

שילוב נכסים נזילים במשוואת צריכה דינמית לשנות השבעים

רוד אלקיים *

עיקר הממצאים

מטרת העבודה היא לדון בניסוח ובאמידה של משוואת צריכה דינמית, ולבחון את ההשערה האומרת, שהתנודות חריפות, שאפיינו את הצריכה הפרטית בישראל בשנות השבעים, הן בחלקן ביטוי לאי שיווי משקל בשוק הנכסים הנזילים. נמצא, שחלק ניכר מהתנודות בצריכה הפרטית ניתן להסבר באמצעות משוואת צריכה דינמית, שלפיה השינויים בצריכה הפרטית נובעים משינויים בהכנסה הפנויה, מהרצון לתקן בגין פערים שנוצרו בעבר (בין הצריכה הרצויה לצריכה בפועל) ומאי שיווי משקל בשוק הנכסים הנזילים. רגישותה הגבוהה של הצריכה ביחס לנכסים הנזילים מעלה את האפשרות, שצעדי מדיניות מתאימים (למשל מדיניות מוניטרית מרסנת) עשויים להשפיע על הצריכה בטווח הקצר – גם אם אינם משנים את ההכנסה הפנויה. עם זאת ההשערה, שצעדים כאלה לא ישפיעו על מגמת הטווח הארוך של הצריכה הפרטית, אינה נדחית, שכן מגמה זו נקבעת בעיקרה על ידי מגמת ההכנסה הפנויה. מסקנה נוספת היא, שבמיצור הנכסים הנזילים חשוב לכלול גם את המניות הפיננסיות, שהפכו במהלך העשור האחרון לנכס נזיל אלטרנטיבי לנכסים הנזילים (הצמודים) האחרים.

מבוא

באחדות משנות השבעים חלו בצריכה הפרטית בישראל תנודות חריפות, שלא תמיד תאמו את התנודות בהכנסה הפנויה, והן אינן ניתנות להסבר רק על ידי תהליך התאמה דינמי של הצריכה להכנסה הפנויה. לפיכך יש מקום לבחון את ההשערה, שלפיה תנודות אלו הן בחלקן ביטוי לאי שיווי משקל בשוק הנכסים הנזילים. הקשר שבין הנכסים הנזילים לצריכה הפרטית במשק הישראלי נידון בשנים האחרונות בכמה עבודות: לביא (1977) כחן את ההשפעה של היתרות הריאליות על הצריכה הפרטית, ומצא השפעה חיובית מובהקת. כךציון ושיפר (1981) ניסו לבחון את מדת השפעתו של מיצור רחב יותר, שכלל, נוסף על היתרות הריאליות, גם פיקדונות לזמן קצוב ופיקדונות תושבים מקומיים כמטבע חוץ. מראש היה ניתן לצפות, שהשפעת המיצור המורחב תהיה חזקה יותר מהשפעתן של היתרות הריאליות, אולם בניגוד לצפוי נתקבל, כי השפעתו של מיצור זה היתה חלשה, יחסית, וזאת גם במשוואת בני הקיימא וגם במשוואת הצריכה השוטפת. סיבה אפשרית לכך היא אי הכללתן של איגרות החוב שבידי הציבור במיצור: היעדרן עלול לגרום הטיה באמידת השפעת הנזילות, וזאת מפני שהיחס בין ערך השוק של איגרות החוב לערך השוק של המיצור כולו לא היה קבוע בתקופה הנחקרת¹. סיבה אפשרית נוספת היא השימוש בנתונים שנתיים בעבודתם של כךציון ושיפר (כמו כוז של

* המחבר הוא כלכלן במחלקת המחקר של בנק ישראל.

¹ רצוני להודות לגיורא חנוך, לדני יריב ולרפי מלניק – על עצותיהם המועילות.

² המחקר של כךציון ושיפר נסב על השנים 1958 עד 1977. במשך שנות השישים ובתחילת שנות השבעים חלה עלייה מתמדת ביחס שבין איגרות החוב שבידי הציבור למיצור הנזיר לעיל.

לביא): הדבר מקשה על זיהוי השפעת הנזילות, שהיא מטבעה תופעה המאפיינת מצב של אי שיווי משקל בטווח הקצר.

בעבודה זו, הנסכה על שנות השבעים, אנו משתמשים בנתונים חצי שנתיים. מיצרף הנכסים הנזילים אצלנו רחב יותר מאשר בעבודות הקודמות: הוא כולל גם את איגרות החוב שבידי הציבור ואת המניות הפיננסיות. אנו נתמקד בקשר, שבין מיצרף זה לבין הצריכה הפרטית השוטפת, וכן נרון בתפקיד שממלאות המניות הפיננסיות והציפיות האינפלציוניות במשוואת צריכה דינמית, בהקשר של בעיית הנזילות. בעבודה קודמת, שעסקה בניסוח ובאמידה של מודל דינמי לסקטור התצרוכת (אלקיים ומלניק 1983), נתקלנו בשתי שנים יוצאות דופן — 1975 ו-1980: התנהגותה החריגה של הצריכה הפרטית בשנים אלו אינה ניתנת להסבר רק בתהליך התאמה דינמי של הצריכה להכנסה הפנויה. אחת מאבני הבוחן לטיב המשוואה שנאמרו בעבודה זו תהיה אפוא מדת יכולתה להסביר את התנודות החריפות שחלו בצריכה הפרטית בשתי שנים חריגות אלו.

המתודולוגיה האקונומטרית המנחה אותנו מתבססת בעיקרה על הגישה שמציגים Davidson ואחרים (1978) ו-Hendry & Ungern-Stenberg (1981). גישה זו ננסה ליישם לנתוני המשק הישראלי. העבודה מתחלקת לארבעה סעיפים: בסעיף הראשון נציג את הרקע המתודולוגי. בסעיף השני נסקור בקצרה את התנהגות ההכנסה הפנויה, הצריכה והנכסים הנזילים בתקופה הנחקרת. בסעיף השלישי נציג את הממצאים האמפיריים ונרון במשמעותם, וברביעי נסכם את המסקנות.

1. רקע מתודולוגי

א. ניסוח משוואת התאמה דינמית² — "מודל של תיקון טעות" ("Error Correction Model")

התיאוריות המקובלות לקביעת הצריכה הפרטית גורסות, שגמישות הטווח הארוך של הצריכה ביחס להכנסה הפנויה היא יחידתית. נסמן ב- c^* וב- y^* את ערכי הטווח הארוך של הצריכה וההכנסה, בהתאמה. לפי התיאוריות המקובלות מתקיים:

$$(1) \quad c^* = ky^*,$$

כאשר k הוא מקדם חיובי וקטן מ-1. לפי Friedman (1957), k תלוי (בין היתר) בשיעור הריבית וביחס שבין ההון הפיסי להון האנושי, ולפי Modigliani (1975) — בשיעור הגידול של ההכנסה הפנויה בטווח הארוך. (ככל ששיעור הגידול גבוה יותר, יהיה k קטן יותר.)

משוואה (1) מתארת מצב יציב (או שיווי משקל של הטווח הארוך), שבו שיעור הגידול בהכנסה ובצריכה קבוע. ככל נקודת זמן הערכים בפועל שונים מערכי הטווח הארוך, ולכן אין לצפות, שהקשר המוצג במשוואה יתקיים בטווח הקצר. מצד שני, אם התיאוריה (המיוצגת על ידי משוואה (1) נכונה — אזי סביר לצפות, שבטווח הקצר יתקיים תהליך התאמה דינמי של הצריכה להכנסה, תהליך שיתכנס ל- (1) בטווח הארוך. האפיון האמפירי של כל תהליכי ההתאמה המתוארים בספרות מתבטא בסופו של דבר במשוואה דינמית, שבה מופיעים כמה פיגורים של ההכנסה ו/או של הצריכה, כאשר אורך הפיגורים נגזר מתהליך ההתאמה המסוים שמניח כל חוקר (ראה, למשל, Zellner ואחרים, 1965).

Davidson ואחרים (1978) ו-Hendry (1979) מציעים גישה אלטרנטיבית לניסוח משוואה דינמית: לפי הצעתם, יש לנסח משוואת פיגורים כללית ככל האפשר, ולאפשר לאורך הפיגורים של הצריכה וההכנסה להיקבע אמפירית³. לאחר קביעת אורך הפיגורים, ניתן להקטין את מספר הפרמטרים של המשוואה, ובמקביל לנסות ולזהות תהליכי התאמה אפשריים, בדרך של הצבת מגבלות על מקדמי הפיגורים וביקתן. גישה זו

² תת סעיף זה מתבסס בעיקרו על המאמרים של Davidson ואחרים (1978) ושל Hendry (1979).
³ את הקריטריונים לקביעת אורך הפיגורים ראה אצל Hendry (1979) ובכילוגרפיה שם.

מבטאת את העיקרון, שהוספת משתנים לא רלבנטיים (או התעלמות ממגבלות רלבנטיות) פוגעת ביעילות, אולם מגדילה את הסיכוי להימנע מטעות בספציפיקציה הדינמית של המשוואה. במלים אחרות: ככל שהפיגורים במצב ההתחלתי ארוכים יותר — כן גדל הסיכוי, שהמשוואה הנאמדת תכיל את התהליך ה"אמיתי".

על מנת להדגים את סוג המגבלות שיש לבדוק ואת אופי המשוואה המתקבלת, מתרכזים ריידוסון ואחרים במקרה פשוט של פיגור אחד בכל אחד מהמשתנים. את משוואה (1) ניתן לרשום כך:

$$(1') \quad \log c^* = \log k + \log y^*.$$

נניח, שקבענו פיגור אחד של כל אחד מהמשתנים, כלומר:

$$(2) \quad \log c_t = a + \beta \log y_t + \beta_1 \log y_{t-1} + \gamma \log c_{t-1} + u_t,$$

כאשר u_t היא סטייה מקרית. כדי שמשוואה (2) תתכנס בטווח הארוך ל-(1'), יש לכפות על הפרמטרים שבי(2) את המגבלה:

$$(3) \quad \beta + \beta_1 + \gamma = 1.$$

מהצבה של מגבלה זו בי(2) מתקבל תהליך מעניין, הנקרא "תהליך של תיקון טעות". את משוואה (2) ניתן לרשום גם כך:

$$(2') \quad \Delta \log c_t = a + \beta \Delta \log y_t - (1 - \gamma) \log (c/y)_{t-1} + (1 - \beta - \beta_1 - \gamma) \log y_{t-1} + u_t.$$

לפי משוואה (2'), השינויים בצריכה הפרטית נובעים בחלקם משינויים בהכנסה הפנויה, ובחלקם — מחוסר שיווי משקל, ששרר בתקופה הקודמת (תיקון בגין פערים): אם, מסיבה כלשהי, צרך או הציבור מעבר למתחייב ממגמת ההכנסה הפנויה — יבוא עתה תיקון חלקי, המתבטא בהקטנת הצריכה. המקדם של (לוג) ההכנסה בפיגור מורד את הסטייה של המשוואה מגמישות יחידתית בטווח הארוך. אם מקדם זה אינו שונה מאפס במרה מובהקת — ניתן לומר, שהנתונים עולים בקנה אחד עם התיאוריה (כלומר עם משוואה 1). מהצבה של מגבלה (3) בי(2') מתקבלת המשוואה:

$$(4) \quad \Delta \log c_t = a + \beta \Delta \log y_t - (1 - \gamma) \log (c/y)_{t-1} + u_t.$$

בטווח הארוך, כלומר כאשר $u = 0$, $\Delta \log y = \Delta \log c = g$, תקבל משוואה (4) את הצורה:

$$(5) \quad c = ky \quad \log k = \frac{a - g(1 - \beta)}{1 - \gamma}.$$

משוואה (4) היא למעשה משוואת הפרשים בתוספת גורם תיקון, $\log (c/y)_{t-1}$, הכופה על המשוואה להתכנס, בטווח הארוך, ל"תיאוריה", כלומר למשוואה (1'). ממשוואה (4) ניתן ללמוד, שמשוואת הפרשים "טהורה" אינה מתיישבת עם התיאוריה (1). משוואה כזאת מתארת רק את התנודות מסביב למגמה, ומתעלמת מאופן קביעתה של המגמה. כל סדרה עתית למשתנה כלכלי מושפעת, כפי שמציינים Lucas & Rapping (1970), מכוחות של טווח קצר ומכוחות של טווח ארוך, ולכן צריך מודל מתאים לתאר הן את תנודות הטווח הקצר והן את מגמת הטווח הארוך של הקשר הנידון. תכונה זו, שאינה מתקיימת במשוואת הפרשים "טהורה", מתקיימת במשוואה (4), הודות לגורם התיקון המייצב, $\log (c/y)_{t-1}$. משוואה זו היא שילוב של משוואת רמות עם משוואת הפרשים. השילוב מאפשר, מחד גיסא, להתגבר על הבעיה של "מיתאם יתר", המתעוררת לעתים קרובות במשוואת רמות, ומאידך גיסא — עדיין מתיישבת עם התיאוריה הכלכלית שממנה היא נגזרת, וכן מאפשרת לבדוק את מדת התאמתם של הנתונים לאותה תיאוריה.

* נשים לב, ש k היא פונקציה יורדת של g . תוצאה התאמת את הגישה של Modigliani (1975).

בניסוח משוואת התאמה דינמית לנתונים רבעוניים (או חצי שנתיים) ניתן להשתמש בשיעורי שינוי שנתיים (כל תקופה לעומת התקופה המקבילה בשנה הקודמת), או בשיעורי שינוי רבעוניים (תקופה לעומת קודמתה). ריוריסון ואחרים מצררים בשיעורי שינוי שנתיים, וזאת משיקולים תיאורטיים: שיעור שינוי שנתי בצריכה הפרטית מייצג, לדעתם, משתנה החלטת הגיוני, שכן מוצרים שונים נצרכים בתקופות שונות של השנה. עם זאת ברור שיש לוודא, כי בחירה כזאת אינה עומדת בסתירה לנתונים. (לעניין זה נשוב בהמשך; ראה לוח 1.)

ב. שילוב שוק הנכסים הנזילים במשוואת צריכה דינמית

תיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית" ותיאוריית "מחזור החיים" (בביטוייהן הקיצוניים) מניחות, שקיים שוק משוכלל לכל מוצר צריכה ולכל נכס. לפי הנחה זו יכול הפרט לשנות את הרכב רכושו בכל נקודת זמן, בלי שסך הרכוש ישתנה, ולכן ההחלטה על סך הצריכה הפרטית אינה תלויה בהחלטה על הרכב הרכוש. מסיבה זו לא מתעוררת במודלים אלו בעיית "נזילות". בעיה זו מתעוררת, אם מניחים שחלק מהשוקים אינם משוכללים. שוק לא משוכלל מאופיין (בין היתר) באי ודאות לגבי חלק מהמשתנים הרלבנטיים לתהליך ההחלטה על מסלול הצריכה הפרטית, בשיעורי ריבית שונים למלווה וללווה ובקיומן של הוצאות עסקה במעבר מנכס לנכס.

לדברי Friedman (1957), אי הוודאות לגבי זרם ההכנסה העתידי הוא גורם חשוב, המניע את הפרט להחזיק רכוש כמלאי "לצורכי חירום" (כלומר למימון צריכה לא מתוכננת, או למקרה של ירידה בלתי צפויה בהכנסה השוטפת). פרידמן מצייין, שלא כל רכיבי הרכוש מתאימים באותה מדה לשמש כמלאי "לצורכי חירום", ומתרכז בעיקר בהבדל שבין הון לא אנושי להון אנושי. לדעתו, קל יותר (וזול יותר) ללוות על סמך רכוש "בעיון", מאשר על סמך "פוטנציאל ההשתכרות בעתיד". לכן יש לצפות, שכל שהיחס בין ההון הלא אנושי לרכוש (או להכנסה הפרמנגנטית) גבוה יותר, יהיה שיעור הצריכה גדול יותר.⁵

ברומה להבדל ביכולת המימוש בין הון לא אנושי להון אנושי, כך יש במציאות הבדלים ביכולת המימוש גם בין סוגים שונים של הון לא אנושי. נכס מוגדר כנוזיל יותר, ככל שההוצאה הכרוכה במימושו קטנה יותר. אם, נוסף על אי הוודאות לגבי זרם ההכנסה העתידי, מניחים כי שיעור הריבית ללווה גבוה משיעור הריבית למלווה, וכי מימוש נכס שאינו נזיל כרוך בהוצאות עסקה (או בקשיים) — אזי ההחלטה על סך הצריכה הפרטית וההחלטה על הרכב הרכוש אינן בלתי תלויות זו בזו: במקביל לתכנון מסלול הצריכה, צריך הפרט לתכנן גם את הרכב רכושו, ובייחוד את חלקם של הנכסים הנזילים ברכוש — וזאת כדי שההוצאות על מימון הצריכה תהיינה מינימליות.

אם, מסיבה כלשהי, הפרט נקלע למצב, שבו חלקם של הנכסים הנזילים ברכושו נמוך יתר על המדה, הוא עלול להיתקל בבעיה של מימון הצריכה; במקרה כזה הוא ינסה לממש נכסים לא נזילים או ללוות — אולם מאחר שפעולות כאלה כרוכות בהפסד, קרוב לוודאי שהוא יקטין, זמנית, את שיעור הצריכה. מכאן, שאם בתחילת תקופה מסוימת היחס של הנכסים הנזילים נמוך מהרצוי, נצפה, שבמשך התקופה הקרובה תגדל הצריכה הפרטית בפחות מהרצוי. גם במקרה ההפוך — כאשר חלק הנכסים הנזילים ברכוש גדול מהרצוי — יתקיים תהליך של התאמת הרכב תיק הנכסים, שיתבטא בוודאי בהתגברות הרכישות של בני קיימא, ואולי גם בעלייה תלולה מהרגיל בצריכה השוטפת.⁷

Pissariades (1978) הציג מודל פורמלי לבעיית הנזילות ולמשמעותה. משוואת הצריכה הנגזרת ממודל זה דומה בצורתה למשוואה הנגזרת מתיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית", אולם אצל פיסריאדס שיעור הצריכה הרצוי נקבע סימולטנית עם חלקם הרצוי של הנכסים הנזילים ברכוש, ושיעור הצריכה האופטימלי תלוי, בין היתר, בעתויו של זרם ההכנסות העתידי.

⁵ ב"שיעור הצריכה" הכוונה ליחס בין הצריכה לרכוש (או בין הצריכה להכנסה הפרמנגנטית).

⁶ ב"מימוש" של נכס הכוונה להחלפתו המידית במוצרי צריכה.

⁷ לחלק מרכיבי הצריכה השוטפת (מוצרי הלבשה והנעלה, נסיעות, אירועים חגיגיים וכיוצא בזה) תכונות דומות לאלה של בני קיימא: בטוח הקצר ניתן להקדים או לדחות את מועד צריכתם.

מעבודתו של פיסריארס ניתן להסיק שתי מסקנות חשובות: (א) גם אם חלק מהשווקים אינם משוכללים, עדיין מתקיימות המסקנות העיקריות של תיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית" — מחזור החיים⁶ (בהנחות סבירות למדי). (ב) התלות, שבין ההחלטה על חלקם הרצוי של הנכסים הנזילים ברכוש ההחלטה על שיעור הצריכה הרצוי, עשויה לעזור בהסברן ובחזוין של תנודות הצריכה הפרטית בטווח הקצר.

Zellner ואחרים (1965) ניסו לברוק, באיזו מדה אי שיווי משקל בשוק הנכסים הנזילים מתבטא בצריכה הפרטית. הם מניחים, שבטווח הארוך — המוגדר כמצב של שיווי משקל בכל השווקים — נקבעת הצריכה הפרטית בהתאם לתיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית". מצד שני, אם בטווח הקצר אין איזון בשוק הנכסים הפיננסיים — יתקיים, לרבריהם, תהליך התאמה, שיתבטא (בין היתר) בשינויים בצריכה הפרטית. נסמן ב- A_t^* את כמות הנכסים הנזילים שהפרט רוצה להחזיק בתקופה t , וב- A_{t-1} — את הכמות שהפרט מחזיק בתחילת תקופה t . זלנר ואחרים מניחים בעבודתם את הקשר הבא⁷:

$$(6) \quad c_t = ky_t^* + \alpha(A_{t-1} - A_t^*) + \epsilon_t.$$

נשים לב, שבשיווי משקל האיבר השני בצד ימין של משוואה (6) מתאפס, ואז מתקבלת שוב המשוואה הרגילה הנגזרת מתיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית". זלנר ואחרים מניחים, ש- A^* נקבע כפרופורציה של y^* , כלומר:

$$(7) \quad A^* = j(\quad)y^*.$$

לגבי y^* הם מניחים:

$$(8) \quad y_t^* - y_{t-1}^* = (1 - \lambda)(y_t - y_{t-1}^*).$$

מהצבה של (7) ו-(8) ב-(6) מתקבלת משוואת פיגורים (לא ליניארית בפרמטרים), שבה מופיעים c_{t-1} , y_t , A_{t-1} ו- A_{t-2} .

במקום להניח, שרמת הצריכה מושפעת מהפער שבין A_t^* ל- A_{t-1} — ניתן להניח, ששיעור הצריכה מושפע מהיחס שבניהם, כלומר:

$$(9) \quad \frac{c_t}{y_t^*} = k \left(\frac{A_{t-1}}{A_t^*} \right)^\alpha e^{u_t}.$$

מהצבה של (7) ב-(9) נקבל:

$$(10) \quad \frac{c_t}{y_t^*} = \bar{k} \left(\frac{A_{t-1}}{y_t^*} \right)^\alpha e^{u_t}; \quad \bar{k} = kj^{-\alpha}.$$

את משוואה (10) ניתן לרשום גם כך:

$$(10') \quad \log c_t = \log \bar{k} + (1 - \alpha) \log y_t^* + \alpha \log A_{t-1} + u_t.$$

ממשוואה (10') ניתן להמשיך בדרך דומה לזו של זלנר ואחרים (1965), או בגישה האלטרנטיבית שהוצגה בתת-הסעיף הקודם.

משוואה דומה למשוואה (10') מנסחים Hendry & Ungern-Stenberg (1981), אם כי השיקולים המנחים אותם והמשמעות שהם מייחסים למשוואה שונים במקצת מאלו של זלנר ואחרים. בניסוח הספציפיקציה הדינמית נקטנו גישה דומה לזו של הנררי ואונגרדסטנברג. אם נניח, למשל, שבניסוח הדינמי

⁶ זאת אומרת, שגמישות הטווח הארוך של הצריכה ביחס להכנסה היא יחידתית, ומגמת הטווח הארוך של הצריכה נקבעת בעיקרה על ידי הרכוש.
⁷ במשוואה (6) מייצג y^* הכנסה פרמנגנטית; c מייצג צריכה; ϵ — טעות מקרית.

של משוואה (10) מופיע פיגור אחד בכל אחד מהמשתנים — אזי, לאחר הצבת המגבלות הרלבנטיות, נקבל את משוואת ההתאמה הבאה:

$$(11) \quad \Delta \log c_t = a + \beta \Delta \log y_t + \gamma \log(c/y)_{t-1} + \delta \log(A/y)_{t-1} + u_t$$

משוואה (11) דומה למשוואה (4), אלא שכאן נוסף משתנה המבטא את ההשפעה של אי שיווי משקל בשוק הנכסים הנזילים על השינויים בצריכה הפרטית. משוואה דומה למשוואה (11) יישמו הנדרי ואונגרדסטנברג¹⁰ לנתוני המשק הבריטי והמשק הגרמני, במדה רבה של הצלחה. בעבודה זו ננסה לבדוק את התאמתה של משוואה מסוג זה לנתוני המשק הישראלי.

2. התנהגות ההכנסה הפנויה, הצריכה והנכסים הנזילים בתקופה הנחקרת

הנתונים בעבודה זו הם חצי שנתיים. נתוני הצריכה וההכנסה הם לתקופה מן המחצית הראשונה של 1968 עד למחצית השנייה של 1981. הנתונים על הנכסים הנזילים הם לתקופה מן המחצית השנייה של 1970 עד למחצית השנייה של 1981. כל הנתונים הם במחירים קבועים לנפש (מחירי 1975). ההכנסה הפנויה הריאלית חושבה על ידי חלוקת הנתון הנומינלי במדד הנגזר של הצריכה. הנתונים על הנכסים הנזילים הם לנקודת זמן (תחילת תקופה), מחולקים במדד המחירים לצרכן ששרר באותה נקודת זמן. הצריכה הפרטית מוגדרת כסך הצריכה הפרטית למעט צריכת שירותי דיור ומלכ"ר ולמעט רכישות מוצרים בני קיימא. משתנה ההכנסה הפנויה הוא אומדן של ההכנסה הגולמית הפנויה מכל המקורות¹¹. מיצרף הנכסים הנזילים (A) כולל את אמצעי התשלום, פיקדונות לזמן קצוב, תעודות פיקדון סחירות, פיקדונות תושבים מקומיים במטבע חוץ, איגרות חוב שבידי הציבור ומניות פיננסיות. כמו כן ברקנו את מדת התאמתו של מיצרף זה למעט המניות הפיננסיות. הסבר נוסף לנתונים ולמקורם נמצא בנספח א'.

כדיאגרמות 1, 2 ו-3 מוצגות עקומות של ההכנסה הפנויה, הצריכה והיחס ביניהן (שיעור הצריכה) בתקופה הנחקרת. לפי דיאגרמה 1 ניכרו בהתפתחות ההכנסה הפנויה שתי תקופות שונות לחלוטין: האחת מ-1968 עד 1973 והשנייה מ-1973 עד 1981. עד אמצע שנת 1972 גדלה ההכנסה בקצב מהיר, וגידולה הוא במדה ניכרת לקראת סוף תת תקופה זו. מגמה זו "נשברה" באמצע שנת 1972, ומ-1973 עד אמצע 1981 כמעט לא גדלה ההכנסה הפנויה. בתת תקופה זו חלו בה תנודות ניכרות, המאופיינות בשני מחזורים — מחזור ארוך, יחסית, מן המחצית הראשונה של 1975 עד המחצית השנייה של 1978, ומחזור קצר, יחסית, מן המחצית השנייה של 1979 עד המחצית הראשונה של 1981. מדיאגרמה 2 ניתן ללמוד, שמגמת הצריכה הפרטית יציבה יותר ממגמת ההכנסה הפנויה¹²: בתת התקופה הראשונה שיפוע מגמת הצריכה מתון מזה של ההכנסה הפנויה, ובתת בתקופה השנייה — להפך. זהו ביטוי לירידה מתמדת של שיעור הצריכה בתקופה הראשונה, ולעלייה, עם נטייה להתייצבות — בתקופה השנייה (דיאגרמה 3).

כדיאגרמה 2 נראות שתי תצפיות יוצאות דופן, שחלה בהן ירידה חריפה במיוחד בצריכה הפרטית — במחצית הראשונה של 1975 ובמחצית הראשונה של 1980. מדיאגרמות 2 ו-3 ניתן ללמוד, ששתי תקופות אלו הן היחידות שבהן ירידה בהכנסה הפנויה היתה מלווה בירידת שיעור הצריכה. לפיכך, הירידה החריפה שחלה בצריכה הפרטית בשתי תקופות אלו — אי אפשר להסבירה רק בירידת ההכנסה הפנויה. כדיאגרמה 4 מוצג היחס בין הנכסים הנזילים (A) בתחילת כל תקופה להכנסה הפנויה במשך התקופה שקדמה לה. כפי שמראה הדיאגרמה, יחס זה מאופיין בתנודות חריפות, אם כי לא ניכרת בו מגמה כלשהי. בולטים שני מחזורים: האחד מהמחצית הראשונה של 1971 עד למחצית השנייה של 1978, והשני מן המחצית הראשונה של 1979 עד למחצית הראשונה של 1981. נשים לב, שנקודות השפל הנמוכות ביותר במחזורים היו בתחילת השנים

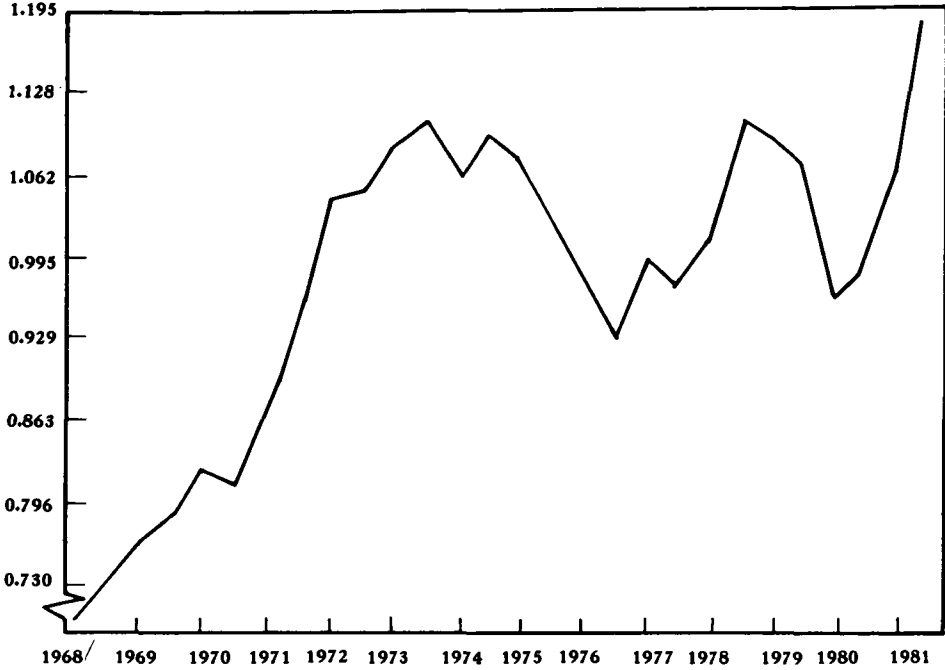
¹⁰ ראה: Hendry & Ungern-Stenberg (1981); Ungern-Stenberg (1981).

¹¹ אופן החישוב של משתנה זה מוסבר בנספח א'.

¹² בצריכה הפרטית ניכרת עונתיות חזקה; אילו ניכינו את העונתיות — היה ההבדל בולט יותר.

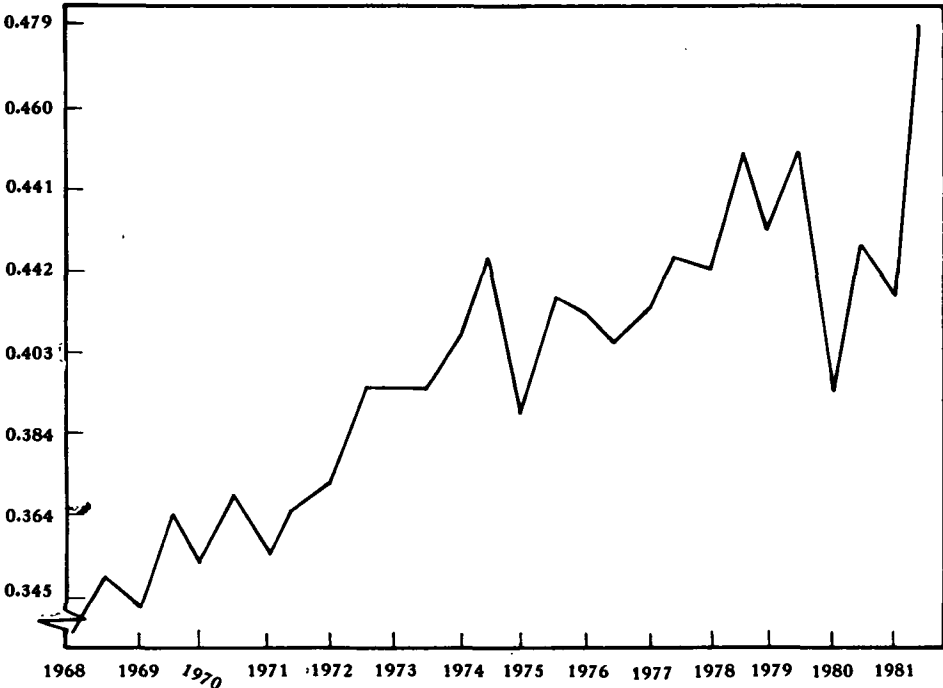
אלפי שקלים
לנפש

דיאגרמה 1
ההכנסה הפנויה (y) לפי מחציות שנים (במחצירי 1975)

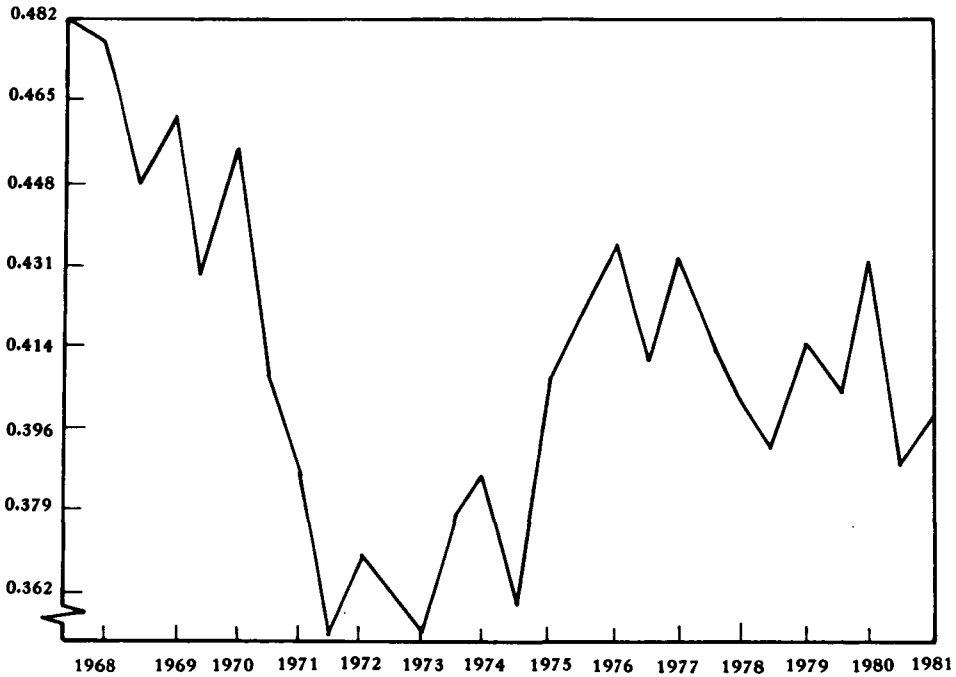


אלפי שקלים
לנפש

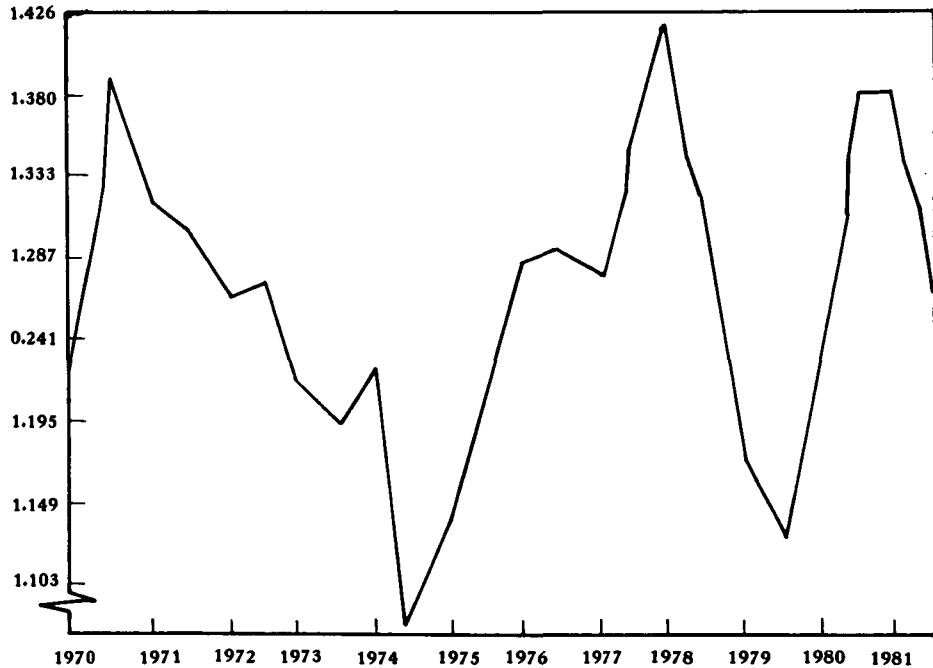
דיאגרמה 2
הצריכה הפרטית (c) לפי מחציות שנים (במחצירי 1975)



דיאגרמה 3
הנטייה הממוצעת לצרוך (c/y) לפי מחציות שנים



דיאגרמה 4
היחס בין הנכסים הנזילים בתחילת התקופה להכנסה הפנויה בתקופה הקודמת (A/y) לפי מחציות שנים

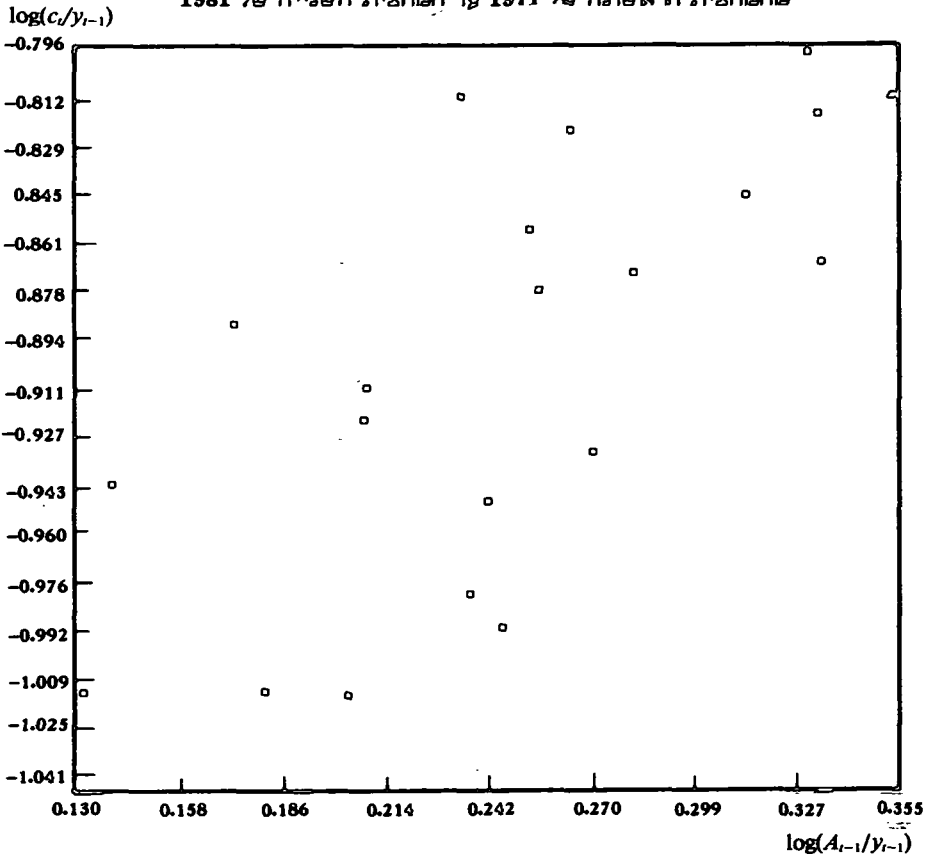


1975 ו-1980. שתי תופעות אלו עולות בקנה אחד עם ההשערה, שמחסור בנכסים נזילים עלול להתבטא בזידת הצריכה הפרטית, מעבר למתחייב מהירידה בהכנסה הפנויה. נציין, שבשתי התקופות הללו ננקטה מדיניות מוניטרית ופיסקלית מרסנת, והיא שגרמה, כנראה, ל"מחסור" הניכר בנכסים הנזילים בתקופות אלו. לפי משוואה (10) (לעיל) קיים, בטווח הארוך, קשר לוג'לינארי בין שיעור הצריכה ליחס שבין הנכסים הנזילים להכנסה הפנויה. על קשר כזה מצביעה, במדה מסוימת, דיאגרמה 5: מתברר, שבתקופה הנחקרת היה מתאם חיובי בין שני משתנים אלו.¹¹

לסיכום סעיף זה ניתן לומר, שהתנהגות ההכנסה, הצריכה והנכסים הנזילים בתקופה הנחקרת מתיישבת עם ההשערה, שאי שיווי משקל בשוק הנכסים הנזילים מתבטא בצריכה הפרטית. עם זאת אפשר לשער, שהירידה החריפה בצריכה הפרטית בשנים 1975 ו-1980 אינה קשורה בבעיית הנזילות, אלא נובעת מטיב הקשר הדינמי שבין ההכנסה לצריכה, קשר שקשה לזהותו בדיאגרמות ולעיל. אחת ממטרות הסעיף הבא היא לבחון את מובהקותן הסטטיסטית של השערות אלו.

דיאגרמה 5

שיעור הצריכה כנגד היחס בין הנכסים הנזילים להכנסה הפנויה
מהמחצית הראשונה של 1971 עד המחצית השנייה של 1981



¹¹ רג'רסיה העובר בין הנקודות בדיאגרמה זו היא:

$$\log(c_t/y_{t-1}) = 1.1 + 0.813 \log(A_{t-1}/y_{t-1}) - 28.1 \quad (5.2)$$

$$R^2 = 0.571$$

$$D.W. = 1.42$$

3. ממצאים אמפיריים

נסמן:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \text{ההכנסה בתקופה } t; \\
 c_t &= \text{הצריכה בתקופה } t; \\
 A_{t-1} &= \text{הנכסים הנוזלים בתחילת תקופה } t; \\
 M_{t-1} &= \text{הנכסים הנוזלים למעט מניות פיננסיות בתחילת תקופה } t; \\
 E_{t-1} &= \text{המניות הפיננסיות בתחילת תקופה } t; \\
 D1 &= \text{משתנה דמה למחצית הראשונה של כל שנה}; \\
 D &= \text{משתנה דמה למחצית השנייה של 1973}.
 \end{aligned}$$

כמו כן נסמן: $\Delta_1 \log x_t = \log x_t - \log x_{t-1}$

א. הנכסים הנוזלים (כולל מניות) כ"משתנה מסביר"

נקודת המוצא היא המשוואה:

$$(12) \quad c^* = \bar{k}(A^*/Jy^*)^{1-\beta} y^*; \quad A^*/Jy^* = 1,$$

כאשר \cdot מסמל ערכי שיווי משקל.

את (12) ניתן לרשום גם כך:

$$(13) \quad c^* = ky^{*\beta} A^{*1-\beta}; \quad k = \bar{k}J^{1-\beta}.$$

ניקח לוג משני אגפיה של משוואה (13) ונקבל:

$$(14) \quad \log c^* = \log k + \beta \log y^* + (1 - \beta) \log A^*.$$

משוואה (14) היא נקודת המוצא לניסוח הדינמי. כיוון שהמדרגם קטן יחסית (22 תצפיות), החלטנו שלא לאפשר יותר משני פיגורים בכל אחד מהמשתנים. המשתנה $\log A$ מופיע רק בפיגורים. A_{t-1} הם נכסים נוזלים בתחילת תקופה t . מאחר שבנתונים חצי שנתיים קיימת עונתיות, הוספנו למשוואה משתנה דמה למחצית הראשונה של כל שנה. כן הוספנו משתנה דמה למחצית השנייה של שנת 1973 (תקופת מלחמת יום הכיפורים). לאחר כמה ניסיונות הגענו למשוואת ההתאמה הדינמית הבאה¹⁴:

$$\begin{aligned}
 (15) \quad \Delta_2 \log c_t &= -0.600 - 0.027D - 0.066D1 \\
 &\quad (-6.2) \quad (-2.5) \quad (-2.5) \\
 &\quad + 0.295 \Delta_2 \log y_t - 0.570 \log (c/y)_{t-2} + 0.444 \log (A/y)_{t-1} \\
 &\quad (4.0) \quad (-6.0) \quad (4.4)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.759$$

$$D.W. = 1.73$$

$$s = 0.024$$

$$T = 22$$

לפי משוואה זו, שיעור השינוי השנתי בצריכה הפרטית נובע בחלקו משינויים בהכנסה הפנויה, בחלקו מהרצון לתקן בגין טעויות שנעשו בקביעת הצריכה בשנה הקודמת, ובחלקו — מאי שיווי משקל בשוק הנכסים

¹⁴ משוואה (15) נאמדה כשיטת ריבועים פחותים רגילים. הערכים בסוגריים — כאן וככל המשוואות הבאות — הם ערכי t . הסטטיסטיים \bar{R}^2 , $D.W.$, s הם מקדם המיתאם המרובה (מתוקן לפי דרגות חופש), הסטטיסטי של דרכין ווטסון וסטיית התקן של המשוואה, בהתאמה. T מסמל את גודל המדגם.

הנזילים (שנמדד באמצע התקופה השנתית). למשוואה זו רמת הסבר גבוהה יחסית (אף שהמשתנה המוסבר הוא משתנה הפרשים), ולכל המקדמים ערך t גבוה. בדיאגרמה 6 מוצגים הערכים המותאמים לפי הרגרסיה כנגד הערכים בפועל. נשים לב, שלמשוואה התאמה טובה במיוחד בשתי התקופות ה"בעייתיות" (המחציות הראשונות של 1975 ו-1980). כאשר מוסיפים שני משתני דמה לתקופות אלו, משתנים אלו אינם מובהקים, ערכי t של מקדמי השינויים בהכנסה ו"גורם התיקון" נשארים גבוהים, וערך t של מקדם המשתנה המייצג את שוק הנכסים הנזילים יורד ל-2.2¹⁵. תוצאה זו תומכת בהשערה, שהירידה החריפה בצריכה הפרטית בשנים ה"בעייתיות" נובעת בעיקרה ממחסור בנכסים נזילים. מצד שני מלמדת תוצאה זו, שמובהקות המשתנה המייצג את שוק הנכסים הנזילים אינה נובעת רק מהתנהגותה החריגה של הצריכה הפרטית בשתי תקופות אלו. בטווח הארוך, כלומר כאשר $\Delta_2 \log c = \Delta_2 \log y = g$, תקבל משוואה (15) את הצורה הבאה:

$$(16) \quad c/y = k(A/y)^{0.779},$$

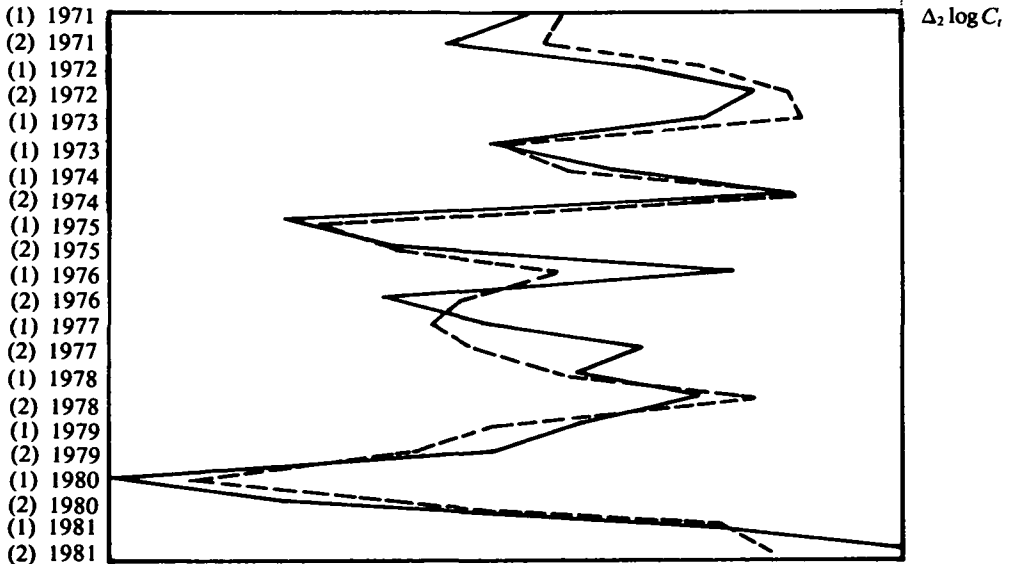
כאשר $\log k = 1.05 - 0.05D1 - 0.116D - 1.237g$, אם נציב $g = 0.0196$, $\log k = 1.271$, $A/y = 1.271$ (הערכים הממוצעים בתקופת המדגם), נקבל:

$$(17) \quad c/y = \begin{cases} 0.4063 & D1 = 1 \\ 0.4271 & D1 = 0. \end{cases}$$

נציין, ששיעור הצריכה המתקבל במשוואה (17) קרוב מאוד לממוצע בתקופה הנחקרת (0.398), תוצאה המחזקת את הרגשתנו לגבי התאמתה של הגישה המוצגת במשוואה (15) לנתוני המשק.

דיאגרמה 6

הערכים המותאמים על ידי משוואה (15) כנגד הערכים בפועל



מקדמי משוואות (15) ר(16) מלמדים על רגישות גבוהה של הצריכה לשינויים בנכסים הנוזלים; הדבר מסביר חלק מהתנודות החזקות, שאפיינו את הצריכה הפרטית בתקופה הנחקרת. משוואות אלו מראות, שעלייה (פרמננטית) בת 10 אחוזים ביחס שבין הנכסים הנוזלים להכנסה הפנויה משמעותה עלייה בת 7.8 אחוזים בשיעור הצריכה. במקרה כזה יגרל שיעור הצריכה ב־4.4 אחוזים בשנה הראשונה וב־6.4 אחוזים בשנתיים הראשונות. מכאן, שתהליך ההתאמה הוא מהיר, ולמעלה מ־50 אחוזים של ההתאמה מתבטאים בתקופה הראשונה.

עם זאת חשוב להדגיש, שחלק מההשפעה של שינוי בנכסים הנוזלים מתבטא בפגור של כמה שנים. קשה למצוא סיבה לעלייה פרמננטית ביחס שבין הנכסים הנוזלים להכנסה הפנויה. סביר יותר, שלאחר עלייתו יבוא תיקון. אם נניח, ששנה לאחר מכן מקטין הציבור את היחס ב־10 אחוזים (כלומר חוזר לשיעור הקודם) — נקבל, ששיעור הצריכה של הטווח הארוך לא ישתנה. בטווח הקצר נקבל עלייה בת 4.4 אחוזים בשנה הראשונה, ולאחר מכן ירידה בת 2.5 אחוזים בשנה הראשונה שאחרי התיקון, ירידה מצטברת של 3.6 אחוזים בשנה השנייה שאחרי התיקון וירידה מצטברת של 4.1 אחוזים בשנה השלישית שאחרי. מכאן, ששלוש שנים לאחר התיקון יהיה שיעור הצריכה עדיין גבוה במעט משיעור שיווי המשקל.

ממקדמי ההכנסה הפנויה ו"גורם התיקון" ניתן ללמוד, שתהליך ההתאמה של הצריכה לשינויים בהכנסה הפנויה אטי יותר מתהליך ההתאמה לשינויים בנכסים הנוזלים. נניח, שההכנסה הפנויה והנכסים הנוזלים גדלים פרמננטית ב־10 אחוזים, וזאת בלי שהציבור ירצה לשנות את היחס ביניהם (כלומר קיים מצב שיווי משקל מתמיד בשוק הנכסים הנוזלים). ממשוואה (15) ניתן ללמוד, שבהנחה זו תגדל הצריכה ב־3 אחוזים בשנה הראשונה, ב־6 אחוזים בשנתיים הראשונות וב־8.7 אחוזים בשלוש השנים הראשונות. נשים לב, שחלק קטן יחסית (30 אחוזים) מהשינוי בהכנסה מתבטא בשינוי בצריכה כבר באותה שנה, תופעה העולה בקנה אחד עם תיאוריית "ההכנסה הפרמננטית".

כיוון שהמדרגם קטן, יחסית, אין ביטחון מלא שהמקדמים יציבים, או, במלים אחרות — שהספציפיקציה הדינמית של המשוואה שנאמדה נכונה. מכאן, שהמסקנות הכמותיות לגבי אופיה ומהירותה של התאמת הצריכה לשינויים בהכנסה ו/או בנכסים הנוזלים טעונות בדיקה נוספת¹⁶. עם זאת נראה, שהמסקנות העקרוניות לגבי חשיבות שוק הנכסים הנוזלים כאינדיקטור לשינויים בצריכה הפרטית ולגבי חשיבות "גורם התיקון" בהסבר חלק מהתנודות בצריכה הפרטית הן מהימנות.

כדי לקבל אינדיקציה מסוימת ליציבות המשוואה, אמרנו אותה בהשמטת שלוש השנים האחרונות (כלומר עם 16 תצפיות). אומדני ריבועים פחותים של המשוואה המתקבלת הם:

$$(18) \quad \Delta_2 \log c_t = 0.551 - 0.056D - 0.022D1 \\ (-5.2) \quad (-2.2) \quad (-1.8) \\ + 0.166 \Delta_2 \log y_t - 0.519 \log(c/y)_{t-2} + 0.439 \log(A/y)_{t-1}. \\ (1.94) \quad (5.2) \quad (4.1)$$

$$\bar{R}^2 = 0.655$$

$$D.W. = 2.485$$

$$s = 0.022$$

$$T = 16$$

מתברר, שהמקדם של "גורם התיקון" והמקדם של $\log(A/y)_{t-1}$ כמעט ואינם משתנים, וגם ערכי t שלהם דומים לאלו שבמשוואה (15). מקדם השינויים בהכנסה הפנויה ירד, וכן ירד ערך t שלו, אם כי מקדם זה עדיין מובהק. הסטטיסטי של צ'או לבדיקת יציבות המשוואה מקבל ערך נמוך יחסית, ואינו מורה על שינוי מבני¹⁷.

¹⁶ דבר הכרוך בהארכת המדרגם ו/או במעבר לנתונים רבעוניים.

¹⁷ הסטטיסטי מקבל ערך של 1.41. סטטיסטי זה מפולג $F(6,10)$, וברמת מובהקות של 5 אחוזים ערכו הקריטי הוא 3.22 (ראהנספח ג').

סטטיסטי המבחן האסימפטוטי הנגזר ממבחן צ'או גבוה מעט מהערך הקריטי¹⁶, אולם במדרגים קטנים סטטיסטי זה מוטא כלפי מעלה¹⁹. אין אפוא עדות חזקה לאי יציבות של המשוואה. (נציין, של-14 תצפיות מתקבלת משוואה דומה, ובמקרה זה שני הסטטיסטיים אינם מובהקים; ראה נספח ג'). כדי לבחון אפשרות של הטיה הנובעת מסימולטניות בין הצריכה להכנסה הפנויה, אמדנו את משוואה (15) גם בשיטת משתנה עזר. משתני העזר ששימשו אותנו לצורך זה הם ההעברות לפרטים מחוץ לארץ וצריכת שירותי מלכ"ד בהווה ובפיגור של שתי תקופות. אומדני משתני העזר שהתקבלו הם:

$$(19) \quad \Delta_2 \log c_t = -0.596 - 0.063D + 0.065D1 \\ \quad \quad \quad (-6.1) \quad (-2.3) \quad (-2.4) \\ \quad \quad \quad + 0.258 \Delta_2 \log y_t - 0.560 \log(c/y)_{t-2} + 0.468 \log(A/y)_{t-1}. \\ \quad \quad \quad (3.0) \quad \quad \quad (-5.8) \quad \quad \quad (4.4)$$

D.W. = 1.815
s = 0.023826
T = 22

המשוואת המקדמים של משוואה (19) עם מקדמי משוואה (15) עולה, שההבדלים הם מזעריים, ולכן ניתן לומר, שמובהקות המקדמים במשוואה (15) מאפיינת קשר סיבתי ואינה נובעת מסימולטניות. כפי שציינו בתחילת הסעיף, התקבלה משוואה (15) על ידי הצבת מגבלות על המשוואה הבאה:

$$(20) \quad \log c_t = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 D1 + \sum_{i=0}^2 \beta_i \log y_{t-i} + \sum_{j=1}^2 \gamma_j \log c_{t-j} + \sum_{m=1}^2 \delta_m \log A_{t-m}$$

אומדני ריבועים פחותים של משוואה (20) מוצגים בחלקו השמאלי של לוח 1, ובחלקו הימני של לוח זה — האומדנים המתקבלים מהצבת המגבלות השונות במעבר למשוואה (15). אנו רואים, שהפיגור השני (צד שמאל של לוח 1) של הצריכה מובהק, ואילו הפיגור הראשון אינו מובהק. תוצאה זו מלמדת, שאורך התקופה הרלבנטית לשיקולי הציבור היא שנה, ולכן בניסוח הדינמי יש להעדיף שיעורי שינוי שנתיים על שיעורי שינוי חצי שנתיים.

כדי לבדוק את קיום המגבלות השונות שהיצבנו על המקדמים של משוואה (20) במעבר למשוואה (15), נרשום את משוואה (20) כך:

$$(20') \quad \Delta_2 \log c_t = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 D1 + \beta_0 \Delta_2 \log y_t + (\gamma_2 - 1) \log(c/y)_{t-2} + \delta_1 \log(A/y)_{t-1} \\ \quad \quad \quad + [(\delta_1 + \beta_1) \log y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_2 + \gamma_2 - 1) \log y_{t-2} + \gamma_1 \log c_{t-1} + \delta_2 \log A_{t-2}].$$

משוואה (20') עולה, שאת המגבלות השונות ניתן לבדוק באמצעות בדיקת מובהקות מקדמי המשתנים הרשומים בטורייה המרוכבים של המשוואה²⁰. סטטיסטי מבחן יחס הנראות לבדיקת מובהקותם של מקדמים אלו מקבל ערך נמוך (0.68), ואינו מובהק. (סטטיסטי זה מפולג $F(4, 12)$. הערך הקריטי, ברמת מובהקות של 5 אחוזים, הוא 3.5).

¹⁶ הסטטיסטי מקבל ערך של 13.5. סטטיסטי זה מפולג אסימפטוטית בהתפלגות χ_2^2 . הערך הקריטי ברמת מובהקות של 5 אחוזים הוא 12.6. (ראה נספח ג').

¹⁹ ראה Ungern-Stenberg (1981) והביבליוגרפיה שם.

²⁰ אומדני משוואה (20') מוצגים בנספח ד'.

לוח 1

(המשתנה התלוי: $\log c_t$)

המשתנים המסבירים	אומדני משוואה (20) (ללא מגבלות)			אומדני משוואה (15) (משוואה 20, ככפופות למגבלות)		
	0	1	2	0	1	2
$\log y$	0.293 (1.7)	-0.346 (-2.0)	0.229 (1.8)	0.295	-0.444	0.275
$\log c$	-	0.165 (0.9)	0.418 (2.6)	-	0	0.430
$\log A$	0	0.507 (3.4)	-0.1 (-0.6)	-	0.444	0
קבוע	-0.452 (-2.5)			-0.599		
D	-0.063 (-2.3)			-0.066		
D_1	-0.031 (-1.9)			-0.027		

$R^2=0.933$ $\bar{R}^2=0.882$ $D.W.=2.12$ $s=0.242$

11 הערכים בסוגריים, כאן וכלוח 2, הם ערכי t.

ב. התרומה היחסית של המניות הפיננסיות ושל הנכסים הנוזלים האחרים ותפקיד הציפיות האינפלציוניות בהסבר התנודות בצריכה הפרטית

בהגדרת הנכסים הנוזלים כללנו גם את המניות הפיננסיות. אמנם ניתן לטעון, ששינוי בערך השוק של המניות הפיננסיות משנה את רכוש הציבור, ולכן הגמישות הגבוהה של המשתנה המייצג את שוק הנכסים הנוזלים מאפיינת בעיקרה השפעת רכוש (רווחי הון) ולא דווקא השפעת נוזלות; ואף על פי כן, כפי שנראה בהמשך, תרומתם של הנכסים הנוזלים האחרים להסבר התנודות בצריכה הפרטית היא מובהקת וניכרת, אולם כדי לזהות תרומה זו עלינו לכלול בתיק הנכסים הנוזלים גם את המניות הפיננסיות, וזאת מפני שהן נכס נוזל אלטרנטיבי לנכסים הנוזלים האחרים.

בדציון ושיפר (1981) מצאו השפעה חיובית וניכרת של הציפיות האינפלציוניות על הצריכה הפרטית¹¹. בעבודתם לא נכללו בהגדרת הנכסים הנוזלים המניות הפיננסיות, ואף לא איגרות החוב שבדי הציבור. להלן נדון בתפקיד שממלא משתנה הציפיות האינפלציוניות במשוואת צריכה, בהקשר של בעיית הנוזלות, ונסביר מדוע שימוש במיצרף חלקי של הנכסים הנוזלים עלול לגרום הטיה כלפי מטה באומדן מקדם הנכסים הנוזלים — והטיה כלפי מעלה באומדן מקדם הציפיות האינפלציוניות.

התקופה הנחקרת מאופיינת בעלייה ניכרת של שיעור האינפלציה, עלייה שגררה מעבר מנכסים בלתי צמודים לנכסים צמודים ולמניות פיננסיות. מעבר זה התבטא (בין היתר) בעלייה ניכרת של משקל המניות

11 השפעה מובהקת (עם ערך t מעל 3) נמצאה במשוואת סך הצריכה (כולל בני קיימא) ובמשוואה של רכישות בני קיימא.

הפינגנסיות²² ובירירה מתמדת ביחס שבין הנכסים הנזילים האחרים להכנסה הפנויה. זאת בלי שנסתמנה מגמה כלשהי ביחס שבין סך הנכסים הנזילים להכנסה הפנויה. את המשתנה המייצג את אי שיווי המשקל בשוק הנכסים הנזילים ניתן לרשום כסכום של שני ביטויים כדלהלן:

$$(21) \quad \log(A/y) = \log[(M+E)/y] = \log(M/y) + \log[1 + (E/M)].$$

בתקופת הנחקרת שרר מיתאם שלילי בין שני הביטויים בצד ימין של משוואה (21). מיתאם זה הוא ביטוי לעוברה, שהמניות הפינגנסיות הן נכס נזיל אלטרנטיבי לנכסים הנזילים האחרים. ההשלכה האקונומטרית של מיתאם כזה היא, שהתעלמות משוק המניות הפינגנסיות תגרום הטיה כלפי מטה²³ במקדם של $\log(M/y)$, ובעקבותיה יתקבלו מסקנות מוטעות לגבי חשיבותה ועוצמתה של בעיית הנזילות. זאת גם אם השפעת המניות הפינגנסיות על הצריכה מבטאת, נוסף על השפעת הנזילות, גם השפעת רכוש. את משוואה (21) ניתן לרשום גם כך:

$$(21') \quad \log(A/y) = \log(E/y) + \log(1 + M/E).$$

הפירוק המוצג במשוואה (21') מבהיר, שהתעלמות מהנכסים הנזילים האחרים תטה את מקדם המניות הפינגנסיות כלפי מטה. לפיכך, אף אם מטרתנו היחידה היא לבחון את השפעת הרכוש הנובעת מרווחי ההון על המניות הפינגנסיות, עלינו לשלב במשוואה גם את הנכסים הנזילים האחרים, שכן המניות הפינגנסיות הן נכס אלטרנטיבי לנכסים הנזילים האחרים. מכאן גם עולה, שבבריקה אמפירית קשה להבחין בין השפעת רכוש להשפעת נזילות.

בלוח 2 מוצגים אומדנים של משוואה (15) בכמה אלטרנטיבות²⁴. המשוואה הראשונה בלוח זה היא משוואה (15). (ראה תת הסעיף הקודם). במשוואה (15א) מובאים האומדנים לפי הפירוק שמציגה משוואה (21). יש לציין, שהמקדם של המשתנה המייצג את הנכסים הנזילים האחרים הוא מובהק, ותרומתו להסבר המשוואה ניכרת. חשוב לציין, שהמקדם של $\log(1 + E/M)$ דומה לזה של $\log(M/y)$, וההבדל ביניהם אינו מובהק. משוואה (15ב) מראה, שהתעלמות משוק המניות אכן מטה כלפי מטה את מקדם הנכסים הנזילים: המקדם קרוב לאפס ואינו מובהק. משוואות (15ג) ר(15ד) מעידות, שהתעלמות מהנכסים הנזילים האחרים גוררת הטיה כלפי מטה באמידת ההשפעה של שוק המניות הפינגנסיות.

כאמור לעיל, האצת האינפלציה בתקופת המדגם גררה מעבר מנכסים בלתי צמודים לנכסים צמודים ולמניות פינגנסיות. העדר מגמה כלשהי ביחס בין סך הנכסים הנזילים להכנסה הפנויה מעיד, שהשפעת האינפלציה (או הציפיות האינפלציוניות) על הביקוש לסך הנכסים הנזילים קטנה מהשפעתה על הביקוש לנכסים הבלתי צמודים. מכאן, ששימוש במיצרף חלקי עלול להביא למסקנות מוטעות, הן לגבי הכיוון והן לגבי העוצמה של השפעת הציפיות האינפלציוניות על הצריכה הפרטית. כדי להבהיר את התפקיד שממלא משתנה הציפיות האינפלציוניות במשוואת צריכה ואת ההטיות הנובעות משימוש במיצרף חלקי בהקשר זה, נחזור למשוואה (7), ונוסיף את ההנחה, שהביקוש לנכסים נזילים תלוי גם בציפיות האינפלציוניות. נניח, אם כן, שבשיווי משקל מתקיים:

$$(22) \quad (A^*/y^*)_{t-1} = \bar{J}(\pi_t^e) = \bar{J}e^{-\pi_t^e},$$

²² משקלם עלה מ-0.06 ב-1971 ל-0.37 ב-1981.

²³ ליתר דיוק: כיוון ההטיה תלוי בסימן של מקדם המיתאם החלקי. כפי שגראה להלן, המיתאם החלקי והמיתאם המלא הם, במקרה זה, בעלי אותו סימן.

²⁴ הדיון בתת סעיף זה נערך בהנחה שהספציפיקציה ה"נכונה" היא הספציפיקציה שמציגה משוואה (15). אם משנים את הגדרת הנכסים הנזילים, יש לחזור מחזק על תהליך ה"חיפוש" שתואר בתת הסעיף הקודם. זאת כדי למצוא את הספציפיקציה הדינמית המתאימה ביותר להגדרה האלטרנטיבית. סביר להניח, שבמקרה כזה תהיה הספציפיקציה המתקבלת שונה ועדיפה על הספציפיקציה האנלוגית לזו במשוואה (15). ברם, המסקנות העיקרניות לגבי ההטיות הנובעות משימוש במיצרף חלקי של הנכסים הנזילים, תישארנה תקפות לגבי כל ספציפיקציה אלטרנטיבית.

לוח 2
(המשתנה התלוי: $\Delta_2 \log c_t$)

משוואות/משתנים מסבירים	(15)	(א15)	(ב15)	(ג15)	(ד15)	(א15)	(אא15)	(אב15)	(אג15)	(אד15)
קבוע	-0.599 (-6.2)	-0.622 (-6.2)	-0.347 (3.0)	-0.6 (-6.2)	-0.395 (-3.6)	-0.622 (-6.1)	-0.622 (-5.9)	-0.453 (-3.6)	-0.584 (-5.1)	-0.347 (-3.1)
D	-0.066 (-2.5)	-0.066 (-2.5)	-0.072 (-1.8)	-0.067 (-2.5)	-0.073 (-2.0)	-0.636 (-2.4)	-0.065 (-2.3)	-0.059 (-1.6)	-0.069 (-2.4)	-0.085 (-2.4)
D1	-0.027 (-2.5)	-0.027 (-2.5)	-0.023 (-1.4)	-0.028 (-2.5)	-0.025 (-1.7)	-0.024 (-2.1)	-0.027 (-2.0)	-0.01 (-0.6)	-0.03 (-2.2)	-0.038 (-2.3)
$\Delta_2 \log y_t$	0.295 (4.0)	0.306 (4.1)	0.445 (4.4)	0.318 (4.2)	0.471 (5.3)	0.319 (4.0)	0.307 (3.5)	0.484 (5.0)	0.312 (3.8)	0.402 (4.1)
$\log(c/y)_{t-2}$	-0.570 (-6.0)	-0.592 (-6.0)	-0.401 (-3.1)	-0.603 (-6.1)	-0.504 (-3.9)	-0.584 (-6.0)	-0.592 (-5.8)	-0.443 (-3.6)	-0.609 (-5.9)	-0.556 (-4.3)
$\log(A/y)_{t-1}$	0.444 (4.4)					0.439 (4.3)				
$\log(M/y)_{t-1}$		0.419 (4.0)	0.015 (0.2)				0.421 (3.6)	0.214 (1.6)		
$\log(1+E/M)_{t-1}$		0.472 (4.4)					0.469 (3.6)			
$\log(E/y)_{t-1}$				0.416 (4.0)	0.022 (1.8)				0.407 (3.6)	0.050 (2.2)
$\log(1+M/E)_{t-1}$				0.405 (3.8)					0.391 (3.2)	
π_t						0.039 (0.9)	0.038 (0.04)	0.204 (1.8)	-0.028 (-0.3)	-0.163 (-1.4)
\bar{R}^2	0.759	0.758	0.475	0.764	0.564	0.755	0.740	0.538	0.748	0.591
D.W.	1.731	1.740	1.524	1.742	1.482	1.662	1.731	1.177	1.811	1.782
s	0.0236	0.0237	0.0349	0.0234	0.0318	0.0238	0.0246	0.03274	0.0242	0.0308

כאשר $\pi_t^c =$ ציפיות בתחילת התקופה t לגבי האינפלציה בתקופה t . משיקולים דומים לאלו שהנחנו אותנו בניסוח משוואה (14), נקבל, שהמשוואה האנלוגית למשוואה (14) היא, במקרה זה:

$$(23) \quad \log c^* = \log k + \beta \log y^* + (1-\beta) (\log A^* + \eta \pi^e).$$

במשוואה (23) נצפה לקבל סימן חיובי למקדם הציפיות. חשוב לציין, שתוצאה כזאת אין לפרש כאילו לציפיות האינפלציוניות כשלעצמן יש השפעה חיובית על השינויים בצריכה הפרטית. הגורם המשפיע על השינויים בצריכה הפרטית הוא עורף הביקוש לנכסים הנזילים; מאחר שהביקוש לנכסים הנזילים תלוי בציפיות האינפלציוניות, תלוי גם עורף הביקוש בציפיות אלו, ולכן אנו נעזרים בהן לשם אמירת השפעתו של עורף זה על הצריכה הפרטית.

במקרה זה, הביטוי האנלוגי לזה שמציגה משוואה (21) יהיה:

$$(24) \quad \log(A/y) + \eta \pi^e = \log(M/y) + \log(1 + E/M) + \eta \pi^e.$$

ממשוואה (24) ניתן ללמוד, שהתעלמות משוק המניות תטה את מקדמי האומדנים של $\log(M/y)$ ו- π^e . בתקופה הנחקרת שרר מיתאם חיובי בין E/M ל- π^e ומיתאם שלילי בין E/M ל- M/y . מכאן, שהתעלמות משוק המניות (כלומר השמטה של $\log(1 + E/M)$) תגרוור הטיה כלפי מעלה באומדן המקדם של π^e והטיה כלפי מטה באומדן המקדם של $\log(M/y)$.²⁵ הטיות אלו (ובאותו כיוון) תחולנה גם אם $\eta = 0$, כלומר גם אם הספציפיקציה שמציגה משוואה (15) היא ה"נכונה". הטיות אלו מודגמות במשוואות (a15), (a15) ו-(b15). במשוואות (a15) ו-(a15) מקדם הציפיות האינפלציוניות אינו מובהק²⁶, אך כאשר משמיטים את $-\log(1+E/M)$ — עולה מובהקותו (משוואה a215), מובהקות המשתנה המייצג את הנכסים הנזילים האחרים ($\log(M/y)$) פוחתת במדה רבה, והמקדם עצמו קטן מ-0.421 ל-0.214.

פירוק אנלוגי לזה שבי'(21) מלמד, שהתעלמות מהנכסים הנזילים האחרים תגרוור הטיה כלפי מטה הן במקדם של המשתנה המייצג את המניות הפיננסיות והן במקדם האינפלציה הצפויה. הטיות אלו מודגמות במשוואות (a15) ו-(a15). כפי שניתן לראות, השמטה של $\log(1 + M/E)$ ממשוואה (a15) מביאה לירידת המקדם של $\log(E/y)$ מ-0.4 ל-0.05, לעליית מקדם האינפלציה מ-0.03 ל-0.16 (בערכו המוחלט), ולעליית ערך t שלו מ-0.03 ל-0.14.

בריון לעיל הנחנו, ש- $\eta = 0$. אם $\eta \neq 0$, אזי התעלמות ממשתנה הציפיות תגרוור הטיה במקדם המייצג את שוק הנכסים הנזילים²⁷, אך במקרה כזה, אין כל ביטחון, שהספציפיקציה המוצגת במשוואה (15) היא ה"נכונה". על מנת למצוא את הספציפיקציה הדינמית ה"נכונה", יש לצאת ממשוואה (23), ולחזור על תהליך ה"חיפוש" שתואר בתת הסעיף הקודם. הואיל והמדרג העומד לרשותנו קטן, יחסית, לא עשינו זאת. מכל מקום, מאחר שבתקופה הנחקרת לא ניכרה מגמה כלשהי ביחס בין סך הנכסים הנזילים להכנסה הפנויה, סביר להניח, שגם אם האינפלציה משפיעה על הביקוש לסך הנכסים הנזילים, השפעתה אינה חזקה; לכן ההטיה שגוררת התעלמות מגורם זה — אין בה כדי לשנות את התוצאות ואת המסקנות שהתקבלו. העדר המובהקות של משתנה האינפלציה במשוואות (a15), (a15) ו-(a15) מחזק הערכה זו.

4. סיכום ומסקנות

נתוני ההכנסה הפנויה והצריכה הפרטית כמשק הישראלי בשנות ה-70 עולים בקנה אחד עם הגישה האומרת, שמגמת הצריכה הפרטית נקבעת בעיקרה על ידי מגמת ההכנסה הפנויה, עם גמישות יחידתית בטווח הארוך.

²⁵ ראה הערה 23.

²⁶ הינחנו, כי הציפיות האינפלציוניות הן רציונליות. אחת הדרכים לקבל אומדנים עקיבים במקרה כזה היא להציג את π_t במקום π_t^c , ולאמור את המשוואה בשיטת משתנה עזר. (ראה McCallum, 1976). אומדני משתנה העזר שהתקבלו היו דומים לאומדני ריבועים פחותים, ולכן הסתפקנו בהצגת האחרונים. נציין, ש- π_t נמדד על ידי $\Delta \log P_t$, כאשר P_{t-1} הוא מדד המחירים לצרכן בתחילת תקופה t .

²⁷ אם η חיובי (וסביר שיהיה חיובי), תהיה ההטיה כלפי מטה.

חלק ניכר מתנודות הצריכה הפרטית בטווח הקצר ניתן להסבר על ידי משוואת התאמה דינמית, שלפיה השינויים בצריכה הפרטית נובעים משינויים בהכנסה הפנויה, מרצון לתקן בגין פערים שנוצרו בעבר ומא שיווי משקל בשוק הנכסים הנוזלים.

רגישותה של הצריכה הפרטית לאי שיווי משקל בשוק הנכסים הנוזלים גבוהה, יחסית. ממצא זה מסביר חלק מהתנודות החריפות, שחלו בצריכה הפרטית בעשור האחרון, תנודות שלא תמיד תאמו את התנודות בהכנסה הפנויה, ואי אפשר להסבירן רק ברצון לתקן בגין פערים שנוצרו בעבר. לפיכך עולה האפשרות, שצעדי מדיניות מתאימים (למשל מדיניות מוניטרית מרסנת) עשויים להשפיע על הצריכה הפרטית בטווח הקצר — גם אם אינם משנים את ההכנסה הפנויה. (צעדים כאלה לא ישפיעו בטווח הארוך, כי מגמת הצריכה נקבעת, כאמור, על ידי מגמות ההכנסה הפנויה; אם זו אינה משתנה — יחול בצריכה הפרטית, במשך הזמן, "תיקון מפצה").

בבדיקה אמפירית של השפעת הנוזלות על הצריכה הפרטית יש להקפיד להשתמש בסך הנכסים הנוזלים ולא רק בחלק ממיצרף זה. כפי שראינו, שימוש במיצרף חלקי עלול להביא למסקנות מוטעות, אם בתקופת המדגם חל שינוי משמעותי בהרכב של תיק הנכסים האלה. שנות השבעים מאופיינות בהאצה אינפלציונית, ובמקביל לה — בעלייה מתמדת של משקל המניות הפיננסיות. לכן התעלמות מהמניות הפיננסיות גורמת הטיה כלפי מטה באומדן השפעת הנוזלות — והטיה כלפי מעלה באומדן השפעת האינפלציה.

א. חישוב ההכנסה הפנויה

בהעדר נתונים חצי שנתיים על ההכנסה הפנויה, נאלצנו לאמור משתנה זה. לשם כך הנחנו, שבמשך השנה היחס בין ההכנסה הגולמית הפנויה ממקורות פנים ובין התוצר הלאומי הגולמי (הנומינלי) נשאר קבוע. (הנחה זו שקולה כנגד ההנחה, ששיעור המסים הישירים והעקיפים קבוע במשך השנה.) בהנחה זו, ובאמצעות נתונים חצי שנתיים על התוצר ונתונים שנתיים על ההכנסה הפנויה — יצרנו נתונים חצי שנתיים על "ההכנסה הגולמית הפנויה ממקורות פנים". למשתנה זה הוספנו את ההעברות לפרטים מחוץ לארץ.

ב. מיצרף הנכסים הנוזלים

מיצרף הנכסים הנוזלים נלקח מעבודתו של דני יריב (1982). שם נקרא משתנה זה "נכסים לזמן קצר", ומקור הנתונים והגדרתם מוסברים בפרוטרוט. כאן נציין רק, שאיגרות החוב כוללות את איגרות החוב הסחירות הרשומות כבורסה, בניכוי איגרות החוב שמחזיקים בנקים מסחריים ובנק ישראל ואיגרות החוב הסחירות שבידי חברות הביטוח. משתנה המניות הפיננסיות מוגדר כמניות (בערך שוק) של בנקים מסחריים, של בנקים למשכנתאות, של חברות ביטוח ושל מוסדות מיוון ענפיים.

6

א. משוואה

אומדני משוואה (15) עם משתני רמה למחצית הראשונה של השנים 1975 ו-1980 הם:

$$\begin{aligned} \Delta_2 \log c_t = & -0.517 - 0.019D1 - 0.065D - 0.033D75 \\ & (-4.5) \quad (-1.5) \quad (-2.4) \quad (-1.0) \\ & -0.039D80 + 0.295 \Delta_2 \log y_t \\ & (-1.3) \quad (3.6) \end{aligned} \quad \begin{aligned} \bar{R}^2 = & 0.758 \\ D.W. = & 1.736 \\ s = & 0.02368 \end{aligned}$$

$$-0.510 \log(c/y)_{t-2} + 0.321 \log(A/y)_{t-1} \quad (2.2)$$

נספח ג'

מבחני יציבות

נניח את המודלים הכאים:

$$(I) \quad y_1 = x_1 \beta_1 + u_1 \quad u_i \sim N(0, \sigma_i^2 I), \quad i=1,2,$$

$$(II) \quad y_2 = x_2 \beta_2 + u_2,$$

כאשר y_i ו- x_i הם וקטור ומטריצה של T_i תצפיות על משתנה מוסבר ועל K משתנים מסבירים, בהתאמה. נגדיר: $T = T_1 + T_2$. מבחן צ'או, לכדיקת ההשערה²⁸ $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, $H_0: \beta_1 = \beta_2$, הוא:

$$F(T_2, T_1 - K) = \frac{\Sigma e_0^2 - \Sigma e_1^2}{\Sigma e_1^2} \frac{T_1 - K}{T_2},$$

כאשר Σe_0^2 הוא סכום ריבועי הסטיות מהמודל

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} \beta + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix}$$

ו- Σe_1^2 הוא סכום ריבועי הסטיות מהמודל (I).

מקרה שהמשתנים המסבירים הם סטוכסטיים, התפלגות הסטטיסטי לעיל היא רק בקירוב התפלגות F . מבחן שהוא אקוויבלנטי אסימפטוטי למבחן דלעיל הוא המבחן הבא (ראה Hendry, 1979):
 $\chi_{T_2}^2 = (\Sigma e_2^2 / \Sigma e_1^2) (T_1 - K)$, כאשר Σe_2^2 מקיים $\Sigma e_2^2 = (y_2 - x_2 \hat{\beta}_1) (y_2 - x_2 \hat{\beta}_1)$, ו- $\hat{\beta}_1$ הוא אר"פ מהמודל (I).

בגוף העבודה (סעיף א3) דיווחנו על תוצאות שני המבחנים דלעיל למקרה $K = 6$, $T_2 = 6$, $T_1 = 16$. למקרה $K = 6$, $T_2 = 8$, $T_1 = 14$ (כאשר התקבלו התוצאות $F(8,8) = 1.3$ (כאשר הערך הקריטי ברמת מובהקות של 5 אחוזים הוא 3.44), ו- $\chi_{(8)}^2 = 10.7$ (כאשר הערך הקריטי הוא 15.5)). נציין גם, שמקדמי המשוואה שנאמרו ל-14 תצפיות היו קרובים מאוד למקדמים שנאמרו ל-16 תצפיות.

נספח ד'

אומדני משוואה (20') (בסעיף א3) הם:

$$\begin{aligned} \Delta_2 \log c_t = & -0.524 - 0.063D - 0.025D1 + 0.242 \Delta_2 \log y_t - 0.537 \log(c/y)_{t-2} \\ & (-3.6) \quad (-2.2) \quad (-1.8) \quad (1.5) \quad (-3.5) \\ & + 0.534 \log(A/y)_{t-1} + [0.204 \log y_{t-1} - 0.078 \log y_{t-2}] \quad \bar{R}^2 = 0.738 \\ & (3.6) \quad (0.9) \quad (-0.3) \quad \text{D.W.} = 2.039 \\ & + 0.070 \log c_{t-1} - 0.073 \log A_{t-2}] \quad s = 0.0246 \\ & (0.5) \quad (-0.4) \end{aligned}$$

²⁸ אם $K > T_2$, עוצמתו של מבחן זה נמוכה מזו של מבחן יחס הנראות נגד האלטרנטיבה $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$.

ביבליוגרפיה

אלקיים, ר', ומלניק, ר' (1983), 'אמידת מודל שנתי של סקטור התצרוכת', פסקר בנק ישראל 56 (ספטמבר), עמ' 33-66.
 בדציון, א', ושיפר, ו' (1982), 'השפעת משתנים מוניטריים על פונקציית התצרוכת', בתוך: זוסמן, צ' ופלבר, מ' (עורכים),
 עיונים בבלפלה 1981, ירושלים, האגודה הישראלית לכלכלה, עמ' 209-218.
 יריב, ד' (1982), התפתחות הרפוש של הציבור, 1970-1981, בנק ישראל, מחלקת המחקר (יפורסם בקרוב בסדרה
 "ניירות לדיון").
 לביא, י' (1978), 'פונקציות תצרוכת מיצרפית', בתוך: הלוי, נ' וקופ, י' (עורכים), עיונים בבלפלה 1977, ירושלים, האגודה
 הישראלית לכלכלה ומכון פאלק למחקר כלכלי בישראל, עמ' 123-136.

- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. & Yeo, S. (1978), 'Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom', *The Economic Journal* 88 (December), pp. 661-692.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Hendry, D.F. (1979), 'Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The Transactions Demand for Money', in: Ormerod, P. (ed.), *Economic Modelling: Current Issues and Problems in Macroeconomic Modelling in the U.K. and the U.S.*, London, Heinemann, pp. 217-242.
- Hendry, D.F. & Mizon, G.E. (1978), 'Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England', *The Economic Journal* 88 (September), pp. 549-563.
- Hendry, D.F. & Ungern-Stenberg, T. von (1981), 'Liquidity and Inflation Effects on Consumer Expenditure', in: Reaton, A.S. (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- Lucas, R. & Rapping, L. (1970), 'Real Wages, Employment and Inflation', in: Phelps, E.S. (ed.), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York, Norton.
- McCallum, B.T. (1976), 'Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates', *Econometrica* 44 (January), pp. 43-52.
- Modigliani, F. (1975), 'The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later in Contemporary Issues', in: Parkin, M. & Nobay, A.R. (eds.), *Economics*, Manchester University Press.
- Pissariades, C.A. (1978), 'Liquidity Considerations in the Theory of Consumption', *Quarterly Journal of Economics* 92 (May), pp. 279-296.
- Ungern-Stenberg, T. von (1981), 'Inflation and Savings: International Evidence on Inflation-Induced Income Losses', *The Economic Journal* 91 (December), pp. 961-976.
- Zellner, A., Huang, D. & Chau, L.C. (1965), 'Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets', *Econometrica* 33 (July), pp. 571-581.