

השפעת הרכוש והרכבו על הצריכה הפרטית בישראל

דוד אלקיים ודני יריבי

מבוא ועיקר הממצאים

לפי תיאוריות "ההכנסה הפרמננטית – מחזור החיים", רכוש הציבור הוא המשתנה העיקרי הקובע את הצריכה הפרטית. הקושי העיקרי ביישום אמפירי של תיאוריות אלו נעוץ במדידת הרכוש. לאחרונה נאמדה סדרה רב-שנתית של חלק ניכר מהרכוש (למעט הון אנושי) שבידי הציבור בישראל¹, ומטרת עבודתנו היא לבחון את תרומתו של משתנה זה להסבר התנהגות הצריכה הפרטית בעשור האחרון.

השפעת רכיבים מסוימים של הנכסים הנזילים על הצריכה הפרטית בישראל נבדקה בשנים האחרונות בכמה מחקרים², ונמצא שהנכסים הנזילים אכן משפיעים השפעה מובהקת על הצריכה הפרטית, מעבר להשפעה של מגמת ההכנסה השוטפת. עם זאת יש לזכור, כי שימוש במיצרף חלקי של הרכוש עלול להביא למסקנות מוטעות לגבי מהות ההשפעה של מיצרף זה. שינוי ברכיב מסוים של הרכוש אינו מעיד בהכרח, כי סך הרכוש השתנה באותו כיוון, ולכן לא ברור, אם ההשפעה הנתפסת מבטאת השפעת רכוש, או, לחלופין, תהליך אנדוגני של התאמת הרכב תיק הנכסים – תהליך הנובע, למשל, משיקולי נזילות. המיצרף המשמש אותנו בעבודה זו רחב יותר מאשר בעבודות קודמות, וכולל את כל הנכסים הפיננסיים (נטו) וחלק ניכר מהנכסים הפיסיים שבידי הסקטור הפרטי (הלא-פיננסי). היקפו מגדיל את הסיכוי, שהשפעתו (אם תימצא מובהקת) אכן מבטאת השפעת רכוש.

עקב הקשיים הכרוכים במדידת הרכוש, פותחו כמה שיטות, העוקפות את הצורך במדידה ישירה כזאת, בעזרת הנחות בדבר הקשר שבינו למשתנים אחרים. משיטות אלו נגזרת בדרך כלל משוואת צריכה, שלפיה ההכנסה הפנויה השוטפת ופיגורים של ההכנסה ו/או הצריכה הם המשתנים העיקריים המסבירים את הצריכה הפרטית. (ברוב המחקרים נהוג להסתפק בהכנסה השוטפת ופיגור הראשון של הצריכה.) אחד הקשיים בשיטות אלו נעוץ באי הכללתם של רווחי ההון הנובעים משינויים בערך השוק של נכסי הציבור במשתנים המסבירים את הצריכה. לשינויים אלו יש חשיבות רבה – במיוחד במשק הישראלי, המאופיין בעשור האחרון בהאצה אינפלציונית רבה, שגרמה לרווחי הון ניכרים, כתוצאה משחיקת התחייבויות בלתי צמודות (ולוותה בשינויים חריפים של המחירים היחסיים).

השווינו את התוצאות המתקבלות מפונקציות הצריכה העוקפות את מדידת הרכוש עם אלו המתקבלות באמצעות מדידה ישירה שלו. התברר, שמשנתה הרכוש מכליל אינפורמציה ייחודית וחיונית להסבר התנהגות הצריכה הפרטית, וכן את כל האינפורמציה המצויה בפיגור הראשון של הצריכה. פירושו של דבר, שההכנסות מעבודה (בהווה ובעבר) וערך

* מחלקת המחקר של בנק ישראל.

1 ראה יריבי, סקר זה.

2 ראה, למשל, לביא (1978), בן ציון ושיפר (1983) ואלקיים (1984).

השוק של רכוש הציבור (בתחילת התקופה) הם המשתנים העיקריים המסבירים את הצריכה הפרטית, ואם משתמשים במשתנים אלה, הופכים הפיגור הראשון של הצריכה ושל ההכנסה שאינה מעבודה (בהווה ובעבר) לבלתי רלבנטיים.

בעבודה חמישה פרקים. בפרק הראשון נסקר בקצרה הרקע התיאורטי למשוואת צריכה ליניארית, שבה המשתנים המסבירים הם ההכנסה (הפרמננטית) מעבודה והרכוש. סקירה זו מלמדת, שמשוואה דומה (שבה סדר הגודל של המקדמים דומה) ניתן לגזור הן מתיאוריית ההכנסה הפרמננטית והן מתיאוריית מחזור החיים. בפרק זה אנו גם מנסים להעריך את הגודל הצפוי של אומדני המקדמים במשוואה, בתנאי המשק הישראלי. (הערכה זו תשמש לביקורת טיב האומדנים, שיתקבלו בהמשך.)

בפרק השני חגגנו את המשתנים הרלבנטיים, את המודל הסטטיסטי ואת הממצאים העולים מאמידת משוואת צריכה ליניארית, שבה המשתנים המסבירים הם ההכנסה (ה"פרמננטית") מעבודה והרכוש. התברר, כי לרכוש הציבור יש השפעה מובהקת וניכרת על הצריכה הפרטית, וכי סדר הגודל של האומדנים המתקבלים הוא סביר, וקרוב לזה שהוערך מראש (בפרק הראשון).

בפרק השלישי השווינו את התוצאות שהתקבלו בפרק השני עם התוצאות המתקבלות באמצעות מדידה אלטרנטיבית של הרכוש, המתבססת על נתוני החשבונאות הלאומית (השיטה של "צבירת החיסכון הפרטי" – שיטת "Stone").

בפרק הרביעי השווינו את התוצאות עם אלו המתקבלות בשיטה המקובלת, האומדת את ההכנסה הפרמננטית באמצעות פיגורים של ההכנסה השוטפת, וכן ניסינו להתגבר על כמה קשיים סטטיסטיים, הכרוכים ביישום הגישה המקובלת.

בפרק החמישי בדקנו את התרומות היחסיות של רכיבי רכוש מסוימים להסבר הצריכה הפרטית. תחילה נבחנה ההשערה, שנוסף על השפעת רכוש קיימת גם השפעת נזילות. נמצא, שעלייה בערך השוק של הנכסים הנזילים תשפיע על הצריכה הפרטית יותר מעלייה דומה ברכיבים האחרים של הרכוש. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם ההשערה, שקיימת (לפחות בטווח הקצר) מגבלת נזילות בהתאמת הצריכה לשינויים בערך הרכוש. אחר כך בדקנו, אם "רווחי ההון" (כפי שיוגדרו בהמשך) מן הנכסים הפיסיים משפיעים על הצריכה הפרטית. מתברר, שלרווחי ההון, הנובעים משינויים במחיר הנגזר של ההון ומשינויים במחירי המניות (הלא-פיננסיות), יש השפעה חיובית ומובהקת על הצריכה הפרטית, אם כי השפעתם קטנה מזו של רכיבי הרכוש האחרים.

ראוי לציין, שהמדגם העומד לרשותנו בעבודה זו קטן יחסית (24 תצפיות חצי-שנתיות), והיקפו המצומצם עלול להמעיט ממידת הדיוק של האומדנים. כמו כן יש לזכור, שמחקרנו נערך לפני משבר מניות הבנקים (אוקטובר 1983), והשלכותיו של משבר זה על הצריכה הפרטית חורגות מתחומי העבודה.

1. סקירת הרקע התיאורטי

לפי התיאוריות המקובלות העוסקות בקביעת הצריכה הפרטית, תיאוריית "ההכנסה הפרמננטית" של Friedman (1957) ותיאוריית "מחזור החיים" של Modigliani and Brumberg (1954), רכוש הציבור הוא המשתנה העיקרי שלפיו נקבעת הצריכה הפרטית. תיאוריות אלו מניחות קשר מהצורה:

$$(1.1) \quad c = J(\cdot)W = J(\cdot)(A + H),$$

כאשר c = הצריכה הפרטית, W = סך הרכוש, H = הרכוש האנושי, A = הרכוש הלא-אנושי, ו-
 J = פרמטר התלוי בגורמים רבים, המשתנים בדרך כלל לאט, ולכן מניחים שבטווח הקצר הוא קבוע.
 הקושי העיקרי בניסיון ליישם תיאוריות אלו טמון במדידת משתנה הרכוש; קשה במיוחד (ואולי אף בלתי
 אפשרי) למדוד את הרכוש האנושי. אחד ההבדלים בין Friedman ל-Modigliani and Brumberg
 נעוץ בגישה הננקטת לעקיפת הבעיה של מדידת סך הרכוש.

א. הגישה המקובלת, הנגזרת מתיאוריית "ההכנסה הפרמננטית"

תיאוריית "ההכנסה הפרמננטית" של פרידמן היא נקודת המוצא למרבית המחקרים האמפיריים.
 Friedman (1957) מגדיר את מושג ההכנסה הפרמננטית כתשואה הצפויה מהרכוש, לפי שיעור הריבית
 הממוצע הצפוי בעתיד, כלומר:

$$(1.2) \quad y^p = rW,$$

כאשר y^p היא ההכנסה הפרמננטית ו- r — שיעור התשואה. הוא מניח את הקשר הבא:

$$(1.3) \quad c_t = ky^p + u_t,$$

כאשר c_t = הצריכה, u_t = הצריכה הטרונומטרית ו- k הוא פרמטר התלוי, בין היתר, בשיעור התשואה.
 פרידמן מציע לאמוד את ההכנסה הפרמננטית כממוצע משוקלל של ההכנסה בהווה וההכנסות בעבר,
 ומניח שההכנסה הפרמננטית נוצרת כדלקמן:

$$(1.4) \quad y_t^p = \beta y_t + (1 - \beta)(1 + g)y_{t-1}^p,$$

כאשר y_t = ההכנסה השוטפת, β = משקל ההכנסה השוטפת בהערכת ההכנסה הפרמננטית, ו- g = קצב
 הגידול של ההכנסה הפרמננטית.

בהנחה (1.4) טמונים שני קשיים עיקריים: קושי אחד נעוץ בעובדה, שלכל רכיבי ההכנסה השוטפת
 ניתן משקל (β) שווה בהערכת ההכנסה הפרמננטית — אף שיש להבדיל במיוחד בין ההכנסה הנובעת
 מהון אנושי (מעבודה) לזו הנובעת מהון לא-אנושי (מנכסים). בדרך כלל התנודות בהכנסות מעבודה
 קטנות בהרבה מהתנודות בהכנסות מרכוש, ולכן גם אם נניח, ששני הסוגים מתפתחים לפי ההנחה (1.4)
 — עדיין סביר, שמשקלה של ההכנסה השוטפת מעבודה בהכנסה הפרמננטית יהיה גבוה יותר. הקושי
 השני טמון בבחירת משתנה ההכנסה השוטפת, הרלבנטי לצורך הערכת ההכנסה הפרמננטית. ברוב
 המחקרים האמפיריים מקובל להשתמש בהכנסה הפנויה, כפי שהיא נגזרת מנתוני החשבונאות הלאומית
 — אך לא כל שינוי בערך השוק של נכסי הציבור מתבטא במלואו בנתוני החשבונאות הלאומית.
 השאלה, אם שינויים כאלה מתבטאים בצריכה הפרטית, היא, כמובן, שאלה אמפירית. כדי לענות עליה
 דרושה מדידה ישירה של ערך נכסי הציבור, דבר שאינו נעשה במערכת החשבונאות הלאומית.

ב. "הגישה האלטרנטיבית" הנגזרת מתיאוריות "ההכנסה הפרמננטית"
 — מחזור החיים

כדי להתגבר על שני הקשיים שצוינו לעיל, הציעו Modigliani and Brumberg (1954) לחלק את
 ההכנסה הפרמננטית להכנסה מעבודה והכנסה מנכסים, ולאמור כל רכיב בנפרד. את ההכנסה מנכסים
 רצוי למדוד במישרין, לפי ערך השוק של נכסי הציבור. משוואת הצריכה המיצרפית הנגזרת מתיאוריות
 "מחזור החיים" היא המשוואה הבאה:

$$(1.5) \quad c_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 y_t^e + \delta A_{t-1} + \epsilon_t,$$

כאשר y_t = ההכנסה השוטפת מעבודה, y_t^e = ההכנסה הממוצעת הצפויה מעבודה בעתיד, ו- A_{t-1}

ערך נכסי הציבור בתחילת התקופה t . הפרמטרים α_1, α_2 ו- δ תלויים בגורמים רבים, המשתנים לאט, ולכן כבדיקה אמפירית של תקופות לא-ארוכות ניתן לראות בהם גורמים קבועים.³ בהנחות אלטרנטיביות לגבי הגורמים המשפיעים על α_1, α_2 ו- δ , חישובו Brumberg ו-Modigliani סדרי גודל סבירים לסכום $\alpha_1 + \alpha_2$: בין 0.6 ל-0.8. את סדר הגודל של δ הם גוזרים מהמשוואה:

$$(1.6) \quad \delta = \alpha r - g \left[1 - \frac{(1 - \alpha)}{(s/y)} \right] \quad \alpha = \alpha_1 + \alpha_2,$$

כאשר r, g ו- s/y הם שיעור התשואה, קצב הגידול של ההכנסה ושיעור החיסכון של הטווח הארוך, בהתאמה.

בתקופת המדגם שלנו (1971 עד 1982) גדלה ההכנסה הפנויה בקצב של כ-1.6 אחוזים לחצי שנה, ושיעור החיסכון הממוצע היה כ-0.3.⁴ אם נציב ערכים אלו ב-(1.6), נקבל:

$$(1.5) \quad \bar{\delta} = \begin{matrix} 0.6r + 0.005 \\ 0.8r - 0.005 \end{matrix} \quad \alpha = \begin{matrix} 0.6 \\ 0.8 \end{matrix};$$

במלים אחרות: לפי הגישה של תיאוריית מחזור החיים, ובתנאי המשק הישראלי בתקופה הנחקרת, המקדם של משתנה הנכסים צריך להיות נמוך כ-20 עד 40 אחוזים משיעור התשואה של ההון הלא-אנושי.

בעבודתם של Ando and Modigliani (1963), כמו בוו של Modigliani and Tarantelli (1975), הונת, כי ההכנסה הצפויה מעבודה אינה שונה במידה רבה מההכנסה השוטפת מעבודה, ובהנחה זו מקבלים:

$$(1.5') \quad c_t = \alpha y_t^e + \delta A_{t-1} + \epsilon_t.$$

משוואה דומה ל-(1.5') ניתן לגזור גם מתיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית". את ההכנסה הפרמנגנטית ניתן לרשום כסכום של שני ביטויים, כדלקמן:

$$(1.7) \quad y_t^p = y_t^l + rA_{t-1},$$

כאשר y_t^l = ההכנסה הפרמנגנטית מעבודה, ו- rA_{t-1} = ההכנסה הפרמנגנטית מנכסים. מהצבה של (1.7) ב-(1.3) נקבל:

$$(1.3') \quad c_t = k y_t^l + k r A_{t-1} + u_t.$$

סביר לצפות, ש- k לא יהיה שונה במידה רבה משיעור הצריכה הממוצע בתקופת המדגם (0.7). מכאן, שמקדם הרכוש במשוואה (1.3') צריך להיות נמוך בכ-30 אחוזים משיעור התשואה. לסיכום, משתי התיאוריות ניתן לגזור משוואות דומות, שבהן הגדלים האפריוריים של המקדמים דומים. נקודת המוצא לעבודה זו היא תיאוריית "ההכנסה הפרמנגנטית", אך את הממצאים שיתקבלו ניתן לפרש גם לפי תיאוריית "מחזור החיים". כאמור, ההבדלים אינם משמעותיים.

³ בין גורמים אלו ניתן למנות את שיעור התשואה של ההון הלא-אנושי, את קצב הגידול של ההכנסה בטווח הארוך, את משך תקופת העבודה ותקופת הפרישה, את התפלגות הגילים והתפלגות הנכסים בין קבוצות הגילים ועוד. (ראה Brumberg and Modigliani, 1954).

⁴ את g אָמדנו לפי הרגרסיה: $\log y = a_0 + g t$. הגדרה מדויקת של ההכנסה הפנויה הנקייה ושל שיעור החיסכון הנקי ראה בנספח 1.

2. השמעת ערך נכסי הציבור על הצריכה הפרטית

א. המשתנים הרלבנטיים

נציג את המשתנים הרלבנטיים שימשו אותנו בחלק האמפירי, ונדרן בקצרה בכמה פרטים, הנראים לנו חשובים. תיאור והסבר מפורט יותר נמצאים בנספח 1.

הנתונים על ערך נכסי הציבור הם חצי־שנתיים (לתקופה שמראשית 1971 עד 1982), ומשום כך בחרנו לאמוד את המשוואות השונות עם נתונים חצי־שנתיים. נתוני הצריכה אינם מנוכי עונתיות, ולכן הוספנו לכל אחת מהמשוואות משתנה רמה למחצית הראשונה של כל שנה. כל המשוואות נאמדו עם חותך.

בהמשך נשתמש בסימנים הבאים: $c_t =$ הצריכה הפרטית; $y_t =$ ההכנסה הפנויה הנקייה, מכל המקורות; $y_l t =$ ההכנסה מעבודה ומתשלומי העברה נטו לפרטים ולמלכ"ר; $yR_t =$ ההכנסה שלא מעבודה $(y - y_l)$; $A_{t-1} =$ ערך נכסי הסקטור הפרטי הלא־פיננסי בתחילת התקופה t ; $D1 =$ משתנה רמה למחצית הראשונה של כל שנה.

כל המשתנים הם במחירים קבועים, והבסיס הוא ממוצע 1975. נתוני ההכנסה מנוכים במדר הנגזר של הצריכה הפרטית. הצריכה הפרטית אינה כוללת את רכישות בני הקיימא, אך כוללת אומדן של צריכת שירותי בני קיימא הנגזרת מן המלאי שלהם. (ראה נספח 1.) משתנה הנכסים (A) מוגדר כסכום של הביטויים $A = AM - L + K$, כאשר $AM =$ הנכסים הפיננסיים, בערך שוק; $L =$ ההתחייבויות הפיננסיות, בערך שוק, $K =$ הנכסים הפיסיים, במחירים קבועים (מחירי מלאי ההון). הנכסים הפיננסיים מנוכים במדר המחירים לצרכן הנסב על אותה נקודת זמן, ואילו מלאי ההון חושב במחירים עצמיים.

הנכסים הפיסיים כוללים ארבעה רכיבים: $K = KD + KH + KE + KM$, כאשר $KD =$ מלאי בני הקיימא; $KH =$ מלאי המבנים למגורים; $KE =$ מלאי המבנים והציוד שבידי הפירמות; $KM =$ מלאי המוצרים שבידי הפירמות.

הנכסים הפיסיים מחושבים, כאמור, במחירים עצמיים. אפשר לטעון, שמדר הניכוי של הנכסים הפיסיים הרלבנטי לצורך אמידת פונקציות הצריכה הוא המדר הנגזר של הצריכה הפרטית. טענה כזאת שקולה כנגד הטענה, שמידת השפעתם של רווחי ההון מן הנכסים הפיסיים על הצריכה הפרטית דומה להשפעת הרכיבים האחרים של הרכוש. בהמשך נבחן אפשרות זו.

ב. המודל

נקודת המוצא לניתוח האמפירי היא המשוואה:

$$(2.1) \quad c_t = k_0 + k_1 y_t^p + u_t,$$

כאשר $c_t =$ הצריכה הפרטית, $y_t^p =$ ההכנסה הפרמננטית, $u_t =$ הצריכה הטרנזיטורית. את y_t^p ניתן לרשום כסכום של שני ביטויים:

$$(2.2) \quad y_t^p = y_l t^p + yR_t^p,$$

כאשר $y_l t^p$ ו- yR_t^p הן ההכנסות מעבודה ומנכסים, בהתאמה, והאינדקס p מסמן גורם פרמננטי. לגבי yR_t^p נניח:

$$(2.3) \quad yR_t^p = rA_{t-1};$$

מהצבה של (2.2) ו-(2.3) ב-(2.1) נקבל:

$$(2.4) \quad c_t = k_0 + k_1 y_l t^p + k_1 r A_{t-1} + u_t.$$

את $y_l t^p$ אמרנו סימולטנית עם שאר הפרמטרים של משוואה (2.4), בדרך דומה לזו שהציעו Zellner and Geisel (1970). השיטה מתבססת על הנחה אנלוגית ל-(1.4), כלומר:

$$(2.5) \quad yl^p = \gamma yl_t + (1 - \gamma)(1 + e)yl_{t-1}^p,$$

כאשר γ = המשקל שניתן להכנסה השוטפת מעבודה בהערכת ההכנסה הפרמנגנטית מעבודה, $e = e^r =$ קצב הגידול של ההכנסה הפרמנגנטית מעבודה. נסמן ב- yl_t^p את ההכנסה הפרמנגנטית מעבודה בתקופה 0. באמצעות הצבה חוזרת ניתן לרשום את (2.5) כסכום של שני ביטויים:

$$(2.6) \quad yl_t^p = X(\gamma, e)_t + V(\gamma, e)_t yl_t^p,$$

כאשר X ו- V מקיימים:

$$(2.7) \quad X(\gamma, e)_t = \gamma(yl_t + (1 - \gamma)(1 + e)yl_{t-1} + \dots + [(1 - \gamma)(1 + e)]^{t-1}yl_1);$$

$$(2.8) \quad V(\gamma, e)_t = [(1 - \gamma)(1 + e)]^t.$$

מהצבה של (2.6) עד (2.8) ב-(2.4) נקבל:

$$(2.4) \quad c_t = k_0 + (k_1 yl_t^p) V(\gamma, e)_t + k_1 X(\gamma, e)_t + k_1 r A_{t-1} + u_t.$$

את e ניתן לאמוד מהגרסיה $\log yl_t = b_0 + et$. את האומדן מציבים ב-(2.4), ואומדים את המשוואה לערכים שונים של γ , כאשר הקריטריון הוא "מינימום סכום ריבועי הסטיות". טווח הערכים שנבחרו ל- γ הוא 0.05*i*, כאשר $i = 1, \dots, 20$.

לפי משוואה (2.4), הגורמים הקובעים את הצריכה הפרטית הם ערך נכסי הציבור בתחילת התקופה, ההכנסות מעבודה בתקופות הקודמות וחלק (γ) מההכנסה השוטפת מעבודה. מכאן, שחלק ניכר מההכנסה הפנויה השוטפת, כפי שנמדד במערכת החשבונאות הלאומית, אינו בא לידי ביטוי במשוואה. תוצאה זו נובעת מנקודת המוצא, שלפיה רק ההכנסה הפרמנגנטית משפיעה על הצריכה הפרטית. לעתים נשמעת הטענה, כי ה"הוצאה לצריכה פרטית" (למעט רכישות בני קיימא), כפי שהיא נמדדת במערכת החשבונאות הלאומית, שונה מהמושג התיאורטי "זרם שירותי הצריכה", שהוא הרכיב הרלבנטי בתיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית, ובמילים אחרות — כי רבים מרכיבי הצריכה הפרטית דומים למוצרים בני קיימא באפשרות להקדים או לדחות את מועד צריכתם-רכישתם⁵. לדעת Darby (1974), שינויים בהכנסה הטרנזיטורית גוררים תהליך התאמה של הרכב הרכוש, וחלק מתהליך זה נרשם "בטעות" כצריכה פרטית. המודל הרלבנטי ל"הוצאה לצריכה פרטית" הוא, לדעתו:

$$(2.9) \quad c_t = k_0 + k_1 y_t^p + k_2 y_t^T + u_t,$$

כאשר $y^T =$ ההכנסה הטרנזיטורית. ממשוואות (2.2) ו-(2.3) עולה, שאת y^T ניתן לרשום:

$$(2.10) \quad y_t^T = y - y^p = y - yl^p - yR^p = y - yl^p - rA_{t-1}.$$

מהצבה של (2.10), (2.2) ו-(2.3) ב-(2.9) נקבל:

$$(2.11) \quad c_t = k_0 + (k_1 - k_2)yl_t^p + (k_1 - k_2)rA_{t-1} + k_2 y_t + u_t.$$

אם נציב את (2.6) ב-(2.11), תהיה המשוואה האנלוגית ל-(2.4):

$$(2.11') \quad c_t = k_0 + [(k_1 - k_2)yl_t^p] V(\gamma, e)_t + (k_1 - k_2)X(\gamma, e)_t + (k_1 - k_2)rA_{t-1} + k_2 y_t + u_t.$$

⁵ האומדנים שהתקבלו הם:

$$\log yl = 7.0 + 0.0265t$$

(569.3) (30.8)

$$R^2 = 0.977 \quad D.W. = 1.76$$

נציין, כי למשוואה זו רמת הסבר גבוהה, וכי לא ניכר מיתאם סדרתי בסטיות. במונחי החשבונאות הלאומית של ישראל ניתן לשייך לקבוצה זו חלק ממוצרי ההלבשה וההנעלה, צריכת מוצרים אחרים, צריכת ישראלים בחו"ל וחלק מרכיבי הצריכה של שירותים אחרים.

מהשוואה של (2.11) עם (2.4) אנו למדים, שהוספת משתנה ההכנסה השוטפת למשוואה (2.4) משנה את האינטרפרטציה של מקדמי המשתנים האחרים.

ג. ממצאים אמפיריים

אומדני ריבועים פחותים של משוואה (2.11') (משוואה א'), שנאמדה ל- $\gamma = 0.80$, מוצגים בלוח 1. העובדה שערך זה נמצא אופטימלי מלמדת, שההכנסה השוטפת מעבודה היא הרכיב העיקרי בהערכת ההכנסה הפרמנגנטית מעבודה⁷. למשוואה זו רמת הסבר גבוהה, וכל המקדמים, פרט למקדם ההכנסה הפנויה, מובהקים. האומדן של k_1 הוא 0.7, תוצאה התואמת בהחלט את ההנחה האפריורית בדבר גודלו של מקדם זה. המקדם של משתנה הנכסים מקבל ערך t גבוה יחסית, המעיד על חשיבותו הרבה של משתנה זה בהסבר הצריכה הפרטית. ממשוואה זו נגזרת תשואה של כ-5.7 אחוזים (לחצי שנה) — שיעור

לוח 1
המשתנה התלוי: C_t

המשוואה	א'	ב'	ג'	א'1	ב'1	ג'1
השיטה	OLS	OLS	OLS	AR1	AR1	AR1
קבוע	364.6 (2.7)	458.7 (5.0)	500.1 (6.1)	451.2 (4.9)	484.5 (7.8)	520.3 (8.0)
$D1$	-72.1 (-3.8)	-75.1 (-4.0)	-77.4 (-4.2)	-74.1 (-2.1)	-74.7 (-2.1)	-81.5 (-3.0)
V	647.3 (2.2)	650.2 (2.2)		406.4 (1.8)	385.1 (1.8)	
X	0.629 (2.3)	0.785 (3.5)		0.699 (3.2)	0.773 (5.0)	
y	0.072 (0.99)			0.028 (0.5)		
A	0.036 (3.3)	0.033 (3.1)	0.041 (4.8)	0.035 (4.2)	0.033 (4.5)	0.042 (6.1)
yl			0.634 (3.4)			0.603 (4.0)
R^2	0.9919	0.9915	0.9912	-	-	-
\bar{R}^2	0.9897	0.9897	0.9899	-	-	-
D.W.	2.52	2.60	2.49	1.67	1.60	1.76
s	45.54	45.51	45.15	-	-	-
$\hat{\rho}$				-0.53 (-2.4)	-0.56 (-2.7)	-0.37 (-1.7)
γ	0.80	0.80	1.00	0.80	0.80	1.00
k_1	0.701	0.785	0.634	0.727	0.773	0.603
k_2	0.072	0	0	0.028	0	0
r	5.7	4.2	6.5	5.0	4.3	7.0

⁷ ממצא זה אינו מפתיע, כהתחשב בתוצאות הרגרסיה של לוג ההכנסה מעבודה כנגד משתנה הזמן.

גבוה מעט, אך לא בלתי סביר. הפרמטר k_2 נמצא בלתי מובהק, ומכאן שחשיבות ההכנסה הטרוניטורית אינה רבה. עם זאת, כפי שניתן ללמוד ממשוואה ב', השמטת משתנה ההכנסה הפנויה משנה מעט את האומדנים: k_1 גדל ל-0.78, ושיעור התשואה יורד ל-4.2 אחוזים. תוצאה זו מעלה את האפשרות, שחוסר המובהקות של k_2 נובע מגודלו הקטן יחסית של המדגם, ולכן, לדעתנו, קשה להסיק, שלהכנסה הטרוניטורית אין כל השפעה על הצריכה הפרטית. אומדני משוואה א' נראים לנו סבירים מעט יותר מאומדני משוואה ב', אם כי הדבר נתון, כמוכח, לשיקולו של החוקר (או הקורא). מכל מקום, כאן ובהמשך נציג תמיד גם את האומדנים המתקבלים ככפופות למגבלה $k_2 = 0$.

השוואה של משוואה ג' עם משוואה ב' מלמדת, ששימוש בהכנסה השוטפת מעבורה כקירוב להכנסה הפרמנטית מעבורה גורר הטיה באומדנים: המקדם k_1 מוטה (כצפוי) כלפי מטה, ומקדם הרכוש — ולכן גם שיעור התשואה הנגזר — כלפי מעלה. עם זאת הטיית אלו אינן משנות את המסקנה בדבר חשיבותו של משתנה הנכסים בהסבר הצריכה הפרטית.

מהסטטיסטי של דרבין-ווטסון ניתן ללמוד, שהסטיות במשוואות א', ב' ו-ג' אינן בלתי תלויות. מיתאם כזה עלול לגרור הטיה בסטיות התקן של האומדנים, אולם לא באומדנים עצמם. קשה למצוא סיבה ברורה למיתאם זה, ובגודל המדגם הנוכחי (24 תצפיות) קשה לאבחון את טיב המיתאם. משוואות א'1, ב'1 ו-ג'1 נאמרו בהנחה השרירותית, שלסטיות מהמשוואה יש אופי של מיתאם סדרתי מסדר ראשון. כפי שניתן לראות, תיקון כזה משפר את מובהקות המקדמים וכמעט שאינו משנה את גודלם. ניתן לטעון, שמובהקותו של משתנה הנכסים אינה מעידה דווקא על חשיבותו בהסבר הצריכה הפרטית, אלא נובעת בעיקרה מאופן החישוב של צריכת שירותי דיור וצריכת שירותים של בני קיימא. כדי לוודא שאין הדבר כך, אמרנו את משוואה ג' בהחסרת הרכיבים של מלאי בני קיימא ומלאי הדיירות למגורים ממשנתה הנכסים. במלים אחרות: את המשתנה A החלפנו במשתנה ADH , המוגדר כ- $A - KD - KH$. אומדני ריבועים פחותים של המשוואה המתקבלת הם:

$$(2'ג) \quad c_t = 503.7 - 76.4 D_t + 0.593 y_t + 0.064 ADH_{t-1}$$

(6.0) (-4.1) (3.0) (4.7)

$$R^2 = 0.9911 \quad s = 45.50 \quad D.W. = 2.57$$

כפי שניתן לראות, משתנה הנכסים, כמו שאר המשתנים במשוואה זו, נשאר מובהק, ברמת מובהקות רומה לזו של משתנים אלו במשוואה ג'. גם רמת ההסבר של משוואה זו אינה נופלת כמעט מזו של משוואה ג', ומכאן שלטענה דלעיל אין אחיזה בנתונים.

3. השוואה עם הרכוש הנגזר מנתוני החשבונאות הלאומית (שיטת Stone)

מטרתו של פרק זה היא לבדוק, אם הנתונים על ערך השוק של נכסי הציבור מוסיפים אינפורמציה לגבי התנהגות הצריכה הפרטית, מעבר לאינפורמציה המתקבלת מנתוני החשבונאות הלאומית — וזאת בדרך של השוואת התוצאות המתקבלות תוך שימוש במשתנה הנכסים עם תוצאות השימוש במשתנה רכוש אלטרנטיבי, הנגזר מנתוני החשבונאות הלאומית. השוואה כזאת תאפשר לבחון את היתרון היחסי של משתנה הנכסים, וכן את טיבו.

הרכוש (הלא-אנושי) בתחילת התקופה $t + 1$ מוגדר כסכום של הרכוש בתחילת תקופה t והחיסכון במשך תקופה t ; החיסכון כולל את רווחי ההון הנובעים משינויים, שחלו בערך השוק של הרכוש במשך תקופה t . אם מתעלמים מרווחי ההון, ניתן למדוד את התוספת לרכוש באמצעות החיסכון הנגזר ממערכת החשבונאות הלאומית. נניח שלפנינו T תקופות, ונסמן ב- B_0 את הרכוש בתחילת תקופה 1. את המשתנה AS_t נגדיר כדלקמן:

$$(3.1) \quad AS_t = \sum_{i=1}^t (y_i - c_i).$$

את הרכוש הנגזר ממערכת החשבונאות הלאומית בתחילת תקופה t ניתן לרשום כך:

$$(3.2) \quad \tilde{A}_{t-1} = B_0 + AS_{t-1};$$

את המשתנה \tilde{A}_{t-1} ניתן להציב במשוואה (2.11'), במקום המשתנה A_{t-1} , ומהצבה כזאת נקבל:

$$(2.11'') \quad c_t = [k_0 + (k_1 - k_2)rB_0] + (k_1 - k_2)\gamma l_0^p V(\gamma, e)_t + (k_1 - k_2)X(\gamma, e)_t + (k_1 - k_2)rAS_{t-1} + k_2y_t + u_t.$$

אומדני משוואה (2.11'') מוצגים בלוח 2 (משוואה ד'). משוואה זו נאמדה ל- $\gamma = 0.95$, שהוא הערך האופטימלי, כאשר משתנה הרכוש הוא הרכוש הנגזר מנתוני החשבונאות הלאומית. כפי שניתן לראות, רמת ההסבר של משוואה זו גבוהה, המקדמים של הרכוש ושל המשתנה המייצג את ההכנסה הפרמנגטית מעבודה (X) מובהקים, וסדרי הגודל שלהם סבירים. לצדה של משוואה ד' מוצגים אומדנים של משוואה (2.11') לאותו ערך של γ (משוואה ה'). כפי שניתן לראות, לשתי המשוואות רמת הסבר

לוח 2

המשתנה התלוי C_t

המשוואה	ד'	ה'	ו'	ז'
השיטה	OLS	OLS	OLS	ARI
קבוע	879.9 (3.7)	369.9 (2.8)	425.0 (0.8)	145.2 (0.4)
$D1$	-72.4 (-3.7)	-72.4 (-3.8)	-72.4 (-3.7)	-74.5 (-1.9)
V	541.2 (1.4)	649.9 (1.8)	635.7 (1.6)	357.3 (1.1)
X	0.593 (2.1)	0.593 (2.3)	0.586 (2.1)	0.734 (3.4)
y	0.089 (1.2)	0.074 (1.0)	0.076 (1.0)	0.013 (0.2)
A		0.038 (3.6)	0.034 (0.96)	0.056 (2.5)
AS	0.029 (3.4)		0.003 (0.11)	-0.017 (-0.9)
R^2	0.9915	0.9919	0.9919	
R^2	0.9891	0.9897	0.9891	
D.W.	2.12	2.51	2.47	1.76
s	46.76	45.56	46.87	41.3
$\hat{\rho}$				-0.586 (-2.8)
γ	0.85	0.85	0.85	0.85
k_1	0.682	0.667		
k_2	0.089	0.074		
r	4.9	6.3		

רומה, אולם חשובה יותר העובדה שהאומדנים של k_1 ו- k_2 ושל שיעור התשואה הנגזר דומים בגודלם. תוצאה זו מלמדת, שאומדני הרכוש האלטרנטיביים, שנאמדו בדרכים שונות וממקורות שונים, דומים באופיים. תוצאה זו תומכת בהשערה, שמשנתנה הנכסים מהווה אומדן סביר לרכוש (הלא־אנושי) של הציבור. למשוואה ה' רמת הסבר גבוהה מעט יותר, אולם בגלל היקפו הקטן יחסית של המדגם לא ניתן לדחות את המודל המיוצג במשוואה ד' לטובת זה שמייצגת משוואה ה'. עם זאת, אומדני משוואות ו' ו-ו'1 מלמדים, שמשנתנה הנכסים עדיף על משנתנה הרכושי, הנגזר מנתוני החשבונאות הלאומית.

במשוואה ו' גם A וגם AS אינם מובהקים — בגלל המיתאם הגבוה ביניהם — אולם ערך t של המשתנה A גבוה פי 9 מזה של AS . ערך המקדם של A קרוב מאוד לזה המתקבל במשוואה ה', בעוד שערכו של המקדם של AS קרוב מאוד לאפס. המיתאם הסדרתי במשוואות ה' ו-ו' מקשה אף הוא על ההבחנה בין משתנים אלו. כאשר אומדים את משוואה ו' עם תיקון בגין מיתאם סדרתי מסדר ראשון (משוואה ו'1), המשתנה A הופך מובהק ($t = 2.5$), ואילו המקדם של AS מחליף סימן ונשאר בלתי מובהק. בנספח 2 מוצגים אומדנים נוספים, פעם בהשמטת y ופעם בהנחה כי $\gamma = 1$. כפי שניתן לראות, המסקנות אינן משתנות. לסיכום, מלוח 2 עולות המסקנות הבאות:

- (א) משנתנה הנכסים הוא אומדן סביר לרכוש (הלא־אנושי) הרלבנטי לשיקולי הציבור בקביעת הצריכה הפרטית.
- (ב) במשתנה הנכסים כלולה אינפורמציה ייחודית לגבי התנהגות הצריכה הפרטית, שאין בנתוני החשבונאות הלאומית.
- (ג) העובדה, ששיעור התשואה הנגזר ממשנתנה הנכסים גבוה מזה הנגזר מה"חיסכון המצטבר", מעלה את האפשרות שאומדן זה מוטה כלפי מעלה — וזאת, כנראה, משום שמשנתנה הנכסים הוא "אומדן חסר" של רכוש הציבור. מכאן, שלצורך אמידת שיעור התשואה הנגזר מהרכוש עדיף אולי להשתמש ב"חיסכון המצטבר" — אולם לצורך החיזוי וההסבר של התנהגות הצריכה הפרטית עדיף להשתמש במשתנה הנכסים, גם אם משנתנה זה אינו כולל את כל רכיבי "הרכוש האמיתי".

4. השוואה עם הגישה המקובלת

בפרק זה אנו משווים בין "הגישה המקובלת" ובין "הגישה האלטרנטיבית", כפי שהוגדרו בפרק 1. נקודת המוצא היא משוואה (2.1). לשם הפשטות, נניח תחילה כי $k_2 = 0$, כלומר כי

$$(2.1) \quad c_t = k_0 + k_1 y_t^p + u_t.$$

הנחת היסוד של "הגישה המקובלת" היא הנחה (1.4), כלומר:

$$(1.4) \quad y_t^p = \beta y_t + (1 - \beta)(1 + g)y_{t-1}^p.$$

מהצבה של (2.1) (בפיגור של תקופה) ב-(1.4) והצבה חוזרת ב-(2.1) מקבלים:

$$(4.1) \quad c_t = k_d [1 - (1 - \beta)(1 + g)] + k_1 y_t + (1 - \beta)(1 + g)c_{t-1} \\ + [(u_t - (1 - \beta)(1 + g)u_{t-1})].$$

משוואה 4.1 היא משוואת צריכה המקובלת ברוב המחקרים האמפיריים. ברם, כפי שנאמר במבוא, כרוכים בגישה זו שני קשיים בסיסיים, הטמונים בהנחה (1.4): (א) ההכנסה מעבודה שונה מההכנסה שאינה מעבודה, בשיעורו של הרכיב הטרנזיטורי; חלקו בהכנסה מעבודה קטן יותר מאשר בהכנסה שאינה מעבודה, עובדה שאינה באה לידי ביטוי בהנחה; (ב) גם האינפורמציה על ערך השוק של נכסי הציבור אינה מתבטאת בהנחה. נוסף על שני קשיים אלה, קיימת במשוואה (4.1) בעיה סטטיסטית, שעליה נעמוד בהמשך.

את "הגישה האלטרנטיבית" מייצג המודל:

$$(4.2) \quad c_t = k_0 + k_1 y_t + k_2 r A_{t-1} + u_t.$$

משוואה (4.2) מתקבלת ממשוואה 2.11, אם מציבים $k_2 = 0$ ו- $yl^p = yl$. כדי להשוות בין המודלים האלטרנטיביים שמייצגות משוואות (4.1) ו-(4.12), ננסח את המודל הכללי הבא:

$$(4.3) \quad c_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 c_{t-1} + a_3 y_t + a_4 A_{t-1}.$$

לפי משוואה (4.1) מתקיים $a_3 = a_4 = 0$. ואילו לפי משוואה (4.2): $a_1 = a_2 = 0$. אומרני ריבועים פחותים של משוואות (4.1) ו-(4.3) מוצגים בלוח 3 (משוואות ז' ו'ח').

לוח 3

המשתנה התלוי: C_t

המשוואה	ז'	ח'	ט'
קבוע	-193.6 (-1.4)	448.7 (2.4)	989.3 (2.5)
D1	-113.3 (-4.0)	-68.0 (-2.9)	-71.4 (-3.0)
y	0.242 (3.2)	0.068 (1.1)	0.098 (1.5)
c_{t-1}	0.771 (9.9)	-0.071 (-0.4)	-0.025 (-0.1)
yl		0.538 (2.6)	0.502 (2.3)
A		0.046 (2.8)	
AS			0.034 (2.6)
R^2	0.9810	0.9919	0.9915
\bar{R}^2	0.9781	0.9896	0.9891
D.W.	2.87	2.36	1.98
s	66.4	45.78	46.81

רמת ההסבר של משוואה ז' נמוכה מזו של משוואה (4.2). (ראה משוואה ג' בלוח 1) המקדמים של ההכנסה השוטפת והצריכה כפיגור אמנם מובהקים, אולם האומדן הגגור של k_1 גבוה מדי⁵. וכאמור בפרק 1, מקדם זה צריך להיות סביב 0.7 (העריפות היחסית של המודל שמייצגת משוואה (4.2) בולטת במשוואה ח'. כפי שניתן לראות, המקדם של הצריכה כפיגור מקבל סימן שלילי ואינו מובהק, ואילו המקדמים של משתני ההכנסה

⁵ את g אמדנו באמצעות המקדם של t מהגרסיה:

$$\log y = 7.98 + 0.0164t$$

(376.1) (11.1)

$$R^2 = 0.847 \quad s = 0.0504 \quad D.W. = 1.03$$

בעזרת אומדן זה והמקדמים של ההכנסה והצריכה כפיגור אמדנו את β (0.241) ואת k_1 (1.004).

מעבודה ושל הנכסים הם מובהקים ובעלי סדרי גודל סבירים. גם מקדם ההכנסה השוטפת אינו מובהק, אם כי אינו זניח — דבר המעיד, כאמור בפרק 2, על השפעה מסוימת של ההכנסה הטרוניטורית. ממשוואות ז' רח' ניתן אפוא להסיק, לפחות במרגם הנוכחי, שהגישה האלטרנטיבית עדיפה על הגישה המקובלת. לפי משוואה ח', משתנה ערך השוק של נכסי הציבור (בתחילת התקופה) כולל אינפורמציה חשובה, המכילה גם את כל האינפורמציה הכלולה בפיגור הראשון של הצריכה.

כפי שציינו בפרק הקודם, גם אם אין בידינו נתונים על ערך השוק של נכסי הציבור, עדיין ניתן לנקוט את הגישה האלטרנטיבית, וזאת בדרך של שימוש בחיסכון המצטבר, הנגזר מנתוני החשבונאות הלאומית. כאשר מחליפים במשוואה (4.2) את משתנה הנכסים (A) בחיסכון המצטבר (AS), מתקבלים אומדנים וערכי i דומים לאלו שבמשוואה ח'. (ראה משוואה ט'). מכאן, שגם אם אין בידינו נתונים על ערך השוק של נכסי הציבור, הגישה האלטרנטיבית עדיפה על הגישה המקובלת. ממשוואה ט' ניתן גם ללמוד, שבפיגורים נוספים של ההכנסה הפנויה והצריכה כלולה אינפורמציה שאינה נמצאת בפיגור הראשון של הצריכה.

כאמדת משוואה (4.1) כרוך קושי סטטיסטי, הנובע מהעדר תצפיות על הצריכה הטרוניטורית (u_t). המשתנה שצריך להופיע במשוואה זו הוא למעשה הצריכה הפרמננטית בפיגור ($c_{t-1} - u_{t-1}$) ולא הצריכה בפיגור. הרבר מביא, כידוע, להטיה של אומדני הריבועים הפחותים של המשוואה. המקדם של הצריכה בפיגור מוטה כלפי מטה (ולכן האומדן של β מוטה כלפי מעלה), ומקדם ההכנסה השוטפת — כלפי מעלה. (את כיוון ההטיה באומדן של k_1 לא ניתן להעריך מראש²). כאינדיקציה להטיות אלו משמש — לפחות במקרה הספציפי הנוכחי — המיתאם השלילי בטטיות מהמשוואה, המשתקף בערכו הגבוה של הסטטיסטי של דרבין ווטסון. (במשוואה ז' — 2.87; במקרה הנוכחי סטטיסטי זה מוטה כלפי 2.)

תוצאות המתקבלות בלוח 3 תומכות אפוא בעדיפותה של "הגישה האלטרנטיבית" על משוואה (4.1), אולם אינן מעידות בהכרח כי הנחה (1.4) אינה תקפה. כדי לבדוק הנחה זו, יש להתגבר תחילה על הבעיה הסטטיסטית הגורמת להטיה. ניתן לעשות זאת בשיטה שהציעו Zellner and Geisel (1970), ובה השתמשנו בשני הפרקים הקודמים, לצורך אמדת ההכנסה הפרמננטית מעבודה:

באופן אנלוגי ל-(2.6) ל-(2.7) ול-(2.8) נגדיר:

$$(4.4) \quad y^p = Z(\beta, g) + E(\beta, g)y^g;$$

$$(4.5) \quad Z(\beta, g) = \beta(y_t + (1 - \beta)(1 + g)y_{t-1} + \dots + (1 - \beta)(1 + g)^{t-1}y_1);$$

$$(4.6) \quad E(\beta, g) = [(1 - \beta)(1 + g)]^t.$$

מהצבה של (4.4), (4.5) ו-(4.6) ב-(2.9) נקבל:

$$(4.7) \quad c_t = k_0 + (k_1 - k_2)y^g E(\beta, g)_t + (k_1 - k_2)Z(\beta, g)_t + k_2 y_t + u_t.$$

את (4.7) אמדנו בדרך דומה לזו שבה אמדנו את משוואה (2.11). אומדני ריבועים פחותים של משוואה (4.7) מוצגים בלוח 4 (משוואה י'). משוואה זו נאמדה ל- $\beta = 0.15$, ערך שנמצא אופטימלי. כצפוי, ערך זה נמוך (ככ־40 אחוזים) מהערך הנגזר ממשוואה ז'. במשוואה י' אין מיתאם סדרתי, ורמת ההסבר גבוהה מזו של משוואה ז', אך אינה עולה על זו של המשוואות המוצגות בלוחות 1 ו-2. כמו במשוואה ז', גם כאן האומדן הנגזר של k_1 גבוה מדי (1.03), דבר המפחית מהמהימנות של המשוואה.

כאשר מוסיפים למשוואה י' את משתנה הנכסים (A), משתנה זה אינו מובהק, אולם גם מקדם ההכנסה הפרמננטית הופך בלתי מובהק, ויורד בכמציות. (ראה משוואה י"א.) כאשר עורכים תיקון בגין מיתאם סדרתי מסדר ראשון, גדל המקדם של משתנה הנכסים וכן ערך i שלו, בעוד שמקדם ההכנסה הפרמננטית ממשיך להצטמצם, וערך i שלו יורד מתחת ל-1. תוצאות אלו מלמדות, מחד גיסא, על מיתאם גבוה בין משתנה הנכסים למשתנה ההכנסה הפרמננטית — אך מאידך מרמזות, כי במשתנה הנכסים קיימת אינפורמציה נוספת חשובה, שאינה נמצאת בפיגורים של ההכנסה השוטפת. סביר להניח, שעיקרה של אינפורמציה זו נמצא בנכסים

² ניתן להראות, שאם $k_2 \neq 0$, מחריפות ההטיות, ובאותו כיוון. (ראה Darby, 1974.)

הפיננסיים. כאשר מוסיפים את הנכסים הפיננסיים (AM), משתנה זה נמצא מובהק ($t = 3.1$; ראה משוואה י"ב), רמת ההסבר של המשוואה עולה, ומקדם ההכנסה הפרמנגנטית הופך בלתי מובהק. כמשוואה י"ב קיים מיתאם סדרתי שלילי, אולם כפי שניתן ללמוד ממשוואה י"ב, כאשר עורכים תיקון בגין מיתאם סדרתי מסדר ראשון, המסקנה לגבי חשיבות הנכסים הפיננסיים אף מתחזקת. ניתן לטעון, שההשפעה הנתפסת כמשוואה י"ב מבטאת בעיקר השפעת נזילות ולא השפעת רכוש, וכדי לבדוק אפשרות זו הוספנו למשוואה י' רק את משתנה הנכסים הנוכחיים (AMS). כפי שמראה משוואה י"ג, הערך שמקבל משתנה זה דומה לערך משתנה הנכסים הפיננסיים כמשוואה י"ב, אולם מקדם ההכנסה הפרמנגנטית (כמשוואה י"ג) נשאר מובהק ($t = 8.5$), וגודלו קרוב לזה שבמשוואה י'. מכאן, שההשפעה הנתפסת כמשוואה י"ב היא בעיקרה השפעת רכוש. לסיכום, לפי תוצאות הלוחות 3 ו-4, "הגישה האלטרנטיבית" עדיפה על "הגישה המקובלת". במלים אחרות: לצורך אמירת ההשפעה של ההכנסה הפרמנגנטית, יש לאמוד בנפרד את ההכנסה הפרמנגנטית מעבודה ואת ההכנסה הפרמנגנטית מרכוש. את ההכנסה הפרמנגנטית מרכוש רצוי לאמוד לפי ערך השוק של נכסי הציבור, ואם הדבר אינו ניתן — אפשר להשתמש ב"חיסכון הנגזר" כקירוב ראשון. מכל מקום, הפרדה כזאת עדיפה על שימוש ב"גישה המקובלת", שלפיה אומרים את ההכנסה הפרמנגנטית באמצעות פיגורים של ההכנסה השוטפת.

לוח 4

המשתנה התלוי C_t

המשוואה	י'	י"א	י"ב	י"ג	י"א1	י"ב1	י"ג1
השיטה	OLS	OLS	OLS	OLS	AR1	AR1	AR1
קבוע	-1149.3 (-4.5)	-528.1 (-0.7)	563.5 (0.9)	-872.0 (-3.2)	-201.8 (-0.3)	718.0 (2.1)	-766.8 (-4.0)
D1	-68.2 (-3.3)	-67.3 (-3.2)	-66.5 (-3.8)	-67.8 (-3.5)	-69.3 (-2.5)	-68.1 (-2.1)	-68.2 (-2.3)
E	2765.5 (7.8)	1659.1 (1.2)	627.6 (0.8)	2387.3 (6.3)	1130.4 (1.0)	506.3 (1.2)	2345.1 (8.6)
Z	0.970 (10.2)	0.560 (1.2)	0.308 (1.3)	0.868 (8.5)	0.372 (0.9)	0.282 (2.1)	0.868 (11.8)
γ	0.051 (0.8)	0.083 (1.1)	0.034 (0.6)	0.009 (-0.1)	0.090 (1.3)	0.012 (0.3)	-0.055 (-1.0)
A		0.028 (0.9)			0.041 (1.5)		
AM			0.070 (3.1)			0.073 (5.5)	
AMS				0.074 (2.0)			0.091 (3.2)
R^2	0.9898	0.9902	0.9933	0.9916			
\bar{R}^2	0.9876	0.9875	0.9914	0.9893			
D.W.	2.09	2.31	2.95	2.63	1.87	1.91	1.71
s	49.92	50.26	41.52	46.48	48.8	34.15	42.69
$\hat{\rho}$					-0.258 (-1.1)	-0.583 (3.1)	0.415 (-2.0)

5. התרומה היחסית של רכיבים מסוימים של הנכסים להסבר הצריכה הפרטית

בפרק זה נבחן את התרומות היחסיות של רכיבים מסוימים של הנכסים להסבר התנהגותה של הצריכה הפרטית. תחילה נבדוק אם קיימת השפעת נזילות, מעבר להשפעת הרכוש, ואחר כך — אם "רווחי ההון" על הנכסים הפיסיים מתבטאים בצריכה הפרטית. עקרונית, שאלות אלו צריכות להיברק באופן סימולטני, אולם בגלל מספרן הקטן יחסית של התצפיות (ומספרם הגדול יחסית של המשתנים המסבירים) ובגלל המיתאם הגבוה בין המשתנים המסבירים, נעסוק בכל שאלה בנפרד. חשוב להדגיש, שטיפול כזה מפחית ממהימנות הממצאים — ולכן יש להתייחס אליהם בהסתייגות מסוימת, ולא לקבלם כמסקנות מוחלטות.

א. השפעת נזילות

תיאוריית ההכנסה הפרמננטית ותיאוריית מחזור החיים (בצורתן הקיצונית) מניחות, שקיים שוק משוכלל לכל מוצר צריכה ולכל נכס. בהנחה זו, הפרט יכול לשנות את הרכב הרכוש בלי שערך הרכוש ישתנה, ולכן ההחלטה על הצריכה הפרטית אינה תלויה בהרכב הרכוש — אולם בשוק הון לא משוכלל הרכב הרכוש משפיע על יכולתו של הפרט להתאים את הצריכה לשינויים בלתי צפויים בערך השוק של רכוש, או לממן צריכה בלתי מתוכננת. במקרה כזה סביר להניח, שמגבלות נזילות — המתבטאות ביכולת המימוש של נכסים, או בקבלת אשראי — תשפעה על הצריכה הפרטית, ובהנחה זו צפוי שהשפעתם של הרכיבים הנוזילים על הצריכה הפרטית תהיה חזקה מזו של הרכיבים הלא-נוזילים.

נתרכז תחילה בנכסים הפיננסיים. משתנה זה הוא סכום של שני רכיבים עיקריים — נכסים לטווח קצר (AMS) ונכסים לטווח בינוני וארוך ($AMXb$; ראה הגדרה בנספח 1). בהנחה שקיימת השפעת נזילות, ניתן לרשום את המודל כדלקמן:

$$(5.1) \quad c_t = k_0 + k_1 y_t + \eta_1 A_{t-1} + \eta_2 AMS_{t-1} + \eta_3 AMX_{t-1}.$$

אם אכן קיימת השפעת נזילות, נצפה שהמקדמים η_2 ו- η_3 יהיו חיוביים. כן נצפה ש- η_2 יהיה גדול מ- η_3 . אומדני ריבועים פחותים של משוואה (5.1) מוצגים בלוח 5 (במשוואה ט"ז)¹⁰. הלוח מראה, כי מקדם הנכסים הנוזילים מקבל סימן חיובי ומובהק — תוצאה העולה בקנה אחד עם "השערת הנזילות". לעומת זאת מקבל מקדם הנכסים לטווח בינוני וארוך סימן שלילי ולא-מובהק, ולכן השפעתו אינה שונה מזו של שאר רכיבי הרכוש. תוצאה זו מתיישבת עם תכונת "חוסר הנזילות", המאפיינת חלק ניכר מהרכיבים הכלולים במיצרף זה (תכניות חיסכון, קופות גמל וכד'). את משוואה ט"ז אמרנו גם בהשמטת AMS , וכן בהשמטת AMX (משוואת י"ז רי"ח), וכפי שניתן לראות, המסקנות אינן משתנות. כאשר מוסיפים למשוואה י"ח את ההתחייבויות לזמן קצר (LS ; משוואה י"ט), משתנה זה לא נמצא מובהק — אף שמראש אולי ניתן לצפות, כי הוא יבטא מידה מסוימת של השפעת נזילות, בשל קיומו של קיצוב באשראי בתקופות שונות. ייתכן שההסבר לכך טמון במשקלם הקטן יחסית של משקי הבית באשראי לזמן קצר.

לסיכום, ממצאי לוח 5 אינם עומדים בסתירה להשערה, שקיימת מגבלת נזילות בהתאמת הצריכה לשינויים בערך הרכוש. עלייה בערך השוק של הנכסים הנוזילים תשפיע על הצריכה, לפחות בטווח הקצר, יותר מעלייה דומה ברכיבים האחרים של הרכוש.

ב. התרומה של "רווחי ההון" על הנכסים הפיסיים להסבר הצריכה
עד כה נמדד מלאי הנכסים הפיסיים במחירים עצמיים ולא במחירי שוק — וזאת בהנחה, ששינוי בערך השוק של מלאי ההון, הנובע משינוי מחירים יחסיים (ולא משינוי כמות), אינו משפיע על הרכוש הרלבנטי לצריכה הפרטית. הנחה זו נבחנת להלן.

¹⁰ כל המשוואות בלוח 5 נאמרו עם תיקון בנין מיתאם סדרתי מסדר ראשון. אומדני ריבועים פחותים רגילים מוצגים בנספח 3.

לוח 5

השפעת הנזילות

המשוואה	י"ד	ט"ז	ט"ז	י"ז	י"ח	י"ט	כ'
קבוע	520.3 (8.0)	681.2 (5.8)	397.7 (4.8)	381.3 (2.5)	506.2 (13.1)	505.2 (11.6)	504.6 (7.0)
D1	-81.5 (-3.0)	-77.7 (-2.9)	-73.1 (-1.7)	-83.7 (-2.7)	-72.1 (-2.4)	-72.1 (-1.8)	-82.0 (-2.9)
yl	0.603 (4.0)	0.348 (1.6)	0.345 (2.9)	0.720 (3.9)	0.238 (2.4)	0.241 (2.1)	0.644 (3.8)
A	0.042 (6.1)	0.039 (5.7)	0.053 (12.9)	0.046 (5.9)	0.050 (13.1)	0.05 (12.2)	0.041 (5.8)
AM		0.027 (1.6)					
AMS			0.079 (6.0)		0.082 (6.1)	0.081 (5.8)	
AMXI			-0.017 (-1.5)	-0.023 (-1.0)			
LS						-0.000 (-0.0)	-0.015 (-0.5)
D.W.	1.76	1.77	2.22	1.79	2.16	2.16	1.81
s	42.27	40.74	25.97	42.30	26.79	27.51	43.03
$\hat{\rho}$	-0.370 (-1.7)	-0.391 (-1.9)	-0.785 (-5.9)	-0.458 (-2.1)	-0.748 (-5.4)	-0.747 (-5.3)	-0.388 (-1.8)

נסמן: K = מלאי הנכסים הפיסיים, במחירים קבועים;

P_k = המחיר הנגזר של K ;

P = מדר המחירים לצרכן.

בסימון זה, מלאי ההון כמחירי שוק יהיה:

$$(5.2) \quad \tilde{K} = KP_k/P.$$

נגדיר:

$$(5.3) \quad GK = \tilde{K} - K = (P_k/P - 1)K.$$

את השינויים ב- GK ניתן לפרש כרווחי הון הנובעים משינויים במחיר הנגזר של ההון יחסית למדר המחירים לצרכן.

כפי שצוין בפרק 1, מלאי הציוד והמכנים שבירי הפירמות הלא-פיננסיות הוא אחד הרכיבים של מלאי הנכסים הפיסיים. את ערך השוק של רכיב זה ניתן לאמוד בדרך נוספת. לצורך זה נסמן:

$KE =$ מלאי הציוד והמבנים שבידי הפירמות;
 $P_{ke} =$ המחיר הנגזר של KE ;
 $P_s =$ מדרד מחירי המניות הלא-פיננסיות.
 נגזר:

$$(5.4) \quad \tilde{KE} = KE \cdot P_{ke}/P;$$

$$(5.5) \quad \bar{KE} = KE \cdot P_s/P;$$

$$(5.6) \quad GS = \bar{KE} - \tilde{KE} = KE \left(\frac{P_s - P_{ke}}{P} \right).$$

בהנחה, שמדרד מחירי המניות הלא-פיננסיות משמש קירוב סביר למחיר ה"אמיתי" של מלאי ההון שבידי הפירמות, ניתן לאמוד את ערך השוק של מלאי זה באמצעות \bar{KE} . בהנחה זו, השינויים ב- GS מבטאים את התנודות ברווחי ההון ממלאי זה, תנודות הנובעות משינויים במחירי המניות יחסית למחירי מלאי ההון.

כדי לבחון את התרומה של GK ו- GS להסבר הצריכה הפרטית, נוסף שני משתנים אלו למשוואה י"ד שבלוח 5. האומדנים המתקבלים הם¹¹:

$$(כ"א) \quad C_t = 651.1 - 66.8D_t + 0.258y_t + 0.056A_{t-1} + 0.0097GK_{t-1} + 0.0075GS_{t-1}$$

(12.2) (-1.8) (2.1) (10.5) (2.7) (4.2)

$$D.W. = 2.21 \quad s = 31.46 \quad \hat{\rho} = -0.667$$

(-4.1)

כפי שניתן לראות, לשני המשתנים תרומה חיובית ומובהקת להסבר הצריכה. עם זאת, המקדמים של משתנים אלו קטנים בהרבה מהמקדם של משתנה הנכסים, ומכאן שרק חלק (קטן) מ"רווחי ההון" על הנכסים הפיסיים נתפס כשינוי ברכוש הרלבנטי לצריכה. אפשר להסביר זאת בתנודות החריפות, המאפיינות את רווחי ההון, בהיותו מודע לתנודות אלו, מתייחס הציבור, בהערכת הרכוש הרלבנטי לצריכתו, בעיקר למגמה של "רווחי ההון". מכל מקום, ממצא זה תומך בגישתנו, שלפיה מלאי הנכסים הפיסיים נמדד במחירים עצמיים ולא במחירי שוק.

נספח 1

אומדני הרפוש והצריכה — מקורות הנתונים

א. אומדני הרכוש

אומדני הרכוש של הציבור מתבססים על עבודתו של דני יריב "אמידת הרכוש של הציבור והתפתחותו בשנים 1970-1982". הגדרת הסקטור כוללת את משקי הבית והפירמות הלא פיננסיות¹². הגדרה זו אינה סותרת את הגדרת הסקטור הפרטי בחשבונאות הלאומית, ולכן היא תואמת את נתוני הצריכה הפרטית.

¹¹ המשוואה נאמדה עם תיקון בגין מיתאם סדרתי מסדר ראשון.

¹² ערך הנכסים נטו של הסקטור הפיננסי נכלל באמצעות המניות הפיננסיות שבידי הציבור. כדי למנוע כפל ברישום, נוכה ממלאי המבנים והציוד של הסקטור העסקי ערך המבנים והציוד שבידי הבנקים המסחריים.

הרכוש נאמד באמצעות סכימה של רכיביו. בגלל העדר נתונים לא נכללו כמה רכיבים, שהחשובים שבהם הם מזומנים במטבע חוץ, קרקעות שבידי הציבור ופנסיה תקציבית. נציג את רכיבי הרכוש, ונעמוד בקצרה על דרך אמידתם.

(1) הנכסים לזמן קצר (AMS)

אלו כוללים אמצעי תשלום, פיקדונות לזמן קצר במערכת הבנקאות, תעודות פיקדון סחירות ומילות קצרי מועד שבידי הציבור, פיקדונות במטבע חוץ של תושבים מקומיים ופת"ח של תושבים מקומיים (עו"ש וזמן קצוב), איגרות חוב סחירות שבידי הציבור ומניות פיננסיות שבידי הציבור.

(2) הנכסים לזמן בינוני וארוך (AMXL)

הנכסים לזמן בינוני כוללים פיקדונות מהציבור למתן הלוואות, תכניות חיסכון ופיקדונות צמודים לזמן ארוך, פיקדונות פיצויים ואשראי של יצואנים לחו"ל. הנכסים לטווח ארוך כוללים פיקדונות בקופות גמל וביטוח חיים, וכן את מילות החובה (בערכם הנוכחי).

(3) ההתחייבויות לזמן קצר (LS)

אלו כוללות אשראי חופשי במטבע ישראלי ובמטבע חוץ (למעט אשראי לרלק¹¹), אשראי מוכוון במטבע ישראלי ובמטבע חוץ, אשראי ספקים ואשראי ישיר מחו"ל.

(4) ההתחייבויות לזמן ארוך

אלו כוללות התחייבויות במטבע ישראלי במערכת הבנקאות, בכניקים למשכנתאות ובמוסדות כספיים שבפיקוח. האשראי הצמוד הובא בחשבון לפי ערכו בספרים, ואילו מהאשראי הלא-צמוד הופחתה הסובסידיה הגלומה בו. הסובסידיה חושבה באמצעות פריסת הערך הנומינלי של יתרת החוב לפי שיעור הריבית הממוצע על החוב, וזרם זה הוון לפי שיעור הריבית הנומינלי הצפוי. שיעור זה נאמד לפי האינפלציה בשנה האחרונה, ועוד ריבית ריאלית של 4 אחוזים. ההתחייבויות במטבע חוץ כוללות פיקדונות למתן הלוואות במערכת הבנקאות ואשראי ישיר מחו"ל לזמן ארוך. הסובסידיה הגלומה באשראי זה חושבה באותה דרך.

(5) הנכסים הפיסיים

סדרת מלאי הנכסים בני-הקיימא נאמדה בדרך של צבירת רכישות חצי-שנתית, בניכוי הפחת המצטבר. הונח פחת בקו ישר של 10 שנים לריהוט וציוד לבית ו-12 שנים לכלי רכב. מלאי המבנים למגורים נאמד על פי סדרת מלאי ההון הנקי במשק, וכן נוכה מלאי הדירות שבידי הסקטור הציבורי. מחירי הדיור תוקנו, והנתונים החצי-שנתיים נאמדו לפי מלאי ההון בתחילת השנה, כתוספת מחצית ההשקעה השנתית הנקייה. מלאי הציוד והמבנים נאמד על פי נתוני מלאי ההון הנקי, בניכוי מבנים וציוד שבידי הבנקים המסחריים. מלאי המוצרים נאמד לפי סדרות מלאי המוצרים המוגמרים והמוצרים שבתהליך בסקטור התעשייה. האומדן למחצית השנה חושב לפי ממוצע מלאי המוצרים במחירים קבועים בתחילת השנה ובסופה.

¹¹ לא נכללו האשראי לרלק ומלאי הרלק. אמנם פורמאליית ענף זה נמצא בבעלות הציבור, אך בפועל נקבעת פעילותו בידי הממשלה.

ב. נתוני הצריכה וההכנסה (נתונים חצי־שנתיים)

(1) הצריכה הפרטית (C)

משתנה זה הוא סך הצריכה הפרטית, כפי שהיא מוגדרת בחשבונאות הלאומית, למעט רכישות בני־קיימא ובתוספת אומדן של צריכת שירותיהם של בני־קיימא. כל זאת במחירים קבועים של 1975. צריכת שירותים של בני־קיימא (CDD) נאמדה באמצעות הנוסחה:

$$CDD_t = DEP_{KD_t} + rKD_{t-1}$$

כאשר KD_{t-1} = המלאי הנקי של מוצרים בני־קיימא בתחילת התקופה, r = מחיר ההון של החזקת מלאי של בני־קיימא (הנחנחו ש־ $r = 0.02$), ו־ DEP_{KD_t} = הפחת על מלאי בני־קיימא.

(2) ההכנסה הפנויה הנקייה מכל המקורות (v)

מאחר שאין נתונים חצי־שנתיים על ההכנסה הפנויה, נאלצנו לאמוד 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, שבמשך השנה נשאר שיעור המסים הישירים והעקיפים קבוע.) בחישוב ההכנסה הגולמית הפנויה כללנו רק שליש מרכיב התמיכות בהלוואות הממשלה לסקטור העסקי. (זאת בעקבות מסקנותיהם של ליטוין ומרידור, 1982). בעזרת נתונים חצי־שנתיים על התוצר, נתונים שנתיים על ההכנסה הפנויה וההנחה דלעיל, יצרנו נתונים חצי־שנתיים של "ההכנסה הגולמית הפנויה ממקורות פנים". ממשתנה זה החסרנו את הפחת של הסקטור העסקי, ועליו הוספנו את ההכנסה הזקופה משירותים של בני־קיימא (CDD) ואת ההעברות לפרטים מחו"ל. התרגום למחירים קבועים נערך בדרך של חלוקה במדד הנגזר של סך הצריכה הפרטית.

(3) ההכנסה הפנויה מעבודה ומתשלומי העברה שוטפים נטו לפרטים ולמלכ"ר (vi)

תשלומי העברה שוטפים נטו לפרטים ולמלכ"ר נלקחו ממערכת החשבונאות הלאומית ועובדו לנתונים חצי־שנתיים, בדומה לעיבוד ההכנסה הפנויה. ההכנסות מעבודה חושבו מנתוני שכר של הביטוח הלאומי (ללא עובדים מהשטחים המוחזקים). מנתונים אלו נוכו המסים, כפי שהם נאמדו בדוחות בנק ישראל לשנים המתאימות. שני המשתנים דלעיל חושבו במחירים שוטפים, ותורגמו למחירים קבועים באמצעות החלוקה במדד הנגזר של סך הצריכה הפרטית.

נספח 2: משוואות נוספות במסגרת פרק 3

המשוואה	כ"ב	כ"ג	כ"ד ¹	כ"ה ¹
קבוע	1,062.4 (5.2)	470.4 (1.0)	448.6 (4.7)	850.1 (3.3)
$D1$	-79.7 (-4.1)	-77.3 (-4.1)	-74.8 (-4.0)	-75.4 (-3.9)
yl	0.666 (3.4)	0.635 (3.3)		
V			698.8 (2.6)	670.6 (2.3)
X			0.825 (3.5)	0.882 (3.6)
A		0.043 (1.3)	0.031 (2.8)	0.023 (2.4)
AS	0.031 (4.4)	-0.002 (-0.06)		
R^2	0.9904	0.9912	0.9915	0.9909
\bar{R}^2	0.9889	0.9893	0.9897	0.9890
D.W.	2.04	2.50	2.60	2.31
S	47.20	46.3	45.47	47.04
γ	1	1	0.75	0.75
k_1	0.666	-	0.825	0.882
r	4.7	-	3.8	2.6

¹ כאשר משמשים את Y , אזי הע' האופטימלי הוא בשני המקרים 0.75.

נספח 3: אומדני ריבועים סתוחים רגילים של המשוואות בלוח 5

המשוואה	ט"ז	ט"ח	ט"ט	י"א	י"ב	י"ג
קבוע	656.3 (4.8)	442.1 (2.5)	485.5 (2.5)	458.6 (6.0)	459.0 (5.6)	496.3 (5.6)
$D1$	-74.5 (-4.1)	-72.4 (-4.2)	-77.5 (-4.1)	-72.3 (-4.3)	-72.3 (-4.2)	-77.5 (-4.1)
YI	0.412 (1.7)	0.430 (1.9)	0.644 (2.8)	0.418 (3.3)	0.416 (2.0)	0.644 (3.1)
A	0.035 (3.7)	0.044 (4.3)	0.041 (3.6)	0.043 (5.6)	0.043 (5.4)	0.041 (4.6)
AM	0.030 (1.4)					
AMS		0.069 (2.3)		0.069 (2.4)	0.069 (2.3)	
$AMXI$		-0.003 (-0.1)	-0.003 (-0.08)			
IS					0.000 (0.0)	-0.005 (-0.1)
R^2	0.9921	0.9932	0.9912	0.9932	0.9932	0.9912
\bar{R}^2	0.9904	0.9914	0.9893	0.9918	0.9914	0.9894
D.W.	2.60	3.34	2.50	3.33	3.24	2.51
s	44.00	41.68	46.31	40.58	41.69	46.30

ביבליוגרפיה

- אלקיים, ר' (1984), "שילוב נכסים נזילים במשוואת צריכה דינמית לשנות השבעים", סקר בנק ישראל 58 (אוגוסט), 31-50.
- אלקיים, ר' ומלניק, ר' (1983), "אמידת מודל שנתי של סקטור התצרוכת", סקר בנק ישראל 56 (ספטמבר), 33-66.
- בן-ציון, א' ושיפר, ז' (1983), "השפעת משתנים מוניטריים על פונקציית התצרוכת", בתוך: זוסמן, צ' ופלכר, מ' (עורכים), עיונים בכלכלה 1981, ירושלים: האגודה הישראלית לכלכלה, עמ' 209-218.
- יריב, ד' (1984), "אמידת הרכוש של הציבור והתפתחותו בשנים 1970 עד 1982", בחוברת זו.
- לביא, י' (1978), "פונקציית תצרוכת פרטית מיצרפית", בתוך: הלוי, נ' וקופ, י' (עורכים), עיונים בכלכלה 1977, ירושלים: האגודה הישראלית לכלכלה ומכון פאלק, עמ' 120-136.
- ליטוין, א' ומרידור, ל' (1982), "אומדן ה'מתנה' הגלומה בעירוד ההשקעות בישראל", סקר בנק ישראל 54 (פברואר), 3-24.
- Ando, A. and Modigliani, F. (1963), "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review* 53 (March), 55-84.
- Darby, M.R. (1974), "The permanent Income Theory of Consumption — A Restatement", *Quarterly Journal of Economics* 88 (May), 228-250.
- Elliott, J.W. (1980), "Wealth and Wealth Proxies in a Permanent Income Model", *Quarterly Journal of Economics* 95 (November), 509-535.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press.
- Modigliani, F. and Brumberg, R. [ca. 1955], "Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions: An Attempt at Integration", in: Abel A., ed. *The Collected Papers of Franco Modigliani*. Vol. 2: *The Life Cycle Hypothesis of Saving*, Cambridge, Mass., and London: M.I.T. Press, 1980, pp. 128-197.
- Modigliani, F. and Tarantelli, E. (1975), "The Consumption Function in a Developing Economy and the Italian Experience", *American Economic Review* 65 (December), 825-842.
- Stone, R.H. (1966), "Spending and Saving in Relation to Income and Wealth", *L'Industria* 4.
- Zellner, A. and Geisel, M.S. (1970), "Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation", *Econometrica* 38 (November), 865-888.