, ובמדה פחותה גם ב-1964 עלו המחירים פחות מאשר היה צפוי, וב-1965 היו העליות במחירים שוב גבוהות מהצפוי. הסטיות המצטברות

דיאגרמה 4: שיעור עליית המחירים בפועל ומחויץ, 1960–1965



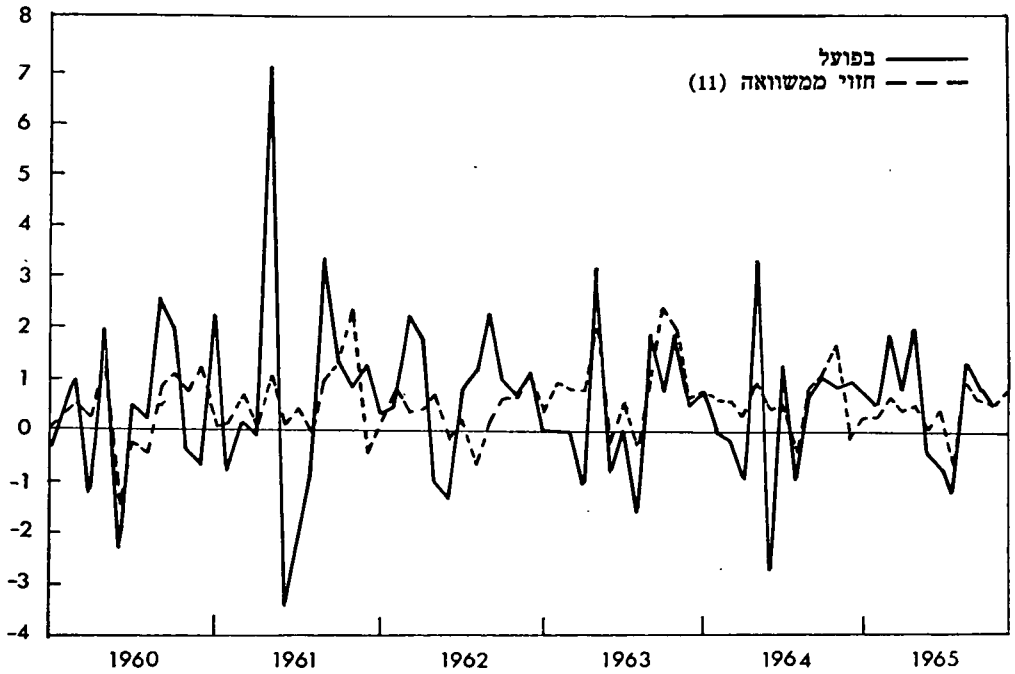
<sup>53</sup> הקפיצה הפתאומית במדד המחירים במאי 1961 והירידה בשלושת החודשים לאחר מכן נעוצה אך ורק במרכיב הפירות והירקות. אך גם כאשר חייצנו משוואת האומדן של מדד המחירים המתוקן ללא פירות וירקות,  $Q$ , הערכים המחויצים חדלו להתאים למציאות בערך באותה נקודת זמן.

<sup>54</sup> השמטת עודף היבוא ממשוואות האומדן אינה גורעת מכוח הניבוי שלהן ל-16 החודשים הראשונים של 1960–1961 ולמעשה אף משפרת אותו במקצת: סכום ריבועי הסטיות של הערכים הממשיים מהערכים החזויים יורד מ-30.00 ל-21.78. כוח הניבוי של המזומנים לתקופה זו דומה לכוח הניבוי של הצע הכסף. על פי משוואה (10) הסכום התואם של ריבועי הסטיות לאותם 16 החודשים הוא 19.82.

<sup>55</sup> לפי השיטה החדשה המרכיב "משורשר" לערכו בחודש המקביל בשנה הקודמת, במקום לחודש בסיס. ראה ירחון סטטיסטי לישראל, חלק ד' – מחירים, מספר 2, 1963. השונות של  $\hat{P}$  יורדת מ-3.58 ב-1955–1969 ו-3.37 ב-1960–1962 ל-1.67 בלבד ב-1963–1965.

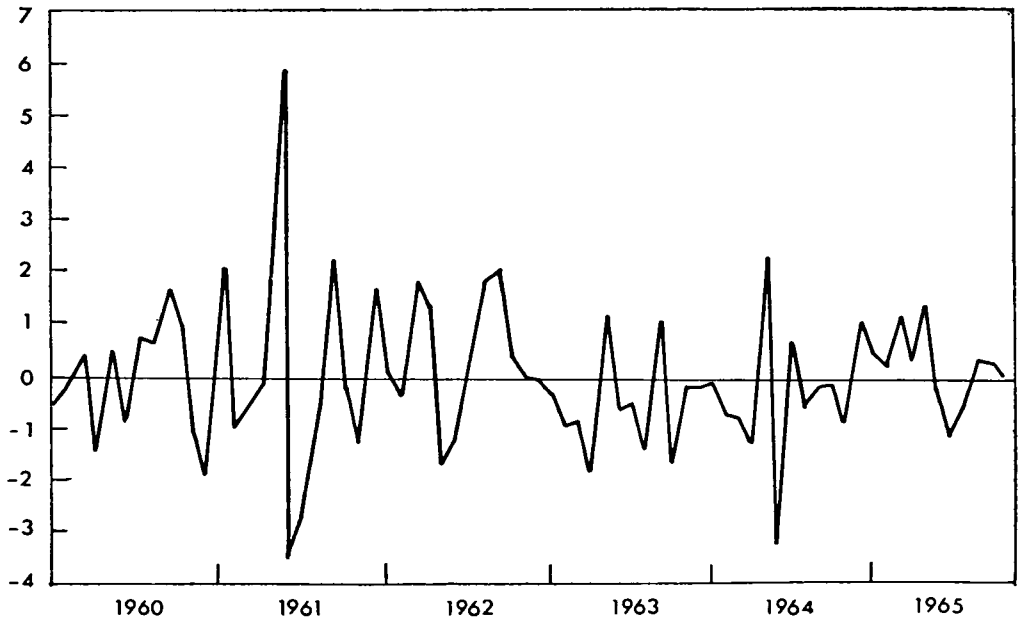
אחוזים

דיאגרמה 5: שיעור עליית המחירים החוזי ובפועל, 1960—1965



אחוזים

דיאגרמה 6: סטיית שיעור עליית המחירים בפועל מהשיעור החוזי, 1960—1965



השוואה בין שיעורי השינוי במחירים — שינוי כפועל ושינוי מחושב,  
1965—1955

השנה	כפועל	מחושב	סטייה	מחושב	סטייה
1955	4.79	5.42	-0.63	6.30	-1.51
1956	4.79	6.19	-1.40	4.03	0.76
1957	5.30	5.00	0.30	7.04	-1.76
1958	4.28	2.35	1.93	4.19	0.09
1959	2.30	2.40	-0.10	3.28	-0.98
1960	3.48	4.29	-0.81	6.04	-2.56
1961	9.12	6.96	2.16	7.18	1.94
1962	9.82	4.78	5.04	5.23	4.59
1963	4.98	10.90	-5.92	10.00	-5.02
1964	4.51	7.69	-3.18	6.35	-1.84
1965	6.86	3.08	3.78	3.95	2.91

\* משוואה (16) נאמדה מתצפיות המתחילות בפברואר 1956, לכן אין הסטיות מסתכמות ב-0.

לכל שנה קלנדרית מוצגות בלוח 3 עבור משוואות (11) ו-(17); להשוואה ניתנים נתונים דומים לתקופה הראשונה, שחושבו מהמשוואות המקבילות (10) ו-(16)<sup>56</sup>. את התוצאות הדלות של מודל תורת הכמות מאמצע 1961 ואילך ניתן ליחס למספר סיבות: שינויים בנזילות הרצויה בגלל שינויים בשער הריבית או בציפיות; תגודות בלתי סדירות באורך הפיגור בגלל גורמים מוסדיים וכיוצא בזה. אולם אין זה סביר כי סיבות אלו היו גורמות לסטיות שיטתיות במשך תקופות ממושכות כפי שתואר לעיל. לאור זאת, ובהביאנו בחשבון גם את הסימן החיובי של קבוע הרגרסיה בכל המשוואות של התקופה — המורה על מגמה של עליית מחירים גם בהעדר התרחבות מוניטרית — יש פיתוי להעלות את ההשערה כי קל שינוי בטבעו של התהליך האינפלציוני ולחפש השפעות של גורמים ללחץ מצד העלויות. ב-1961 לחצה עליית השכר על המחירים, ולחץ זה תוגבר ב-1962 על ידי פיחות הליי<sup>57</sup>. את שנת 1963 אפשר לראות או כתקופה, שבה ההתרחבות הקודמת של הצע הכסף היותה הסתגלות להרקעות המחירים של 1962 ולא סיבה לעליות מחירים נוספות. ב-1965 שוב עלה השכר במדה ניכרת, 20 אחוזים מעל לרמתו בשנת 1964 לעומת 12—14 אחוזים לשנה בשנים שקדמו לה, והוביל לסיבוב נוסף של אינפלציה של הוצאות<sup>58</sup>.

<sup>56</sup> יש לציין, שבכל השנים לפני 1962 סכום הסטיות השנתיות היה קטן בהשוואה לסטיות החודשיות, ולפיכך הוא מושפע במדה רבה משינויים קטנים בהגדרת התקופה לה הוא נצבר. דבר זה אינו נכון לגבי התקופה מ-1962 ואילך.

<sup>57</sup> שים לב, עם זאת, לטיעון, כי ב-1962 לא היה מתאם בין עליות המחירים של המוצרים השונים לעליית העלויות בגלל הפיחות — ראה דוי"ח בנק ישראל 1962, פרק ו'. אולם ניתן ליחס תוצאה זו לשינויים במבנה הביקוש ולהבדלים נגמישויות הביקוש ובמבנה השוק, בלי לזנוח את ההשערה של אינפלציה של הוצאות.

<sup>58</sup> במקרה זה, כידוע, לא היתה הסתגלות של הצע הכסף — מה שהיווה גורם עיקרי ביצירת המיתון.

לכאורה, ייתכן איפוא, לפחות, כי התוצאות הבלתי משביעות רצון של מודל תורת הכמות בשנות ה-60 מקורן בכך שאינפלציית הביקוש של השנים המוקדמות יותר הוחלפה, או תוגברה, בשלב מסוים באינפלציה של הוצאות.

### נספח א'

#### הגדרות ומקורות לנתונים

M — הצע הכסף = מזומן בידי הציבור ופיקדונות עו"ש (למעט פיקדונות עו"ש של הממשלה) בבנקים מסחריים ובאגודות לאשראי. הלמ"ס, ירחון סטטיסטי לישראל, חלק ב', כרך ו', עמוד 527, כרך ז', עמוד 283, כרך ח', עמוד 1061, כרך ט', עמוד 348, כרך י"א עמוד 271, כרך י"ב, עמוד 245, כרך י"ג, עמוד 269, כרך י"ד, עמוד 338, כרך ט"ו, עמוד 315, כרך ט"ז, עמוד 330, כרך י"ז, עמוד 79.

M' = מזומנים בידי הציבור, ש.ם.

M<sup>1</sup> = פיקדונות לזמן קצוב בידי הציבור, ש.ם.

M<sup>2</sup> = פיקדונות מט"ח בידי הציבור, ש.ם.

M<sup>3</sup> = יתרת מילווה קצר מועד. בנק ישראל, חוזרים של מינהל מילווה המדינה, תאריכים שונים.

P = מדד המחירים לצרכן, הלמ"ס ירחון סטטיסטי לישראל, חלק ב', כרך ו', עמוד 517, ז' 64, ח' 1051, ט' 835, ט"ו 63, ט"ז 321, י"ז 69; דוח בנק ישראל, 1958, פרק ז', עמוד 63. הלמ"ס, שנתון סטטיסטי לישראל, 1963, עמ' 464.

Q = מדד המחירים לצרכן ללא פירות וירקות.

1958—1954 — נתונים שלא פורסמו של הלמ"ס.

1965—1963 — מחושב מנתונים מפורטים של P.

H = הערך הריאלי של העסקות שנפרעו בשיקים = חיובים בחשבונות עו"ש בבנקים מחולקים במדד המחירים לצרכן P. נתוני החיובים — סקר בנק ישראל מס' 5, עמוד 98, מס' 12, עמ' 54, מס' 14, עמ' 60, מס' 17, עמ' 132, מס' 20, עמ' 122, מס' 24, עמ' 108, מס' 28, עמ' 96.

I = מדד הייצור התעשייתי הלמ"ס, ירחון סטטיסטי לישראל, חלק ב', כרך ז', עמ' 781, ח' 802, ט' 859, י"א 637, י"ד 827, ט"ז 1545, י"ז 1575. ראה גם כרך י"א, עמ' 855—857.

B<sup>1</sup> = ערך העסקות במניות בבורסה לני"ע בתל-אביב, חוזר הבורסה 6 בינואר 1966.

B<sup>2</sup> = ערך העסקות באג"ח בבורסה לני"ע בתל-אביב, ש.ם.

S = הגירעון המסחרי בל"י לפי שערי חליפין אפקטיביים. יבוא ויצוא בשערי חליפין רשמיים, הלמ"ס, ירחון סטטיסטי לישראל, חלק ג', תאריכים שונים. שערי חליפין אפקטיביים חודשיים מחושבים מנתונים שנתיים על מסים וסובסידיות בסחר החוץ (הלמ"ס, שנתון סטטיסטי לישראל, תאריכים שונים).

R = לשנים 1961—1954 חיוץ ע"י רגרסיה: ליצוא  $R = 1.754 + .004485 t$

וליבוא  $R = 1.923 + .004845 t$

כאשר t משתנה מ-1 ל-90 בין יולי 1954 לדצמבר 1961. לשנים 1962—1965 שער החליפין האפקטיבי ליצוא זהה לשער הרשמי 3 ל"י = \$1; שער החליפין ליבוא חושב ע"י שיוך הממוצע השנתי לחודש יוני וחישוב השער לחודשים האחרים בהתאם לכך.

כפי שהוסבר בגוף המאמר, שינויים ב-S יוחסו לסך כל המקורות, כלומר תל"ג + S. כיוון שאומדני תל"ג הם על בסיס שנתי בלבד, הייצונו נתונים חודשיים ורבעוניים בהנחה של שיעור קבוע בגידול התפוקה במשך השנה. תיאור שיטת החישוב ניתן לקבל מהמחברים.

## נספח ב'

רגרסיה בשלבים של שיעורי השינוי במחירים על שיעור השינוי במלאי הכסף,

נתונים חודשיים, 1955 עד 1959

מקדמי התסוגה של שיעורי השינוי במלאי הכסף, בפיגור של (חודשים) *																קבוע התסוגה	$\bar{R}^2$	$R^2$	שלב
15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0				
									0.442							-0.241	0.096	0.112	1
		0.379							0.500							-0.842	0.157	0.188	2
		0.326							0.637						0.267	-1.259	0.193	0.219	3
		0.308	0.197						0.686						0.218	-1.505	0.176	0.237	3
		0.307	0.199						0.680	-0.145					0.204	-1.282	0.173	0.249	5
		0.290	0.211						0.665	-0.162	0.145				0.180	-1.398	0.168	0.260	6
		0.308	0.229			0.179			0.681	-0.176	0.225				0.178	-1.787	0.168	0.276	7
-0.123		0.298	0.222			0.145			0.651	-0.173	0.265				0.155	-1.536	0.158	0.183	8
-0.139		0.295	0.224	-0.110		0.149			0.655	-0.189	0.269				0.146	-1.366	0.147	0.289	9
-0.173		0.224	0.274	-0.157		0.114	-0.168		0.663	-1.108	0.232				0.121	-0.856	0.142	0.301	10
-0.175		0.200	0.266	-0.211	0.077	-0.188			0.683	-0.133	-0.190	0.224			0.141	-0.516	0.131	0.308	11
-0.186		0.206	0.277	-0.229	0.081	0.062	-0.188		0.700	-0.147	-0.158	0.231			0.133	-0.635	0.114	0.311	12
-0.195		0.212	0.265	-0.228	0.075	0.071	-0.046	0.178	0.692	-0.144	-0.172	0.240			0.128	-0.551	0.094	0.312	13
-0.186	-0.042	0.220	0.257	-0.229	0.665	0.078	-0.062	-0.178	0.691	-0.146	-0.174	0.236			0.137	-0.476	0.072	0.312	14
-0.182	-0.038	0.219	0.258	-0.229	0.062	0.077	-0.073	-0.175	0.687	-0.145	-0.176	0.235	-0.024		0.138	-0.440	0.048	0.312	15
-0.183	-0.040	0.217	0.258	-0.230	0.062	0.078	-0.072	-0.169	0.685	-0.143	-0.177	0.237	-0.024	0.013	0.138	-0.457	0.023	0.312	16

\* מקדמים הגדולים כטעויות החקו שלהם מצוינים בלוח באות כהה.

נספח ג'

גרסיות של רמת המחירים (P) על אמצעי תשלום ( $M^0$ ), פקדונות לזמן-קצוב ( $M^1$ ), פקדונות מטבע-חוץ ( $M^2$ ) ויתרת מלווה קצר מועד ( $M^3$ ) — נתונים חדשים.

					א. ערכים מחולקים			
תקופה ראשונה, 1955—59					$R^2$	$\bar{R}^2$	אורך המיגור (בחדשים)	
$P = 177.1$	+	$.143 M^0$	+	$.168 M^1$	-	$.244 M^2$		
		(.029)		(.111)		(.041)	.923	.918
$P = 174.8$	+	$.207 M^0$	-	$.100 M^1$	-	$.314 M^2$	.937	.933
		(.026)		(.100)		(.041)		6
$P = 189.1$	+	$.187 M^0$	-	$.069 M^1$	-	$.380 M^2$	.888	.881
		(.036)		(.138)		(.082)		12
תקופה שנייה 1960—65								
$P = 196.4$	+	$.005 M^0$	+	$.436 M^1$	+	$.075 M^2$	+	$.001 M^3$
		(.015)		(.075)		(.008)		(.028)
$P = 209.3$	-	$.015 M^0$	+	$.483 M^1$	+	$.080 M^2$	+	$.041 M^3$
		(.014)		(.067)		(.007)		(.028)
$P = 198.6$	-	$.040 M^0$	+	$.743 M^1$	+	$.082 M^2$	+	$.077 M^3$
		(.014)		(.064)		(.007)		(.027)
תקופה ראשונה 1955—59					ב. שיתויים מחולקים			
$\Delta P = .158$	+	$.089 \Delta M^0$	+	$.198 \Delta M^1$	-	$.112 \Delta M^2$	.054	-.002
		(.091)		(.157)		(.184)		3
$\Delta P = -.075$	+	$.202 \Delta M^0$	-	$.032 \Delta M^1$	-	$.300 \Delta M^2$	.153	.103
		(.087)		(.179)		(.182)		6
$\Delta P = .902$	+	$.025 \Delta M^0$	-	$.256 \Delta M^1$	+	$.160 \Delta M^2$	.055	-.001
		(.098)		(.161)		(.179)		12
תקופה שנייה, 1960—65								
$\Delta P = 2.414$	+	$.001 \Delta M^0$	-	$.060 \Delta M^1$	-	$.014 \Delta M^2$	-	$.098 \Delta M^3$
		(.035)		(.209)		(.018)		(.082)
$\Delta P = 1.495$	+	$.019 \Delta M^0$	-	$.109 \Delta M^1$	-	$.001 \Delta M^2$	+	$.050 \Delta M^3$
		(.036)		(.210)		(.018)		(.084)
$\Delta P = 2.210$	-	$.052 \Delta M^0$	+	$.118 \Delta M^2$	+	$.001 \Delta M^2$	+	$.039 \Delta M^3$
		(.039)		(.213)		(.018)		(.090)