

שתי סוגיות בביקוש לאמצעי תשלום בישראל, 1970 עד 1981

רפי מלניק

מבוא ועיקר הממצאים

בעבודה זו מוצגים ומנותחים שני ממצאים אמפיריים הקשורים לביקוש לכסף בישראל¹ - הפיגור הארוך-יחסית, המאפיין את פונקציית הביקוש, והיציבות הדינמית של הפונקציה בעשור האחרון.

מתברר, שהאפיון המקובל של פונקציית הביקוש לכסף אינו מתאים למשק הישראלי. שיעור ירידתו של הביקוש ליתרות ריאליות בתקופה הנחקרת, 1970 עד 1981, עלה במדה רבה על השיעור שהיה ניתן לצפות לו עקב האצת האינפלציה. מכאן הסקנו, שבתקופה זו פעלו להקטנתו, ברציפות, גורמים נוספים. כיוון שגורמים אלו אינם ניתנים לכימות בנקל - קשה לקבל פונקציות יציבות, ואכן, כאשר מאפשרים תזוזות של הפונקציה - בעיקר סמוך להאטת הצמיחה ב-1973, ולאחר הליברליזציה בשוק הכספים ב-1977 - מתקבלים אומדנים סבירים לכל שאר הפרמטרים. נראה אפוא, שהפיגור של פונקציית הביקוש מוטה כלפי מעלה, בשל השמטת אותם גורמים. הפיגור שנותר בפונקציה, לאחר תיקון ההטיה, אינו מיוחס לחלקיות התאמתן של היתרות - אלא לפיגור בהתאמתן של הציפיות האינפלציוניות.

בפרק הראשון של העבודה נחקרת שאלת הפיגור בפונקציות הביקוש לכסף. בפרק השני אנו עוסקים בשאלת היציבות של הפונקציה. בשלישי אנו מנתחים את האפיון של פונקציית הביקוש לכסף, תוך יישום ממצאי הסעיפים הקודמים. בפרק זה מנותחות גם ההשלכות של הקטנת הביקוש לאמצעי תשלום על שיעור האינפלציה בישראל. הפרק האחרון מסכם את המאמר.

1. הפיגור בפונקציות הביקוש לכסף

א. הניתוח התיאורטי

נתונה פונקציית ביקוש לכסף:

$$(1) \quad m_t^d = e^\alpha y_t^\beta e^{-\gamma \pi_t} e^{-\theta r_t}$$

¹ מחלקת המחקר של בנק ישראל.

כרצוני להודות לחברי במחלקה על הערותיהם המועילות, ולציין במיוחד את עזרתו של מאיר סוקולר. עזרה לי בעריכה רותי זקוביץ. אני מודה לליאורה כך-שמאל ולציפי וייס על הסבלנות והמקצועיות שגילו בהדפסת עבודה זו. השגיאות והטעויות שנתרו בה הן מתוצרת עצמית.

הכסף מוגדר כדרך הקונבנציונלית - מוזמנים בידי הציבור בתוספת פיקדונות ע"ש.

כאשר

$$\begin{aligned} m_t^d & \text{— הביקוש ליתרות ריאליות ברביע } t; \\ y_t & \text{— התל"ג הריאלי ברביע } t; \\ \Pi_t^e & \text{— הציפיות האינפלציוניות לגבי התקופה שבין } t \text{ ל-} t+1; \\ r_t^e & \text{— התשואה הריאלית הצפויה על נכס אלטרנטיבי}^2 \text{ בין } t \text{ ל-} t+1. \end{aligned}$$

פונקציית הביקוש הזאת מקובלת כמחקרים אמפיריים על הביקוש לכסף בעולם ובארץ: ראה Goldfeld (1973), Cagan (1956), מרום (1976), מרום ולידרמן (בסקר זה) וזילברפרב (1982). התל"ג הריאלי מייצג את מניע העסקאות, ואילו הציפיות לגבי האינפלציה ולגבי שיעורי הריבית מייצגות את המניע הספקולטיבי ואת השיקולים של הרכב תיק הנכסים.

הניסיון האמפירי המוזכר לעיל מלמד, שאם מניחים שיווי משקל מידי בשוק הכסף (כלומר $m_t = m_t^d$), כאשר m_t הן היתרות הריאליות המוחזקות בפועל, וכן מניחים ציפיות מושלמות (כלומר $\Pi_t = \Pi_t^e$), כאשר Π_t היא האינפלציה בפועל) — אזי האומדנים המתקבלים לפרמטרים $(\alpha, \beta, \gamma, \theta)$ לוקים — הן בגודלם והן כמובהקותם.

יתירה מזאת: כפונקציה הנאמדת בשתי הנחות אלה נשאר מיתאם סדרתי חזק, ומכאן ברור, שהן אינן הולמות את הנתונים. אמנם ידוע, שהמיתאם הסדרתי אינו מטה את האומדנים — בהנחות הקלאסיות של אמידה בשיטת הריבועים הפחותים — אך הוא פוגע ביעילותם הסטטיסטית, כלומר מגדיל את סטיית התקן שלהם (מה שהופך אותם, כמובן, ללא-מובהקים).

שתי הנחות אלטרנטיביות המקובלות בספרות הן העדר שיווי משקל בשוק הכסף ($m_t \neq m_t^d$) וציפיות לא-מושלמות ($\Pi_t \neq \Pi_t^e$) בטווח הקצר — ועמן תהליכי התאמה על פני זמן, המתבססים לשוויונות בטווח הארוך³.

שני תהליכי ההתאמה המקובלים הם:

התאמה חלקית:

$$(2) \quad \log(m_t/m_{t-1}) = \delta \log(m_t^d/m_{t-1}).$$

ציפיות אדפטיביות:

$$(3) \quad \Pi_t^e - \Pi_{t-1}^e = \lambda(\Pi_t - \Pi_{t-1}^e).$$

$\delta = 1$ פירושו שיווי משקל בשוק הכסף. ככל ש־ δ קטן יותר, תהליך ההתכנסות לשיווי משקל ארוך יותר. ניתן להראות⁴, שזמן הפיגור הממוצע הוא $1 - \delta/\delta$; במשק הישראלי נצפה, ש־ δ יהיה גדול מ־ $1/2$, ופירושו של דבר, ששוק הכסף מתנקה תוך רביע אחד במוצע. פיגור ארוך יותר יהיה לא-סביר, בהתחשב במבנהו המוסדי של שוק הכספים בארץ.

$\lambda = 1$ פירושו ציפיות מושלמות, ואילו $\lambda = 0$ פירושו ציפיות קבועות. בעבודה קודמת⁵ נמצא, שהפיגור המירבי בציפיות הוא בן ארבעה רביעים (שנה). מכאן שאם נניח, שהפיגור הממוצע הוא בן 2 עד 3 רביעים, ינוע מקדם ההתאמה של הציפיות בין רבע לשליש.

² r_t^e יכול לייצג גם וקטור של תשואות ריאליות אלטרנטיביות. בעבודה זו הוא נמדד באמצעות התשואה הריאלית על נכסים פיננסיים הצמודים לדולר.

³ תהליך התאמה דינמי דומה עשוי להתקבל, אם מניחים שאת מניע העסקאות קובעת ההכנסה הפרמננטית, או שקיים תהליך התאמה לשיעור הריבית הריאלי — אך בהקשר של הביקוש לכסף נראה, שחשיבותן האמפירית של הנחות אלה משנית.

⁴ המשוואות מנוסחות אנליטית, כך שהן מתאימות לניסוח החצילוגריתמי של פונקציית הביקוש לכסף. ניסוח זה מקבל אישור אמפירי, במבחן Box and Cox, שנערך על סמך אותם נתונים (Melnick and Sokoler, 1984). ראה נספח.

⁵ Gottlieb, Melnick and Piterman, 1983.

כדי לקבל קשר אמפירי עם משתנים הנמדדים בפועל, נשלב את (1), (2) ו-(3):

$$(4) \quad \log m_t = \lambda \delta \alpha + \delta \beta \log y_t - (1 - \lambda) \delta \beta \log y_{t-1} \\ - \lambda \delta \gamma \Pi_t - \delta \theta r_t + (1 - \lambda) \delta \theta r_{t-1} + (2 - \delta - \lambda) \log m_{t-1} \\ - (1 - \delta) (1 - \lambda) \log m_{t-2}.$$

באופן תיאורטי הפרמטרים המבניים $(\alpha, \beta, \gamma, \delta, \lambda, \theta)$ ניתנים לזיהוי, ואפשר לאמוד אותם בעקיבות באמצעות אמידה לאיליניארית של משוואה (4). (ראה בהמשך.) מעשית הזיהוי הזה אינו אמין, בגלל שתי בעיות — מדידה לא מדויקת של התל"ג הרבעוני ומולטיקוליניאריות בין $\log y_t$ ל- $\log y_{t-1}$, בין $\log m_{t-1}$ ל- $\log m_{t-2}$ ובין r_t ל- r_{t-1} . אם מניחים, כי $\lambda = 1$, $(\Pi^e = \Pi)$, משוואה (4) מצטמצמת ל-

$$(5) \quad \log m_t = \delta \alpha + \delta \beta \log y_t - \delta \gamma \Pi_t - \delta \theta r_t + (1 - \delta) \log m_{t-1}.$$

לעומת זאת, אם נניח ש- $\delta = 1$ ($m_t = m_t^d$), משוואה (4) מצטמצמת ל-

$$(6) \quad \log m_t = \lambda \alpha + \beta \log y_t - (1 - \lambda) \beta \log y_{t-1} - \theta r_t + (1 - \lambda) \theta r_{t-1} - \lambda \gamma \Pi_t \\ + (1 - \lambda) \log m_{t-1}.$$

כפי שאנו רואים, משוואות (5) ו-(6) זהות, פרט ל- $\log y_{t-1}$ ו- r_{t-1} , המופיעים ב-(6), ולכן קשה מאוד להכריע אמפירית איזו משתי ההנחות נכונה. התל"ג הרבעוני הוא, כאמור, משתנה בעייתי, וגם שיעור הריבית אינו עוזר בהכרעה, משום שחלו בו, כנראה, טעויות מדידה גדולות.

ב. הניתוח האמפירי⁷

לוח 1 מציג את המשוואות הנאמדות ל-(5), ל-(6) ול-(4) — כולן עם משתנה דמה לרביע של המלחמה ב-1973. הניתוח בפרקים 1 ו-2 של העבודה אינו כולל את שיעור הריבית הריאלית⁸. גודלו של המקדם $\log m_{t-1}$ נוגד את הערכתנו בדבר תקופת התאמה קצרה יחסית — הן לגבי האפשרות $m_t \neq m_t^d$ ו- $\Pi_t = \Pi_t^e$ (כלומר משוואה 5) והן לגבי האפשרות $\Pi_t^e \neq \Pi_t$ (כלומר משוואה 6): הפיגור הממוצע בשתי המשוואות הוא בן 9 רביעים. פיגור כזה אינו סביר בהסבר להתאמה חלקית, בהתחשב במבנה המוסרי של שוק הכסף בישראל — שמצוי בו שפע של תחליפים קרובים לכסף, והמעבר מנכס לנכס כמעט אינו כרוך בהוצאות. פיגור כזה מעמיד בספק גם את ההסבר של ציפיות ארפטיביות, כי הוא סותר ממצא של עבודה קודמת⁹, שלפיה הפיגור המירבי נציפיות הוא בן 4 רביעים. כפי שציפינו לפי השוואה בין משוואות (5) ו-(6), הפיגורים של התל"ג אינם עוזרים לנו באמידה, והאומדנים המתקבלים אינם מובהקים. לפיכך אנו חוזרים לאפשרות $m_t^d \neq m_t$ ו- $\Pi_t^e \neq \Pi_t$, כלומר למשוואה (4). כאן מתעוררת בעיית חוסר מובהקות של משתנים $\log y_{t-1}$, $\log m_{t-2}$. חוסר המובהקות של משתנים אלה נובע מהמולטיקוליניאריות החזקה, שציפינו לה. כיוון שהמקדמים של המשתנים קטנים יחסית בערכיהם המוחלטים, אין השמטתם מהגרסיה (כלומר מעבר למשוואה 5) גורמת הטיות

⁷ התוצאות האמפיריות המוצגות בעבודה זו שונות במקצת מאלו שהוצגו בנייר לריון 06-83 של מחלקת המחקר בבנק ישראל. עיקר השוני נובע מטעויות מדידה, שהתגלו בסדרת הריבית הריאלית על נכסים רולריים לתקופה שלפני המהפך הכלכלי. נוסף על כך עדכנו בגדיסה הנוכחית את נתוני התל"ג הרבעוני, ועדכונים אלו שינו בשוליים את האומדנים השונים.

⁸ הכללת שיעור זה אינה משנה את האומדנים האחרים של המשחאה, משום שהשפעתו אינה מובהקת, סטטיסטית. ריון באפיון המשוואה ראה בהמשך.

⁹ ראה הערה 6.

גדולות באומדני המקדמים של המשתנים הנותרים. כפי שצפוי במקרה של מולטיקוליניאריות — ה- R^2 אינו יורד עקב השמטת משתנים, וסימני הפיגורים הנוספים הם הסימנים הצפויים (כלומר אין הטיה) — ראה משוואה (4).

לוח 1

משוואות הביקוש לפפף, III 1970 עד III 1981
המשתנה התלוי: $\log m_t$

המשוואה	הקבוע	D	$\log y_t$	$\log y_{t-1}$	Π_t	$\log m_{t-1}$	$\log m_{t-2}$	D.W.	h	R^2
(5)	0.45 (1.51)	0.09 (2.78)	0.05 (1.19)		-1.20 (-11.68)	0.86 (36.70)		1.82	0.62	0.99
(6)	0.50 (1.63)	0.10 (2.88)	0.14 (1.28)	-0.10 (-0.87)	-1.13 (-8.84)	0.86 (35.12)		1.86	0.49	0.99
(4)	0.50 (1.61)	0.10 (2.83)	0.14 (1.27)	-0.10 (-0.87)	1.12 (-8.46)	0.88 (10.00)	-0.02 (-0.17)	1.89	0.46	0.99

ערכי t ניתנים בסוגריים. הסטטיסטי h משמש לשם מבחן לקיומו של מיתאם סדרתי (כאשר פיגורים של המשתנה התלוי הם משתנים מסבירים ברגרסיה).

לפי טיעון זה, המקדם של $\log m_{t-1}$ שווה בקירוב ל- $\delta - \lambda - 2$. כאן לפנינו שתי דרכים לקבלת אומדנים נפרדים ל- δ ול- λ : (א) ניתן להניח, ששני הפרמטרים קרובים זה לזה. אם מניחים שהם זהים, כלומר ש- $\delta = \lambda$, אזי $\lambda = \delta = 0.57$. זה פירוש סביר של הממצאים, ומשמעותו התאמה ממוצעת של רביע אחד — הן בצפיפות והן בכמות הכסף המבוקשת. (ב) אפשר לגזור את λ כמנת המקדמים של $\log y_t$ ו- $\log y_{t-1}$ (בערכים מוחלטים), אך זהו חישוב מפוקפק, בגלל חוסר המובהקות של האומדנים. כאמור, ניתן לזהות במישרין את הפרמטרים של משוואה (4), בדרך של אמידה לאליניארית, וראה את האומדנים בלוח 2. בדיאגרמה 1 (ראה גם נתונים בנספח) מוצגת השוואה של היתרות הריאליות בפועל אל היתרות הריאליות המותאמות לפי המשוואה בתקופת המדגם.

את קיומן של המגבלות הלא-ליניאריות הנזכרות לעיל לא ניתן לרחות על ידי מבחן יחס נראות. מקדם התל"ג, β , מקבל ערך קטן מהצפוי¹⁰. עם זאת אנו מקבלים מקדם של התאמה חלקית, δ , גדול מאוד ולא-שונה מ-1, ברמת מובהקות מקובלת — כלומר שיווי משקל בשוק הכסף. מקדם ההתאמה של הציפיות, λ , קטן מאוד, ופירוש הרבר פיגור גדול בהתאמתן. תוצאה זו — הסותרת את מה שנמצא בעבודה קודמת¹¹ על הפיגור בצפיפות — נובעת, כנראה, מהמדידה הלקויה של התל"ג הרבעוני. תוצאה רומה מתקבלת, כאשר משתמשים במדד הייצור התעשייתי כמדד לעסקאות. הסבר אלטרנטיבי לתופעה זו ניתן בהמשך.

מקדם הגמישות של הציפיות האינפלציוניות, γ , הוא 7.97 (לוח 2). זאת אומרת, שגמישות הביקוש לכסף ביחס לאינפלציה גדולה מיחידתית, כשרמת האינפלציה השנתית עולה על 60 אחוזים. לפי הצירוף של מקדמים קטנים יחסית לצפוי ל- β ול- λ עם מקדם גדול ל- γ , ייתכן, שברגרסיה הנאמדת חסר משתנה שייסביר את מגמת הירידה החזקה הניכרת ביתרות הריאליות — ירידה שמעבר לזו הנובעת מההאצה האינפלציונית באותה תקופה.

¹⁰ מקובל להניח גמישות יחידתית ביחס לתל"ג.

¹¹ ראה הערה 6.

לוח 2

אמידה לאלינארית של הביקוש לכסף, III 1970 עד III 1981

המקדם	האומדן	ערך t
ϵ	0.10	2.92
λ	0.14	4.78
δ	0.98	9.86
α	4.31	7.11
β	0.16	1.36
γ	7.97	8.42

$1.89 = D.W.$; $0.99 = R^2$

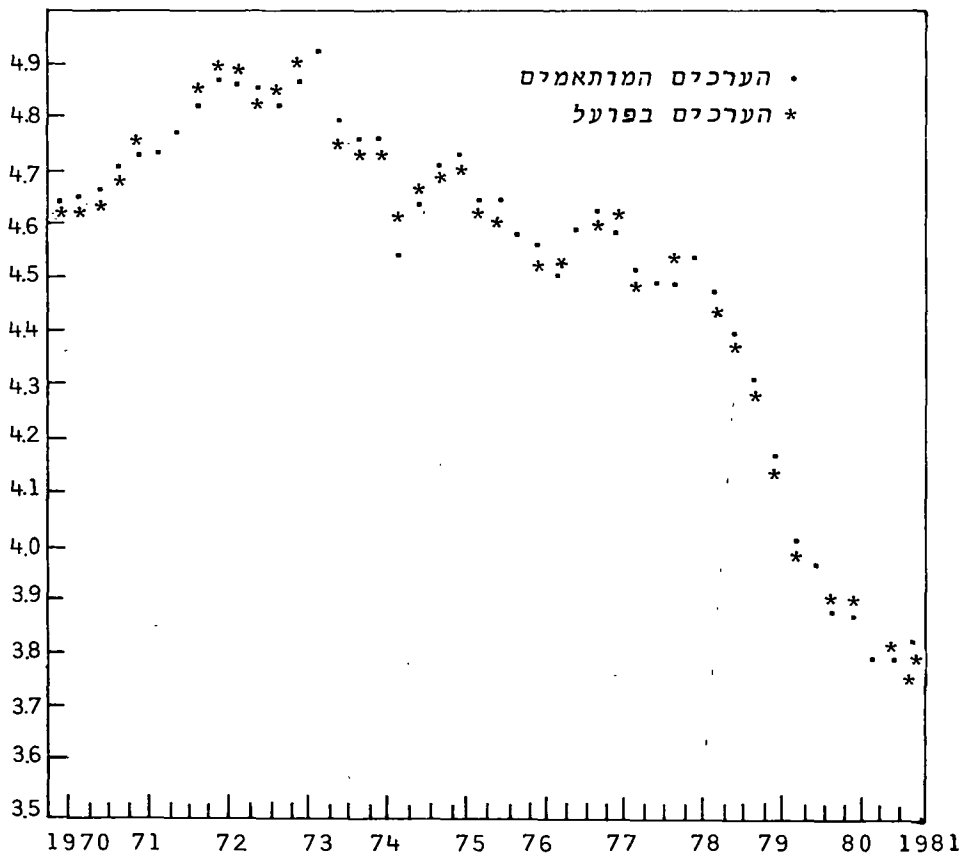
ϵ הוא המקדם של משתנה דמה לרביע של המלחמה ב-1973.

דיאגרמה 1

היתרות הריאליות בפועל לעומת היתרות הריאליות המותאמות לפי משוואת לוח 2.

III 1981 עד III 1970

לוג היתרות
הריאליות



2. מבהני יציבות לפונקציית הביקוש לפפף

שאלת "הכסף החסר" (missing money) מעסיקה כלכלנים מזה שנים מספר. (ראה Goldfeld, 1976). השאלה קשורה בירידתן התלולה של היתרות הריאליות המוחזקות בפועל, ירידה שמעבר לצפוי על פי משוואות אקונומטריות דומות לאלה שהצגנו בסעיף הקודם. בישראל הוזכרה התוזה של פונקציית הביקוש שמאלה — עקב המהפך הכלכלי — כאחת הסיבות להאצה האינפלציונית, וזאת דרך מנגנון מס האינפלציה.

לתופעת "הכסף החסר" הוצעו שלושה הסברים: הראשון, הפחות מקובל, אומר, שהספציפיקציה של פונקציית הביקוש לכסף אינה נכונה — חסרים בה משתנים הגורמים להקטנת הביקוש. נעשו ניסיונות להכליל בפונקציית הביקוש תשואות אלטרנטיביות, וכן לשנות את אופן המדידה של הציפיות האינפלציוניות ושל המשתנים השונים, אך הבעיה נשארה בעינה. ההסבר השני נעוץ בשינוי המשתנה התלוי, כלומר בשינוי הגדרת הכסף. גם שינוי במשתנה זה לא פתר את התעלומה. ההסבר השלישי מייחס את הקטנת הביקוש לשינוי מבני בפרמטרים של פונקציית הביקוש, ואכן שינוי כזה נמצא בארצות הברית.

להלן נבדוק, אם תופעת "הכסף החסר" התקיימה גם במשק הישראלי בתקופה הנחקרת. בלוח 3 מוצגים אומדנים של משוואה (4) לתקופות המשנה שלפני המהפך הכלכלי ואחריו, וגם האומדנים לתקופה כולה מוצגים שוב, לשם השוואה.

בתהתקופה שלאחר המהפך מתגלות שלוש תופעות מעניינות: ראשית, מקדם האינפלציה עולה, דבר המעיד על עלייה בגמישות האינפלציה של הביקוש לכסף — מעל ומעבר למתבקש מעליית האינפלציה עצמה. שנית, במקדם של הכסף בפיגור חלה ירידה, וזהו ביטוי להתקצרות תהליך ההתאמה. התופעות הללו מצביעות על הצטמצמות הביקוש לכסף.

עם זאת מראה מבחן Chow לשוויון הפרמטרים בשתי תקופות המשנה, כי השוני בפרמטרים בין שתיהן אינו מובהק סטטיסטית. יתירה מזו, אפשר שההבדל במקדמים במשוואה נובע ממספרן הקטן של התצפיות (14 רביעים) בתהתקופה השנייה: ההטיה הידועה, הנגרמת באומדני הריבועים הפחותים, כשאחד המשתנים המסבירים הוא המשתנה התלוי בפיגור, נעלמת, כידוע, אם המדגם גדל (משום שהטיה זו היא מסדר $1/T$, כאשר T הוא מספר התצפיות).

לוח 3

פונקציית הביקוש לפפף לפני המהפך ואחריו
המשתנה התלוי: $\log m_t$

המשוואה	הקבוע	D	$\log y_t$	$\log y_{t-1}$	π_t	$\log m_{t-1}$	$\log m_{t-2}$	D.W.	h	R^2
לפני המהפך	0.30 (0.75)	0.08 (2.40)	0.11 (0.76)	-0.06 (-0.39)	-1.07 (-5.83)	0.90 (6.83)	-0.01 (-0.08)	1.61	0.94	0.94
אחרי המהפך	1.55 (1.05)		0.23 (0.87)	-0.34 (-1.30)	-1.25 (-5.34)	0.80 (5.19)	0.01 (0.09)	2.38	-1.5	0.99
כל התקופה	0.50 (1.61)	0.10 (2.83)	0.14 (1.27)	-0.10 (-0.87)	-1.12 (-8.46)	0.88 (10.00)	-0.02 (-0.17)	1.89	0.46	0.99

ערכי t ניתנים בסוגריים. הסטטיסטי h משמש לשם מבחן לקיומו של מיתאם סדרתי (כאשר פיגורים של המשתנה התלוי הם משתנים מסבירים ברגרסיה).

הסטטיסטי למבחן Chow הוא 0.70.

לוח 4

תחזית דינמית לפי משוואה לאלינארית

תקופת האמידה	תקופת התחזית	סטיות התקן של התחזית	ההטיה הממוצעת	המיתאם בין הערך החזוי לערך בפועל	פרמטר גמישות האינפלציה	תקופת התחזית
III 1975-III 1970	III 1977-IV 1975	0.093	-0.092	0.55	5.35	III 1977-IV 1975
IV 1975-IV 1970	IV 1977-I 1976	0.085	-0.085	0.89	5.45	IV 1977-I 1976
I 1976- I 1971	I 1988-II 1976	0.047	-0.034	0.86	8.01	I 1988-II 1976
II 1976- II 1971	II 1978-III 1976	0.031	0.003	0.87	7.45	II 1978-III 1976
III 1976-III 1971	III 1978-IV 1976	0.060	0.049	0.87	9.48	III 1978-IV 1976
IV 1976-IV 1971	IV 1978-I 1977	0.066	0.051	0.79	9.99	IV 1978-I 1977
I 1977- I 1972	I 1979-II 1977	0.075	-0.023	0.45	7.43	I 1979-II 1977
II 1977- II 1972	II 1979-III 1977	0.072	-0.033	0.78	7.64	II 1979-III 1977
III 1977-III 1972	III 1979-IV 1977	0.164	-0.116	0.43	7.52	III 1979-IV 1977
IV 1977-IV 1972	IV 1979-I 1978	0.260	-0.214	0.67	7.08	IV 1979-I 1978
I 1978- I 1973	I 1980-II 1978	0.266	-0.229	0.90	8.02	I 1980-II 1978
II 1978- II 1973	II 1980-III 1978	0.332	-0.304	0.93	9.54	II 1980-III 1978
III 1978-III 1973	III 1980-IV 1978	0.275	-0.265	0.98	7.50	III 1980-IV 1978
IV 1978-IV 1973	IV 1980-I 1979	0.169	-0.160	0.99	4.52	IV 1980-I 1979
I 1979- I 1974	I 1981-II 1979	0.140	-0.134	0.99	4.83	I 1981-II 1979
II 1979- II 1974	II 1981-III 1979	0.041	-0.024	0.98	7.47	II 1981-III 1979
III 1979-III 1974	III 1981-IV 1979	0.134	0.108	0.95	10.51	III 1981-IV 1979

לוח 5

תחזיות דינמיות לפי משוואה ליניארית

תקופת האמידה	תקופת התחזית	סטיות התקן של התחזית	ההטיה הממוצעת	המיתאם בין הערך החזוי לערך בפועל	מקדמים של $\log m_t$	π	תקופת התחזית
III 1975-III 1970	III 1977-IV 1975	0.086	-0.080	0.58	0.82	-1.08	III 1977-IV 1975
IV 1975-IV 1970	IV 1977-I 1976	0.081	-0.077	0.88	0.81	-1.08	IV 1977-I 1976
I 1976- I 1971	I 1988-II 1976	0.045	-0.029	0.84	0.87	-1.10	I 1988-II 1976
II 1976- II 1971	II 1978-III 1976	0.033	0.007	0.86	0.85	-1.12	II 1978-III 1976
III 1976-III 1971	III 1978-IV 1976	0.061	0.049	0.87	0.88	-1.17	III 1978-IV 1976
IV 1976-IV 1971	IV 1978-I 1977	0.068	0.054	0.80	0.89	-1.12	IV 1978-I 1977
I 1977- I 1972	I 1979-II 1977	0.066	-0.009	0.56	0.85	-1.16	I 1979-II 1977
II 1977- II 1972	II 1979-III 1977	0.072	-0.033	0.74	0.84	-1.19	II 1979-III 1977
III 1977-III 1972	III 1979-IV 1977	0.16	-0.111	0.46	0.85	-1.07	III 1979-IV 1977
IV 1977-IV 1972	IV 1979-I 1978	0.24	-0.197	0.76	0.86	-0.98	IV 1979-I 1978
I 1978- I 1973	I 1980-II 1978	0.25	-0.219	0.92	0.87	-0.98	I 1980-II 1978
II 1978- II 1973	II 1980-III 1978	0.32	-0.292	0.94	0.89	-0.96	II 1980-III 1978
III 1978-III 1973	III 1980-IV 1978	0.27	-0.256	0.99	0.86	-0.98	III 1980-IV 1978
IV 1978-IV 1973	IV 1980-I 1979	0.17	-0.158	0.99	0.76	-1.08	IV 1980-I 1979
I 1979- I 1974	I 1981-II 1979	0.14	-0.135	0.99	0.77	-1.12	I 1981-II 1979
II 1979- II 1974	II 1981-III 1979	0.04	-0.025	0.99	0.85	-1.11	II 1981-III 1979
III 1979-III 1974	III 1981-IV 1979	0.16	0.122	0.95	0.90	-1.15	III 1981-IV 1979

מבחן מחמיר יותר לכדיקת יציבותה של פונקציית הביקוש הוא עריכת תחזית דינמית. (בדרך זו התגלתה תופעת "הכסף החסר" בידי Goldfeld). ערכנו אפוא סדרה של תחזיות דינמיות, כאשר הפונקציה נאמדה מהנקודה t_0 ועד ל- $t_0 + N_0$, ואחר כך — תחזית דינמית מהנקודה $t_0 + N_0 + 1$ ועד $t_0 + N_0 + N_1$, כלומר מחוץ לתחום מדגם האמידה.

התחזיות נערכו הן באמצעות משוואה (4) — באמידה לאליניארית המתחשבת במגבלות הלאליניאריות של הפרמטרים (לוח 4) — והן באמצעות משוואה (5), הנאמדת כריבועים פחותים רגילים (לוח 5). כיוון שהמרגם הכללי הנתון קטן יחסית, נקבע, כי המרגם לאמידה יהיה בן 20 תצפיות ($N_0 = 20$), וכי המרגם לתחזית יכלול 8 תצפיות ($N_1 = 8$). בגודלו הנתון של המרגם הכללי (I 1971 עד III 1981) ניתן לערוך 17 תחזיות כאלה. התוצאות דוחות את השערת היציבות ב-15 מקרים. (בשתי שיטות האמידה הרחייה היא לגבי אותן תקופות). ברוב התחזיות אכן מתגלה תופעת "הכסף החסר": ירידתן של היתרות בפועל תלויה מן הירידה החזויה על פי המשוואה.

בשתי שיטות האמידה גדלה טעות התחזית במידה בולטת בתקופה שאחרי המהפך הכלכלי של 1977. הטעות הגיעה לשיא בתקופה שנסתיימה בריבוע השני של 1978, ומאז החלה יורדת אל הרמה שלפני המהפך. טעות גרולה מאפיינת תקופה של שינויים חריפים, התאמות ותגודות חזקה ביתרות הריאליות; נראה, שתופעות אלה גברו לאחר המהפך הכלכלי — ונחלשו עם ההתרחקות ממנו.

באמידה הלאליניארית (משוואה 4 בלוח 4) בולטת העובדה, שבי-13 מתוך 17 המשוואות שנאמדו פרמטר גמישות האינפלציה (γ) שנתקבל קטן מזה המתקבל באמידה לכל המרגם (לוח 2)¹². מובן שעובדה זו מעוררת חשש להטיה כלפי מעלה בערך המוחלט של פרמטר זה במשוואה הכוללת. (ראה אותם לוחות).

כיוון שתופעת הכסף החסר מתגלה ברוב התחזיות הדינמיות — יש לשער, שבמשוואה שנאמדה חסר משתנה המקטין את הביקוש ליתרות ריאליות בתקופת המרגם. השמטתו של משתנה כזה עולה בקנה אחד עם הטיה כלפי מעלה במקדם של היתרות הריאליות בפיגור, ועם הטיות כלפי מטה במקדמי הגמישות לאינפלציה וגמישות ההכנסה של הביקוש לכסף. ייתכן, שמשתקפת כאן התפתחות תחליפי כסף או התגברות תכונות הנוזלות של נכסים קיימים (איגרות חוב, פת"ם ואולי גם מניות ותכניות חיסכון); כמו כן אפשר, שבתקופה הנחקרת חלו במשק שינויים ריאליים — בעיקר האטה בקצב הצמיחה. בפרק הבא ננסה להגדיר את המשתנה החסר בפונקציית הביקוש לכסף, ובאמצעותו להאיר באור חדש את הממצאים שהוצגו עד כה.

3. דיון חוזר באפיון המשוואה והצגת השלפות האינפלציוניות של הממצאים

תהליך ההתאמה, שהוגדר במשוואה (2) (התהליך המקובל ברוב העבודות על ביקוש לכסף בארץ ובעולם), מביא לטעות באפיון המשוואה הנאמדת בפועל¹³. הטעות נובעת מסתירה בין תהליך ההתאמה של הטווח הקצר לבין הגידול הרצוי של היתרות הריאליות בטווח הארוך. גידול היתרות הריאליות בטווח הארוך נובע, בין היתר, מהצמיחה של המשק. אם נגדיר שיווי משקל של טווח ארוך ב- $m_t = m_t^d$, ואם $\delta \neq 1$ — אזי, בטווח הארוך:

$$(7) \quad m_t/m_{t-1} \neq (m_t^d/m_{t-1}^d)^\delta.$$

¹² ייתכן שאין לייחס חשיבות לממצא זה, כי האמידה נערכה לפי 20 תצפיות בלבד, ומובן שהדבר מקטין מאוד את מספר דרגות החופש. יש לציין, שבפרמטרים האחרים באמידה זו מתקבלים גם ממצאים לאיסכריים אחרים: בכמה מקרים הפרמטר β שלילי, וכן מתקבל כי $\delta > \lambda$.

¹³ כפי שנראה בהמשך, בעיה זו אינה פוגעת באומדני הפרמטרים של הביקוש לכסף בתקופות של יציבות כלכלית.

אם נניח, שקצב הגידול הרצוי של היתרות הריאליות בטווח הארוך הוא g_t^{14} , אזי ניתן להראות, שהמשוואה הנאמדת מתכנסת בטווח הארוך למשוואה הבאה:

$$(8) \quad \log m_t = \frac{(1 + g_t)\delta\alpha}{g_t + \delta} + \frac{\delta\beta(1 + g_t)\log y_t}{g_t + \delta} - \frac{(1 + g_t)\delta\gamma\Pi}{g_t + \delta} - \frac{(1 + g_t)\delta\theta r_t}{g_t + \delta}$$

אם $g_t = g$, כלומר: בתקופת המדגם אין שינויים בביקוש ליתרות ריאליות של הטווח הארוך — תהיה משוואה (8) יציבה, ונוכל לאמוד את יתר הפרמטרים בלי הטיית. לעומת זאת אם חלים בקצב זה שינויים — וסביר להניח שבמשק הישראלי אכן חלו שינויים — יתגלה בפרמטרים של המשוואה הנאמדת חוסר יציבות.

ניתן לתקן את תהליך ההתאמה בדרך של הוספת גורם, שיבטל את הסתירה שבין הטווח הקצר לטווח הארוך:

$$(9) \quad m_t/m_{t-1} = (m_t^d/m_{t-1})^\delta(1 + g_t)^{1-\delta}$$

כיוון שבטווח הארוך $m_t^d/m_{t-1} = 1 + g_t$, הרי הגידול ביתרות הריאליות המבוקשות זהה לגידול של היתרות הריאליות בפועל.

המשוואה הנאמדת תהיה כעת¹⁵:

$$(10) \quad \log m_t = \delta\alpha + (1 - \delta)g_t + \delta\beta\log y_t - \delta\gamma\Pi_t - \delta\theta r_t + (1 - \delta)\log m_{t-1}$$

כאמור, אם g_t קבוע, הדבר לא ישפיע כלל על המשוואה, והשפעתו תיתפס בקבוע שלה — אולם אם g_t השתנה במשך התקופה, אזי אפשר שזה הגורם שהושמט מהמשוואה וגרם לחוסר יציבותה. בעבודה זו לא ננסה בפורטרוט את הגורמים הקובעים את g_t , אך ברור שהגורמים החשובים הם קצב הצמיחה של המשק. התפתחות תחליפי הכסף ושינויים מוסדיים אחרים בתחום המוניטרי — כגון שינוי משטר שער החליפין. הואיל וסביר להניח, שהשינויים העיקריים יהיו בקבוע של המשוואה, נסתפק כאן בניסוח פשוט:

$$(11) \quad g_t = \alpha_1 Dy_t^1 + \alpha_2 Dy_t^2 + \alpha_3 Dy_t^3 + \alpha_4 Dy_t^4$$

Dy^i הם משתני רמה, המקבלים את הערך 1 לאחר תאריך מסוים ו-0 לפני תאריך זה. Dy^1 מקבל את הערך 1 לאחר מלחמת יום הכיפורים; Dy^2 — לאחר השינוי במשטר שער החליפין (סוף 1975); Dy^3 — לאחר המהפך הכללי של 1977; Dy^4 — בסוף 1978. משתנה רמה אחרון זה הוכנס הן בעקבות הממצא של לידרמן ומרום (במאמרם בסקר זה) ברבר שינוי מבני שחל בפונקציית הביקוש לכסף (בנתונים חודשיים), והן משום שבתקופה זו הגיעה למקסימום ההטייה הממוצעת בסימולציות דינמיות שערכנו. (ראה לוחות 4 ו-5).

מאמירה של משוואה (10)¹⁶ אנו למדים, שהכנסת משתני הרמה במקום הגורם החסר פותרת חלקית את הבעיות שהתעוררו במשוואה הרגילה (5): ראשית, גמישות התל"ג עולה, הופכת למובהקת ביותר, והיא קרובה ליחידתית בטווח הארוך; שנית, גמישות האינפלציה של הביקוש לכסף קטנה: באומדן החדש היא גדולה מיחידתית בטווח הארוך, באינפלציה העולה של 120 אחוזים לשנה; שלישית, מובהקותו של שיעור הריבית הריאלי, גדלה, ולבסוף — מקדם הפיגור של היתרות הריאליות קטן.

אם נציג את קצב האינפלציה של הטווח הארוך כפונקציה של היתרות הריאליות, מתקבל ממשוואה $\Pi_t = A - 0.12\log m_t$; $\Pi_t = B_t - 0.21\log m_t$; (10a')

¹⁴ אם גמישות ההכנסה של הביקוש לכסף יחידתית בטווח הארוך, אזי g_t שווה לקצב הצמיחה של המשק, אך ייתכן שגורמים אחרים משפיעים על שיעור זה.

¹⁵ בניסוח של משוואה (10) השתמשנו בקירוב $\log(1 + g_t) \approx g_t$, המצדק משום ש- g_t הוא מספר קטן.

¹⁶ ראה לוח 6.

לוח 6

משוואות הביקוש לכסף, III 1970 עד III 1981

(המשתנה התלוי: $\log m_t$)

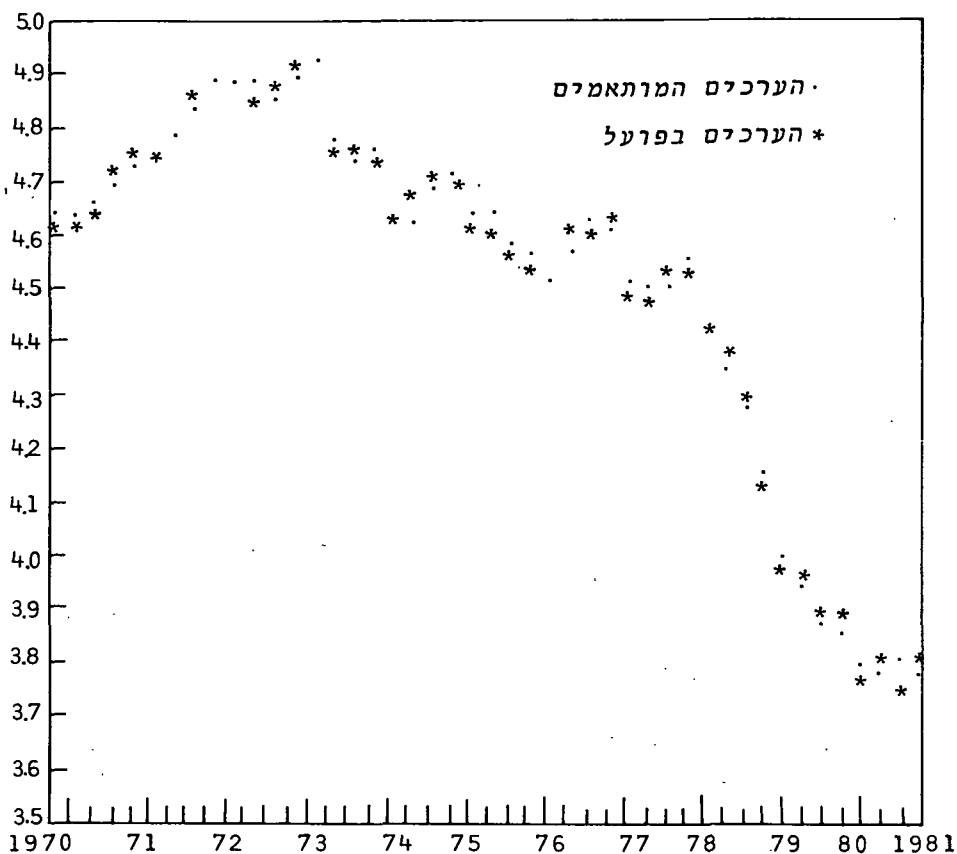
המשוואה	הקבוע	D	Dy^1	Dy^2	Dy^3	Dy^4	$\log y_t$	r_t	Π_t	$\log m_{t-1}$	D.W.	h	R^2
(5)	0.45 (1.5)	0.09 (2.78)					0.05 (0.19)		-1.20 (-11.68)	0.86 (36.70)	1.82	0.62	0.99
(5')	0.44 (1.45)	0.09 (2.79)					0.06 (1.26)	-0.06 (0.85)	-1.19 (-11.62)	0.86 (36.45)	1.81	0.65	0.99
(10)	-0.05 (-0.14)	0.06 (2.04)	-0.05 (-2.70)	-0.01 (-0.99)	-0.001 (0.06)	-0.08 (-2.91)	0.21 (3.39)		-0.93 (-7.80)	0.80 (28.79)	2.15	-0.62	0.99
(10')	-0.10 (-0.30)	0.06 (2.13)	-0.05 (-2.84)	-0.02 (-1.19)	-0.002 (-0.12)	-0.09 (-3.31)	0.23 (3.79)	-0.12 (-1.80)	-0.90 (-7.66)	0.79 (28.26)	2.18	-0.75	0.99
(10 _a)	-0.005 (-0.02)	0.06 (2.09)	-0.05 (-3.08)			-0.08 (-3.06)	0.19 (3.37)		-0.94 (-8.02)	0.82 (31.62)	2.13	-0.52	0.99
(10' _a)	-0.03 (-0.10)	0.07 (2.17)	-0.05 (-3.23)			-0.09 (-3.44)	0.21 (3.66)	-0.11 (-1.66)	-0.91 (-7.88)	0.81 (31.28)	2.13	-0.52	0.99

ערכי t ניתנים בסוגריים. הסטטיסטי h משמש לשם מבחן לקיומו של מיתאם סדרתי (כאשר פיגורים של המשתנה התלוי הם משתנים מסבירים ברגרסיה). המשוואות המסומנות בתג כוללות את שיעור הריבית הריאלי על החוקת נכסים צמודים לשער החליפין.

דיאגרמה 2

היתרות הריאליות בפועל לעומת היתרות הריאליות המותאמות לפי משוואה 10% בלוח 6.
III 1981 עד III 1970

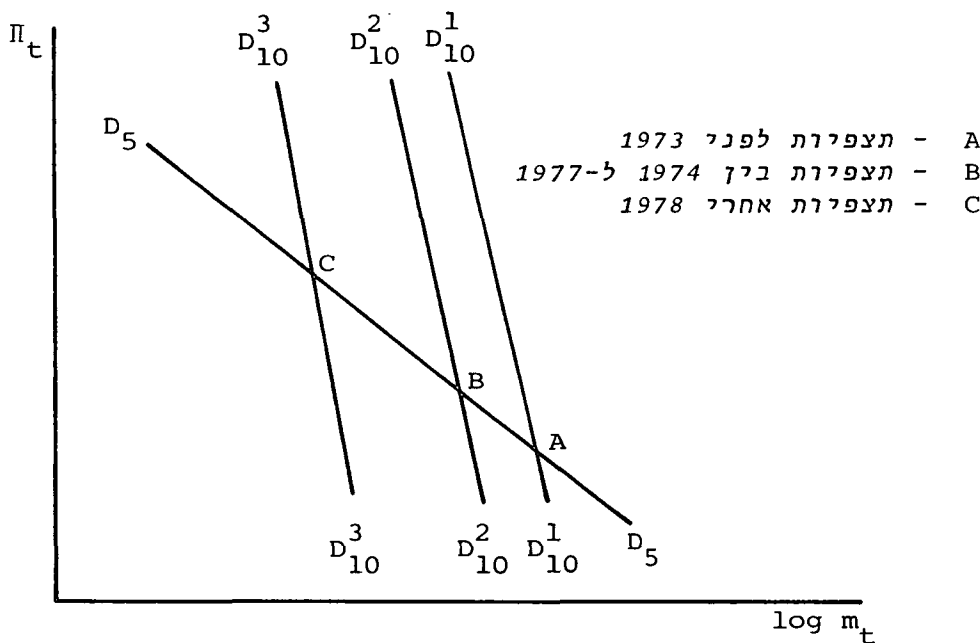
לוג היתרות
הריאליות



במשוואה הנגזרת ממשוואה (5) הקבוע אינו משתנה (בהנחה שכל יתר הגורמים נתונים), ואילו במשוואה הנגזרת ממשוואה (10) הקבוע יורד עם הזמן. אפשר להשוות את שני המצבים באופן גרפי: ראה דיאגרמה 3. $D_5 D_5$ היא העקומה הנגזרת ממשוואה (5), ואילו $D_{10}^1 D_{10}^1$ הן שלוש עקומות המתאימות ל-3 מדרגות האינפלציה¹⁷, הנגזרות ממשוואה (10). לאור הדיון עד כה נראה, שההסבר המתקבל ממשוואה (10) הוא הסביר שבין השניים. במאמר קודם (Melnick and Sokoler, 1984) פיתחנו שיטה להערכה כמותית של האצת האינפלציה המתבקשת מירידה מקצב הצמיחה של המשק — בהנחה שהיחס בין הכנסת הממשלה

¹⁷ $D_{10}^1 D_{10}^1$ היא עקומה שלפני 1973; $D_{10}^1 D_{10}^2$ היא העקומה שבין 1974 ל-1977, $D_{10}^2 D_{10}^3$ היא זו שאחרי 1978.

דיאגרמה 3



מהרפסת כסף לתל"ג נשאר קבוע. שאלה מקבילה ניתן לשאול לגבי שינויים בדידים בפונקציות הביקוש לכסף. המשוואה הבסיסית מציגה את הכנסת הממשלה יחסית לתל"ג (R) היא:

$$(12) \quad R = \frac{dM}{Py} = m(\Pi + n).$$

בהנחה שהמשק נמצא בשיווי משקל של הטווח הארוך, פונקציית הביקוש היא (1)¹⁰. מגזירה שלמה של (12), בהנחה שאין שינוי לא בקצב הצמיחה ולא בהכנסות הממשלה, מתקבל:

$$(13) \quad dR = (d\alpha - \gamma d\Pi)(\Pi + n) + d\Pi = 0.$$

מכאן ששינוי הקבוע של פונקציית הביקוש לכסף משפיע על קצב האינפלציה בטווח הארוך, כדלקמן:

$$(14) \quad \frac{d\Pi}{d\alpha} = \frac{1}{\gamma - (1/\Pi + n)}$$

הביטוי הזה יהיה שלילי, כצפוי, אם $\gamma(\Pi + g) < 1$, התנאי הרגיל ליציבות המערכת. על סמך משוואה (10a') השינוי של הטווח הארוך ב- α הוא -0.789, והאומדן ל- γ הוא 4.79. אם נניח אינפלציה בת 40 אחוזים לשנה כנקודת מוצא, וקצב צמיחה של 4 אחוזים לשנה — אזי הגידול המתבקש באינפלציה הוא בן 70 אחוזים בקירוב. הצטמצמות הביקוש לכסף, המתבטאת בירידת הקבוע, היא מעבר לירידת היתרות הריאליות המתבקשת מהאינפלציה עצמה — אף שיייתכן, כי הברחה מכסף התאפשרה עקב חידושים פיננסיים (כגון הנהגת הפת"ם), שגם הם עשויים לנבוע מהאצת האינפלציה.

¹⁰ הוא שיעור הצמיחה של התל"ג. כיוון שהמשק נמצא בשיווי משקל של טווח ארוך, הערכים הצפויים והרצויים שווים לערכים בפועל. כמו כן הנחנו גמישות הכנסה יחידתית בטווח הארוך.

4. סיכום

עבורה זו עסקה בשתי שאלות אמפיריות הקשורות בביקוש ליתרות ריאליות בישראל. הראשונה היא שאלת הפיגור הגדול כביקוש לכסף, פיגור שהתבטא במקדם הגדול-יחסית של המשתנה התלוי בפיגור. נמצא, שגודלו של המקדם מוסבר בשילוב של התאמה חלקית בכמות המבוקשת ושל התאמת הציפיות האינפלציוניות. התאמת כמות הכסף בפועל לכמות המבוקשת היא מהירה מאוד (פחות מרביעי, עם אפשרות של התאמה מידית, כלומר של שיווי משקל בשוק הכסף), ואילו התאמת הציפיות נמשכת תקופה ארוכה, והיא למעשה הגורם העיקרי לגודלו של הפיגור.

השאלה השנייה עניינה ביציבות הביקוש ליתרות ריאליות. פונקציה יציבה נמצאה במבחן Chow, שנערך סמוך למהפך של 1977, ופונקציה בלתי יציבה — בכדיקה באמצעות תחזיות דינמיות. אי היציבות המתגלית בתחזיות דינמיות הביאה אותנו להשערה בדבר השמטת משתנה בפונקציית הביקוש המקובלת.

השמטת משתנה כזה קשורה בניסוח תהליך התאמה חלקי של הטווח הקצר, שאינו תואם את התנהגות הביקוש בטווח הארוך. לפי ניתוח זה, המשתנה שהושמט הוא קצב הגידול הרצוי של היתרות הריאליות בטווח הארוך. כמו כן אנו משערים, שגורמים נוספים הקטינו את הביקוש לכסף בתקופה הנחקרת, אך לא ניתן לכמת אותם בנקל. הכנסת משתנה דמה פותרת חלקית את בעיות האמידה, אך ממחקר עתידי ראוי לנסח את הגורמים הקובעים את גידולן הרצוי של היתרות הריאליות בטווח הארוך ואת המשתנים האחרים שהושמטו.

חישוב המבוסס על שיקולים של הטווח הארוך מעריך כ-70 אחוזים את השיעור שנוסף על קצב האינפלציה השנתי בשל הקטנת הביקוש ליתרות ריאליות. אין ספק, שגורם זה הוא מן החשובים בהסבר המדרגה החדשה של האינפלציה, שהמשק הגיע אליה בסוף 1979.

נספח

חישוב הפיגור הממוצע

נתון תהליך של התאמה חלקית:

$$(1) \quad \log m_t / m_{t-1} = \delta (\log m_t^d / m_{t-1}); \quad 0 < \delta < 1.$$

באמצעות הצבה רקורסיבית מקבלים:

$$(2) \quad \log m_t = \delta \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \delta)^i m_{t-1}^d,$$

אבל

$$(3) \quad \delta \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \delta)^i = 1.$$

נשאלת השאלה, מהו הפיגור הממוצע. כיוון שסכום המשקלים שווה ל-1, וכולם חיוביים — ניתן לחשב את המשקל הממוצע כתוחלת התפלגות ברורה:

$$(4) \quad \bar{\delta} = \delta \sum_{i=0}^{\infty} i (1 - \delta)^i.$$

נסמן:

$$(5) \quad S = \delta \sum_{i=2}^{\infty} i (1 - \delta)^i;$$

אזי:

$$(6) \quad S = \delta \sum_{i=1}^{\infty} (i+1)(1-\delta)^{i+1} = (1-\delta)\delta \sum_{i=1}^{\infty} i(1-\delta)^i + \delta(1-\delta) \sum_{i=1}^{\infty} (1-\delta)^i \\ = (1-\delta)\bar{\delta} + (1-\delta)^2.$$

עם זאת:

$$(7) \quad \bar{\delta} - S = \delta(1-\delta),$$

ולפיכך:

$$(8) \quad \bar{\delta} = 1 - \delta/\delta.$$

לוח נספח

לוג היתרות הריאליות, III 1970 עד III 1981

הערכים המותאמים לפי משוואה 10a' בלוח 6'	הערכים המותאמים לפי משוואת לוח 2'	הערכים כפועל	התקופה
			1970
4.63112	4.64223	4.61575	III
4.62996	4.65200	4.62380	IV
			1971
4.65393	4.66720	4.63678	I
4.68705	4.69163	4.70521	II
4.72155	4.73336	4.73928	III
4.73982	4.73425	4.73821	IV
			1972
4.77908	4.77407	4.78092	I
4.83055	4.82312	4.85595	II
4.88326	4.87006	4.88741	III
4.88521	4.86267	4.87790	IV
			1973
4.88310	4.85808	4.84280	I
4.85159	4.82143	4.86163	II
4.88943	4.86387	4.90003	III
4.92553	4.92553	4.92553	IV
			1974
4.77810	4.79483	4.75362	I
4.73925	4.75878	4.74507	II
4.75708	4.75941	4.73704	III
4.54599	4.53995	4.61985	IV
			1975
4.62840	4.64048	4.66500	I
4.68928	4.70908	4.70077	II
4.71477	4.73338	4.70501	III
4.63934	4.64693	4.63312	IV
			1976
4.64275	4.64843	4.60027	I
4.58625	4.58447	4.57971	II
4.56816	4.56098	4.53814	III
4.51916	4.50447	4.52481	IV

לוח נספח (המשך)

התקופה	הערכים בפועל	הערכים המותאמים לפי משוואת לוח '2	הערכים המותאמים לפי משוואה '10a' בלוח '6
1977			
I	4.62169	4.59270	4.57406
II	4.61820	4.62721	4.62990
III	4.63003	4.58684	4.61589
IV	4.49009	4.51873	4.51643
1978			
I	4.48504	4.49356	4.50870
II	4.53784	4.49056	4.50898
III	4.54026	4.53638	4.56305
IV	4.43620	4.47428	4.43816
1979			
I	4.38547	4.39407	4.36091
II	4.28913	4.31139	4.28394
III	4.14599	4.17169	4.16429
IV	3.99256	4.00990	4.00851
1980			
I	3.96489	3.96771	3.95265
II	3.89492	3.87582	3.88223
III	3.90248	3.86554	3.86868
IV	3.77603	3.79237	3.80656
1981			
I	3.80394	3.78681	3.79181
II	3.75921	3.82354	3.81933
III	3.81875	3.76653	3.79247

² ראה ריאגנמה 2.

¹ ראה ריאגנמה 1.

ביבליוגרפיה

- זילברפרב, ב"צ (1982), "סוגיות בביקוש לכסף בישראל: ראיות אמפיריות לשנים 1968 עד 1977", סקר בנק ישראל 55 (אוקטובר), 57-71.
- לידרמן, ל' ומרום, א' (1985), "אומדנים חדשים של הביקוש לכסף בישראל", בחוברת זו.
- מרום, א' (1976), "אומדן משוואת ביקוש לכסף בישראל", סקר בנק ישראל 44 (מאי), 81-107.
- Cagan, p. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in: Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: The University of Chicago Press, pp. 25-117.
- in: Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Goldfeld, S.M. (1973), "The demand for money revisited", *Brookings Papers on Economic Activity* (3), 577-638.
- (1976), "The Case of the Missing Money", *Brookings Papers on Economic Activity* (3), 683-730.
- Gottlieb, D., Melnick, R. and Piterman, S. (1985), "Inflationary Expectations in Israel: A Multiple Indicatory Approach", *Journal of Business and Economic Statistics* 3 (April), 112-117.
- Melnick, R. and Sokoler, M. (1984), "The Government's Revenue from Money Creation and the Inflationary Effects of a Decline in the Rate of Growth of GNP", *Journal of Monetary Economics* 13 (March), 225-236.