

האם השינוי בהכנסה השוטפת תורם להסבר השינוי בתצרוכת בישראל? בחינה אמפירית של תיאוריית ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רציונליות

יעקב לביא*

1. מבוא ועיקר הממצאים

מטרת העבודה היא לבדוק באיזו מידה ניתן להסביר או לחזות את שיעורי השינוי בצריכה הפרטית לנפש באמצעות שיעורי השינוי בהכנסה הצפויה לנפש (Predictable income) ובאמצעות שיעורי התשואה על הנכסים – תשואת המניות והריבית לטווח הקצר. הבחינה האמפירית נסבה על השנים 1963 עד 1993. כידוע, קשר הדוק בין השינוי בהכנסה הצפויה לשינוי בצריכה הפרטית עומד בסתירה לתיאוריית ההכנסה הפרמננטית הגורסת ציפיות רציונליות.

השאלה העקרונית התעוררה בספרות המקצועית בעקבות עבודתו של Hall (1978), שטען כי על פי תיאוריית ההכנסה הפרמננטית הגורסת ציפיות רציונליות (להלן PIH-RE), ובמצב של שיעור ריבית קבוע, השינוי בצריכה אינו ניתן לחיזוי. זאת משום שהפרטים אינם מתכננים שינויים בצריכה (כשיתר הדברים קבועים), והשינויים בהם רק בתגובה על שינויים בלתי צפויים בהכנסה הפרמננטית, שהם מטבעם אינם ניתנים לחיזוי. כנגד טענה זו התפרסמו מספר עבודות אמפיריות שהצביעו על קשר חזק בין השינוי בהכנסה הצפויה לשינוי בצריכה. (בין העבודות הבולטות; Falvin, 1981; Hall and Mishkin; 1982; Hayashi; 1982; Bernanke; 1985; Campbell and Mankiw, 1989). ממצאים אלו לא התיישבו אפוא עם PIH-RE. עקרונית, השמטת התשואה על הנכסים ממשוואת התצרוכת יכולה ליצור רגישות יתר של המשוואה להכנסה הצפויה – אולם המחקרים האמפיריים הראו שלא זאת הסיבה לרגישות האמורה. כיום ההנמקה המקובלת ביותר היא קיומה של מגבלת נזילות, שבפניה ניצבים הצרכנים. גם חיסכון ממניע הזהירות (precautionary motive) מגדיל את הקשר בין הצריכה להכנסה הצפויה. התהייה אם הקשר בין הצריכה להכנסה השוטפת הדוק יותר מזה המקובל במסגרת תיאוריית ההכנסה הפרמננטית, יש לה, כמובן, השלכות חשובות באשר ליכולת של המדיניות הכלכלית להשפיע על השינויים בצריכה באמצעות שינויים ארעיים במיסוי. שאלה זו מחזירה אותנו אפוא לוויכוח הישן בין הגישה הקיינסיאנית לגישת ההכנסה הפרמננטית.

התוצאות האמפיריות של עבודה זו מראות שגם בארץ יש קשר הדוק מאוד בין שיעור השינוי בהכנסה הצפויה משכר לשיעור השינוי הצפוי בתצרוכת. המקדם נע סביב 0.5 (תלוי בספציפיקציה של המשוואה), בדומה לתוצאות של Campbell and Mankiw. מפתיע במיוחד הממצא בדבר התרומה הרבה של שיעור התשואה על המניות

* בנק ישראל, מחלקת המחקר.

תודה לבני אדן, לדניאל גוסליב, לניסן לויתן, לרפי מלניק ולדני צידון על הערותיהם המועילות, וכן לאריה ברססנו ולעינת דיוקמן על העזרה בעיבוד הנתונים.

ושל שיעור הריבית להסבר השינוי בצריכה בשנים 1963 עד 1993, וזאת למרות הגמישות הנמוכה של הצריכה למשתנים אלו.

הממצאים האמפיריים בארץ, כמו בארצות אחרות, מראים כי הצריכה וההכנסה מעבודה הם קואינטגרטיביים, ולכן פועל גם מנגנון של תיקון טעות (Error Correction, להלן E.C.) בין הצריכה להכנסה. אלא שבהתאם ל-PIH-RE, כפי שנוסחה בידי Hall, מנגנון זה אינו יכול לקבל את הצורה של התאמה-בפיגור של התצרוכת להכנסה. במקום זה תהליך ההתאמה הוא בין ההכנסה הפנויה לחיסכון (Deaton, 1992). עם זאת במצבים מסוימים (למשל כשקיימת מגבלת נזילות, או בתנאים של Habit Formation) תיתכן התנהגות רציונלית יחד עם תהליך תיקון הטעות בין הצריכה להכנסה. התוצאות האמפיריות תומכות בקיומו של תהליך כזה, אמנם מהיר למדי.

2. רקע תיאורטי: תיאוריית "מחזור החיים" – ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רציונליות

עבודות תיאורטיות ואמפיריות (בעיקר במחצית השנייה של שנות השבעים ובמרוצת שנות השמונים) עוררו שאלות בסיסיות לגבי משוואת התצרוכת המסורתית, וגיבשו תיאוריות וגישות אמפיריות חדשות. נזכיר למשל את הביקורת של לוקאס (Lucas, 1976), שממנה משתמע כי משוואת התצרוכת בניסוחה המסורתי, המתבססת על "גישת מחזור החיים – ההכנסה הפרמנטית", אינה משקפת קשר מבני בין הצריכה להכנסה, משום שאין במודל זה התייחסות מפורשת לאופן היקבעותן של ציפיות הפרטים. על רקע ביקורת זו נכתבה עבודתו של Hall (1978), שעיקרה הכללת הציפיות הרציונליות בתיאוריית מחזור החיים – ההכנסה הפרמננטית. להלן נסקור בקצרה תיאוריה זו, ונעמוד על משמעותה האמפירית. נקודת המוצא של Hall הייתה ההנחה המקובלת בתיאוריית "מחזור החיים" – ההכנסה הפרמננטית, שלפיה פרט מייצג ממקסם את התועלת הצפויה לו על פני תקופות חיים, בכפיפות למגבלת הרכוש (הבין-תקופתית). הנחה נוספת שלו היא שבתנאי אי-ודאות הצרכנים צופים את העתיד באופן רציונלי, כלומר:

$$(1) \quad \max E_t \sum_{i=0}^{T-t} (1+\delta)^{-i} U(C_{t+i})$$

$$s.t. \quad \sum_{i=0}^{T-t} (1+r)^{-i} (C_{t+i} - YL_{t+i}) = W_t,$$

– הצריכה הפרטית בזמן t ;	C_t
– הציפיות המותנות במידע המצוי בזמן t ;	E_t
– אורך החיים של הפרט;	T
– פונקציית התועלת של הפרט;	U
– הרכוש למעט הון אנושי, בזמן t ;	W_t
– ההכנסה הפנויה מעבודה בזמן t ;	YL_t
– שיעור ההעדפה הסובייקטיבי על פני זמן;	δ

r – שיעור הריבית הריאלית.

כפי שניתן לראות, פונקציית התועלת היא ספראבילית, וכן מונח שקיימת פונקציית תועלת ספציפית, היכולה לייצג היטב את כלל האוכלוסייה. הניסוח הזה מתמודד אפוא כראוי עם הביקורת של לוקאס, כי הוא מניח קיומו של פרט מייצג, בעל ציפיות רציונליות, שנכללו בצורה מפורשת במודל.

אם הפרט המייצג יכול ללוות ולהלוות בשיעור ריבית ריאלי, r (כלומר שוק ההון משוכלל), אזי התנאי מסדר ראשון שיתקבל מפעולת המיקסום לעיל של משוואה (1) לשתי תקופות עוקבות t ו- $t+1$ הוא:

$$(2) \quad E_t U'(C_{t+1}) = \left[\frac{(1+\delta)}{(1+r)} \right] U'(C_t) .$$

אם נניח כי $r = \delta$, וכי התועלת השולית (U') היא פונקציה ליניארית או לוג-ליניארית של התצרוכת, נקבל כי הצריכה בהווה היא החיזוי הטוב ביותר לצריכה בתקופה הבאה, כלומר:

$$(3) \quad E_t C_{t+1} = C_t .$$

מכאן משתמע שהשינוי בצריכה הוא:

$$(4) \quad \Delta C_{t+1} = \epsilon_{t+1} ,$$

כאשר ϵ_{t+1} היא הטעות בחיזוי הרציונלי הנובעת מתוספת אינפורמציה ביחס לשינוי בהכנסה הפרמננטית, שלא הייתה ידועה מראש בזמן t , כלומר: $E_t \epsilon_{t+1} = 0$. מכאן ש- ϵ_{t+1} אינו יכול להיות מתואם עם שום משתנה בזמן t . לסיכום, מתיאוריית ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רציונליות נובע כי השינוי החזוי בצריכה לזמן $t+1$ אינו ניתן לחיזוי רציונלי בזמן t . השינוי בצריכה על פי משוואה (4) לעיל תואם אפוא את גישת "המהלך המקרי" (random walk).

גישת "המהלך המקרי" לצריכה מושתתת, כאמור, על ההנחה ששיעור הריבית הריאלי קבוע. כדי לקבל ניסוח כללי של "משוואת אוילר", עם ציפיות רציונליות, המאפשרת שינויים בשיעור הריבית הריאלי, יש להניח קיומה של פונקציית תועלת מקובלת עם גמישות תחלופה בין-תקופתית קבועה - σ^1 כך, בהנחות מקובלות על אופן ההתפלגות של התצרוכת ושיעור הריבית, ניתן להראות שהקשר האמפירי בין שיעור השינוי בצריכה ($\Delta \log C_{t+1}$) לשיעור הריבית הצפוי יהיה:

1 לדוגמה: $U(C_t) = C_t^\theta$, כאשר $\theta = 1 - 1/\sigma$. בערך $1/\sigma$ מקובל לראות מדר לשנאת הסיכון היחסית של הפרט: ככל ששנאת הסיכון היחסית גדולה יותר, גמישות התחלופה הבין-תקופתית קטנה יותר.

$$(5) \quad \Delta \log C_{t+1} = a + \sigma E_t \log(1 + r_t) + \epsilon_{t+1},$$

$$E_t r_t = i_t - \pi_t^c \quad \text{כאשר:}$$

$$i_t - \text{הריבית הנומינאלית בזמן } t;$$

$$\pi_t^c - \text{האינפלציה הצפויה בזמן } t.$$

מספר עבודות עוסקות בנושא זה, למשל Mankiw (1981); Hansen & Singleton (1983). משוואה 5 לעיל מתבססת על עבודתו של Hall (1988). הרחבה זו חשובה, משום שהתעלמות משינויים בשיעור הריבית יכולים ליצור קשר אמפירי מדומה בין שיעור השינוי בצריכה לשיעור השינוי בהכנסה (Campbell & Mankiw, 1989, עמ' 196) ולהצביע על סתירה לכאורה עם תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית. כמו כן מאפשרת הרחבה זו אמידה נוחה של גמישות התחלופה הבין-תקופתית.

הקשר החיובי בין הריבית הריאלית הצפויה בזמן t לבין שיעור הגידול הצפוי בצריכה נובע מכך שכאן באה לידי ביטוי השפעת התחלופה בלבד. לעומת זאת מתבטאת השפעת ההכנסה בעלייה חד-פעמית של רמת הצריכה בזמן t . אילו השפעת התחלופה הייתה אפס, אזי בזמן $t+1$ היינו נשארים ברמת הצריכה החדשה, שנקבעה בזמן t , כלומר ΔC_{t+1} היה שווה לאפס. השפעת התחלופה תפעל להקטנה מסוימת של הצריכה בזמן t (סביב רמתה החדשה) ולהגדלתה ב- $t+1$, כלומר ΔC_{t+1} מתואם חיובית עם הריבית הריאלית הצפויה בזמן t . מהאמור לעיל נובע כי בזמן t לריבית שתי השפעות מנוגדות – השפעת הכנסה חיובית והשפעת תחלופה שלילית. עוצמתן היחסית היא שאלה אמפירית.

נחזור ונדגיש את חשיבות קיומו של שוק הון משוכלל כדי שהפרט יוכל לפעול על פי תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית (קיום התנאי מסדר ראשון, כנאמר לעיל). מגבלות על היכולת ללוות או להלוות יצמצמו את האפשרות של הפרט להשתמש בנכסים נזילים כדי לגשר בין מסלולי הצריכה וההכנסה השוטפת, וייצרות לות גדולה יותר בין ההכנסה השוטפת לצריכה. מגבלות כאלה יכולות להתבטא, למשל, בצורך בביטחונות מיוחדים (כגון נכסים פיננסיים) לשם קבלת הלוואה, אך גם פערי תיווך גבוהים בין הריבית הקרדיטורית לדביטורית יכולים להטיל מגבלות על השימוש בשוק ההון.

לבסוף נזכיר כי כשהמודל ההתנהגותי מאפשר גם ביטוי לחיסכון ממניע הזהירות, יתקבל כי הקשר התיאורטי בין הצריכה להכנסה השוטפת הדוק יותר מאשר במודל הקלאסי של ההכנסה הפרמנגנטית. נפרט: כששוררת אי-ודאות לגבי ההכנסות, פרטים שונאי סיכון (שפונקציית התועלת שלהם מאופיינת בשנאת סיכון יחסית קבועה) ייסו לחסוך בתקופה מוקדמת יחסית במחזור החיים – מוקדמת יותר מאשר במקרה של ודאות מלאה לגבי ההכנסות. זאת משום שהפרטים זקוקים לנכסים נזילים כדי להגן על עצמם מאפשרות של נפילה ארעית גדולה בהכנסה או חוסר תעסוקה. בעיקרון, לולא חששם זה, הם היו מעדיפים שלא לצבור נכסים אלא לקיים רמת חיים גבוהה יותר. התוצאה היא אפוא, שבמצב כזה הצריכה עוקבת במידה רבה יותר אחר ההכנסה,

לפחות בתחילת מחזור החיים. לדעת Modigliani (1996) הביקוש לחיסכון ממניע הזהירות גדל בתקופתנו כתוצאה מהחלפת רכוש פרטי ישיר בחיסכון בקרנות פנסיה וביטוח לאומי. הרכוש האחרון אינו נזיל, לא ניתן להשתמש בו כערבות לצורכי קבלת הלוואה – ולכן הוא אינו יכול לשמש בלם זעזועים (Buffer Stock).

3. בחינה אמפירית של תיאוריית ההכנסה הפרמננטית

להלן נציג שתי גישות אלטרנטיביות לבחינה אמפירית של תיאוריית ההכנסה הפרמננטית בניסוחה החדש (על פי Hall). הגישה האחת היא של Hall ודומיו, ובעקבותיה גישתם הכללית יותר של Campbell and Mankiw (1989). לגבי האמידה של המשוואות המתאימות לכל אחד מהמבחנים נעיר כמה הערות כלליות²: האמידה נעשתה על בסיס נתונים שנתיים לתקופה 1963 עד 1993 (31 תצפיות). לא היה ניתן להשתמש בנתונים רבעוניים, בעיקר משום שהם אינם זמינים לגבי ההכנסה הפנויה בהגדרותיה השונות. סדרות הנתונים הן, כאמור, על בסיס שנתי (בדרך כלל ממוצעים שנתיים). בהפרשים השנתיים (מסדר ראשון) של סדרות מעין אלו יכולה להתעורר בעיה של מיצוע הזמן (Time-averaging problems): אם החלטות הפרטים מתייחסות לזמן רציף, ואילו המדידה היא מיצוע של יחידות זמן גדולות יותר (למשל רביע או שנה), ייתכן שהמשתנים, שבמהותם הם אנדוגניים (כמו ההכנסה והריבית), גם אם הם בפיגור של שנה, מתואמים עם השארית הבלתי מוסכרת (ϵ_t) במשוואת התצרוכת. כלומר נוצר מיתאם סידרתי בין השארית (ϵ_t) לבין המשתנים האנדוגניים בפיגור של שנה, שהיו אמורים לשמש משתנים מסבירים או משתני עזר למשתנים המסבירים. במקרה כזה, עבור נתונים שנתיים משתני עזר לגיסימיים חייבים להיות לפחות בפיגור של שנתיים. (פירוס בעניין ראה למשל בספרו של Deaton על התצרוכת, 1992, עמ' 96, וכן במאמרם של C&M, 1989, עמ' 190). הפתרון המוצע – שימוש במשתני העזר בפיגור של שתי תקופות ($t-2$) קשה ליישום כשמדובר בנתונים שנתיים, משום שזהו פער זמן ארוך מדי לקביעת ההכנסה הצפויה בזמן t (או משתנה אנדוגני אחר). עם זאת, מאחר שהסכמי השכר בארץ הם בדרך כלל לשנה, סביר להניח שעיקר ההחלטות של הצרכנים לגבי הצריכה והחיסכון גם הן על בסיס שנתי. לכן מוצגות בהמשך תוצאות האמידה המתבססות על משתני עזר הן בפיגור של שנה והן בפיגור של שנתיים. המסקנות, היו, בדרך כלל, דומות למדי, אף כי כשהשתמשנו במשתני עזר בפיגור של שנתיים, הייתה עוצמת התוצאה, כמובן, חלשה יותר. כל המשוואות הן בגירסה לוג-ליניארית, המקובלת במחקרים אמפיריים. בספסיפיקציה זו נוח יותר לתת ביטוי לקשר בין הנטייה לצרוך לבין משתנים כמו שיעור הריבית והרכב האוכלוסייה. ייתכן גם שהשינויים הבלתי צפויים בהכנסה הפרמננטית גדלים עם רמת ההכנסה, ולכן שיעור השינוי בצריכה הוא המשתנה הנכון יותר לניתוח.

2 הערות ספציפיות יותר, המתייחסות לכל אחד מהמבחנים בנפרד, כלולות בתיאור הספציפי של המבחן.

הצריכה הפרטית, כפי שהיא נמדדת על ידי החשבונאות הלאומית, כוללת גם רכישות של מוצרים בני-קיימא, שהם למעשה השקעה של הצרכנים ולא צריכה שוטפת שלהם. משום כך במחקרים אמפיריים על התצרוכת מקובל להסביר את הצריכה הפרטית למעט רכישות של מוצרים בני-קיימא. לעתים כוללים בצריכה המתוקנת גם את השירותים הזקופים של מוצרים בני-קיימא. נזכיר גם כי על פי תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית היחס בין הצריכה להכנסה הפנויה אמור להישאר קבוע במגמה ארוכת טווח. ניתן לראות שבמרוצת שנות השישים ניכרה בו מגמה ברורה של ירידה, על פי כל אחת מההגדרות שבדיאגרמות 1 ו-2. מתחילת שנות השבעים ועד אמצע שנות השמונים נשאר היחס האמור קבוע במגמה ארוכת טווח, אך לא על פי כל ההגדרות המצויות בדיאגרמה. היחס בין הצריכה למעט בני-קיימא להכנסה הפנויה משכר ממשיך לרדת. בשנים 1984 ו-1985, עם ההחשה המפליגה בקצב האינפלציה, משבר המניות הבנקאיות ולבסוף הפעלת תכנית הייצוב (באמצע שנת 1985), נרשמו תנודות גדולות מאוד ביחס הנ"ל, על פי כל ההגדרות. עם זאת כשהצריכה היא ביחס להכנסה הפנויה משכר, היא חוזרת למגמה ארוכת הטווח החל מ-1987. לעומת זאת ביחס בין הצריכה הכוללת להכנסה הפנויה הכוללת או ביחס בין הצריכה למעט בני קיימא להכנסה הפנויה הכוללת מצטייר בסדרות שבר, ומגמת ירידה החל משנת 1986. לסיכום – היחס בין סך הצריכה להכנסה הפנויה משכר הוא היחס היחיד שנשאר קבוע בטווח הארוך משנת 1970 ואילך. מכאן שייתכן כי החסרת רכישות בני-הקיימא מסך הצריכה הפרטית יוצרת הטיה במדידה, ולכן משוואות הצריכה נאמדו בשתי ההגדרות האלטרנטיביות.

על פי התיאוריה הכלכלית ראוי לכלול במשוואות אוילר עבור הצריכה את רמת התשואה הצפויה על הנכסים. בעבודה זו נכללה, נוסף על שיעור הריבית, גם התשואה הצפויה על המניות ($\Delta \ln P_s$). הונח כי הציפיות הן אדפטיביות, ולכן הציפיות בזמן $t-1$ שוות לתשואה שהייתה בפועל באותה שנה, כלומר $(\Delta \ln P_{s,t-1}) = E_{t-1} \Delta \ln P_{s,t}$. מלוח 1.1 ניתן לראות כי שיעור התשואה על המניות היה ניתן לחיזוי סביר באמצעות משתני עזר, דבר התומך בטיעון שהרכיב הטרנזיטורי אינו דומיננטי.

Poterba & Samwick מעלים פרשנות נוספת להשפעה של תשואת המניות (בפיגור של שנה) על גידול הצריכה הפרטית – האפשרות שהיא משמשת מעין אינדיקסור מוביל (leading indicator) לחיזוי ההתפתחות הכלכלית, כלומר משקפת במידה מסוימת את השינויים הבלתי צפויים בהכנסה.

מקובל להניח כי שיעור הריבית הנומינלי לזמן קצר הוא משתנה הנקבע במידה רבה על ידי המדיניות המוניטרית (עם מגבלות מסוימות, בגלל קוטנו של המשק ופתיחותו לתנועות הון בינלאומיות). המעבר מריבית נומינלית לריבית ריאלית תלוי כמובן בציפיות לאינפלציה. עם זאת המדיניות המוניטרית עדיין יכולה לכוון במידה מסוימת את הריבית הנומינלית, כדי שתתאים באופן כללי ליעד של ריבית ריאלית רצויה. לכן התייחסנו לריבית הריאלית לזמן קצר (R_s), לעיתים קרובות, כאל משתנה אקסוגני, הנשלט במידה רבה על ידי המדיניות המוניטרית.

א. מבחן Hall ודומיו

(1) תיאור המבחן

על פי התיאוריה של ההכנסה הפרמנגנטית עם ציפיות רציונליות, כפי שנוסחה בידי Hall, הצריכה בעבר (C_{t-1}) היא, כאמור, החיזוי הטוב ביותר של הצריכה בהווה (C_t). זאת משום שכל האינפורמציה הרלבנטית בקביעת ההכנסה הפרמנגנטית, הידועה בזמן $t-1$, כבר גלומה בצריכה הפרטית בפיגור (C_{t-1}). משום כך שום משתנים נוספים בפיגור של $t-1$, או בפיגורים קודמים, אינם יכולים לעזור בחיזוי הצריכה בתקופה t . במלים אחרות, אם ננסה לאמוד משוואה מהצורה

$$(6) \quad C_t = \alpha + \beta C_{t-1} + \gamma X_{t-1} + u_t,$$

אזי, על פי התיאוריה, צריך להתקיים $\gamma = 0$, כאשר X_{t-1} הוא וקטור של משתנים המבטאים את המידע המצוי בזמן $t-1$, הרלבנטי בקביעת ההכנסה הצפויה בזמן t .

(2) תוצאות האמידה

בנספח 1 מוצגות תוצאות האמידה של משוואות התואמות בקירוב את מבחן Hall בניסוחו המקורי. השוני באמידה הוא במתן ביטוי אמפירי לאפשרות ששיעור הריבית אינו קבוע. התוצאות האמפיריות בחלקן אינן תואמות את תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית. ראוי לציין במיוחד את השפעת הרכוש (במחירי שוק) בפיגור של שנה, השפעה שנמצאה מובהקת בכל הגרסאות, ומבוססת באמצעות המחיר הריאלי של המניות ($P_s - 1$). תוצאה דומה קיבל Hall (1978), אך הוא סבר שניתן להתעלם מתוצאה זו, משום שהתרומה הכמותית של משתנה זה להסבר החיזוי של הצריכה קטנה מאוד. לעומת זאת בארץ נראה שתרומתה לחיזוי הצריכה בעבר הייתה משמעותית יותר. הזכרנו תוצאות אלו בקצרה לשם ההשוואה עם תוצאות מחקרו של Hall. אין טעם להרחיב עליהן את הדיבור, שכן על פי התיאוריה האקונומטרית העדכנית מבחן t לבחינת מובהקות הפרמטרים שנאמדו תקף רק כשהמשתנים הם סטציונריים; במשוואות שנאמדו המשתנים הם $I(1)$, ולכן מבחן t אינו תקף.

Flavin (1981), וחוקרים רבים בעקבותיה, מיקדו את מבחן Hall בשאלת יכולת ההסבר של השינוי בצריכה (או שיעור השינוי שלה), כלומר כפו מקדם של 1 על הצריכה בפיגור. (ראה משוואה 6 לעיל). בלוח 1 נציג את תוצאות האמידה של המשוואות שנאמדו ברוח גישה זו, אך עם התאמה המתבקשת מהתיאוריה האקונומטרית העדכנית. פירושו של דבר שכל המשתנים המופיעים במשוואות (בדרך כלל ההפרש הראשון של הרמה) הם סטציונריים לפי המבחן של Dickey and Fuller. (להלן D.F.; ראה לוח נספח 2 להלן). לכן מבחן t לבחינת המובהקות של מקדמי המשוואות שנאמדו תקף. נזכיר כי על פי התיאורייה הכלכלית מתבקש לכלול במשוואות אוילר, שנאמדו עבור הצריכה, את רמת התשואה הצפויה על הנכסים, ולא את השינוי בה. (ראה משוואה 5 בסעיף 2 לעיל). ואכן, שיעור התשואה על המניות ($\Delta \ln P_s$) הוא סטציונרי, ולפיכך לא עורר שום בעיות אקונומטריות. כנגד זאת דרגת

האינסגרציה של שיעור הריבית הריאלי על האשראי לזמן קצר (R) ושל הממוצע המשוקלל שלו לשנתיים (RA) היא, בתקופה הנחקרת, $I(1)$, ורק ההפרש הראשון שלהם הוא סטציונרי; לכן במשוואות שנאמדו נכלל ΔRA , ולא רמתו.

התוצאות העיקריות המתבססות על המשוואות שנאמדו מוצגות בלוח 1 הן:

א. השפעת שיעור השינוי בהכנסה משכר ($\Delta \ln WD$) בפיגור של שנה ושנתיים אינה מובהקת ברוב המשוואות שנאמדו.

ב. השפעת התשואה על המניות בפיגור של שנה מובהקת בכל הניסוחים של המשוואות שנאמדו. בחלק מהמשוואות גם השפעת השינוי בשיעור הריבית הצפוי (ΔRA_{-1}) מובהקת. עם זאת הגמישות ביחס למשתנים אלו נמוכה יחסית (בדרך כלל קטנה מ-0.1 וגדולה מ-0.04). נציין כי הגמישות לשיעור התשואה של המניות יציבה למדי בניסוחים השונים של המשוואות, והשפעתה כמעט כפולה כשכוללים בצריכה גם את הרכישות של המוצרים בני הקיימא (גמישות של 0.08, לעומת גמישות של 0.04 במשוואות המסבירות את הצריכה ללא בני קיימא). עקרונית גמישות זו מבטאת את גמישות התחלופה הבין-תקופתית. ככל שגמישות זו גבוהה יותר, המדיניות המוניטרית תהיה אפקטיבית יותר. גם במחקרים שנערכו בחו"ל התקבל שגמישות התחלופה הבין-תקופתית נמוכה יחסית. כך, למשל, מסכם Hall במאמרו משנת 1988 (עמ' 340), כי גמישות זו כנראה קטנה מ-0.1, ולמסקנה דומה מגיעים Campbell and Mankiw (1989). במחקר חדש יותר מצאו Poterba and Samwick (עמ' 336) כי הגמישות לתשואת המניות היא סביב 0.03. עם זאת ראוי לשים לב לתרומה הגדולה של תשואת המניות ושל השינוי בשיעור הריבית הצפוי להסבר שיעור השינוי בתצרוכת בישראל בתקופת המדגם (משוואות 2 ו-8 בלוח 1).

תשואת המניות מופיעה, כאמור, בפיגור של שנה ($\Delta \ln P_{S-1}$) לכן במידה שהיה באותה עת (כלומר בזמן $t-1$) רווח הון (עלייה של מחיר המניות), אשר ייתכן כי השפיע על הצריכה (C_{t-1}), הוא אמור לפעול להחלשת הקשר החיובי בין $\Delta \ln P_{S-1}$ ובין $\Delta \ln C$. מכאן שהקשר החיובי שהתקבל בין שיעור השינוי בצריכה לתשואת המניות – אם יש בו הטיה הרי היא כלפי מטה.

תוצאות אלו (א-ר ב לעיל) תואמות אפוא את תיאוריית ההכנסה הפרמננטית בגרסת Hall. לעומת זאת אם נקבל את האפשרות שהפרטים נעזרים במשתנים נוספים לחיזוי קצב הגידול הצפוי בהכנסתם השוטפת, אזי תוצאות המבחן אינן מתיישבות במלואן עם תיאוריית ההכנסה הפרמננטית, וייתכן שהדבר מבטא את מגבלת הנזילות שהפרטים ניצבים בפניה ואת הרצון לחסוך הנובע ממניע הזהירות. משתנים נוספים לחיזוי קצב הגידול הצפוי של ההכנסה – שנבדקו בעבודה ונמצא כי השפעתם מובהקת – הם:

– שינויים בקצב האינפלציה בפיגור של שנה, $\Delta \pi_{-1}$; אלה עשויים להשפיע על הערכתם של הפרטים בדבר הכנסתם הצפויה בעתיד (משוואות 4-6 ו-10-12 בלוח 1).

– השינוי בקצב הגידול של הצריכה הציבורית המקומית לנפש בפיגור של שנה, $\Delta^2 \ln(GD_{-1})$, שהוא משתנה מדיניות האמור להשפיע על קצב גידולה של ההכנסה הפרטית, לפחות בטווח הקצר. (קצב הגידול של הצריכה הציבורית המקומית לנפש $\Delta \ln GD$ לא נמצא סטציונרי, ולכן לא השתמשנו בו.)

תוצאות דומות – בעוצמה פחותה – נקבל כשהשימוש במשתני העזר הוא בפיגור של שנתיים (לוח 1.1).
 לסיכום, הממצאים לבחינת PIH-RE אינם חד-משמעיים. משוואות 1-3 ו-7-9 בלוח 1 תומכות בתיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית בגירסת Hall; לא כן הממצאים המוצגים במשוואות 4-6 ו-10-12. בעיה מהותית יותר במבחן זה הוצגה בידי Campbell and Mankiw (1989), ותסוכם בסעיף הבא.

ב. המבחן של Campbell & Mankiw

(1) תיאור המבחן

במבחן של Hall, כפי שהוצג לעיל, התוצאות האמפיריות אמורות לתמוך בתיאוריה או לסתור אותה, אך אין אפשרות לתוצאות ביניים. לעומתם ניסחו Campbell and Mankiw (1989; להלן C&M) מודל בדיקה כללי יותר, המאפשר התנהגויות שונות של חלקים מכלל אוכלוסיית הצרכנים. C&M מעמידים למבחן את האפשרות שהשינוי בצריכה הפרטית הוא ממוצע משוקלל של השינוי בהכנסה השוטפת הניתנת לחיזוי, ושינויים בלתי צפויים בהכנסה הפרמנגנטית, שמעצם טבעם אינם ניתנים לחיזוי. לפי גירסה זו אוכלוסיית הצרכנים מורכבת אפוא משתי קבוצות: קבוצה A מתנהגת לפי תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית, ולכן השינוי בצריכתה (ΔC_{At}) נקבע על ידי שינויים בלתי צפויים בהכנסה הפרמנגנטית (ϵ_{At}) , כלומר:

$$(7) \quad \Delta C_{At} = \epsilon_{At} .$$

קבוצה B קובעת את השינוי בצריכתה (ΔC_{Bt}) בהתאם לשינוי בהכנסתה הפנויה (ΔY_{Bt}) השוטפת, כלומר:

$$(8) \quad \Delta C_{Bt} = \lambda \Delta Y_{Bt} .$$

התנהגות זו אינה בהכרח לא-רציונלית. ייתכן, למשל, כי מגבלת נזילות מונעת חלק זה של האוכלוסייה מלקבוע את תצרוכתו בהתאם להכנסתו הפרמנגנטית. (ראה דיון לעיל בסוף סעיף 2.)

המבדיל בין קבוצות אלו בשוליים הוא אופן קביעת הצריכה. לעומת זאת מונח (לשם הפשטות) כי שיעורי השינוי בהכנסה השוטפת בשתי הקבוצות שווים בקירוב. לכן אם משקל קבוצה A בכלל ההכנסה הוא λ , נקבל כי פונקציית הצריכה האגרגטיבית של כלל האוכלוסייה (ΔC_t) היא:

$$(9) \quad \begin{aligned} \Delta C_t &= \Delta C_{At} + \Delta C_{Bt} \\ &= \epsilon_{At} + \lambda \Delta Y_{Bt} \\ &= \lambda \epsilon_t + (1-\lambda) \Delta Y_t , \end{aligned}$$

אם הריבית והתשואה על הנכסים אינן קבועות (לשם הפשטות, נסמן את שני המשתנים יחד ב- r), אזי, כאמור, יש להוסיף אותן למשוואת הצריכה (9) לעיל. (ראה גם

משוואה 5 בסעיף 2, המתאר את המסגרת המושגית). כך נקבל גירסה כללית של משוואת הצריכה של אוילר:

$$(10) \quad \Delta C_t = \lambda \epsilon_t + \theta r_{t-1} + (1-\lambda)\Delta Y_t,$$

כאשר: $\theta = \lambda \sigma$

σ – גמישות התחלופה הבין-תקופתית.

האמידה של הפרמטר $(1 - \lambda)$ במשוואות (9) ו-(10) לעיל תמחיש כמותית את עוצמת הסטייה מהתנהגות התואמת את תיאוריית ההכנסה הפרמננטית, ומכאן חשיבותה.

(2) האמידה ותוצאותיה

חשוב להדגיש כי משוואות (9) ו-(10) לעיל אינן יכולות להיאמד בשיטת הריבועים הפחותים (OLS), לא רק בגלל בעיית סימולטניות בין המשתנים, אלא גם משום שהמשתנה שאינו ניתן לחיזוי ϵ_t , הושמט. לכן אם המשתנה המושמט מתואם עם המשתנים המסבירים האחרים (שאינם בפייגור) – למשל עם ΔY_t – המקדמים שנאמדו בשיטת OLS יהיו מוטים. הפתרון הוא לאמוד את המשוואה בשיטת משתני העזר (I.V.). כדי לבחון אם המקדמים שנאמדו אינם מוטים, יש לאמוד את המיתאם בין השארית הבלתי מוסברת המתקבלת מהמשוואה שנאמדה בשיטת משתני העזר ובין משתני העזר. אם אין קשר ביניהם, ניתן לקבוע שאין הטיה במקדמים שנאמדו (מבחן Saragan). השערת האפס במבחן זה תהיה שהמיתאם בין השארית הבלתי מוסברת ובין משתני העזר הוא אפס. אם הערך הקריטי χ^2 עם $K-1$ דרגות חופש – גדול מהערך המחושב $T \cdot R^2$, לא ניתן לדחות את השערת האפס. T הוא מספר התצפיות ו- R^2 הוא מקדם המיתאם. דיון בכך ראה אצל Campbell and Mankiw, 1989, עמ' 189-190.

בלוח 2 מוצגות תוצאות האמידה של המשוואות המסבירות את שיעורי השינוי בצריכה הפרטית לנפש $(\Delta \ln C)$ בניסוחן הכללי, כפי שהוצע בידי C&M (משוואות 9 ו-10 לעיל). המשוואות נאמדו בשיטת ה-TSLS. משתני העזר כולם בפייגור של שנה או שנתיים, כך שהפרטים יכולים להתבסס על אינפורמציה זו כדי להעריך את הכנסתם הצפויה בשנה הקרובה. הכללת המשתנה $(C/WD)_{t-1}$ בין משתני העזר אמורה לבטא את רעיון תיקון הטעות בהכנסה. (ראה, למשל C&M, 1989 עמ' 193).

בהתאם לנאמר לעיל (משוואות 9 ו-10 בסעיף 3, ב'1), המקדם ביחס לשיעור השינוי של ההכנסה אמור לשקף את משקלה (בהכנסה הכוללת של המשק) של הקבוצה הקובעת את שיעור השינוי בצריכתה בהתאם לשיעור השינוי בהכנסתה השוטפת הצפויה. (משקל זה סומן, כזכור, ב' $(1-\lambda)$ במשוואה 9 לעיל). במשוואות של סך הצריכה (לוח 2) המקדם שנאמד נע בין 0.43 ל-0.59. במשוואות של הצריכה למעט בני קיימא (לוח 3) המקדם נע בין 0.32 ל-0.43. האומדנים הם תמיד מובהקים מאוד. תוצאות דומות נתקבלו גם כשמשתני העזר באמידה היו בפייגור של שנתיים (לוחות 2.1 ו-3.1). C&M מסכמים את עבודתם בקביעה שהאוכלוסייה בארה"ב הקובעת את צריכתה על פי ההכנסה השוטפת שיעורה כ-50 אחוזים. (ראה עמ' 195 במאמרם). לדברי Deaton, בספרו על התצרוכת (1992), עמ' 216, רוב החוקרים תמימי דעים כי

במשוואות המסבירות את שיעור השינוי בתצרוכת, המקדם של שיעור השינוי בהכנסה הצפויה (predictable income) הוא סביב 0.4. נראה שהתוצאות שהתקבלו בעבודה הנוכחית תואמות במידה רבה את ממצאי המחקרים בחו"ל. תוצאה זו מפתיעה במידה מסוימת, משום שמידת השכלול של השווקים הפיננסיים בארץ פחותה מאשר בארצות שעליהן מתבססים המחקרים אשר צוטטו לעיל, ולכן היה ניתן לצפות שבארץ השפעתה של מגבלת הנזילות תהיה משמעותית יותר. תוצאה כזאת אכן מתקבלת כשהמשוואות נאמדות בשיטת הקואינטגרציה. (ראה דיון להלן).

המקדם של שיעור התשואה על המניות (θ), שהתקבל באמידה זו (לוח 2), קטן יותר מאשר בלוח 1 (התואם את מבחן Hall). במשוואות על סך התצרוכת הגמישות שהתקבלה היא סביב 0.06, לעומת 0.08 בלוח 1. באופן דומה במשוואות הצריכה למעט בני-קיימא הגמישות היא 0.03, לעומת 0.04 בלוח 1. במאמר של C&M (1989) הגמישות נעה סביב 0.08 (לוח 5, עמ' 202). הגמישות שהם אמדו היא במסגרת משוואות המסבירות את שיעור השינוי בצריכה למעט בני-קיימא. מכאן שהגמישות שהם אמדו גבוהה פי שניים מזו שנאמדה אצלנו בלוח 3. לעומת זאת בלוח 3.1 התוצאות שקיבלנו דומות לאלו של C&M.

בכל המשוואות נבחן באיזו מידה המקדמים שנאמדו מוטים עקב השמטת משתנה. המבחן לכך הוא, כאמור, מידת קיומו של מיתאם בין השארית הבלתי מוסברת של המשוואה למשתני העזר. בעמודה האחרונה בלוח 2 (תחת השם restriction of Taste) מוצג מקדם המיתאם המותאם ($adjR^2$) עבור השארית של המשוואה. בסוגריים מתחתיו מוצג הערך המחושב של מבחן χ^2 . התוצאות מראות כי אפשרות ההטיה במקדמים שנאמדו נדחתה בכל המקרים בצורה מובהקת. (הערך הקריטי לקבלת השערת האפס שהמקדמים מוטים הוא סביב 11 ברמת מובהקות של 5%).

נזכיר כי המשוואות המוצגות (בלוחות 2, 2.1, 3 ו-3.1) לעיל מתבססות על ההנחה כי הפרמטר λ -1, המודד את משקלה של האוכלוסייה הקובעת את צריכתה לפי ההכנסה השוטפת, הוא קבוע על פני זמן. (ראה משוואות 9 ו-10 לעיל, בסעיף המתאר את המבחן של C&M). למעשה ייתכן שמשקלה של קבוצה זו לא היה קבוע לאורך השנים. לדוגמה, אם ההתנהגות של קבוצה זו אכן משקפת מגבלות נזילות שבפניהן עומדת הקבוצה, סביר להניח שהעולים החדשים, לפחות בתחילת תקופת קליטתם בארץ, השתייכו לקבוצה זו, ולכן היו אמורים לשנות את גודלו של הפרמטר $(\lambda-1)$. בחנו אפוא את יציבות המקדמים של המשוואה באמצעות משתני דמה לכל אחת מהשנים 1990 עד 1993. מהמשוואה המובאת להלן לדוגמה (משוואה 4 בלוח 2 עם תוספת של משתני דמה) ניתן לראות כי בניגוד לצפוי השפעת משתני הדמה אינה מובהקת אף באחת מהשנים, כלומר שהמקדמים של המשוואה יציבים.

$$\Delta \ln C = 0.009 + 0.632 \Delta \ln WD + 0.060 \Delta \ln P_{s-1} + 0.043 \Delta R_{1t} - 0.012 DUM90$$

(1.1) (4.7) (3.6) (1.7) (-0.4)

$$- 0.008 DUM91 - 0.002 DUM92 - 0.015 DUM93$$

(-0.3) (-0.1) (-0.5)

$$adjR^2 = 0.660 \quad ; \quad RMSE = 0.0256 \quad ; \quad D.W. = 2.51$$

(את רשימת הסמלים של המשוואות ראה בסוף הסקסט).

ראוי לציין שההכנסה הפנויה הכוללת (YD) לא נמצאה כמסבירה טובה של התצרוכת (אפילו במשוואה שנאמדה בשיטת ה- 3OLS), וזאת בניגוד להכנסה הפנויה משכר, שהשפעתה, כאמור, מובהקת עם מקדם של כ-0.5-0.4. ייתכן שהדבר משקף את מגבלת הנזילות של השכירים, בעוד שהעצמאיים, אשר רובם אינם סובלים ממגבלת נזילות, מתנהגים בהתאם ל- $PIH-RE$, ולכן השינוי הצפוי בהכנסתם (הכלולה בהכנסה הכוללת) אינו תורם להסבר השינוי בצריכה (כמתבקש ממבחן Hall).

4. קואינטגרציה בין הצריכה להכנסה הפנויה

א. הצגה כללית

הממצאים האמפיריים מראים כי בארץ, כמו בארצות אחרות, הצריכה וההכנסה מעבודה הן קואינטגרטיביות. לכן על פי Engle and Granger (1987) פועל בין הצריכה להכנסה הפנויה מנגנון של תיקון טעות: פירושו של דבר שהסטייה-בפיגור של הצריכה מהקשר ארוך הטווח עם ההכנסה (u_{t-1}) יוצרת במשתנים הנ"ל, תהליך דינאמי השומר על הקשר האמור. במשוואה נתאר זאת כך:

$$(11) \quad \Delta C_t = \alpha \Delta Y_t - \beta u_{t-1} + \epsilon_t$$

$$u_{t-1} = C_t - \gamma Y_t \quad \text{כאשר:}$$

u_t הוא, כאמור, סטציונרי.

כמו כן:

$$\Delta C_t \quad - \quad \text{השינוי בצריכה הפרטית בזמן } t;$$

$$\Delta Y_t \quad - \quad \text{השינוי בהכנסה הפנויה בזמן } t;$$

$$\epsilon_t \quad - \quad \text{הטעות בחיזוי בזמן } t, \text{ שהיא "רעש לבן".}$$

Campbell (1987) הראה כי קואינטגרטיביות בין הצריכה להכנסה מתקיימת כשהתנהגות הפרטים תואמת את תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית⁴. עם זאת,

3 התוצאה שהתקבלה באמידה של OLS היא:

$$\Delta \ln C = 0.013 + 0.404 \Delta \ln WD + 0.054 \Delta \ln YD + 0.062 \Delta \ln Ps_{-1} + 0.88 \Delta RA_{-1}$$

(2.8) (8.3) (0.6) (5.1) (3.0)

$$adjR^2 = 0.778; \quad RMSE = 0.0214; \quad DW = 2.58$$

במשוואה לעיל, גם כשהמשתנה של ההכנסה הפנויה (YD) הוחלף במשתנה של ההכנסה הפנויה

4 Campbell הראה כי במסגרת תיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית עם ציפיות רציונליות ובהנחה של שיעור ריבית קבוע ואופק חיים אינסופי של הפרט, מתקיים הקשר הבא בין החיסכון לנפש (S) להכנסה לנפש (Y):

$$S_t = - \sum_{k=1}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t \Delta Y_{t+k}$$

בהנחה שההפרש הראשון של ההכנסה הוא סטציונרי (הסטציונריות של ההפרש הראשון בצריכה נובעת מהתיאוריה) ושיעור הריבית קבוע, נובע מהמשוואה לעיל שגם רמת החיסכון היא סטציונרית. מאחר שהחיסכון הוא קומבינציה ליניארית בין התצרוכת להכנסה הפנויה, הרי שקיימת קואינטגרציה בין שתיהן. מכאן שקיים גם מנגנון של תיקון טעות בין הצריכה להכנסה.

מתיאוריית ההכנסה הפרמנגנטית עם ציפיות רציונליות בגירסת Hall (1978) מתחייב תהליך דינאמי ספציפי מאוד, המטיל מגבלה על הפרמטרים, כך שיתקיים $\alpha = \beta = 0$. זהו אפוא מבחן Hall, כאשר ϵ_t היא הטעות שאינה ניתנת לחיזוי מראש. משמעות הדבר כי מנגנון תיקון הטעות אינו פועל על הצריכה, אלא על החיסכון וההכנסה (Engel & Granger, 1987, וכן Deaton, 1992, עמ' 125): כששוררות ציפיות לעלייה של ההכנסה הפרמנגנטית, תגדל הצריכה מיד עם היווצרות הציפיות, ובינתיים ירד החיסכון השוטף. עם התממשות הציפיות ועליית ההכנסה, ישוב החיסכון ויעלה. קיומו של קשר בין השינוי בצריכה לשינוי בהכנסה במשוואה (11) יכול להתיישב עם התנהגות רציונלית של הפרטים – אם הוא נובע, למשל, ממגבלת נזילות שבפניה הם ניצבים (Campbell & Mankiw, 1989). אם מגבלת הנזילות היא מוחלטת, אזי טיעון זה אינו מסביר את קיומו של מנגנון ה־error correction להלן (E.C.), המתבטא במשוואה (11) במשתנה $u_t - 1$. עם זאת, כשמגבלת הנזילות אינה מוחלטת, ומשקפת תהליך של הפיכת נכסים לא נזילים לאמצעי תשלום, ייתכן תהליך של תיקון טעות. במקרה כזה שינויים במדיניות המוניטרית יכולים להשפיע על תהליך המימוש של הנכסים (על מהירותו ועל עלותו) ולכן – גם על תהליך תיקון הטעות. דוגמה נוספת שבה התנהגות הפרטים יכולה להיות רציונלית, ובכל זאת מתאפשר תהליך של תיקון הטעות, היא במצב של הרגלי הצריכה (Habit Formation). במצב כזה התועלת של הפרט בהווה מושפעת גם מהצריכה בעבר. (פונקציית תועלת מעין זו ראה למשל אצל Carroll, Overland & Weil, 1994), ולכן פונקציית התועלת אינה ספראבילית, כהנחתו של Hall. במקרה כזה ניתן להראות כי השינוי בתצרוכת בהווה מושפע גם מהשינוי בפיגור של ההכנסה ו/או הצריכה, ומתקיים מנגנון של תיקון טעות. (ראה Deaton, עמ' 99-100). טיעון זה אינו עומד בסתירה להתנהגות רציונלית, אך "תיאוריית מחזור החיים – ההכנסה הפרמנגנטית" מקבלת לאורו פרשנות שונה.

ב. אמידה של משוואת תצרוכת בשיטת תיקון הטעות במצב של קואינטגרציה

המבחנים שהובאו לעיל תומכים בקיומה של סטייה ניכרת מ־PIH-RE באופן קביעת הצריכה בארץ. לכן נראה כי הטיעון של Campbell, 1987 (עמ' 1256) בדבר הבעייתיות של השימוש בהפרש הראשון של משתני הצריכה וההכנסה לשם אמידת משוואה דינאמית (כשהקואינטגרציה נובעת מתיאוריית PIH-RE) אינו רלבנטי. יתר על כן, גם מבחינת התיאוריה (כפי שהוסבר לעיל) ייתכן, בתנאים מסוימים, תהליך של תיקון טעות בצריכה ולא בחיסכון בלבד. השימוש בשיטת האמידה של קואינטגרציה בא אפוא לתת תיאור שלם יותר של אופן קביעת התצרוכת בטווח הארוך, וכן לתאר את התהליך הדינאמי של הטווח הקצר.

האמידה נעשתה בשני שלבים (two-step estimation procedure): תחילה נאמדה המשוואה של הטווח הארוך, ובחנה הסטציונריות של השארית הבלתי מוסברת

במשוואה (RES). לאחר מכן נאמדה משוואה של הטווח הקצר, כשהשארית בפיגור (RES-1) נכללת כמשתנה מסביר המשקף את מנגנון תיקון הטעות. המשוואה הדינמית של הטווח הקצר נאמדה ב-TSLS. משתני העזר שבהם השתמשנו באמידה כאן הם אותם משתני עזר המופיעים באמידת המשוואות עבור המבחן של C&M (לוחות 2 ו-3 לעיל). נושאי האמידה הכלליים שנידונו בסעיף (3) לעיל רלבנטיים גם באמידה כאן. תוצאות האמידה של משוואת הצריכה מוצגות בלוחות 4 (עבור שיעור השינוי בסך הצריכה לנפש – $\Delta \ln C$) ו-5 (עבור שיעור השינוי בצריכה לנפש למעט בני-קיימא $\Delta \ln CND$).

הממצאים העיקריים הנובעים מאמידות אלו הם:

- א. המקדם ביחס לשיעור השינוי בהכנסה הצפויה משכר גבוה יחסית – סביב 0.8 במשוואות המסבירות את $\Delta \ln C$ וסביב 0.6 במשוואות המסבירות את $\Delta \ln CND$.
- ב. הגמישות ביחס לתשואת המניות ($\Delta \ln Ps-1$) יציבה ונמוכה יחסית – סביב 0.05 במשוואות המסבירות את $\Delta \ln C$, וסביב 0.02 במשוואות המסבירות את $\Delta \ln CND$. השפעת השינוי בשיעור הריבית ($\Delta RA-1$) לא נמצאה מובהקת, וזאת בניגוד לתוצאות שנתקבלו במבחן של C&M (לוחות 2 ו-3).
- ג. תהליך ההתאמה (תיקון הטעות), כפי שמתבטא בגודל המקדם ביחס לשארית הבלתי מוסברת בפיגור (RES-1), הוא מהיר יחסית, במיוחד במשוואות על סך הצריכה ($\Delta \ln C$).
- ד. ההשפעות של הרכוש (במחירי חידוש) ושל משקל גילאי 20-30 בכלל האוכלוסייה מתבטאות רק בטווח הארוך.

5. סיכום

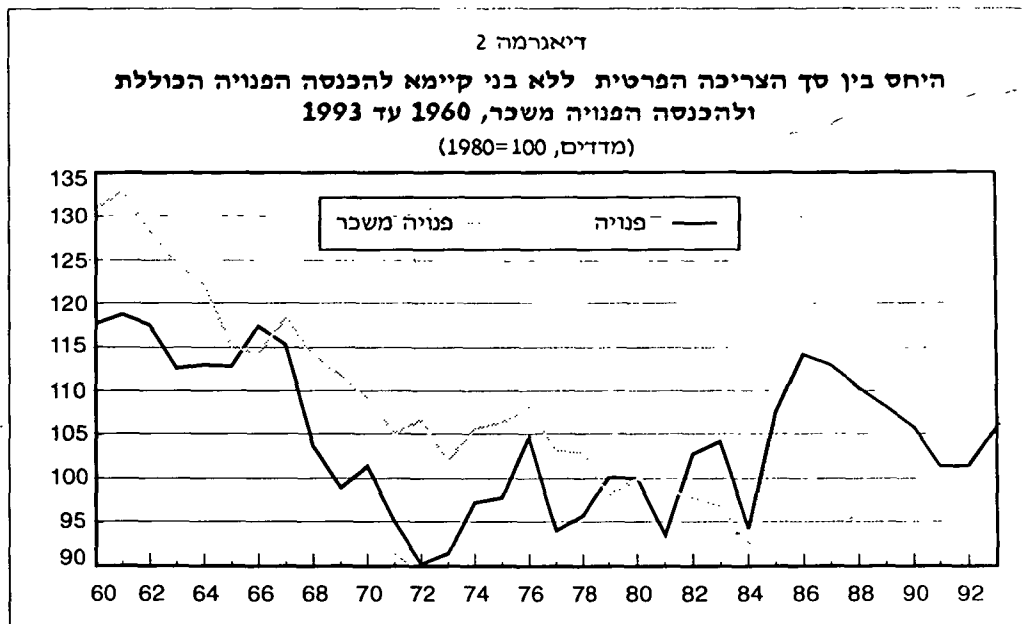
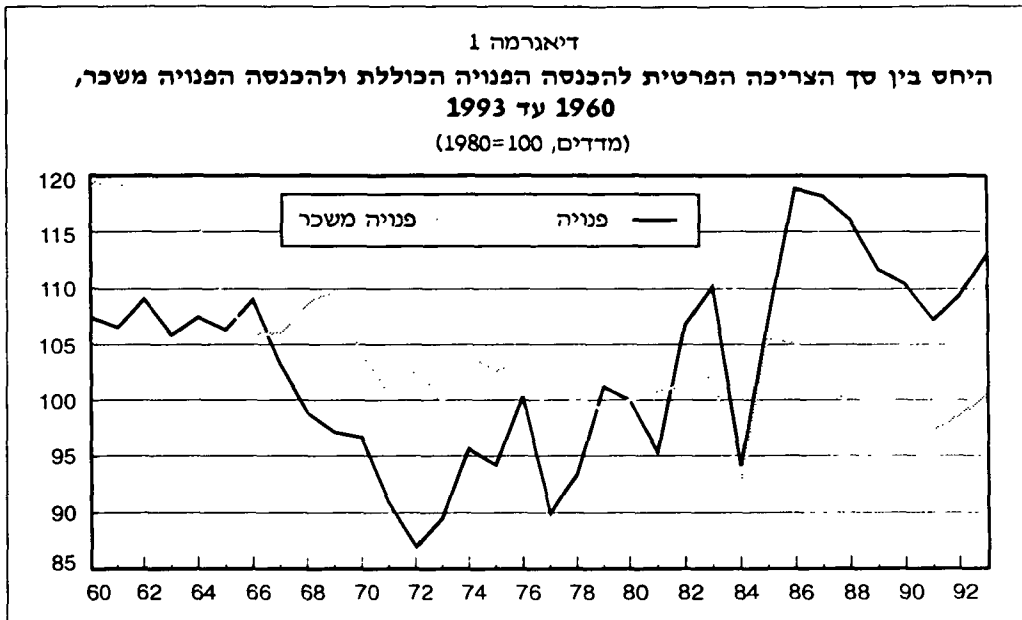
נראה שחלק מהממצאים האמפיריים של העבודה על פי המבחן של Hall אינם מתיישבים עם התנהגות התואמת את תיאוריית ההכנסה הפרמננטית הגורסת ציפיות רציונליות. התוצאות שנתקבלו על פי המבחן של Campbell and Mankiw הן חד-משמעיות: לשינוי בהכנסה הצפויה משכר השפעה מובהקת על השינוי בצריכה הפרטית עם מקדם של כ-0.5; פירושו של דבר, שכמחצית מבעלי ההכנסה הפנויה קובעים את תצרוכתם על פי השינוי בהכנסתם השוטפת. זוהי חריגה משמעותית מתיאוריית ההכנסה הפרמננטית, וייתכן כי היא נובעת ממגבלות נזילות שבפניהן ניצבת אוכלוסייה זו, או מן הרצון לחסוך לנובע ממניע הזהירות, או משניהם גם יחד. פערי התיווך הגבוהים בין הריבית הקרדיטורית לדביטורית בארץ מחזקים את ההנחה בדבר קיומה של מגבלת נזילות אפקטיבית. השפעת התשואה על המניות מובהקת, אף שגמישותה נמוכה יחסית. השפעת שיעור הריבית לטווח קצר אינה מובהקת בכל הספציפיקציות של המשוואות. אף על פי כן שני משתנים אלו מסבירים כ-50 אחוזים משיעור השינוי בסך הצריכה הפרטית, בשנים 1963 עד 1993 (משוואה 2 בלוח 1) וכ-37 אחוזים משיעור השינוי בצריכה הפרטית למעט בני-קיימא (משוואה 8 בלוח 1).

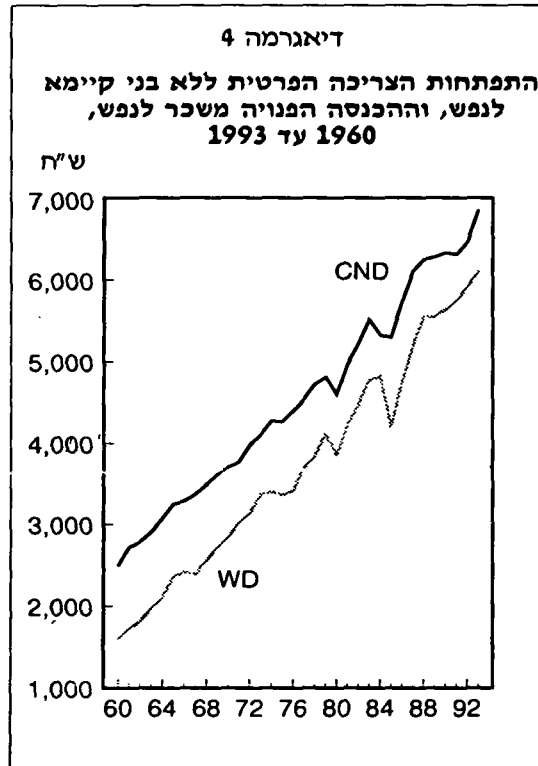
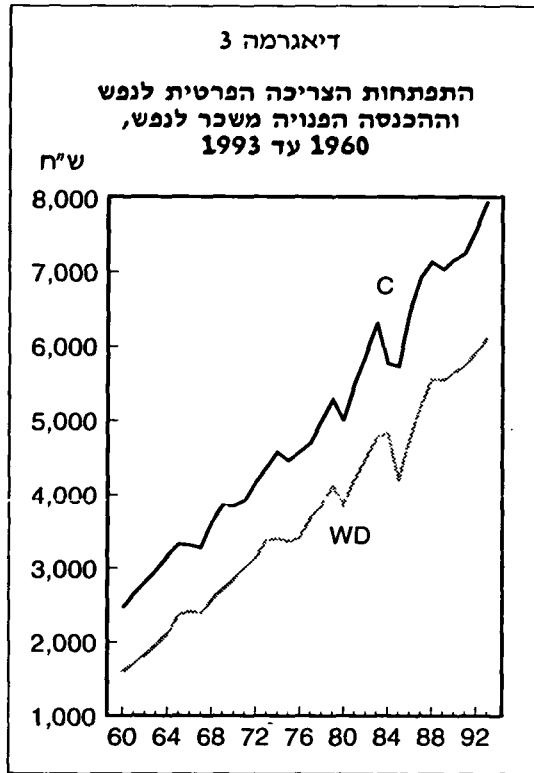
השימוש בשיטת האמידה של קואינטגרציה בא לתת תיאור שלם יותר של קביעת התצרוכת בטווח הארוך, וכן לתאר את התהליך הדינאמי של הטווח הקצר; זאת בהנחה של קיום מגבלות וקשיחויות המונעות התאמה מידית של התצרוכת לזו הרצויה בטווח הארוך, או במקרה שפונקציית התצרוכת אינה ספראבילית (כמו במצב של Habit Formation), כך שתהליך ההתאמה ההדרגתי נובע מפונקציית התועלת. נמצא כי במצבים כאלה תהליך ההתאמה של תיקון הטעות מהיר למדי, כפי שמתבטא בגודל המקדם ביחס ל-RES-1 בלוחות 4 ו-5. לרכוש, במחירי חידוש, ולמשתנה הדמוגרפי (N20-1) אין השפעה על הדינמיקה של הטווח הקצר, והשפעתם היא רק בקביעת הצריכה של הטווח הארוך.

לכסוף נציין את החשיבות הרבה שיש לשינוי בשיעור האינפלציה בפייגור ($\Delta\pi_{-1}$) ולשיעור התשואה של המניות בפייגור ($\Delta\ln P_s -1$) כמשתני עזר בהסבר ההכנסה הצפויה (כשמשוואות הצריכה נאמדו ב-TSLS).

רשימת הסמלים המופיעים בלוחות

- ln – לוג טבעי של המשתנה שאליו הוא מוצמד.
- Δ – ההפרש הראשון של המשתנה שאליו הוא מוצמד.
- Δ^2 – ההפרש השני של המשתנה שאליו הוא מוצמד.
- C – הצריכה הפרטית לנפש (ריאלית).
- CND – הצריכה הפרטית לנפש, למעט בני קיימא (ריאלית).
- D.W. – הסטטיסטי של Durbin-Watson.
- GD – הצריכה הציבורית המקומית לנפש (ריאלית).
- N20 – משקל האוכלוסייה של גילאי 20-30 בכלל האוכלוסייה מעל גיל 20 (אחוזים).
- P_s – המחיר הריאלי של המניות בבורסה בסוף השנה (מדד).
- $\Delta\ln P_s$ – שיעור התשואה הריאלי על המניות.
- R – שיעור הריבית הריאלי על האשראי לזמן קצר (באחוזים).
- RA – ממוצע משוקלל של R בשנתיים האחרונות.
- adjR² – מקדם ההסבר המותאם לדרגות החופש.
- RES – השארית הבלתי מוסברת ממשוואת התצרוכת של הטווח הארוך.
- RMSE – סטיית התקן של המשוואה.
- V – ערך הרכוש של הסקטור הפרטי (מלאי לסוף שנה, ריאלית).
- WD – ההכנסה הפנויה משכר לנפש (ריאלית).
- WT – הסחר העולמי (במדד כמותי).
- YD – ההכנסה הפרטית הפנויה לנפש (ריאלית).
- π – שיעור האינפלציה (באחוזים).





לוח 1

הסבר שיעור השינוי בצריכה הפרטית באמצעות משתנים במיגור (מבחן Hall במונח הרחב), 1963 עד 1993

המשתנה המוסבר	מספר המשוואה	המשתנים המסבירים						הסטטיסטיים			
		.Const	$\Delta \ln WD_{1,t}$	$\Delta \ln WD_{2,t}$	$\Delta \ln GD_{1,t}$	$\Delta \pi_{1,t}$	$\Delta RA_{1,t}$	$\Delta \ln P_{5,t}$	adjR ²	RMSE	D.W.
$\Delta \ln C$	1	0.056 (4.9)	-0.272 (-1.9)	-0.300 (-2.1)					30.14	0.042	2.02
	2	0.030 (5.4)					0.109 (2.8)	0.076 (4.4)	10.53	0.031	2.33
	3	0.037 (3.5)	-0.038 (-0.3)	-0.112 (-0.9)			0.089 (1.8)	0.075 (4.2)	90.50	0.032	2.32
	4	0.028 (3.0)	0.032 (0.3)	0.036 (0.3)		-80.00025 (-3.4)	0.068 (1.6)	0.079 (5.3)	30.65	0.027	2.44
	5	0.031 (3.7)	-0.011 (-0.1)	0.002 (0.0)	0.232 (2.6)	-0.00026 (-3.8)	0.070 (1.8)	0.084 (6.2)	70.71	0.024	2.12
	6	0.031 (7.3)			0.231 (2.7)	-0.00026 (-4.3)	0.071 (2.2)	0.084 (6.5)	80.73	0.023	2.15
$\Delta \ln CND$	7	0.040 (5.1)	-0.120 (-1.2)	-0.155 (-1.6)					00.05	0.029	1.89
	8	0.027 (6.5)					0.066 (2.3)	0.040 (3.1)	0.369	0.023	2.16
	9	0.027 (3.4)	0.035 (0.3)	-0.029 (-0.3)			0.068 (1.8)	0.040 (3.0)	0.328	0.024	2.30
	01	0.020 (3.0)	0.094 (1.2)	0.095 (1.2)		0.000216 (-4.0)	0.051 (1.7)	0.044 (4.1)	0.576	0.019	2.46
	11	0.021 (3.3)	0.072 (0.9)	0.077 (1.0)	0.120 (1.8)	-0.000218 (-4.2)	0.051 (1.8)	0.047 (4.5)	0.609	0.018	2.21
	12	0.028 (8.4)			0.133 (2.0)	-0.000198 (-4.2)	0.035 (1.4)	0.045 (4.4)	0.620	0.018	1.97

1) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.

הסבר שיעור השינוי בצריכה הפרטית באמצעות משתנים בפיגור (מבחן Hall במונח הרחב), 1963 עד 1993

מספר המשוואה	המשתנה המוסבר	משתני עזר ¹	המשתנים המסבירים ²							הסטטיסטיים		
			Const.	ΔRA_{-1}	ΔRA_{-2}	$\Delta \ln P_{1-s}$	$\Delta \ln P_{2-s}$	$\Delta \pi_{-1}$	$\Delta^2 \ln GD_{-1}$	adjR ²	RMSE	D.W.
$\Delta \ln C$	1	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln C_{-2}, \Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{3-2}, \Delta RA_{-2}$	0.032 (4.6)	0.136 (2.4)	0.099 (2.1)					0.253	0.038	2.28
	2	כניל	0.029 (4.5)		0.090 (2.1)	0.110 (2.1)				90.25	0.034	2.74
	3	כניל	0.033 (4.4)					-0.00042 (-3.3)		40.25	0.041	42.5
	4	כניל	0.033 (4.3)				-0.041 (-1.4)	-0.00055 (-3.4)		60.25	0.042	62.1
	5	כניל	0.030 (5.6)			0.090 (2.1)		-0.00037 (-4.0)		80.46	0.028	32.1
	6	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln C_{-2}, \Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{3-2}, \Delta RA_{-2}, \Delta^2 \ln GD_{-1}$	0.024 (4.0)			0.092 (2.3)		-0.0004 (-4.9)	0.228 (2.1)	0.507	0.026	2.04
$\Delta \ln CND$	1	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln CND_{-2}, \Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{3-2}, \Delta RA_{-2}$	0.028 (6.2)	0.060 (1.6)	0.081 (2.7)					0.244	0.025	2.23
	2	כניל	0.027 (6.4)		0.080 (2.8)	0.038 (1.4)				0.262	0.023	2.50
	3	כניל	0.028 (6.2)					-0.00028 (-3.4)		0.270	0.025	2.40
	4	כניל	0.029 (6.0)				-0.019 (-1.1)	-0.00035 (-3.3)		0.255	0.026	2.14
	5	כניל	0.028 (7.1)			0.026 (1.1)		-0.00026 (-3.6)		0.361	0.021	2.20
	6	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln CND_{-2}, \Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{3-2}, \Delta RA_{-2}, \Delta^2 \ln GD_{-1}$	0.025 (5.7)			0.032 (1.3)		-0.00028 (-4.1)	0.111 (1.5)	0.389	0.020	2.19

(1) המשוואות נאמדו ב-TSLS. משתני העזר באמידה זו הם בפיגור של שנתיים.

(2) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.

הסבר שיעור השינוי בסך הצריכה הפרטית לנפש באמצעות ההכנסה הפנויה הניתנת לחיזוי¹

ושיעורי התשואה על הנכסים, 1963 עד 1993

מספר המשוואה	משתני העזר ¹	First Stage regressions ²		המשתנים המסבירים ³				הסטטיסטיים			
		$\Delta \ln C$ Eq.	$\Delta \ln WD$ Eq.	Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s-1}$	או ΔRA_{-1} ΔR_{-1} (מצויין ב*)	adjR ²	RMSE	D.W.	Test of restrictions ⁴
1a	$\Delta \ln WD_{-1}, \Delta \ln C_{-1}$ $\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}$	0.595	0.557	0.012 (1.9)	0.519 (4.6)	0.066 (4.8)		70.66	40.024	2.22	0.004 (4.2)
1b	$\Delta \ln WD_{-1}, \Delta \ln C_{-1}$ $\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}$ ΔRA_{-1}	0.653	0.547	0.014 (2.7)	0.426 (4.2)	0.062 (5.1)	0.084 (3.1)	0.755	0.0212	⁵ 2.56	-0.078 (3.2)
2a	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}$	0.621	0.526	0.009 (1.4)	0.594 (4.9)	0.063 (4.5)		10.67	90.024	2.28	-0.069 (0.0)
2b	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1},$ ΔRA_{-1}	0.677	0.530	0.012 (2.3)	0.477 (4.5)	0.060 (5.0)	0.080 (2.9)	90.75	20.021	⁵ 2.59	-0.111 (3.4)
3a	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1},$ $\ln(C/WD)_{-1}$	0.648	0.666	0.010 (1.7)	0.560 (5.3)	0.064 (4.7)		70.68	60.024	2.26	-0.093 (3.0)
3b	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1},$ $\ln(C/WD)_{-1}, \Delta RA_{-1}$	0.682	0.668	0.014 (2.7)	0.436 (4.7)	0.062 (5.1)	0.083 (3.0)	0.763	0.0211	⁵ 2.56	-0.072 (2.23)
4	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}, \Delta R_{-1}$ $\ln(C/WD)_{-1}$	0.669	0.656	0.0080 (1.3)	0.620 (5.7)	0.057 (4.2)	0.044* (2.0)	0.707	0.0238	2.48	0.03 (1.01)

(1) המשוואות נאמדו ב-TSLS.

(2) מקדם ההסבר מותאם. לדרגות החופש $adj R^2$ כאשר משתני העזר מסבירים את הצריכה או את ההכנסה ברגרסיה משוטה (OLS).

(3) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.

(4) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש $adj R^2$, כאשר משתני העזר מסבירים את השארית הבלתי מוסברת של המשוואה. הערכים בסוגריים הם הערכים המחושבים של מבחן χ^2 ; ראה הסבר בטקסט.

(5) לא ניתן לדחות את השערת האפס בדבר קיומו של מיתאם סידרתי ברמת מובהקות של 5%.

הסבר שיעור השינוי בסך הצריכה הפרטית לנפש באמצעות ההכנסה הפנויה הניתנת לחיזוי^א
 ושיעורי התשואה על הנכסים, 1963 עד 1993

מספר המשוואה	משתני העזר ¹	First Stage regressions ²		המשתנים המסבירים ³				הסטטיסטיים			
		$\Delta \ln WD$ Eq.	$\Delta \ln P_{s-1}$ Eq.	.Const	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s-1}$	ΔRA_{-1} או ΔR_{-1} (מצויין ב*)	adjR ²	RMSE	D.W.	Test of restrictions ⁴
1	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln C_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ ΔRA_{-2}	0.278		0.013 (1.4)	0.523 (2.8)			0.191	0.033	2.43	
2a	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln C_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$	0.245	-0.014	0.009 (1.0)	0.502 (2.7)	0.127 (2.6)		0.261	0.032	2.16	-0.075
2b	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln C_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ ΔRA_{-2}	0.411	-0.052	0.012 (1.8)	0.460 (3.6)	0.096 (2.3)	0.074 (1.8)	0.526	0.025	2.35	-0.202
3a	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2},$ ΔRA_{-2}	0.342	-0.041	0.007 (0.6)	0.569 (2.7)	0.141 (1.8)		0.186	0.037	2.14	-0.071
3b	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2},$ ΔRA_{-2}	0.342	-0.041	0.011 (1.2)	0.486 (2.8)	0.110 (1.7)	0.073 (1.4)	0.319	0.028	2.28	-0.115
4	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2},$ $\ln(C/W)_{-2}, \Delta RA_{-2}$	0.410	-0.073	0.012 (1.6)	0.464 (3.5)	0.103 (2.0)	0.078 (1.7)	0.392	0.026	2.32	-0.157
5	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}, \Delta R_{-2}$ $\ln(C/W)_{-2}$	0.302	0.026	0.003 (0.3)	0.652 (2.7)	0.126 (2.3)	0.044 (0.9)	0.251	0.035	2.25	-0.121

- (1) המשוואות נאמדו ב-TSLS. משתני העזר באמידה זו הם בפיגור של שנתיים.
- (2) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש adjR², כאשר משתני העזר מסבירים את הצריכה או את ההכנסה ברגרסיה פשוטה (OLS).
- (3) הערכים בסוגרים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.
- (4) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש adjR², כאשר משתני העזר מסבירים את השארית הבלתי מוסברת של המשוואה.

הסבר שיעור השינוי בצריכה הפרטית לנפש למעט בני קיימא באמצעות ההכנסה הפנויה
הניתנת לחיזוי ושיעור התשואה על הנכסים, 1963 עד 1993

מספר המשוואה	משתנים העזרי ⁽¹⁾	First Stage regressions ⁽²⁾		המשתנים המסבירים ⁽³⁾				הסטטיסטיים			
		$\Delta \ln \text{CND}$ Eq.	$\Delta \ln \text{WD}$ Eq.	Const.	$\Delta \ln \text{WD}$	$\Delta \ln P_{s-1}$	ΔRA_{-1} ΔR_{-1} (מצויין ב*)	adjR ²	RMSE	D.W.	Test of restrictions ⁽⁴⁾
1a	$\Delta \ln \text{WD}_{-1}, \Delta \ln \text{CND}_{-1}$ $\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}$	0.544	0.588	0.013 (3.2)	0.364 (4.7)	0.033 (3.6)		0.607	0.0169	72.3	0.1639 (5.2)
1b	$\Delta \ln \text{WD}_{-1}, \Delta \ln \text{CND}_{-1}$ $\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}$ ΔRA_{-1}	0.556	0.573	0.015 (3.8)	0.315 (4.2)	0.0297 (3.2)	0.047 (2.3)	00.65	00.016	72.5	0.1628 (5.0)
2a	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1}$	0.573	0.526	0.011 (2.4)	0.431 (5.1)	0.031 (3.2)		50.61	0.017	82.4	0.0 (0.0)
2b	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1},$ ΔRA_{-1}	0.577	0.530	0.014 (3.2)	0.366 (4.5)	0.028 (3.0)	0.044 (2.1)	10.66	0.016	82.6	0.0 (0.0)
3a	$\ln(\text{CND}/\text{WD})_{-1}, \Delta \pi_{-1}$ $\Delta \ln P_{s-1},$	0.624	0.637	0.011 (2.6)	0.426 (5.6)	0.031 (3.2)		00.64	0.017	72.4	0.0 (0.0)
3b	$\ln(\text{CND}/\text{WD})_{-1}, \Delta \pi_{-1}$ $\Delta \ln P_{s-1}, \Delta \text{RA}_{-1}$	0.624	0.649	0.013 (3.4)	0.369 (5.1)	0.028 (3.0)	0.044 (2.1)	00.68	0.016	2.68	0.0 (0.0)
4	$\Delta \pi_{-1}, \Delta \ln P_{s-1},$ $\ln(\text{CND}/\text{WD})_{-1}, \Delta R_{-1}$	0.619	0.632	0.010 (2.3)	0.450 (5.6)	0.028 (2.8)	0.021* (1.3)	0.636	0.017	2.65	0.008 (0.3)

- (1) המשוואות נאמדו ב-TSLS.
- (2) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש adjR², כאשר משתני העזר מסבירים את הצריכה או את ההכנסה ברגסיה פשוטה (OLS).
- (3) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.
- (4) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש adjR², כאשר משתני העזר מסבירים את השאירית הבלתי מוסברת של המשוואה. הערכים בסוגריים הם הערכים המחושבים של מבחן χ^2 - ראה הסבר בטקסט.

הסבר שיעור השינוי בצריכה הפרטית לנפש למעט בני קיימא, באמצעות ההכנסה הפנויה
הניתנת לחיזוי ושיעור התשואה על הנכסים, 1963 עד 1993

מספר המשוואה	משתני העזר ¹	First Stage regressions ²		המשתנים המסבירים ³				הסטטיסטיים			
		$\Delta \ln WD$ Eq.	$\Delta \ln P_{s-1}$ Eq.	Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s-1}$	ΔRA_{-1} ΔR_{-1} (מצויין ב*)	adjR ²	RMSE	D.W.	Test of restrictions ⁴
1	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln CND_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ ΔR_{-2}	0.286		0.015 (2.6)	0.371 (3.3)			0.253	0.020	2.46	
2a	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln CND_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$	0.215	0.052	0.017 (3.2)	0.270 (2.5)	0.032 (1.4)		0.170	0.018	2.18	-0.078
2b	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln CND_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ ΔRA_{-2}	0.462	0.067	0.462 (3.7)	0.315 (3.8)	0.021 (1.0)	0.040 (1.5)	0.452	0.017	2.56	-0.066
3a	$\Delta RA_{-2}, \Delta \pi_{-2}$ $\Delta \ln P_{s-2}$	0.342	-0.041	0.009 (1.1)	0.438 (2.7)	0.091 (1.5)		0.173	0.028	2.23	-0.103
3b	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ ΔRA_{-2}	0.342	-0.041	0.011 (1.3)	0.404 (2.7)	0.078 (1.4)	0.029 (0.6)	0.212	0.025	2.30	-0.115
4	$\ln(CND/WD)_{-2}, \Delta \pi_{-2}$ $\Delta \ln P_{s-2}, \Delta RA_{-2}$	0.369	-0.079	0.012 (2.0)	0.368 (3.2)	0.066 (1.5)	0.042 (1.2)	0.280	0.022	2.36	-0.146
5	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ $\ln(CND/WD)_{-2}, \Delta R_{-2}$	0.291	-0.015	0.011 (1.5)	0.411 (2.7)	0.065 (2.0)	0.014 (0.5)	0.260	0.022	2.35	-0.099

- 1) המשוואות נאמדו ב-TSLS. משתני העזר באמידה זו הם בפיגור של שנתיים.
- 2) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש adjR² כאשר משתני העזר מסבירים את הצריכה או את ההכנסה ברגרסיה פשוטה (OLS).
- 3) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.
- 4) מקדם ההסבר מותאם לדרגות החופש adjR², כאשר משתני העזר מסבירים את השארית הבלתי מוסברת של המשוואה.

לוח 4

הסבר שיעור השינוי של סך הצריכה הפרטית לנפש במשוואה דינמית¹ בהתבסס על משוואת קואינטגרציה (המופיעה מתחת ללוח)²

מספר המשוואה	משתני העזר ³	first Stage regressions ⁴		המשתנים המסבירים ⁵					הסטטיסטיים		
		$\Delta \ln C$ Eq.	$\Delta \ln WD$ Eq.	.Const	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{t-1}$	ΔRA_{t-1}	RES _{t-1}	adjR ²	RMSE	D.W.
1a	O.L.S			0.004 (0.7)	0.701 (7.9)	0.056 (4.9)		-0.699 (-4.0)	60.81	50.019	12.0
1b	O.L.S			0.006 (1.3)	0.633 (7.3)	0.053 (5.0)	0.056 (2.3)	-0.570 (-3.3)	0.841	10.018	32.2
2a	$\Delta \ln WD_{t-1}, \Delta \ln C_{t-1}$ $\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}$ RES _{t-1}	0.650	0.584	-0.004 (-0.6)	0.894 (6.0)	0.046 (3.5)		-0.934 (-3.9)	90.75	0.0212	11.9
2b	$\Delta \ln WD_{t-1}, \Delta \ln C_{t-1}$ $\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}$ ΔRA_{t-1} RES _{t-1}	0.653	0.566	0.001 (0.2)	0.768 (4.9)	0.048 (4.0)	0.044 (1.5)	-0.744 (-3.0)	00.80	0.0189	92.0
3a	$\Delta \ln WD_{t-1}, \Delta \ln C / WD_{t-1}$ $\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}$ RES _{t-1}	0.696	0.672	-0.002 (-0.3)	0.839 (6.6)	0.049 (3.9)		-0.867 (-4.1)	30.78	0.0204	31.9
3b	$\Delta \ln WD_{t-1}, \Delta \ln C / WD_{t-1}$ $\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}$ ΔRA_{t-1} RES _{t-1}	0.692	0.663	0.004 (0.6)	0.705 (5.6)	0.050 (4.5)	0.050 (1.9)	-0.662 (-3.1)	0.817	0.0184	2.15
4a	$\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}$ RES _{t-1}	0.669	0.614	-0.004 (-0.5)	0.889 (6.0)	0.047 (3.5)		-0.928 (-3.9)	0.759	0.0211	1.91
4b	$\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}$ $\Delta RA_{t-1}, RES_{t-1}$	0.675	0.599	0.001 (0.2)	0.765 (4.9)	0.048 (4.0)	0.044 (1.6)	-0.740 (-3.0)	0.801	0.0189	2.09

(1) המשוואת נאמדו ב-TSLS.

(2) להלן משוואת הטווח הארוך, עליה מתבססות משוואות ה-Error Correction שנאמדו בלוח לעיל:

$$\ln C = 1.267 + 0.811 \ln WD + 0.079 \ln V_{t-1} - 0.009N20_{t-1}$$

(8.3) (19.5) (1.8) (-4.1)

adjR² = 0.992

RMSE = 0.027

D.W = 1.76

D.F = -5.0

(3) ראה הערה 2 בלוח 2.

(4) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.

הסבר שיעור השינוי של הצריכה הפרטית לנפש למעט בני קיימא במשוואה דינמית⁽¹⁾ בהתבסס על משוואת קואינטגרציה (המופיעה מתחת ללוח)⁽²⁾

מספר המשוואה	משתני העזר ⁽³⁾	first Stage regressions ⁽³⁾		המשתנים המטבירים ⁽⁴⁾					הסטטיסטיים		
		$\Delta \ln \text{CND Eq.}$	$\Delta \ln \text{WD Eq.}$	Const.	$\Delta \ln \text{WD}$	$\Delta \ln P_{t-1}$	ΔRA_{t-1}	RES_{t-1}	adjR ²	RMSE	D.W.
1a	O.L.S			0.009 (2.3)	0.478 (6.7)	0.030 (3.4)		-0.531 (-2.8)	0.724	0.0154	2.01
1b	O.L.S			0.010 (2.7)	0.445 (6.4)	0.027 (3.2)	0.038 (2.0)	-0.469 (-2.5)	20.75	60.014	12.2
2a	$\Delta \ln \text{WD}_{t-1}, \Delta \ln \text{CND}_{t-1}, \Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}, \text{RES}_{t-1}$	0.562	0.589	0.004 (0.7)	0.609 (5.1)	0.025 (2.6)		-0.752 (-2.9)	80.64	0.0164	1.84
2b	$\Delta \ln \text{WD}_{t-1}, \Delta \ln \text{CND}_{t-1}, \Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}, \Delta \text{RA}_{t-1}, \text{RES}_{t-1}$	0.556	0.572	0.007 (1.2)	0.533 (4.5)	0.024 (2.7)	0.032 (1.6)	-0.619 (-2.5)	90.68	10.015	52.0
3a	$\Delta \ln \text{WD}_{t-1}, \Delta \ln \text{CND}/\text{WD}_{t-1}, \Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}, \text{RES}_{t-1}$	0.663	0.645	0.002 (0.3)	0.659 (5.8)	0.023 (2.3)		-0.837 (-3.3)	50.66	20.017	81.7
3b	$\Delta \ln \text{WD}_{t-1}, \Delta \ln \text{CND}/\text{WD}_{t-1}, \Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}, \Delta \text{RA}_{t-1}, \text{RES}_{t-1}$	0.649	0.639	0.004 (0.9)	0.589 (5.3)	0.022 (2.4)	0.029 (1.4)	-0.714 (-2.9)	0.701	0.0157	1.94
4a	$\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}, \text{RES}_{t-1}$	0.592	0.580	0.000 (0.0)	0.701 (4.9)	0.022 (2.0)		-0.908 (-3.0)	0.612	0.0180	1.74
4b	$\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln P_{t-1}, \Delta \text{RA}_{t-1}, \text{RES}_{t-1}$	0.583	0.565	0.003 (0.5)	0.619 (4.3)	0.021 (2.2)	0.027 (1.2)	-0.766 (-2.6)	0.659	0.0163	1.88

(1) המשוואת נאמדו ב-TSLS.

(2) להלן משוואת הטווח הארוך עליה מתבססות משוואות Error Correction שנאמדו בלוח לעיל:

$$\ln \text{CND} = 2.212 + 0.694 \ln \text{WD} + 0.065 \ln V_{t-1} - 0.005 \text{N20}_{t-1}$$

(19.4) (22.4) (2.0) (-3.6)

adjR² = 0.994 RMSE = 0.020 D.W. = 1.65

D.F = -4.59

(4) הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.

(3) ראה הערה 2 בלוח 2.

הסבר הצריכה הפרטית באמצעות משתנים בפיגור (מבחן Hall), 1963 עד 1993

המשתנה המוסבר	המשתנים המסבירים ¹								הסטטיסטיים		
	Const	ln WD ₁	ln WD ₂	RA ₁	ln P _{t-1}	Δπ ₁	N 20 ₁	ln CND ₁ / ln C ₁	adjR ²	D.W	RMSE
lnC	0.031 (0.1)	-0.481 (-1.5)	0.283 (1.8)				0.00016 (0.0)	1.193 (3.9)	0.9785	1.978	0.044
	0.462 (0.9)	-0.268 (-0.9)	0.244 (1.7)	90.12 (2.7)			0.0026 (0.7)	0.964 (3.3)	60.982	91.80	00.04
	0.630 (1.9)	-0.113 (-0.5)	0.270 (2.8)	30.16 (4.9)	0.094 (5.5)		0.0074 (2.8)	0.700 (3.4)	80.991	31.91	70.02
	0.931 (2.7)	0.181 (0.8)	0.200 (2.1)	40.10 (2.5)	0.092 (5.8)	-0.00022 (-2.2)	0.0044 (1.6)	0.460 (2.1)	90.992	32.09	0.026
	1.035 (2.9)	0.484 (2.4)		00.09 (2.1)	0.090 (5.3)	-0.00030 (-2.9)	0.0037 (1.3)	0.350 (1.5)	00.992	92.21	70.02
ln CND	-0.338 (-0.5)	-0.300 (-1.518)	0.116 (1.1)				40.0001 (0.1)	1.223 (4.8)	50.987	01.87	90.02
	0.394 (10.62)	-0.119 (-0.6)	0.119 (1.3)	0.091 (2.9)			0.00175 (0.8)	0.951 (3.9)	0.9901	1.783	0.026
	0.300 (0.7)	-0.157 (-1.2)	0.145 (2.3)	0.105 (4.8)	0.058 (5.4)		0.0056 (3.4)	0.927 (5.4)	0.9953	2.371	0.018
	0.767 (1.7)	0.028 (0.2)	0.199 (2.0)	0.068 (2.6)	0.054 (5.3)	-0.00015 (-2.2)	0.0038 (2.2)	0.725 (4.0)	0.9959	2.605	0.017
	0.691 (3.0)		0.123 (2.2)	0.068 (2.7)	0.054 (5.5)	-0.00014 (-2.6)	0.0039 (2.6)	0.757 (9.6)	0.9961	2.618	0.016

¹ הערכים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי t.

לוח נספח 2

המבחן של Dickey & Fuller

לבדיקת סטציונריות

$$(\Delta^2 X = \alpha + \lambda \Delta X_{-1})$$

	שם המשתנה	D.F.
1	$\Delta \ln C$	-5.33
2	$\Delta \ln \text{CND}$	-5.31
3	$\Delta \ln \text{WD}$	-5.56
4	$\Delta \ln \text{YD}$	-5.76
5	$\Delta \ln (C/\text{WD})$	-7.78
6	$\Delta \ln (\text{CND}/\text{WD})$	-7.91
7	$\Delta \ln V$	-3.06
8	$\Delta \ln \text{GD}$	-2.46
9	$\Delta \ln \text{WT}$	-4.76
10	ΔR	-5.49
11	ΔRA	-4.46
12	$\Delta \pi$	-5.19
13	$\Delta \ln P_{-1}$	-6.14
14	U	-4.29
15	ΔN_{20}	-1.02

ביבליוגרפיה

- Bean, Charles R. (1986). "The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise' Consumption Function", *Review of Economic Studies* 49., 497-516.
- Bernanke, Ben S. (1985). "Adjustment Costs, Durables and Aggregate Consumption", *Journal of Monetary Economics* 15 (January), 41-68.
- Blinder, Alan S. And Angus S. Deaton (1985). "The Time-Series Consumption Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, 465-521.
- Campbell, John Y. (1987). "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica* 55, 1249-1273.
- Campbell, John Y. And N. Gregory Mankiw (1989). "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", in: Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer (eds.) *NBER Macroeconomics Annual Report*.

- Carroll, Christopher D., Overland, Jody and David N. Weil (1994). "Saving and Growth with Habit Formation", mimeo.
- Deaton, Angus (1992). *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford.
- Dvobny A. And S.G. Hall (1989). "An Investigation on the Long Run Properties of Aggregate Non-Durable Consumers' Expenditures in the United Kingdom", *The Economic Journal* 99, 454-460.
- Engle, Robert F. And Granger C.W.J. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55 No. 2, 251-276.
- Evans, O.J. (1983). "Tax Policy, the Interest Elasticity of Saving and Capital Accumulation: Numerical Analysis of Theoretical Models", *American Economic Review* 73 no. 3 (June). 398-410.
- Flavin, Marjorie (1981). "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy* 89, 974-1009.
- Hall, Robert E. (1978). "Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy* 96, 971-987.
- Hall Robert E. (1988). "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy* 96, 339-357.
- Hall, Robert E. and Frederic S. Mishkin (1982). "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households", *Econometrica* 50, 461-481.
- Hansen, Lars P. And Kenneth J. Singleton (1983). "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns", *Journal of Political Economy* 96 (April), 249-265.
- Hayashi, Fumio (1982). "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables", *Journal of Political Economy* 90 (October), 895-916.
- Lucas, Robert E. Jr. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in: *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46.
- MacDonald, Ronald and E.H. Alan Spelght (1989). "Consumption, Saving and Rational Expectations: Some Further Evidence for the UK", *The Economic Journal* 99, 88-91.
- Mankiw, N. Gregory (1981). "The Permanent Income Hypothesis and Real Interest Rate", *Economics Letters* 7, 307-311.
- Mankiw, N. Gregory and Matthew Shapiro (1985). Trends, Random Walks, and Tests of One Permanent Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics* 16, 165-174.
- Poterba, James M. And Andrew A. Samwick (1995). "Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption", *Brookings, Papers on Economic Activity* (2), 295-357.
- Runkle, David E. (1991). "Liquidity Constraints and the Permanent-Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics* 27, 73-98.