

השפעת הריבית על הצרכיה הפרטית, במודל מטורתי
ובמודל עם צפיפות רצינונאליות;
מצאים אמפיריים, 1988-1962

יעקב לביא

סדרת מאמרין לדיוון 90.08
אוקטובר 1990

"הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל"

מחלקה מחקר, בנק ישראל, ת"ד 780, ירושלים 91007.

Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

אוקטובר, 1990

השפעת הריבית על הצריכה הפרטית, במודל מסורתי ובמודל עם צפיפות רצינונאליות:
מייצאים אמפיריים, 1962-1988

מאת: יעקב לביא^{*)}

תמצית:

לשערי הריבית תפקיד חשוב בהסביר המפתחות הצריכה הפרטית בשנים 1962-1988. תוצאה זו מתקבלת הן במידה של משווהת תצרוכת המتبسطת על הגישה "המסורתית" והן במידה של משווהת אוילר עם צפיפות רצינונאליות.

משווהת תצרוכת שנאמדת על בסיס הגישה הממסורתית (וככליה בנוסף למשתני ההכנה גם את שער הריבית, המנודות בשיעור האינפלציה, כמות הכספי והרכב הגילאים של האוכלוסייה) נותרת חייזרי טוב לירידה הגדולה בשיעור החיסכון בשנים 1985-1988. ההסבר הנובע מהמשוואת הוא כדלהלן: ייצוב שיעור האינפלציה ברמה נמוכה יחסית ביולי 1985 הביא לתפניתם לשערי הריבית הריאלית ובכמות הכספי. כוחות אלו שפלו עד אז לבלימת הירידה בשיעור החיסכון הפרטית (מגמה שנבעה בעיקר מהשינוי בהרכב האוכלוסייה), פסקו. התוצאה הייתה נפילת חריפה בשיעור החיסכון.

^{*)} מודמי נתונה לאיל קורן ולטיגל ריבונו על העזרה בעיבוד הנתונים וכן למיקל בינשטיין דודו אלקיים, עקיבא אופנברגר, ורפי מלניק על העורთיהם המועילות.

1. מבוא

מטרת העבודה היא לאמוד אמפירית את הקשר בין שער הריבית והצריכה הפרטית (חיסכון הפרט). ב邏אורייה המודרנית של החצורך זהו קשר מרכזי המתkeletal על סמך הנחה המקובלת, שהפרט ממכסם את תועלתו על פני מקומות חיו בכספי למיגבלה חוקיבית. הנחה זו מוצמת בכך את גישת "מחזור-החיים" (LCH) והן את גישת "הכנסה-הפרמננטית" (PIH). גם ב邏אורייה החדשנית יותר שהפתחה בעקבות עבודתו של Hall (1978) והובשת על הנחה נוספת לפיה הפרט בונה את ציפויתו באופן רצינאי (RE-LCH-PIH), לשער הריבית תפקיד תיאורתי חשוב [ראה למשל Mankiw (1981), Grossman & Shiller (1981), Hansen & Singleton (1983) ו-Hall (1988)]. כדי. בגישה זו נאמרת משוואת אוילר (הנובעת מהטנאים מסדר ראשון) בה שיעור השינוי בחצורך תלוי או באינפורמציה חדשה בלתי צפוייה (Surprise Consumption Function); או בשער הריבית הריאלי הצפוי בפיגור. במשוואת אוילר שער הריבית הריאלי הצפוי בפיגור משקף אך ורק את השפעת התחלופה (חנוכה על עקומת האדישות) ולכך השפעתו מתואמת חיובית עם שיעור השינוי בנסיבות. לעומת זאת בגישה המסורתית (PIH - LCH) ההשפעה של שער הריבית על רמת הצריכה אינה חד משמעות מהבחןת המתיאורית; מחד ישנה השפעת תחלופה שלילית ומайдך השפעת הכנסה חיובית. כלומר, ההשפעה נטו דורשת הכרעה אמפירית. מספר עבודות ניסו להגיע למסובה יותר מחייבת בנושא זה [Steindel (1981), Summers (1981), Starrett (1982) ו-Evans (1983)]. הרושם שמדובר

מרוב העבודות הוא כי במודל התואם את תיאוריות מחזור החיים (עם מספר רב של מקופות ובהןחות סבירות ביחס לגודל של הפרמטרים השונים), הגמישות של התצרוכת ביחס לשער הריבית הינה שלילית (וביחס לחיסכון חיובית). מעבר להשפעת המחלופה השלילית, תוצאה זו מסקפת את הירידה בערך הנוכחי של ההון האנושי עם עליית שער הריבית (human wealth effect). לכאורה תוצאה זו עומדת בסתייה למצוות המחקר האמפירי בו בדרך כלל לא נמצאה השפעת ריבית חזקה. לדעתו של Summers (1984) המצוות האמפיריות החלשות נובעות בעיקר מحصر הבחנה בין שינויים פרמננטיים וטרנסיטוריים בשער הריבית.

במחקריהם אמפיריים בארה"ב שנערכו על בסיס המודל המסורתית התקבלו תוצאות סותרות על הקשר בין שער הריבית לצריכה הפרטית. למשל; Wright (1967, 1969), Heien (1972) ו-Boskin (1978) דיווחו על השפעה שלילית מובהקת של שער הריבית על החצרוכת. לעומתם Weber (1970, 1971, 1975) ו-Springer (1975) דיווחו על השפעה חיובית מובהקת של שער הריבית על החצרוכת. ולבסוף, בעבודתו של Carlin (1982) התוצאות היו תלויות באופן ההגדלה של שער הריבית (ריאלית או נומינאלית). מחקרים אמפיריים שנערכו בשנים האחרונות בארה"ב והמבוססים על אמידה של משווה אoilר, עם צפיפות רצינאליות הראו השפעה חלה של שער הריבית על שעור השינוי בצריכה [Campbell & Mankiw (1988), Hall, Blinder & Deaton (1985)]. לעומת זאת מחקרים אמפיריים על אנגליה הראו השפעה מובהקת של שער הריבית (Wickens & Molana, 1984 וכן Bean, 1986). חוסר הבHIRות ביחס להשפעת שער הריבית על החצרוכת נתן לגיטימציה להתעלמות משער הריבית. ואכן במחקר האמפירי בארץ רוב העבודות לא תמייחסו بصورة מפורשת להשפעת שער הריבית {למשל: אלקיים (1984), אלקיים ויריב (1986), ברון (1987) וקונדוז (1983)}.

הירידה החריפה בשיעור החיסכון הפרטני בשנים האחרונות איננו ניתן להסביר באמצעות העבודות האמפיריות המצוויות. הדבר עוזר מחשבות שמא השפעת שער הריבית יחד עם גורמים אחרים (כגון השינויים בשיעור האינפלציה ושינויים דמוגרפיים). יכולים לשפר את רמת ההסביר של הצריכה והחיסכון.

2. רקע תיאורתי

להלן נסקור בקצרה את המודל המסורתי של תיאורית "מזור החיים" - הכנסה הפרמננטית" והן את גישתו של Hall המוסיפה את ההנחה של צפיפות רציוונאליות (והמכונה לעתים Surprise Consumption Function). מודלים אלו יהוו בסיס תיאורטי לאמידה האקונומטרית של משוואות הצריכה (סעיפים 3 ו-4 בהמשך) ולבחינת השפעת שער הריבית על החזרות.

2.1 תיאוריה "מזור החיים" – הכנסה הפרמננטית" בגישתה המסורתית

כידוע, עד לפני כעשור, שתי הגישות המרכזיות שהיו מקובלות להסביר הצריכה הפרטית היו: "תיאוריה מזור החיים" של Modigliani and Brumberg (1954) ו"תיאוריה הכנסה-פרמננטית" של Friedman (1957). שתי הגישות מתבססות על הנחה המנהוגית מרכזית, לפיה הפרט שואף למינימום תועלתו על פני מקומות חיו. בכךן למיגביה התקציבית, ככלمر:

$$(1) \quad \text{Max } U (C_1, C_2, \dots, C_T)$$

$$\text{s.t. } \sum_{i=1}^T \frac{C_i}{(1+r)^{i-1}} = \sum_{i=1}^T \frac{Y_L_i}{(1+r)^{i-1}} + W_0 = V$$

כאשר:

- א - פונקציית המועלת של הפרט.
- ב - הצריכה הפרטית בזמן ז.
- ג - ההכנסה הפנוויה מעובודה בזמן ז.
- ד - רכוש מעט הון אנושי, בתחילת התקופה.
- ה - הערך הנוכחי של סך הרכוש, כולל ההון האנושי, בזמן ז.
- ו - שער הריבית הריאלית.
- ז - אורך החיים של הפרט.

על ידי הצגה של מיגבלת התקציב הבין מקופתית בתנאים מסדר ראשון נקבל כי

פונקציית הצריכה של הפרט הינה:

$$(2.1) \quad C_z = B(r, j) \left[\sum_{i=1}^T \frac{Y_{L_i}}{(1+r)^{z-i}} + W_0 \right]$$

כאשר הנטיה לצורכי מהרכוש (B), מושפעת משער הריבית (z) ומגיל הצען (j). כיוון להשפעה של שער הריבית על B אינו חד-משמעי. הדבר תלוי במידה הקוירות של עיקומת האדישות של הצען. ככל שהעקומה תלולה יותר, ככלمر שגמישות המחלופה בין המטרוכת בהווה ובעתיד (σ) קטנה יותר, יתכן שעלייה בשיעור הריבית עלה את הנטיה לצורכי B . במקרים אחרות ככל שעקומת האדישות תלולה יותר (גמישות המחלופה נמוכה יותר), השפעת ההכנסה עקב שינוי בשער הריבית תהיה גדולה יותר (יחסית להשפעה המחלופה). ניתן לסקם זאת באופן הבא:

$$\text{כאשר } 1 < \sigma, \text{ אז } 0 > \frac{\partial B}{\partial r}; \text{ כאשר } 1 = \sigma, \text{ אז } 0 = \frac{\partial B}{\partial r}; \text{ וכאשר } 1 > \sigma, \text{ אז } 0 < \frac{\partial B}{\partial r}$$

משווה (2.1) לעיל אנו יכולים לראות כי שער הריבית משפיע על המצרוכת גם ב_amp;ות השפחו על הערך הנוכחי של ההכנסות משכר, וכפי שמכנה זאת Summers (1981) *- human wealth effect*. לשם פשוטה הציג, נניח כי הכנסה מעובדה קבועה וכן נסמן את הסימונים הבאים:

$$\mu = \sum_{i=1}^T \frac{1}{(1+r)^{i-1}}$$

$$\alpha(r,j) = \beta(r,j) \mu(r, j)$$

(ראה בnidon Steindel 1970, 1981 עמ' 104-105 וכנ Weber .

לכן נוכל לכתוב את משווה (2.1) גם באופן הבא:

$$(2.2) C = \alpha(r,j) YL + \beta(r,j) W$$

השפעת שער הריבית על המקדם α תלוי בעוצמת השפחו על B ו- μ . אם נסמן בתג את הנגזרת החלקית ביחס לשער הריבית, ניתן להציג זאת באופן הבא:

$$\alpha'/\mu = B'/B + \mu'/\mu$$

כאשר: $\frac{\partial B}{\partial r} < 0$ ו- $\frac{\partial \mu}{\partial r} > 0$, כלומר α' תלוי בערך של גמישות

התחלופה כפי שנאמר לעיל.

לדעתו של Summers ההשפעה של שער הריבית על α דרך μ הינה ההשפעה הדומיננטית ולכן ההשפעה הכוללת של שער הריבית על α שלילית (1981, עמ' 536).

פונקציית הצריכה המיצרפית המסתממת את כל משווהות המצרוכת של הפרטים במשק תהיה:

$$(3) C_t = \alpha(r,N,Dy) YL_t + \beta(r,N,Dy) W_t$$

המקדים α ו-β תלויים בעיקר ב-: הרכב האוכלוסייה (Α), שער הריבית (z) וקצב הגדול של ההכנסות בטוחה הארוֹד (ΥΜ). ספציפיציה זו מזמת את תיאוריות "מחוזר-החיים".

גישהו של פרידמן שונה במידת, מאחר והוא מוסיף את מושג "ההכנות הפרמננטית" - Ζ, המוגדרת כתשואה הצפוייה מהרכוש הכללי (הוּן אנושי והוּן פיטי), לפי שיעור הריבית המוצעת הצפוייה בעtid (z), כלומר:

$$(4) \quad \bar{Y} = \alpha + \beta z$$

ולכן על סמך משווה (2.1) לעיל פונקציית הצricaה המיצרת תהיה:

$$(5) \quad C_p(z, \Omega, z) = k$$

הקדט k תלוי, בשער הריבית הריאלי (z); ביחס בין ההכנסות מרכוש ושלא מרכוש (υ) ובטעמים של הפרטים (z). את ההכנות הפרמננטית (ζ) פרידמן מציע לאמוד כממוצע משוקל של ההכנות בהווה וההכנות בעבר (מוסאם צפויות אדפטיביות). כך הוא מגיע לישום אמפירי שונה של תיאוריה כמעט זהה.

בاميידה האמפירית של משווה הצricaה, Friedman, Modigliani וחוקרים רבים אחרים הניחו ששער הריבית קבוע ולכון התעלמו ממשנה זה.

תיאוריות "ההכנות הפרמננטית - מחוזר החיים" התייחסו בעלת בטיס תיאורתי מוצק ובדרך כלל גם בעלת יכולת הסבר טובה של הנזונים הטטוריים, ולכון עד לאמצע שנות השבעים היתה מאד מקובלת. תהיה היו בעיקר סביר המימצא האמפירי לפיו להכנות השוטפת השפעה מרובה על הצricaה הפרטית, מעבר למצופה מהתיאוריה. הדבר הושבר בעיקר כמשמעות מיגבלת הנזילות של הפרטים או "אופק-קצר" (כלומר שעור נכיון סובייקטיבי גבוה). - ראה למשל, Blinder & Deaton, 1985 עמ' 465-466. לסיכום, המשמעות המרכזית של תיאוריות "מחוזר החיים - ההכנות הפרמננטית" היא שפרט יכול לתקן את

מצרכתו על פni זמן, באופן בלתי מלאי מהכנתו השוטפת ובלבד שיקרים את מיגבלת התקציב לאורך מחזור החיים (כלומר שסק' מצרכתו על פni תקופות חיים. מיהיה שווה לערך הנוכחי של הכנסתו). אם לעומת זאת על הפרט מוטלות מיגבלות המונעות את הפרדה האמורה בין הדרישות להכנסה השוטפת (למשל: מיגבלות נזילות, כלומר, אי יכולת של הפרט להשתמש בשוק ההון כדי להעביר הכנסה מתוקפה לתקופה). אזי העיתוי של הכנסה השוטפת מכביל מישנה חשיבות (ראה למשל King & Hubbard, 1983 וכן Judd, 1986).

2.2 תיאוריות "מחוזר החיים - הכנסה-פרמננטית" עם צפיפות רצינאליות"

הפותחות תיאוריות ואMPIריות (בעיקר במחצית השנייה של שנות השבעים ובמשך שנים רבות השונות) עזרו שאלות בסיסיות ביחס לשימושה המצרוכית וגיבשו תיאוריות וגישות אMPIריות חדשות. נזכיר למשל את ביקורת לוקאס (Lucas's Critique, 1976) ממנה משתמע שימושה החדרתית בניסוחה המטורי המתבסס על "גישה מחוזר החיים - הכנסה-פרמננטית" אינה משקפת קשר מיבני בין המצרוכת והכנסה, מאחר ואין במודל זה המייחסת מפורשת לאופן היקבעותן של צפיפות הפרטיטם. על רקע ביקורת זו נכתבו עבודתו של Hall (1978) אשר עיראה הכללת הצפיפות הרצינאליות בתיאוריה מחוזר החיים - הכנסה-פרמננטית. להלן נסקור תיאוריה זו ומשמעותה האMPIרית שהינה מאי רלבנטית בבדיקה הקשר בין שער הריבית ושער השינוי ב策価 הפרטית. נ审核 מנושאים אחרים כגון "הגישה הרקרדיאנית" ("Ricardian Equivalence Hypothesis")

נקודת המוצא של Hall הימה ההנחה המקובלת בתיאוריה "מחוזר החיים - הכנסה-פרמננטית" לפיה ה策価 ממסם את המועלת הצפוייה על פni תקופות חיים תחת מיגבלת

הרכוש (הבין מקופתית). ההנחה הנוספת שלו היא שבתנאי אי וודאות הרככנים צופים את העתיד באופן רציאונלי, כלומר:

$$(6) \quad \max_{\mathbf{E}_t} \sum_{i=0}^{T-t} (1+\delta)^{-i} U(C_{t+i})$$

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

כאשר:

- E_t - הציפיות המותנהו במידע הנוכחי בזמן t.
- T - אורך החיים של הפרט.
- 6 - שיעור ההעדפה הסובייקטיבי על פני זמן.

כפי שניתן לראות פונקציית התועלת הינה ספרטיבilitiy וכן מונח שקיים פונקציית תועלת ספציפית היכולה ליצג היטב את כלל האוכלוסייה. הניסוח זהה מתמודד איפוא בצורה מתאימה עם ביקורת לוקאם מאחר וקיים פרט מייצג והציפיות הרציאונליות נכללו בצורה מפורשת במודל.

התנאי מסדר ראשון שיתקבל עבור שתי מקופות עוקבות (t ו-t+1) מפועלה המicasom לעיל של משואה (6), הוא:

$$(7) \quad E_t U(C_{t+1}) = [(1+\delta)/(1+r_t)] U(C_t)$$

אם נניח $\delta=r$ והתועלות השולית (U) הינה פונקציה ליניארית או לוג-ליניארית של התוצאות, אז נקבל שהצריכה הפרטית מקיימת "מהלך-מקרי" (random walk), כלומר:

$$(8.1) \quad E_t C_{t+1} = C_t$$

$$(8.2) \Delta C_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$$

והקשר האמפירי יהיה:

כasher: ε_{t+1} - השארית בצריכה שלא ניתן לחיזוי רצionarioali בזמן t .

מהאמור לעיל נובע איפוא כי השינוי בפועל בצריכה הפרטית (או שיעור השינוי)
איןנו ניתן לחיזוי רצionarioali בזמן t .

כדי לקבל ניסוח של "משוואת אוילר" עם צפיות רצionarioaliות המאפשרת שינויים
בשער הריבית הריאלי, יש להניח קיומה של פונקציית תועלת מוגבלת עם גמישות מחלופה
בין תקופתיות קבועה - ס.ז. וzioni בהנחות מוגבלות על אופן ההמחלפות של המוצרים
ושער הריבית נתון להראות שהקשר האמפירי בין שיעור השינוי בצריכה ($\Delta C_{t+1} \log$)
ושער הריבית הצפוי יהיה:

$$(9.1) \Delta \log C_{t+1} = a + \sigma E_t \log (1+r_t) + \varepsilon_{t+1}$$

(מספר עבודות עוטקות בנושא זה. למשל W. Mankiw; 1981. Hansen & Singleton; 1983 וכאמר Hall, 1988. משווה 9.1 מtabseth על עבודתו של Hall).

$$1) \text{לדוגמא: } \theta = 1 - \frac{1}{\sigma}, \text{ כאשר } \varepsilon_t = C^{\theta}_t - C^{\theta}_t$$

הערך $\sigma/1$ מוגבל לראות בו כמדד לשינאת הסיכון היחסית של הפרט, ככל שהוא ככל שישנן את הסיכון היחסית גדולה יותר גמישות המחלופה הבין תקופתיות קטנה יותר (ראה למשל Evans 1983 וHall 1988 עמ' 343 ועמ' 399).

הגדремית $\Delta \log C_{t+1}$ איננו יכול להיות מתואם עם משנהו כלשהו בזמן t שהרי איננו ניתן לאיזוי ($\Delta \log C_t = 0$). התנהה היא שהשדרית הבלתי ניתנת לחיזוי רצionarioלי בזמן t משקפת אינפורמציה חדשה העומדת לרשות הצרכן בזמן $t+1$ ושלא ניתן היה לצפותה קודם לכן, למשל Shinoniyim בלתי צפויים - בהכנסה הפנויה (ΔC), בראיבית (Δx) או אינפורמציה בלתי מזוהה אחרת. אם נכלול הנחה זו במשוואת (9.1) נקבל:

$$(9.2) \quad \Delta \log C_{t+1} = a + \sigma E_t \log (1+r_t) + \phi_y \epsilon_y + \phi_x \epsilon_x + \phi_{\Delta x} \epsilon_{\Delta x}$$

כפי שניתנו לראות ממשואה (9.1), הקשר בין הריבית בזמן t ושיעור הגידול העתידי בצריכה בזמן $t+1$ הינו חיובי, מאחר והוא משקף את השפעת המחלופה בלבד (תגובה על פני עקומת האדישות). ניתן להסביר זאת גם באופן הבא; מאחר ותתייחסות הינה לריבית הצפוייה, השפעת ההכנסה כבר נלקחה בחשבון בהעלה חד פעמית ברמת המצרוכת (בזמן t) ולכן אין היא משפעה על שיעור השינוי הצפוי בנסיבות.

משוואת אוילר קובעת את רמת המצרוכת בזמן $t+1$ יחסית למצרוכת בזמן t . אין היא קובעת את הקשר בין רמת המצרוכת למשתנים האקטוגניטים (למשל ההכנסה הפרמננטית הצפוייה). קשר זה ניתן לקבל על ידי שילוב של משוואת אוילר (המתארת את התנאים מסדר ראשון) עם מגבלת תקציב בין תקופתיות (ראה: Campbell & Mankiw, 1989, עמ' 205).

להלן גנטה להסביר מאפקט נוסף את התוצאה המיווחדת לפיה רק ההכנסה הפרמננטית "הלא-צפויה" יכולה להשפיע על השינוי בצריכה הפרטית במטרה "תיאודירית" מחווזר החיים - ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רצionarioליות". תוצאה זו הינה בניגוד לתוצאה המתבקשת מהגישה המסורתיות שאינה מתיחסת לאופן בו קבועות ציפיות הצרכנים (ראה למשל משוואות 2.1 ו-5 לעיל, מהן ברור כי השינוי בצריכה הינו פונקציית השינוי

בהכרנה הפרמננטית). לשם פשוטה הניתוח נניח צרכנו עם אופק חיים אין סופי ושער דיבית קבוע, במצב זה ניתן לתאר את ההכרנה הפרמננטית (צ) של הפרט כזרם משאבים קבוע שמיון לקיימו לאורך זמן (ambilי לפגוע ברכוש) והמוחנה בציפיות הפרט בזמן t. אם הציפיות ביחס להכנסות העתידיות מבטאות ציפיות רצינאיות, אז אין סיבה להניח תיקון בכיוון כלשהו בציפיות בעתיד על סמך המידע המזוי בזמן t, אחרת היה מבחן תיקון כבר עתה, ככלומר:

$$(10.1) \quad E_{t+1} - E_t = 0$$

$$(10.2) \quad E_t Y_{t+1}^P = Y_t^P \quad \text{מהאמור נובע ש-}$$

(ל הסבר מפורט ראה Flavin, 1981 עמ' 977-978).

ולכן הקשר האמפירי בין ההכרנה הפרמננטית בזמן t לבין שבעון t+1 יהיה:

$$(10.3) \quad Y_{t+1}^P = Y_t^P + u_{t+1}$$

כאשר: u_{t+1} הינה השארית הבלתי ניתנת לחיזוי רצינאי בזמן t.

נניח פונקציית תצרוכת כנגזר מ"תיאוריה מחזורי חיים - ההכרנה הפרמננטית" בגישה המסתורתית, ככלומר:

$$(10.4) \quad C_t^P = k Y_t^P$$

ולכן עפ"י 10.4-1 10.3 נקבל:

$$(10.5) \quad C_{t+1}^P = k Y_{t+1}^P = k (Y_t^P + u_{t+1}) = C_t^P + k u_{t+1}$$

$$(10.6) \quad \Delta C_{t+1}^P = k u_{t+1}$$

כלומר השינוי בצריכה בהנחה של ציפיות רצינונאליות מושפע אך ורק מהshareית הבלתי ניון לחיזוי של ההכנות כנאמר לעיל.

3. האמידה של המודל "המסורתית" ותוצאותיה

3.1. ניתוח משווהת האמידה

משווהת המצורוכת המתבססת על תיאודריה "מחזור החיים" - ההכנות הפרמננטית" ב奏מתה המסורתית כפי שתוארה במסגרת המשגית לעיל במשוואות (3) ו-(5), מובילה بصورة ישירה יותר לחבר ליניארי בין המצורוכת ומשתני ההכנות והרכוש. אף על פי כן בעבודה זו משווהות המצורוכת שנאמדו (בעבור רמת הצריכה הפרטית לנפש) היבן מטיבוס לוג-ליניארי. הסיבה לכך היא שבסתטיפיקצייה כזו נוח לחתם ביטוי לחבר. בין הנטייה לצורוך של הפרטים (k) למשתנים כמו; שער הריבית (π); השינוי בשיעור האינפלציה (Δ); הרכב האוכלוסייה (N20); נכסים נזיליט ובקרה הספציפי (m2) ומחדיר האשראי (r) (שימוש בניסוח לוג ליניארי - ראה למשל אצל Boskin, 1978 ו-Blinder & Deaton-1985).

$$(11.1) \quad C = k e^{-\alpha_1 r - \alpha_2 \Delta \pi - \alpha_3 N20} r^{\alpha_4} m^{\alpha_5} Y^{\alpha_6} L^{\alpha_7} (r_w W)^{\alpha_8} YP^{\alpha_9}$$

$$\text{כasher: } \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$$

ובניסוח לוג - ליניארי:

$$(11.2) \quad \ln C = \alpha_0 - \alpha_1 r - \alpha_2 \Delta \pi - \alpha_3 N20 - (\alpha_4 - \alpha_5) \ln r_w + \alpha_5 \ln m^2 + \alpha_6 \ln YL \\ + \alpha_7 \ln W + \alpha_8 \ln YP$$

בניסוח זה הוכנעה הפרמננטית שלא מScar מבוטאת הן באמצעות הרcox (א) ושיעור המשואה לפדיון על אג"ח משלתיות זמן ארוך (א₂) והן באמצעות הוכנות השוטפות שלאScar (א₃). הוכנות השוטפות מבטאות אינפורמציה שוטפת חדשה המאפשרת הערכה מחדש של הפרטים ביחס להוכנתם הפרמננטית. למשנה (א₂) שני השפעות, השפעת הוכנה (ב₁) חיובית והשפעת מחלוקת (ב₂) שלילית. ההשפעה הכלולת אינה ניתנת לקביעת מראש וחלויה במידה האקונומטרית. הרcox הנזיל (ב₂) ומהיר האשראי לזמן קצר (ב₂) מבטאים את יכולת הפרטים לגשר בין הוכנתם השוטפות והוכנתם הפרמננטית (בהנחה של אין קיומה של מגבלות נזילות, לפחות חלק מהצרכנים). שימוש באינדיקטור אחר לביטוי השפעת הרcox הנזיל על הצריכה ראה אצל אלקיים, 1986). השינוי בשיעור האינפלציה (ב₃) אמור לבטא את הייציבות המשקית וחששות הפרטים מפני פגיעה ברcox ובhocntem ולכן צריך להשיע בכיוון שלילי על הנטייה לצורך. הרכב האוכלוסייה משקף את משקל גילאי 20-30 באוכלוסייה מגיל 20 ומעלה. משנה זו מתבסס על ההנחה שבארץ בגילאים אלו רוכשים לראשונה דירה (אחר ורובה הזוגות הצעירים גרים בדירות בעלות עצמית ולא בשכירות מקובל בחו"ל) ומשלום הקון והריבית על חשבונו המשכנתא מקטין את הוכנתם הפנوية של משקי הבית בגילאים הנ"ל (עבודה בנושא זה נערכה על ידי ברוון, 1987).

3.2 תאור האמידה

על בסיס משואה (11.2) לעיל נאמדו משוואות עברו סך הצריכה הפרטית לנפש והן עברו משתנה זה ללא רכישה של מוצרים בני-קיימה ושרותי דיור זקנים וזאת כקרוב לצריכה הפרטית השוטפת (חוצאות האמידה מוצגות בלוחות 1 ו-2).

האמידה נעשתה על בסיס נתונים שנתיים למקופה 1962-1988 (27 צפיפות).

כדי למנוע בעיות של סימולטניות בין הוכנות, הריביות והצריכה הפרטית, המשוואות נאמדו בשיטת משתני העזר (Instrumental variables). משתני העזר היו:

הסחר העולמי (ZW); הצריכה הציבורית המקומית במוני ח' כח קנייה (GDR); שיעור המיסוי נטו (zt); מאזן ההגירה נטו (MIN); הריביות בפיגור של שנה ויתר המשתנים המסבירים האקסוגניים המופיעים במשווה.

משתני ההכנסה, הרכוש, כמות הכספי והצריכה הפרטית הינם במוניים ריאליים לנפש. הריבית הריאלית לזמן קצר (zt) החשובה על ידי ניכוי הריבית הנומינאלית בשיעור עליית מחירי הצריכה הפרטית במשך השנה, על פי מדד המחיירים לצרכן (הנחה הצפויות היא של *perfect foresight*).

הריבית הריאלית לזמן ארוך מיצגת על ידי שיעור המשואה לפדיון על איגרות חוב משלתיות לזמן ארוך (za).

3.3 התוצאות העיקריות של האמידה

השפעת שעריו הריבית (הן של הטוח הארוך - za והן של הטוח הקצר - zt) שלילית ומובהקת, אך לא בכל הגירסאות. בדרך כלל במשוואות בהן בכללו משתנים מסוימים גם ההכנסה הפנויה משכר (ZY) וגם ההכנסה הפנויה שלא משכר (YZ) - השפעת שעריו הריבית מובהקת (ראה משואה 1-C בלוחות 1 ו-2). גירסה זו (משואה 1-C בלוחות 1 ו-2) הינה גם בעלת תוצאות האמידה הסובבות ביותר כפי שבאות לידי ביטוי במידה התחממה לנתחנים בעבר ובמידת הייציבות של הפרמטרים. יתר שאל הגירסאות שנמדדו - A ו-B, מבטאות את הגישה האמפירית המקובלת המתעלמת מהשפעת שעריו הריבית (בנהנחת שהם קבועים על פני זמן). תוצאות האמידה של גירסאות אלו פחות טובות. טיב האמידה נבחן כמקובל על פי מקדם והסביר המותאם לדרגות החופש ועל פי סטיית התקן של המשוואות. מבחון הייציבות נערך על ידי הוספת משתני דמי לשנים שנבחנו (Salkever, 1976).

המקדים של משתני הדמי משקפים את שיעור הסטייה של התחזית מהנתון בפועל. כשות מבחן ליציבות המקדים של המשוואות נבדקו שתי תקופה: השנים 1988-1985 ו-1983-1988.

התקופה הראשונה (1985-1988) נבחרה עקב הירידה הרבה בשיעור האיטכון הפרטני בשנים הניל ועקב Shinonim. גדולים נוספים שהחוללו במקבילה הפעלת תוכנית הייצוב ביולי 1985.

התקופה השנייה (1983-1988) הינה הרחבה של התקופה הקודמת והיא נבחרה כדי לבדוק באיזו מידה ההשפעה של כמות הכסף והשינויים בשיעור האינפלציה על הצרכיה משקפים בעיקר את התנודות החיריפות שהיו בתחום השמונהים.

גירסת A לא יציבה בשתי התקופות, בגירסאות B ו-C כאשר נכללית משתני דמי עברו השנים 1985-1988, השפעתם אינה מובהקת ומайдן השפעתם של כל המשתנים המסבירים נשארת מובהקת. הוספה של משתני דמי גם עברו השנים 1983-1984 גודמת לכך שהשפעתם של חלק מהמשתנים המסבירים איננה עוד מובהקת; בגירסת C השפעת Δ phipect לבתאי מובהקת. בגירסת B יש פגיעה במקרים נוספים (M2 ו-N20).

המישות של המארכות ביחס לשער הריבית של הטוחן הארץ (צז) נעה בין (1.2-.1-.5). ביחס לריבית על האשראי לזמן קצר (צצ) המישות נעה בין (0.09-.14-.). תוצאה זו מקבלת משווה 1-C בלווחות 1 ו-2. המישות הגבוהה יותר של הריבית לזמן ארוך יתכן ומקפת את ההשפעה הפרמננטית בהשוואה להשפעה הטרנזיטורית של הריבית לזמן קצר.

במשוואות בהן הושמו הנסיבות שלא מ捨ר (בהנחה שהשפעתן מוגנת באמצעות הרכוש, 1-A - ראה משוואות A ו-B בלווחות 1 ו-2), מוצאות האמידה הינה פחות טובות (כפי שנבחן בטיב התאמת וביציבות של המקדים), אך ההבדל אינו גדול. במקרים אלו להכנסה הפנויה משכר יש השפעתマイץ (צז) בגין להשפעה הרגילה והיא משקפת כנראה קיומה של מגבלת נזילות ממשותית (כאשר הכנסה הפנויה במוגמת עלייה הנティיה לצריך עולה, ולהפך). בגירסת זו השפעת שער הריבית איננה מובהקת (במקרה הטוב היא על סף המובהקות, למשל במקרים 1-B) והיא מתוישבת היטב עם ההנחה על קיום מגבלת נזילות, הפגיעה ביכולת החלופה על פני זמן. זאת מאחר והפרטים יכולים רק לדוחות מצרוכת עקב עלייה בשער הריבית אך לא להקדים מצרוכת עקב ירידת

בשער הריבית. תוצאות אלו עומדות ב证实יה למצוות האמידה של משווה C. מבינה אמפירית אין הכרעה חד משמעות בין שתי הגירסאות עם כי לשנה עדיפות מסוימת Δ LAGESTA C.

הגמישות שנameda לטք הצריכה לנפש ביחס להכנסה הכלולת הינה בקרוב 1 כמקבוקש מהטיאוריה (ראה לוח 1). הגמישות זו נמוכה יותר במשוואות שנameda עבור הצריכה השוטפת לנפש (סה"כ בניומי בני-קיימה ודיבור) והיא נעה בין 0.75 ל-0.86 (ראה לוח מס' 2). המשתנים המייצגים את הכנסה הכלולת הם: הכנסה הפנויה מעובדה (Tz), הכנסה הפנויה מרכוש (Az, מופיע רק במשוואות C) והרcox בפיגור של שנה (z-A). השינוי בהכנסות מעובדה (Tz Δ) משקף השפעה קיצרת טווח ולא כלל בغمישות הניל. מיצרך זה מהוות קירוב מסויים להכנסה הפרמננטית (על ידי הכללת משתנה הרcox) אך עם דגש רב להכנסות השוטפת ושוב מרמז על קיומה של מגבלת נזילות לפחות אצל חלק מהערכנים.

3.4 הסבר הירידת בשיעור החיטכון הפרט**i** בשנים 1985-1988

כפי שניתן לראות מדיאגרמה מס' 1 וכן בבדיקה יציבות המקדים של משווה (C) בלוח 1, המשווה שנameda מאפשרת חיזוי טוב לצריכה הפרטית לשנים 1985-1988, על אף העלייה היוצאת דופן בשיעור הצריכה (כ אחוז מההכנסה הפנויה) או מתנות הראי-ירידה חריפה בשיעור החיטכון הפרט. להלן אציג מפה סימולציות שנעשו באמצעות משווה 1-C וננסת במציאות לנחות את גורמי הירידת בשיעור החיטכון הפרט. מדיאגרמה מס' 1 מוצגים שלושה עוקמים: עקום (A) מתאר את התפתחות שיעור החיטכון בפועל. עקום (B) מתאר תוצאות סימולציה בה הונח שהמשתנים הבאים נשאים ברמה של שנת 1975 - כמות הכספי (2 Δ); שער הריבית z Δ ו- sz ומשקל גילאי 20-30 בכל האוכלוסייה $+20$ (2A). כמו כן הונח ששיעור האינפלציה נשאר יציב במקופה האמורה כלומר: $0=\Delta$. המוצאה כפי שניתן לראות מעוקם (B) היא ששיעור החיטכון הפרט נשאר

קבוע לאורך כל התקופה (1976-1988). כאשר מבצעים סימולציה דומה dazu המתוואר בעקבות B בהבדל אחד והוא, שמאפשרים למשגנה (20N) להשתנות כפי שהיא בפועל, אנו מקבלים ירידת הדרגתית בשיעור החיסכון הפרטני החל משנת 1978 עד לשיא השפל בשנים 1985-1986. מוצאות הסימולציה מוצגות בעקבות C. בסימולציה זו מסתממת התאוששות מסויימת בשיעור החיסכון בשנים 1987-1988 אם כי שיעורו עדין נמוך מזה שהוא בפועל. על פי הנימוח לעיל ניתן לאמור את היציבות בשיעור החיסכון הפרטני בשנים 1984-1984 כmozach של הכוחות הסותרים הבאים: מחד, השינוי בהרכבת האוכלוסייה (עלית משקל גילי 20-30 בט' האוכלוסייה 20+) שפעל להקטנת שיעור החיסכון הפרטני. ומайдך, הירידה בכמות בcap 2 (המקפת בעיקר את העלייה בשיעור האינפלציה - ראה דיאגרמה מס' 5); העלייה בשער הריבית הריאלית (ראת דיאגרמות 2 ו-3) ועליה בתנודות בשיעור האינפלציה (א-ז - ראה דיאגרמה 4) שפלו לעלייה בשיעור החיסכון הפרטני. ייצוב שיעור האינפלציה ברמה נמוכה יחסית, ביולי 1985, הביא לתפנית בשער הריבית הריאלית ובכמות הכספי וכוחות אלו שפלו עד אז לבליית הירידה בשיעור החיסכון הפרטני (שנבעה בעיקר מהשינוי בהרכבת האוכלוסייה כפי שהראינו קודם לכן), פסקו. המזאה הייתה נפילת חריפה בשיעור החיסכון הפרטני.

4. בוחנה אמפירית של גישת "הצפיפות - הרצינונאליות"

1.4. ביסות משווהות האמידה

להלן נעשה נסיוון לבחון באיזו מידת ניתן להסביר את השינויים בצריכה הפרטנית לנפש באמצעות גישתו החדשה של Hall - תיאורית "מחזור המים - ההכנסה הפרמננטית" עם צפיפות רצינונאליות. דרך בדיקה האם היא להניח שכל האוכלוסייה בונה את ציפיותה רק בגישה רצינונאלית. במקרה זה המודל העומד לבחינה הינו המודל המוצג במשווהה (9.2) במסגרת המושגית לעיל. גישה אלטרנטיבית היא לנשח מודל בדיקה כללי יותר

המאפשר התנהגות מעורבת של חלקים מהציבור, ככלומר: חלק מהפרטים בונה את צפיותו בגישה רציונאלית; חלקם אחר התנהגותם תואמת את המודל "המסורתי". כזכור, המודל ההיסטורי בניתוחו המיאורתני אינו מתייחס בצורה מפורשת למהליך קביעת הצפויות, אם כי העצמו של פרידמן לאמידה האמפירית של ההכנסה הפרמננטית תואמת יותר את גישת הצפויות האדפטיביות. בנוסף לכך קיומה של מגבלת נזילותות לגבי חלק מהפרטים אשר תחבטה בחשיבותן יותר של השפעת ההכנסה השוטפת (Flavin, 1981). המודל המודרני מניח איפוא שהשינוי בצריכה הפרטית לנפש הינו תוצאה מסוכללה של המודל "המסורתי" ומהמודל "הרציונלי" עם אפשרות קיומה של מגבלת נזילותות לגבי חלק מהפרטים (ראה מודל דומה אצל Campbell & Mankiw, 1989).

$$(12.1) \Delta \log C = \lambda \Delta \log C^A + (1-\lambda) \Delta \log C^B$$

$$\text{כאשר: } C = C^A + C^B$$

בהתבסס על הגישה ההיסטורית כפי שהיא מוצגת במשווה (11.2) לעיל והמאפשר גם ביטוי למיגבלת הנזילותות דרך השפעת ההכנסה השוטפת נוצר את משווה והפרשנים הבאה:

$$(12.2) \Delta \log C^A = \beta_0 - \beta_1 \Delta r_s - \beta_2 \Delta N20 + \beta_3 \Delta \log Y + \beta_4 \Delta \log W$$

כאשר : Δ - ההכנסה הפרטית הפנויה השוטפת.

Δ - השינוי במשתנה.

החלק الآخر בונה את צפיותו באופן רציונאלי מלא ולכך השינוי בנסיבותיו יוסבר על ידי המודל המוצג במשווה (9.2) ובאופן ספציפי תיבדק המשווה הבאה:

$$(12.3) \Delta \log C^A = \theta_0 + \theta_1 \log r_{s-1} + \theta_2 \log N_{s-1} + \theta_3 \log y^{ns} - \theta_4 \log \pi^{ns}$$

כasher: $\Delta \log C$ - ההכנסה הפנומית הבלתי צפוייה.

$\Delta \log C$ - שיעור האינפלציה הבלתי צפוי.

2.4 תאזר האמידה

על בסיס משווהות 12.3-12.1 בסעיף הקודם (4.1) נאמדו משווהות עבור השינוי בצריכה הפרטית לנפש ($\Delta \log C$). גם כאן כמו באמידה של "המודל המסורתי" (סעיף 3). האמידה נעשה על בסיס נתונים שנתיים לתקופה 1962 עד 1988 (27 מצפיות). כדי לאמוד משווהות אוביילר לצרכות, נסוא משווהה (12.3) לעיל, יש צורך לפרק את המשגניהם של ההכנסה, הריבית והאינפלציה לשני רכיבים: האחד, הרכיב הנitinן לחיזוי בזמן 1- t באמצעות האינפורמציה המצויה בידי הצרךן (נסמן רכיב זה באופן כללי C_{t-1-t}); והשני, הרכיב הבלתי ניתנן לחיזוי בזמן 1- t והשוקף ידע חדש המזוי בידי הצרךן. רכיב זה יוגדר כהפרש בין ערך המשגנה בדיעבד X_t ובין ערכו הצפוי (X_{t-1-t}) קלומר: $X_{t-1-t} - X_t = e_t$. גישה זו מתוארת בעבודתם של Blinder & Deaton (1985) ובהתבסס עליהם נעשה בה שימוש בעובדה זו. הרכיב הצפוי נאמד באמצעות וקטור של משתנים בפייגור (VAR), קלומר: $X_{t-1-t} = AV_{t-1-t}$ כאשר V_{t-1-t} מייצג את וקטור המשתנים בפייגור. בוקטור זה נכללו התערוכות, ההכנסה, הרכוש והריבית בפייגור וכן משתני העזר בפייגור (ראה פירוט לעיל בסעיף 2.3). לכן: $e_t + V_{t-1-t} = X_t$ כאשר e_t הינה השארית הבלתי מוסברת ברגסיה והנחה היא שהיא לרכיב הבלתי צפוי, קלומר: $X_t = e_t$. לאחר שהמשתנים המתאים פורקו לרכיב צפוי ורכיב בלתי צפוי כמתואר לעיל, נאמדו המשווהות בשיטת הריבועים הפחותים (OLS). תוצאות האמידה מוצגים בלוחות 3 ו-3א'. שיטת האמידה שנייה שלבבים כדי שתוורה לעיל אינה משבבת בעוראה הנcona את סטיית התקן של המשגנה הצפוי מכיוון שהיא מנicha כאילו הוא ידוע. בעוד שבעוד שמדובר הוא משגנה שנאמד. סטיית התקן הנcona צריכה להתקבל מרגסיה בה המשתנים המסבירים לא יפורקו לרכיב צפוי ובלתי צפוי ונתאמד בשיטת משתני העזר

(IV), לפירוט דאה מאמרם של Blinder & Deaton (1985), עמ' 477 וכן במאמרו של Pagan (1984) שהוא ספציפי בנושא זה (במיוחד עמודים 232-233).

כפי שכבר נאמר גישת משוואת אוילר עם צפיפות רצינאליות (אשר תכונה גם ומשתנה מסביר מרכזי במשוואה (פחות מהבחן התיאורתי) הוא השארית הבלתי ניתנת לחיזוי, המשקפת אינפורמציה חדשה העומדת לרשות הצרכן. כדי להסיק על אפשרות חיזוי הצריכה בעתיד, מעוניין לבדוק באיזו מידת המשתנה הזה היה בעל חשיבות בהסבר שעור השינוי בצריכה בעבר. יתר על כן, כפי שראינו לעיל אמידת הרכיב הבלתי ניתנת לחיזוי במשתנים המסבירים הוא בחילט עייתי. משום כך כאמור גם משוואות המסבירות את שעור השינוי בצריכה הפרטית לנפש בהעלם מהרכיב הבלתי ניתנת לחיזוי (ט'א), כפי שהוגדר לעיל (תוצאות האמידה של משוואות אלו ראה בלווח מט'-4). חשוב להציג משוואות אלו אינן יכולות להאמד בשיטת הריבועים הפחותים (TLS), לא רק מנימוקים של בעיות של סימולטניות בין המשתנים, אלא גם משום שהמשנים שאינם ניתנים לחיזוי שהושמו (למשל על פי משואה 12.3 המשנים π^z ו- π^{sp}) עלולים להיות מתואמים עם המשתנים המסבירים (ז' ו-ז') ובמקרה זה המקדים שנאמרו יהיו מוטים. הפתרון הוא לאמוד את המשוואות בשיטת משתני העזר. כדי לבחון באיזו מידת אכן המקדים שנאמרו אינם מוטים, יש לאמוד את המתאים בין השארית הבלתי מוסברת המתקבלת מהמשוואות שנאמרו בשיטת משתני העזר (בלוח 4) ובין משתני העזר. במידה ואין קשר בין השארית הבלתי מוסברת ומשתני העזר אז אין הטיהה במקדים הנ"ל (מבחן Saragan). כדי לבחון זאת, השערת האפס תהיה שה邏輯ת בין השארית הבלתי מוסברת ובין משתני העזר הינו אפס. אם הערך המוחש TR^2 גדול מהערך הקрит (1-K)², אז לא ניתן לדוחות את השערת האפס ($T - \text{מספר התקפיות} = R^2 - \text{מקדם המתאים}$).

(ראה בnidon Campbell & Mankiw, 1989, עמ' 189-190).

4.3 תוצאות האמידה של המשוואות המסבירות את שעור השינוי בצריכה

המודל המעורב משקף את "הגיישה-המטורטית" ואם גישת "ההפתעה" (Surprise Consumption Function) (כמפורט בסעיף 4.1 לעיל) נוחן את ההסבר הטוב ביותר. ניתן לראות זאת על ידי השוואת בין משוואות א, ב ו-ג בלווח 3. המשנים המייצגים את הגיישה המטורטית הם השינויים הצפויים ב-: הרכוש וריבית והשינוי בפועל של האוכלוסייה. המשנים המתחיכבים מgisת ההפתעה הם ההכנסה הבלתי צפוייה, האינפלציה הבלתי צפוייה ושער הריבית בפייגור. כל המשנים השפיעם מובהקת ומופיעים בטימנים הנכונים (משווה 1-8 בלווח 3 ו-3א') ראוי לציין במילוי השפעת ההכנסה הבלתי צפוייה שהינה בעלת גמישות גבוהה עם ערך ז' גבוהה יחסית. מן הרואין להבהיר פעמי נוטפת את הסימן השונה ביחס לריביות המופיעות במשווה א סימן שלילי ביחס לשינוי בריבית וסימן חיובי ביחס לריבית בפייגור. השינוי בריבית, (ג) כמשנה מטיבר מתחייב ממשוואת הפרשים של המצרוכת הנגזרת ממשווה המשבירת את רמת המצרוכת בגיישה המטורטית. הסימן שלילי משקף את השפעת התחלופה החזקה יותר מהשפעת ההכנסה או את השפעת עלות האשראי (ראו סעיף לעיל). מאידך המשנה של רמת הריבית בפייגור מייצג את הריבית הצפוייה בפייגור כמתבקש ממשוואת אוילר עם צפויות רצינאיות. ממשוואת אוילר הריבית הצפוייה בפייגור מייצגת את השפעת התחלופה בלבד ולכן היא מתחמת בקשר חיובי עם שעור השינוי בתצרוכת (אחר והתייחסות הינה לריבית הצפוייה, השפעת ההכנסה כבר נלקחה בחשבון בהעלאה חד פעמית ברמת המצרוכת ולכן אין היא משפיעה על שיעור השינוי בתצרוכת).

בניגוד לטענתו המקורית של Hall (1978) Caino השינוי בצריכה אינו ניתן לאיזו, לאחר ומוספע אך ורק מאינפורמציה חדשה, תוצאות האמידה בלווח 4 מצביעות על כך שאט החלק הארי של השינוי בצריכה הפרטית לנפש בעבר ניתן להסביר באמצעות המבוסס על הגיישה המטורטית ובאמצעות שער הריבית בפייגור של שנה כמתחייב ממשוואת אוילר.

5. סיכום

בשני המודלים שהוצעו בעבודה -agișah המסורתיות וagișah הצעיפות הרצינונאליות, לשער הריבית תפקיד תיאורתי חשוב. האמידה האקונומטרית מראה שהשפעת הריבית במשק הישראלי חשובה גם מבחינה כמותית (אם כי לא בכל הגירסאות שנאמדו) ומרמז על כך שלפחות חלק מהצרכנים ישנה יכולת להשתמש בשוק ההון כמגשר בין ההכנסה השוטפת להכנסה הפרמננטית. לריבית השוטפת השפעה שלילית על המצרוכת (השפעתה על הערך הנוכחי של ההון האנושי והשפעת התחלופה חזקota יותר מהשפעת ההכנסה). לריבית הצעיפות בפיגור של שנה השפעה חיובית על שעור השינוי בצריכה כמתחייב ממשוואת אוילר (ראה הסבר לעיל).

רשימת הסמלים המופיעים בלוחות^{**}:
(כל המשתנים הינם במונחים ריאליים למעט ~~א'~~)

- C - סך הצריכה הפרטית לנפש.
- Z - ההכנות הפרטית הפנוייה לנפש.
- צץ - ההכנות הפרטית הפנוייה לנפש שלא נפתחה בזמן (1-t).
- צץ - הכנות הפנוייה משכר, לנפש (כולל תשלומי העברת שוטפים).
- צץ - הכנות הפנוייה מהכנסות שלא משכר, לנפש (כולל תשלומי ריבית של הטקטור הציבורי).
- A - סך הרכוש הפרטី לנפש (בהתאם לדני ריב).
- צצ - כמות הכספי לנפש (זמן+עו"ש+פקדונות לזמן קבוע).
- צצ - שיעור התשואה לפדיון על אגרות חוב משלתיות לזמן ארוך.
- צצ - שיעור הריבי^{היעור} על האשראי לזמן קצר.
- א' - שיעור האינפלציה במשך השנה (על פי מדד המחיירים לצרכן).
- צצ - שיעור האינפלציה הבלתי צפוי.
- צצ - משקל גילי 20-30 בכלל האכלותיה מעל גיל 20.
- ▲ - כשהוא מופיע בתוספת לסימן אחר מצין את השינוי במשנה זה.
- צצ - הציפיות המותנות במידע הנוכחי בזמן (1-t), ביחס למשנה הספציפי איתו הוא מופיע.
- DUM - משנה דמי לשנה מסוימת.

^{**} הצריכה וההכנות מותאמות להגדרות של ה-AIS החדש.

1988 עד 1962 *
התקופה: אוקטובר 1988 – אוקטובר 1962
(t)
לוח מס' 1: אומגה, משוואות לספוג וטיפות נגש, רכובלים או השפעה וריבית טריינית
(t)
הערכים בוגרים, מוחה למקדים של המשוגים מת עכבי t

המשובים והמסבים יידם

	const.	YL	ΔYL	YP	W-1	W_{-1}	r_b	r_s	$\Delta \bar{f}$	N20-1	DUM83	DUM84	DUM85	DUM86	DUM87	DUM88	R ²	S.E. D.W.	אובייקטיבים
A-1	.816 (4.3)	.757 (9.5)			.166 (2.6)					-.0087 (-3.3)							.985 .032 1.48		
A-2	1.295 (6.5)	.570 (6.5)			.245 (3.7)					-.0004 (-.2)							.990 .026 2.08		
A-3	1.202 (4.9)	.592 (7.7)			.240 (4.3)					-.0019 (-.6)	.038 (1.3)	-.057 (-1.9)	.016 (.5)	.075 (2.4)	.114 (3.3)	.093 (2.5)	.993 .022 1.90		
B-1	-.593 (-1.1)	-.434 (3.3)	.314 (2.8)		.496 (3.8)	.075 (2.6)				-.0001 (-2.1)	-.011 (-4.2)						.991 .024 2.12		
B-2	-1.459 (-1.2)	-.316 (2.0)	.433 (2.6)		.662 (3.2)	.103 (2.0)				-.0004 (-2.7)	-.015 (-2.1)						.994 .021 2.35		
B-3	-.610 (-1.37)	-.378 (2.1)	.309 (1.6)		.544 (2.1)	.073 (1.1)				-.0002 (-5)	-.011 (-1.1)	.02 (-.6)	-.039 (-.6)	-.033 (-3)	-.04 (-.3)	.045 (-.6)	.016 (-.2)	.993 .022 2.23	
B-4	1.182 (6.8)	.570 (8.8)	.252 (1.5)		.254 (4.7)						.035 (1.5)	-.042 (-1.9)	.067 (1.7)	.061 (2.2)	.115 (4.7)	.099 (3.9)	.994 .020 2.20		
C-1	-1.195 (-2.2)	-.368 (3.0)	.247 (2.3)	.445 (4.8)	.085 (3.6)	-.047 (-2.1)	-.136 (-2.9)	-.0002 (-3.9)	-.031 (-4.0)								.995 .018 2.38		
C-2	-1.493 (-1.4)	-.299 (2.3)	.338 (4.0)	.458 (3.3)	.095 (2.0)	-.067 (-2.6)	-.176 (-4.4)	-.0002 (-2.2)	-.038 (-3.6)								.997 .015 2.25		
C-3	-1.533 (-1.252)	-.282 (2.0)	.346 (3.7)	.477 (2.9)	.101 (2.0)	-.070 (-2.5)	-.183 (-1.6)	-.0002 (-3.0)	-.039 (-3.0)		-.002 (-0.7)	-.002 (-0.1)	.015 (-.2)	-.0002 (-.002)	.049 (1.0)	-.033 (-.5)	.996 .017 2.27		
C-4	-1.395 (-1.2)	.287 (2.2)	.343 (3.9)	.447 (3.1)	.098 (2.0)	-.072 (-2.8)	-.132 (-2.3)		-.0367 (-3.3)		-.0052 (.2)	-.071 (-1.9)	.051 (1.0)	.046 (1.1)	.053 (1.1)	-.022 (-.4)	.996 .016 .229		

* משוואות לגילאים (כל המשוגים מט ל-: 52, 51, 50-20, מטאים כל גירתיים). האידאה של המשוואות גענאות בשיטת משוגי עזר ואילו במשוואות וריבית הינה אפס גנייה.

**) נארך 1-2 מרווח בלוגיארים לכונן המישוש של השפעה ביחס לשינוי בעשור וריבית (ט, ט') היא:

$$\frac{A}{C} = \frac{B}{D}$$

 כראוי היכן שטורי המודדים ששליטה ביבין במשואה בלוח.

* 1988 נד 1962 נד אודמי אשואות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ; ** מט, 2: אודמי אשואות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ;

(העכדים בסוגרים מוחה נמדדים שומשוגים וט)

	המתקנים המבידים										המיוטים									
	const.	VL	ΔVL	VP	W-1	W-2-1	(**)	r _b	r _s	ΔT	N20-1	DUM83	DUM84	DUM85	DUM86	DUM87	DUM88	R ²	S.E.	D.W.
A-1	2.193 (13.3)	.737 (10.6)			.017 (.3)						-.0076 (-3.3)							.982	.028	1.30
A-2	2.697 (18.5)	.571 (8.9)			.077 (1.6)						.00081 (.4)							.992	.019	1.96
A-3	2.801 (14.7)	.562 (9.5)			.071 (1.6)						.0019 (.7)							.993	.017	2.00
B-1	.817 (1.8)	.435 (3.8)	.183 (1.9)		.329 (2.9)	.766 (3.1)					-.00012 (-2.1)	-.0102 (-4.7)						.990	.021	1.86
B-2	1.438 (1.2)	.454 (3.1)	.162 (1.1)		.268 (1.4)	.048 (1.0)					-.00016 (-1.3)	-.0061 (-.9)						.991	.019	1.79
B-3	2.910 (2.0)	.563 (3.6)	-.0062 (-.04)		.0613 (.3)	-.0027 (-.1)					.00003 (.1)	.0026 (.3)						.992	.019	1.99
B-4	2.656 (18.1)	.598 (11.0)	.090 (-.6)		.0613 (1.3)						.033 (1.7)	-.021 (-1.1)						.993	.017	1.96
C-1	-3.298 (.6)	-385 (3.2)			.183 (1.7)	.288 (3.1)	.089 (3.8)	-.053 (-2.4)	-.0947 (-2.0)		-.0002 (-3.5)	-.027 (-3.5)						.993	.017	2.10
C-2	-1.008 (1.0)	-435 (3.5)			.173 (2.1)	.196 (1.5)	.067 (1.5)	-.056 (-2.2)	-.105 (-2.7)		-.00008 (-2.1)	-.022 (-.7)						.995	.015	2.01
C-3	1.111 (.9)	-.441 (3.4)			.180 (2.1)	.176 (1.2)	.065 (1.4)	-.062 (-2.5)	-.141 (-1.3)		-.0003 (-.7)	-.022 (-.9)						.994	.016	2.12
C-4	1.440 (1.4)	.447 (3.7)			.175 (2.1)	.134 (1.0)	.061 (1.3)	-.066 (-2.7)	-.071 (-1.3)		-.019 (-1.8)	.037 (1.5)	-.007 (-.2)				.995	.015	2.25	

* מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ; ** מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ; (ז) מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ; (א) מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ;

*) מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ; **) מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ;

$$\frac{\Delta}{\Delta_0} = \frac{a}{a_0}$$

כאמ"ג מושאות לסק הדריכת הרטפית לנכsei, ברכוכו מודדים בני קייא ופחו דירז זוקופים, גולגולים את רפעה ריבית ריאינ;

לוח 3: הסבר השינויים בצריכה הפרטית לנפש - הגישה המסורתית
בשילוב עם גישת "ההפקעה" (ב-ב)
(העריכים בסוגרים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי ז)

	a-1	a-2	a-3	a-4	b	c	גישת "ההפקעה" "מסורתית" משווה הפרשיות משוואות
המשתנים המסבירים:							
1. const.							
1.	.010 (.9)	.055 (1.0)	.103 (1.8)	.094 (1.6)	.025 (3.2)	.048 (.7)	
2. $E_{t-1} \Delta Y$.307 (2.4)	.298 (2.3)	.306 (2.7)	.420 (3.0)	.309 (2.6)		
3. ΔW	.247 (1.6)	.272 (1.7)	.314 (2.2)	.258 (1.5)	.056 (.4)		
4. $E_{t-1} \Delta r_s$	-.149 (-2.8)	-.152 (-2.8)	-.154 (-3.1)	-.216 (-4.1)	-.206 (-5.4)		
5. ΔN_{20}			-.029 (-2.5)	-.028 (-2.4)	-.015 (-1.5)		
6. ΔN_{20-1}	-.011 (-1.3)	-.017 (-1.6)					
7. Y^{ns}	.635 (3.6)	.635 (3.5)	.412 (2.7)	.419 (2.6)	.412 (1.5)		
8. π^{ns}	-.0005 (-3.4)	-.0005 (-3.4)	-.0004 (-3.5)	-.0003 (-2.0)	-.0004 (-1.9)		
9. r_{t-1}	.083 (1.9)	.073 (1.6)	.075 (1.8)	.002 (.03)	.109 (2.3)		
10. r_{b-1}		.014 (.9)	.028 (1.7)	.025 (1.5)	.007 (.4)		
11. DUM85				.076 (1.4)			
12. DUM86				.020 (.4)			
13. DUM87				.029 (1.0)			
14. DUM88				-.031 (-1.0)			
הסתטיטיבים:							
15. R^2	.711	708	.756	.754	.567	.192	
16. S.E.	.025	.025	.023	.023	.031	.042	
17. D.W.	2.049	2.126	2.051	2.297	2.315	1.791	

- 1) משוואות לוג-ליניאריות (כל המשתנים פרט ל- A_{20-1} , מוצאים בלוגרithמים).
 2) ההסבר למשוואות (a) ו-(c) הינו תמיד בדיעבד מאחר ובמישוואות אלו כלולים משתנים סבירים האמורים לשקף שינויים בתלי צפויים אשר הגדרתית אינם ניתנים לחיזוי. ראה הסבר בעובדה.

לוח 3 א': הסבר השינוי בצריכה הפרטית השותפתית לנפש - הגישה המסורתית
בשילוב עם גישת "ההפעעה" ^ב
(הערכאים בסוגריים מתחת למקדמים של המשתנים הם ערכי ז')

	a-1	a-2	a-3	a-4	b	c
הגיisha "המסורתית" מושלבת עם גישת "ההפעעה"						
1. const.	.010 (1.4)	.064 (1.9)	.092 (2.4)	.073 (1.6)	.022 (3.8)	.042 (.8)
2. $E_{t-1} \Delta Y$.267 (2.9)	.256 (2.8)	.260 (3.2)	.314 (3.0)	.265 (3.1)	
3. ΔW	.168 (1.6)	.197 (1.9)	.225 (2.3)	.183 (1.4)	.014 (.1)	
4. $E_{t-1} \Delta r_s$	-.142 (-3.6)	-.146 (-3.8)	-.142 (-4.1)	-.159 (-4.0)	-.183 (-6.5)	
5. $\Delta N20$			-.025 (-3.2)	-.022 (-2.3)	-.013 (-1.7)	
6. $\Delta N20_{-1}$	-.012 (-2.2)	-.019 (-2.8)				
7. y^{ue}	.487 (4.0)	.487 (4.2)	.294 (2.9)	.259 (2.1)		.294 (1.3)
8. π^{ue}	-.0004 (-3.9)	-.0004 (-4.1)	-.0003 (-4.0)	-.0003 (-1.9)		-.0003 (-1.8)
9. r_{s-1}	.062 (2.0)	.050 (1.7)	.058 (2.1)	.042 (.8)		.098 (2.6)
10. r_{b-1}		.016 (1.6)	.025 (2.2)	.019 (1.4)		.007 (.4)
11. DUM85				.027 (.6)		
12. DUM86					-.002 (-.04)	
13. DUM87					.033 (1.4)	
14. DUM88					-.031 (1.3)	
<u>הסטטיסטיקאים:</u>						
15. R^2	.803	.818	.838	.775	.660	.211
16. S.E.	.017	.016	.016	.018	.023	.034
17. D.W.	2.595	2.922	2.455	2.426	2.268	1.960

(1) סך הערכאה הפרטית לנפש בגין רכישות מוצריים בניי-קימיים ושרותי דיור זקופהים.
(2) ראה הערות (1) ו-(2) בלוח 3 לעיל.

לוח מס' 4: אומדי משוואות ליחס רשיוני בירית והטיטו לגוף.
 (א) ערים בסוגים מתחם נסקרים של המשוגים וטענויים
 1988-1962 *)

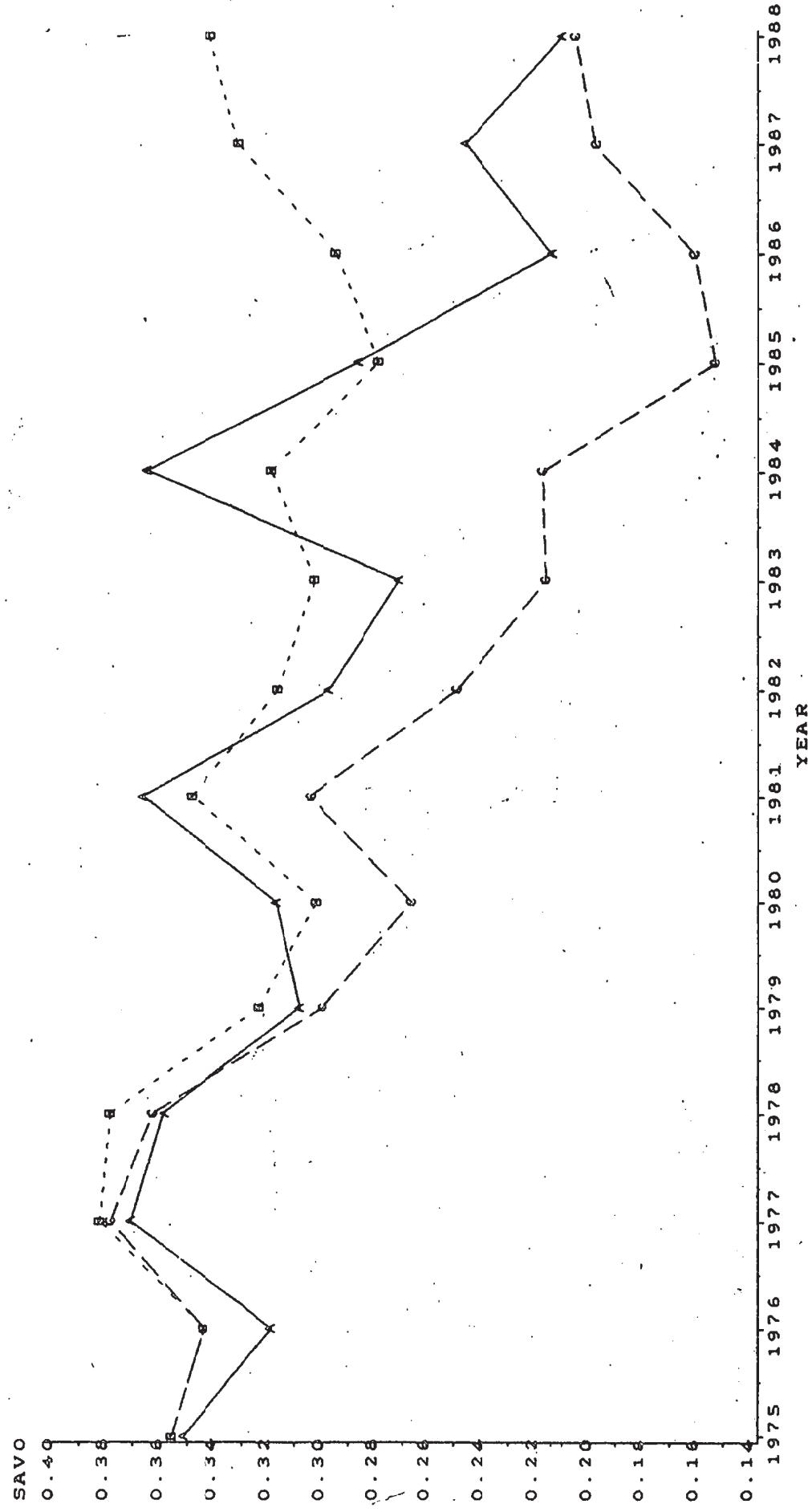
המשכנים הפסטיבלים נגש	טבילה טביה										טבילה טביה
	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	
טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה
טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה	טבילה טביה
const.	ΔY	ΔVL	$\Delta \varphi$	$\Delta N20$	$\Delta \bar{A}$	Δr_s	r_{b-1}	r_{s-1}	DUM85	DUM86	DUM87
A-1	.128 (3.0)	.331 (4.5)	.319 (3.0)	-.037 (-4.1)	-.0002 (-3.4)	-.195 (-7.4)	.033 (2.6)				
A-2	.109 (2.5)	.366 (4.4)	.238 (1.8)	-.033 (-3.5)	-.00015 (-1.8)	-.217 (-6.7)	.027 (2.1)				
B-1	.095 (1.7)	.509 (3.2)	.336 (2.5)	-.027 (-2.3)	-.00029 (-3.3)	-.058 (-1.1)	.027 (1.6)				
B-2	.084 (1.3)	.562 (2.8)	.226 (1.3)	-.024 (-1.6)	-.00028 (-2.5)	-.071 (-1.2)	.023 (1.2)				
C-1	.115 (2.8)	.268 (3.7)	.212 (2.0)	-.031 (-3.4)	-.00012 (-2.2)	-.163 (-6.2)	.030 (2.3)				
C-2	.089 (2.1)	.311 (3.8)	.162 (1.3)	-.026 (-2.8)	-.00009 (-1.0)	-.183 (-5.7)	.022 (1.8)				
C-3	.103 (2.2)	.217 (2.9)	.208 (1.7)	-.026 (-2.7)		-.162 (-4.9)	.027 (1.9)				
D-1	.087 (1.9)	.427 (3.3)	.225 (2.1)	-.022 (-2.3)	-.0002 (-2.9)	-.047 (-1.1)	.024 (1.8)				
D-2	.066 (1.3)	.490 (3.1)	.150 (1.1)	-.018 (-1.7)	-.0002 (-2.2)	-.056 (-1.2)	.018 (1.2)				

*) שוואות ורטיטים לגיל-גיאו (כל המשתנים טב := צר, גול, נס, מבואים כל גיאו). ואירוע שהושוואו או נעשה בשיטת השוואת העזר
 (ז) עבור הרכסותו ושער ה-יבריה.
 **) גענודה זו מושך מינאים ומהקובל מגרסירה 720 בירן השואו והבלגי מושבר אל כל אחד מגשו או בירן ומיון הערץ. בסוגרים מוגדר הערך שבעובי השער האפס (R.E.) גדול מהערך הקרייטי אז כיוון לדוחה או השער האפס (ורוד הקרייטי הינו 9.9 בALTH מושבקות של 0.05 ו-2.7, וכך בא אחד מינאים לא בירן דוחה או השער האפס).

SAVING

- 30 -

1988-1975 :
ליאגרמה מט 1: שיעור החיסכון הפרטני בפועל ובסימולציות שונות
אווזים מכל הרכנשה הפלטנית הפגיירה

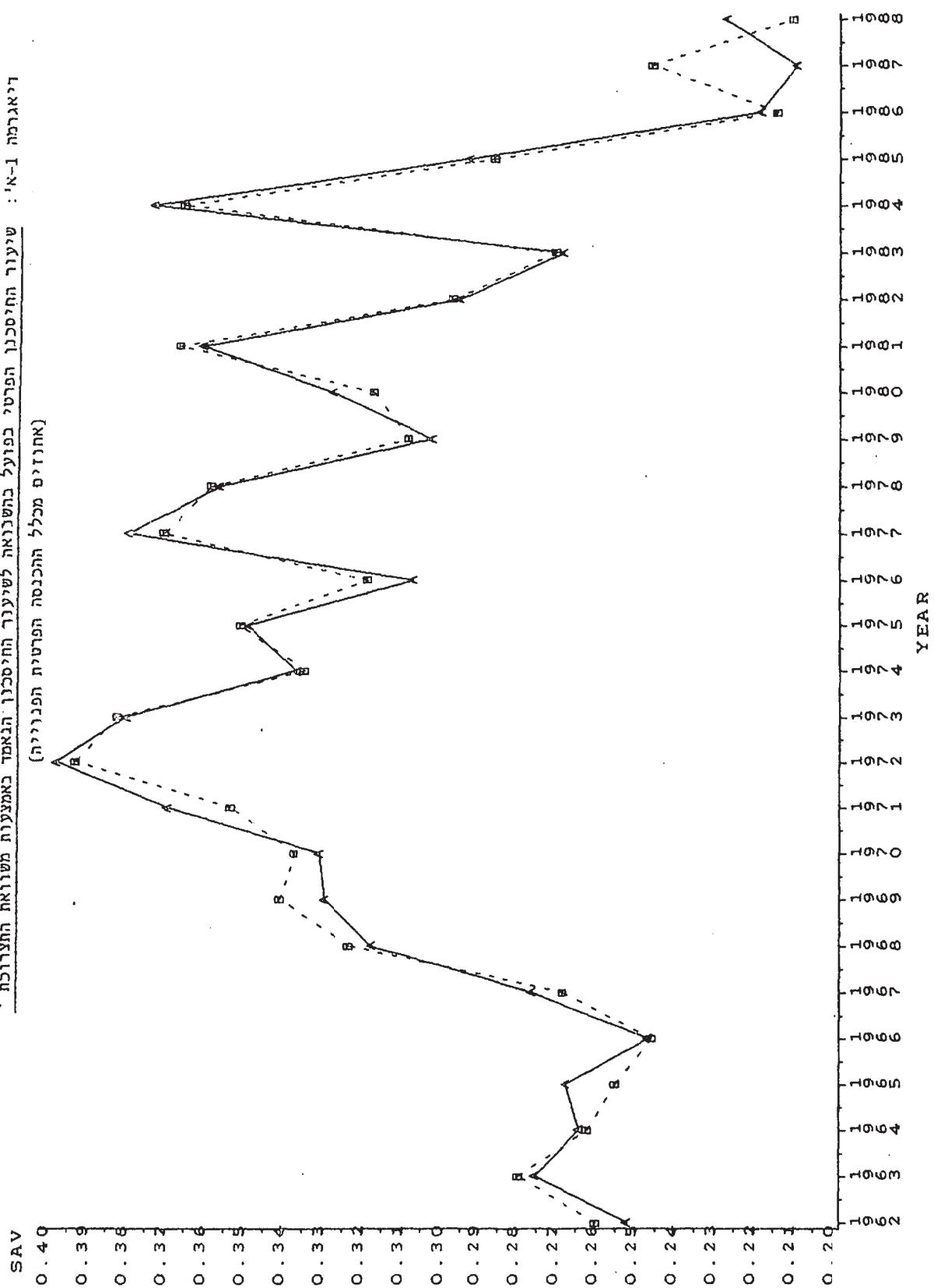


עלום A: שיעור החיסכון שגאנך עיל פי משנות 1-8 בלווה .
עלום B: שיעור החיסכון בתגובה של 0= Δ משען הריבית, כמוות הכספי (N20) והרכב האכלותי (N20) שאיינו מוחזק קבוע.
עלום C: מתחם על אונטום תבונה של עיקום B למפע רכיב האכלותי (N20) מוחזק קבוע.

תמיולציות בעשן אמצענות משוענה 1-8 בלווה .

A=SAVO B=SAV0 C=SAV3

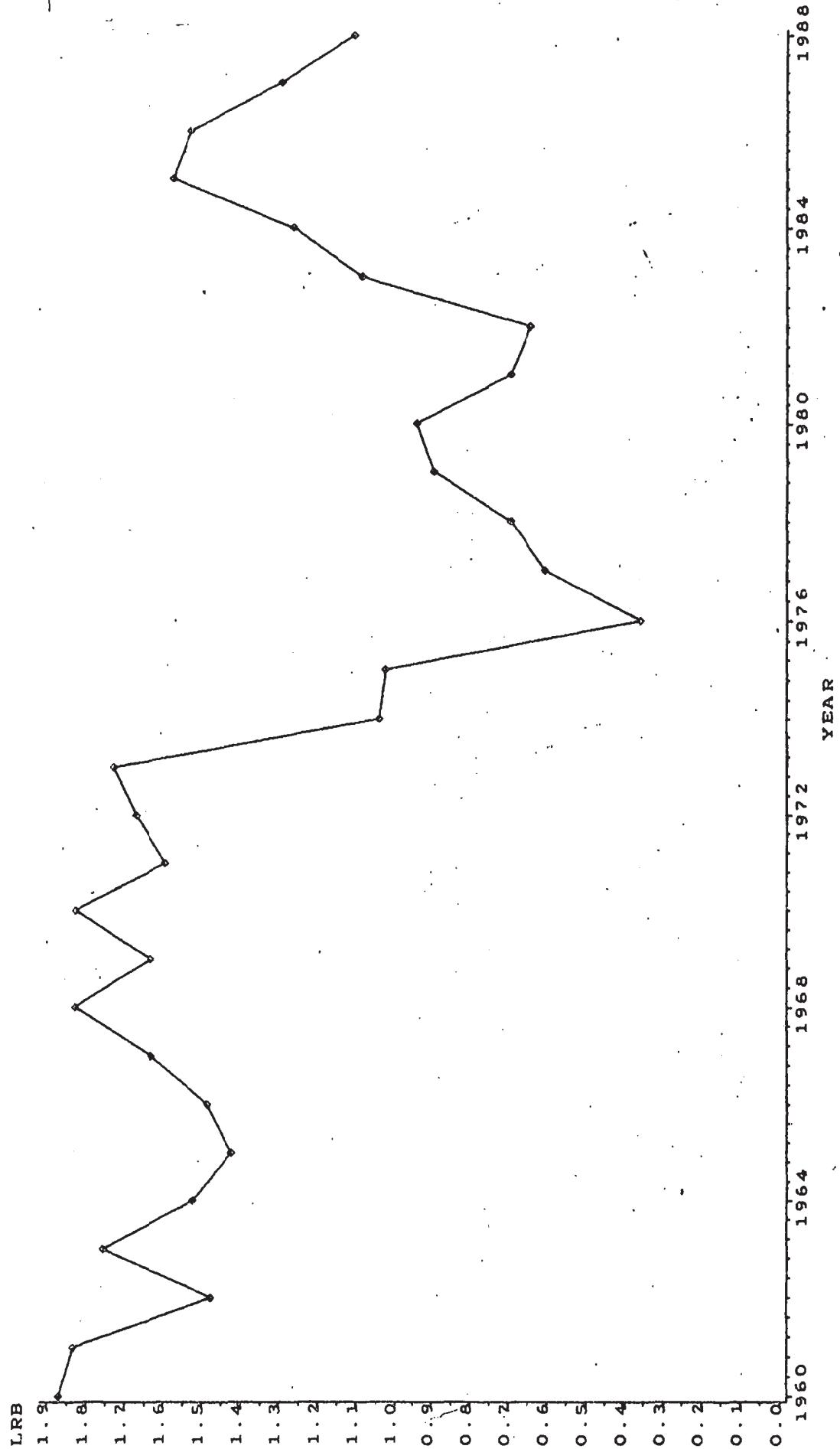
ליאגרטת 1-א: שיעור החיסכון הפורטיבי בפועל בחלוקת שיעור החיסכון המודר בעניטורו משווה החזרות (ב*)(
אותרים מכלל תרגבנה הפורטיבית הפונקצייתית)



A=SAV B=SAVO

(*) על פי מתוך 1-ג בלו 1 (מחואר צל' ידי עוקם 6).

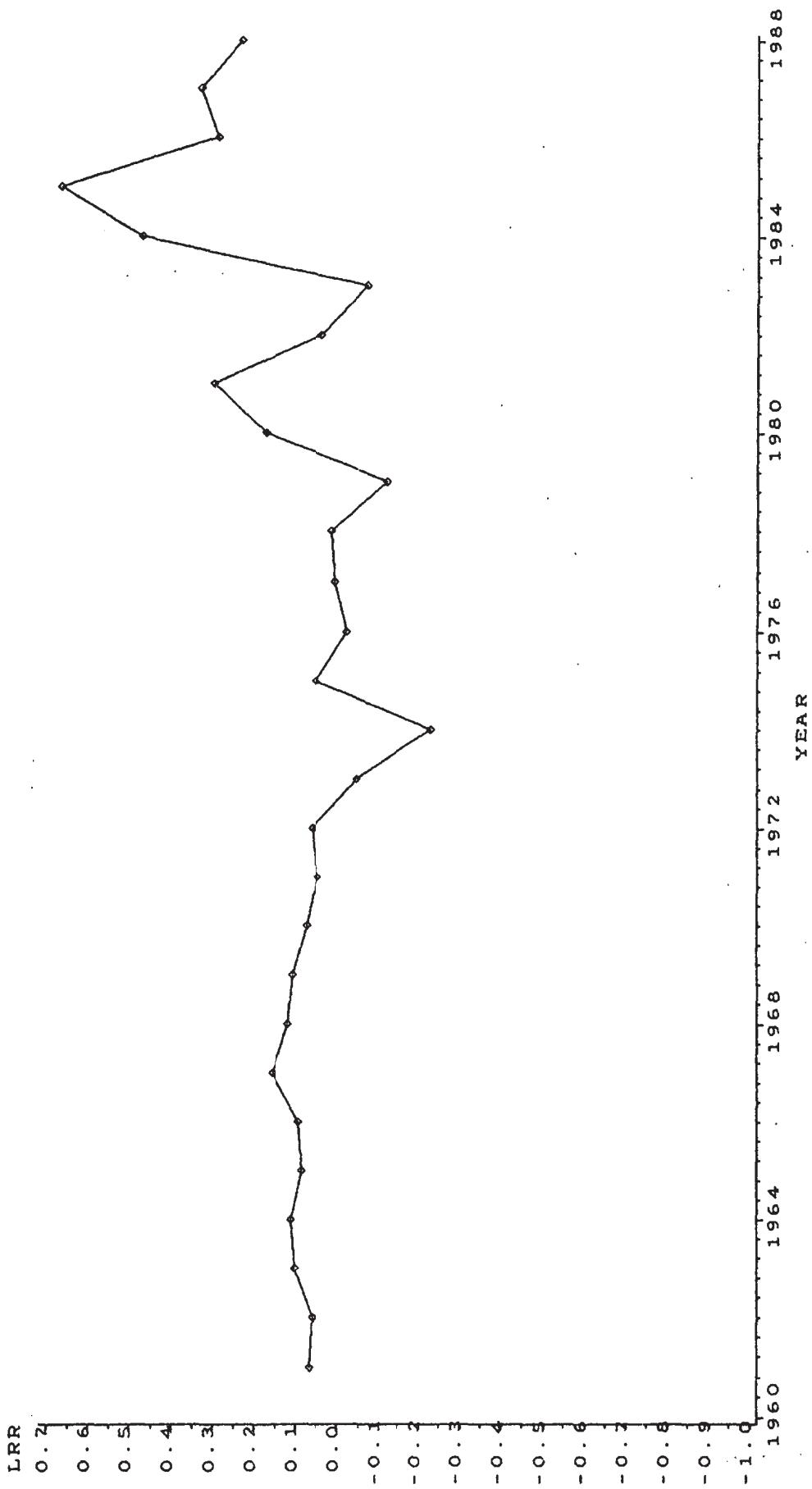
(* 1988 עד 1960 שער המבנה נפלול אל אינריה חוג משלטנית גלגול אריל עיר לארה מים)

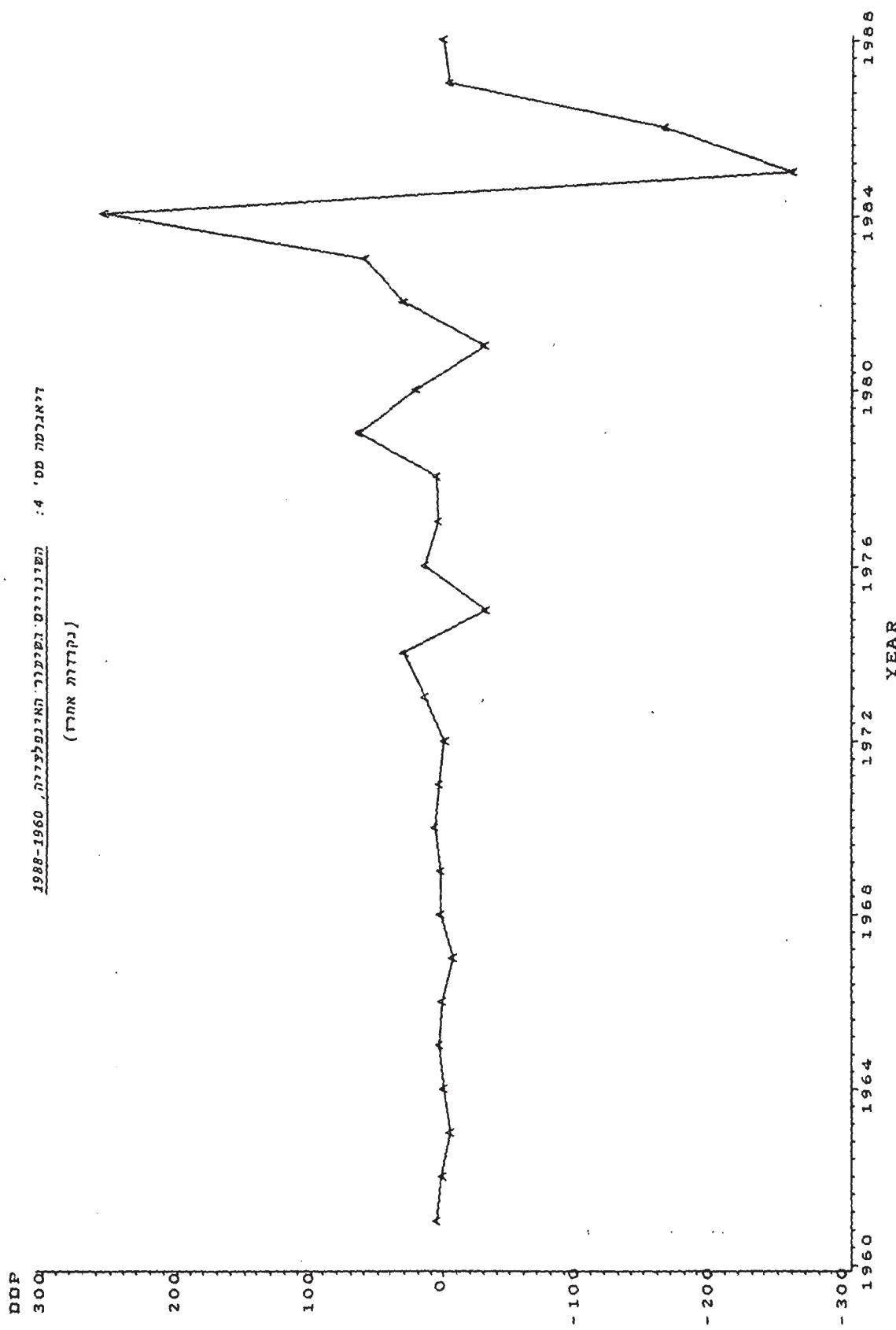


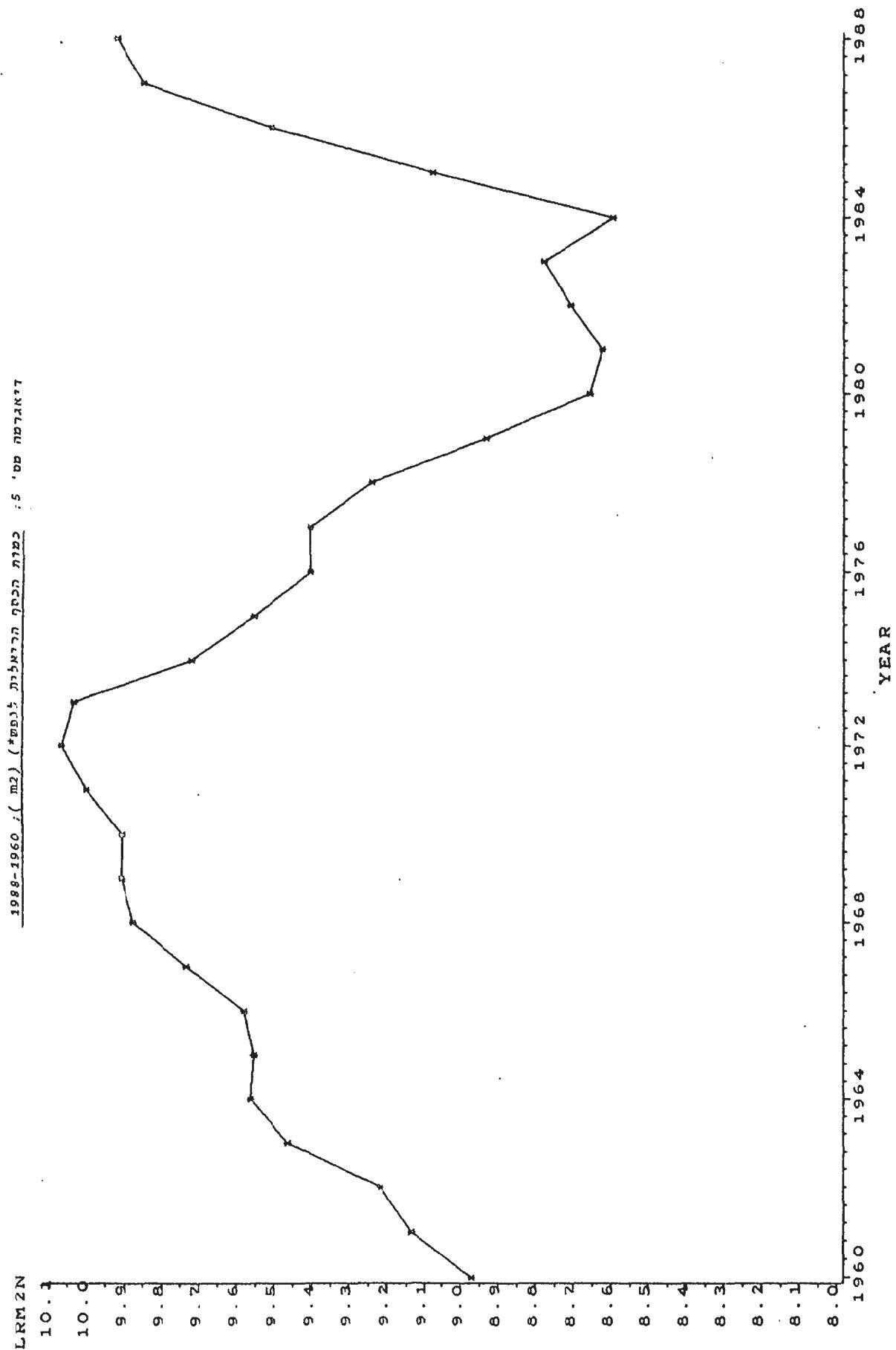
(* כו"ל חגי לונדרתני.)

LRR - 33 -

לעוגן 3: שיעור הריבית על מוצריו ליום יין, 1960-1988





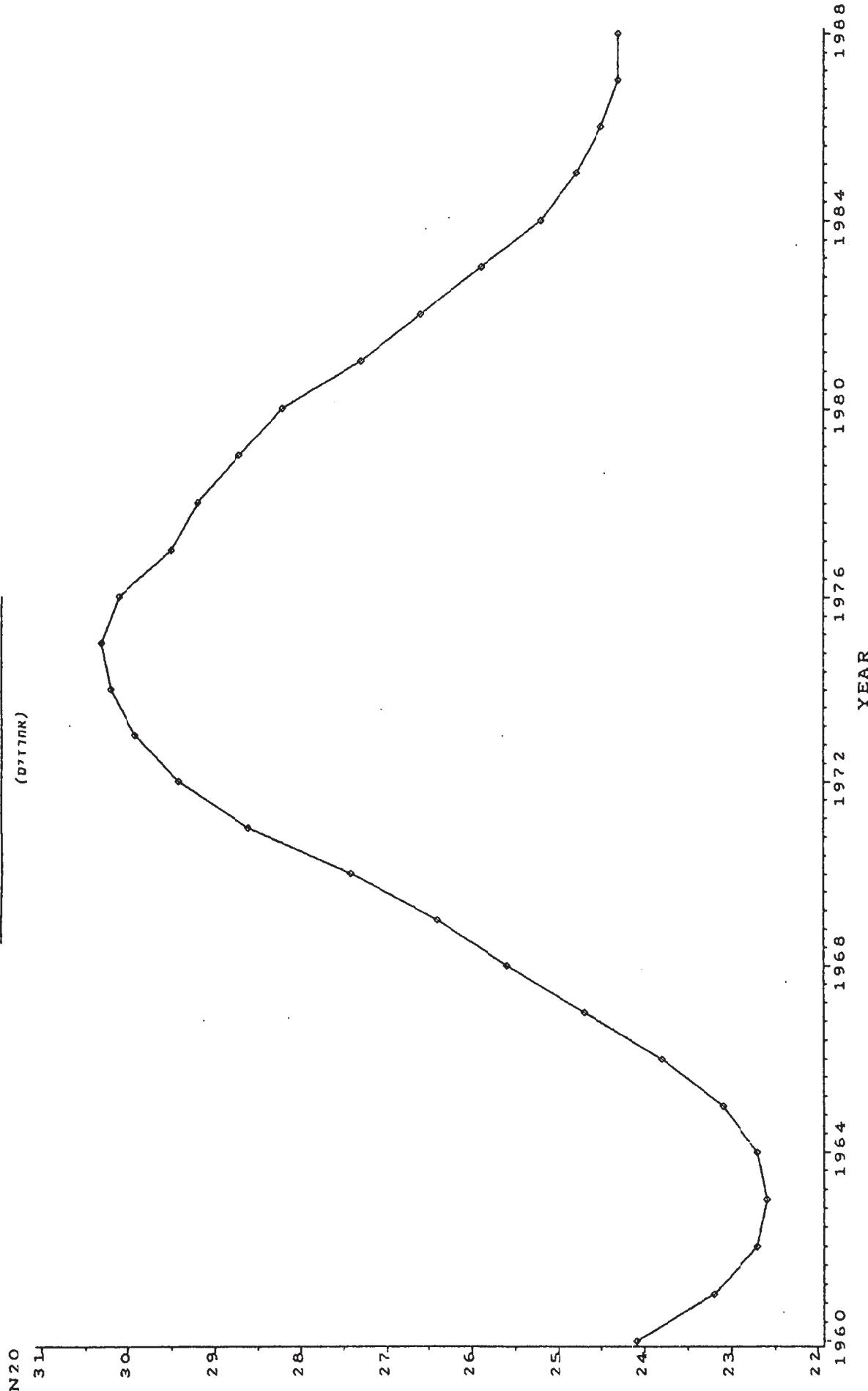


*) כלול חצי נוגריימי.

N2O

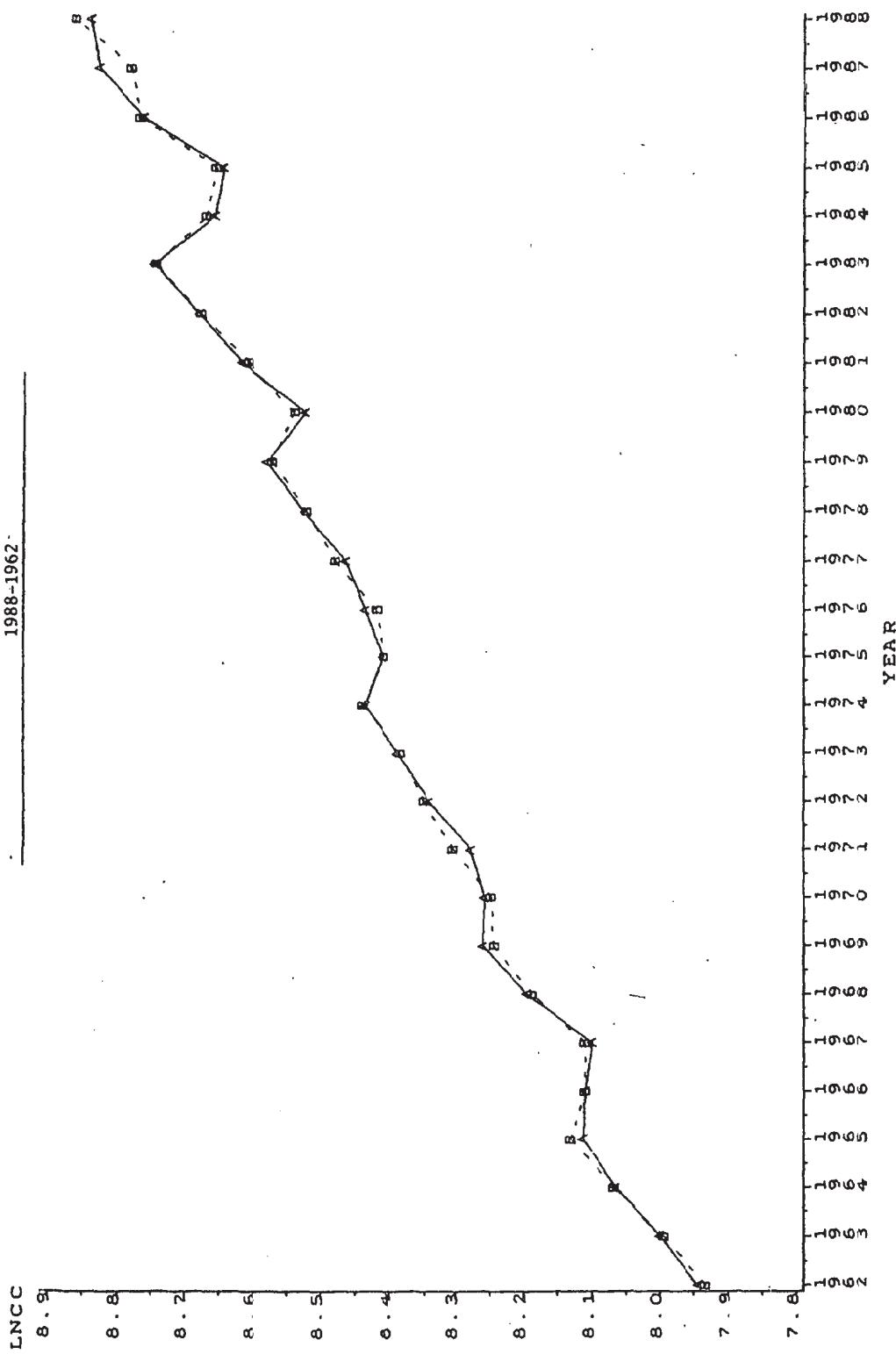
- 36 -

ליאגרמה מס' 9: שיעור גידלי 0-0-3 נככל הרכבתה 20
(אחוזים)



CONSUMPTION -- 37 --

ליאגרמת מט' 7: סך הצריכה הפרטית לנפש; נפרעל עלות האורטור, *
1988-1962.

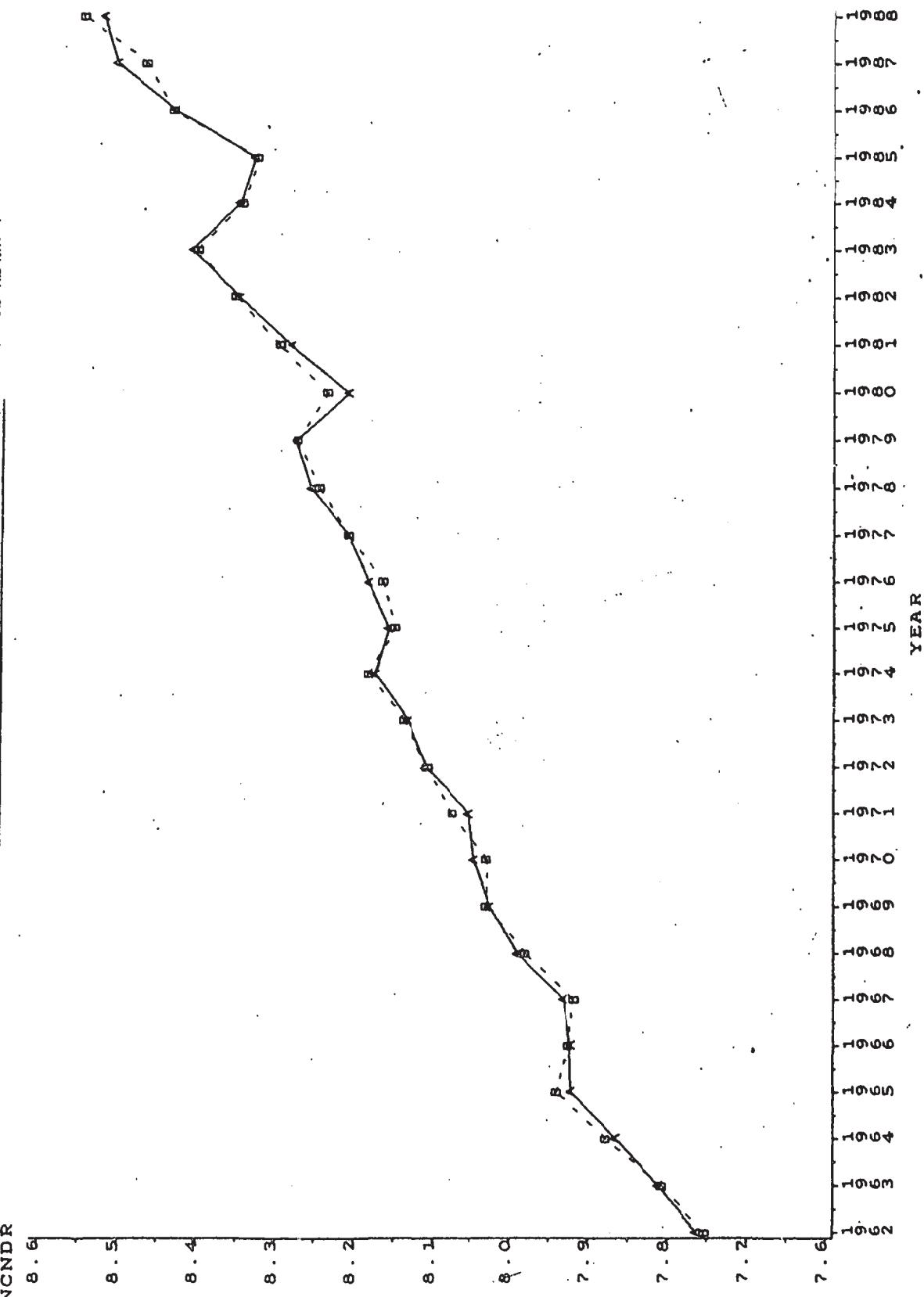


*) כולל חגי לוגרינמי
**) קיום A מתרחש או התחממות בעועל. כלוח 1. קיומו B מתרחש או האנטן על פי מושואה A-1 F

CONSUMPTION WITHOUT DURABLE AND RESIDENT

1988-1962^(*)^(**) ; גורעל לעומת האומדן,

LNCNDR



^(*) בוגרלי מוציאים כנ-סימיא ושרותי דירות זיקופים.
^(**) ראה הערות בלחן מס' 7.

A = LNCNDR B = LN CNDRF

References

- אלקיים, ד' (1986), "השפעת הרכוש והרכבו על הצריכה הפרטית בישראל", סקר בנק ישראל 61 (יולי), 54-35.
- בן-צ'יון, א', ושייף, ז' (1982), "השפעת משתנים מוניטריים על פונקציית הצורך", בתוכה: זוסמן, צ' ופלבר, מ' (עורכים), עינוניים בכלכלה 1981, ירושלים, האגודה הישראלית לכלכלה, עמ' 209-218.
- ברון, מ' (1987), "השפעם של גורמים דמוגרפיים על מגמות החיסכון בטוחה הארוך", סקר בנק ישראל 63 (דצמבר), 29-17.
- לביא, י' (1978). "פונקציית צורך פרטית מיצרפית", בתוכה: הלוי, נ' וקובף, י' (עורכים), עינוניים בכלכלה 1977, ירושלים: האגודה הישראלית לכלכלה ומכון פאלק עמ' 120-136.
- CONDOR, Y. (1983). "MODEL AKONOMTRI SHANTI LESHK HAISRAELI". haMerkaz LEPI'TOZ ULL-SHEM PANCH SFEIR LEID OUNIVERSITAT TEL-AVIV (DIOON MAS' 10-83).
- CONDOR, Y., (1989). "FUNKTSIYAH TZERIKHA, 1965-1987. MBEHON MSZOAOOT MSHENIM KODROMOT VAOMDENIM CHADSHIM", haMerkaz LEPI'TOZ ULL-SHEM PANCH SFEIR LEID OUNIVERSITAT TEL-AVIV (NIIER DIOON MAS' 7-89).
- Ando, A. and Modigliani, F. (1963), "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," American Economic Review, 53, (March), pp. 55-84.
- Bean, C.R. (1986), "The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise': Consumption Function," Review of Economic Studies, 53, (August) pp. 497-516.
- Blinder, A.S. and Deaton, A. (1985), "The Time Series Consumption Function Revisited," Brookings Papers on Economic Activity, 2, pp. 465-511.
- Bosking, M.J. (1978), "Taxation, Saving and the Rate of Interest," Journal of Political Economy, 86, No. 2 Part 2 (April) pp. S3-S27.
- Campbell, J.Y. and Mankiw, G. (1989). "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," NBER Macroeconomics Annual 1989, The MIT Press, pp. 185-216.
- Carlino, G.A. (1982), "Interest Rate Effects and Intertemporal Consumption," Journal of Monetary Economics, 9, (March), pp. 223-234.
- 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), pp. 398-410.

Flavin, M.A. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," Journal of Political Economy, 89, No. 5, (October), pp. 974-1009.

Friedman, M. (1957), A Theory of Consumption Function, Princeton: Princeton University Press.

Grossman, S.J. and Shiller, R.J. (1981), "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," American Economic Review, 71, Papers and Proceedings, pp. 222-227.

Hall, R.E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," Journal of Political Economy 86, No. 6, (October), pp. 971-987.

_____ (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption," Journal of Political Economy, 96, No. 2, (April), pp. 339-357.

Hansen, L.P. & Singleton, K.J. (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns," Journal of Political Economy, 91, No. 2, (April), pp. 249-265.

Heien, D.M. (1972), "Demographic Effects and the Multiperiod Consumption Function," Journal of Political Economy, 80, No. 1 (January/February) pp. 125- 188.

Hubbard, R.G. and Judd, K.L. (1986), "Liquidity Constraints, Fiscal Policy, and Consumption," Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 1-59.

King, M. (1983), "The Economics of Saving," NBER Working Paper No. 1247.

Lucas, R.E. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1: pp. 19-46.

Mankiw, N.G. (1981), "The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate," Economics Letter, 7, pp. 307-311.

Modigliani, F. and Brumberg R. (1954), "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," in Kenneth K. Kurihara ed., Post Keynesian Economics, Rutgers University Press.

Modigliani, F. and Tarantelli, E. (1975), "The Consumption Function in Developing Economy and the Italian Experience," American Economic Review, 65, (December), pp. 825-842.

Modigliani F. and Steindel, C. (1977), "Is a Tax Rebate an Effective Tool for Stabilization Policy?" Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 175-209.

- Pagan, A. (1984), "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors," International Economic Review, 25, pp. 221-248.
- Salkever, D.S. (1976), "The Use of Dummy Variables to Compute Predictions, Prediction Errors, and Confidence Intervals," Journal of Econometrics, 4, (November), pp. 393-397.
- Springer, W.L. (1975), "Did the 1968 Surcharge Really Work?" American Economic Review, 65, No. 4, (September), pp. 664-659.
- Starrett, D. (1982), "The Interest Elasticity of Savings," mimeo, Stanford University.
- Steindel, C. (1981), "The Determinants of Private Savings," in Public Policy and Capital Formation, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C., pp. 101-114.
- Summers, R.H. (1981). "Capital Taxation and Accumulation in a Life Cycle Growth Model," American Economic Review, 71, No. 4, (September), pp. 533-544.
- (1984). "The After-Tax Rate of Return Affects Private Savings," American Economic Review, 74, No. 2, (May), Papers and Proceedings, pp. 249-253.
- Weber, W.E. (1975), "Interest Rates, Inflation and Consumer Expenditure," American Economic Review, 65, No. 5 (December), pp. 843-871.
- Wickens, M.R. and Molana, H. (1984), "Stochastic Life Cycle Theory with Varying Interest Rates and Prices," The Economic Journal, Supplement Vol. 94, pp. 133-147.
- Wright, C. (1969), "Saving and the Rate of Interest," in A.C. Harberger and M. J. Bailey Eds., The Taxation of Income from Capital, Washington, D.C.

סדרות מאמריים לדיוון

1986

- 86.01 ל. (רובין) מרידור, - מימון הוצאות הממשלה בישראל 1960-1983.
- 86.02 מ. בר-נתן, - המימון הציבורי לדיוור - סיבוסוד, מימון ו프로그램ים.
- L.Leiderman, and E. Offenbacher, - Monetary Announcements and Stock Prices in Israel 86.03
- 86.04 א. מרום, - תרומת האינפלציה לגודלו של ענף הבנקאות בישראל.
- R. Melnick - Prices, Wages, and Import Prices in Israel: 1970-1983 86.05
- 86.06 מ. ברוֹן, - השפעות כלכליות של גורמים דמוגרפיים: היבטים נוספים.
- 86.07 ש. אמר, - התפוחות הפרשי השכר בין גברים יהודים מארצות מועא שונות בשנות השבעים.
- 86.08 ע. לויתן - בחינת עצמת השיבושים ביחס לעובדה בעת שינויים בלתי צפויים בקצב האינפלציה.
- 86.09 ד. אלקיים, י. טל, ד. יריב - השפעת החוב הפנימי והחוב האיצוני על הצריכה הפרטית בישראל בשנים 1971 עד 1984.
- M. Katz, Mexico - Anatomy of a Debt Crisis. 86.10
- 86.11 ד. יריב, - אמידת העפויות לאינפלציה בישראל וניתוח התפתחותם על רקע חכניות כלכליות לדיסאיינפלציה.
- 86.12 ד. אלקיים, - ההצע וobilוש לעובדה בסקטור העסקי בישראל.

1987

M. Bar-Nathan, J. Baruh, - Determinants of the Tariff Structure of 87.01
the Israeli Industrial Sector 1965-1977.

R. Melnick, - Inflationary Expectation Formation in Israel: 87.02
A Specification Test.

L. (Rubin) Meridor, Trying to Cope With Large Government 87.03
Deficits :The Israeli Experience.

ל. (רוביון) מרידור, - מימון גירעון הממשלה: חוב חיוני מול אינפלציה. 87.04

M. Bruno, S. Piterman - Israel's Stabilization, a Two-year Review. 87.05

1988

R. Ablin - The Logic of "Ricardian Equivalence" and the Deficit-Inflation Debate.	88.01
ע. לויthon, - הגורמים המשפיעים על הרכב תקציב הממשלה.	88.02
ש. פטח, - מדדי לרווחיות היצוא.	88.03
ד. יריב, - פרסום מזד המהירים לצרכן ובcheinת יעילות שוק ניירות הערך בישראל.	88.04
A. Cukierman. Meir, Sokoler, - Monetary Policy and Institutions in Israel - Past, Present and Future.	88.05
ש. אמיר, ר. קלינוב, - השפעת שינויים במבנה חוק של כוח העבודה על השכר, 1972-1983: ניתוח הקבועות והזמן.	88.06
Y. Artstein, Z. Sussman, - Wage Policy During Disinflation: The Israeli Stabilization Program of 1985	88.07
M. Beenstock, M. Ben-Gad - The Fiscal And Monetary Dynamics Of Israeli Inflation: A Cointegrated Analysis 1970-1987	88.08
R. Melnick, - The Demand for Liquid Assets in Israel, 1970 - 1985	88.09
M. Beenstock, Mishel Kahanaman - The Trade Balance Ratio and the Real Exchange Rate in Israel 1955 - 1986	88.10
A. Offenbacher, - Short-Run Monetary Control in Israel	88.11
M. Beenstock, - A Democratic Model of the "Rent-Sought" Benefit Cycle	88.12

1989

צ. אורבן, ס. פיטרמן, - הריבית הריאלית והנומינלית על החוב הפנימי והחיצוני.	89.01
M. Beenstock, - The Factorial Distribution of Income in the Union Bargaining Model	89.02
R. Ablin, - Erosion of the Real Exchange Rate; Demand and Growth A Diagrammatic Clarification	89.03
A. Bregman, M. Fuss, and Haim Regev - High-Tech Firms in Israeli Industry.	89.04
ד"ר ד. גבע, י. פישר, - סקר החברות של בנק ישראל - בחינה מוחודשת.	89.05
R. Melnick, - Forecasting Short Run Inflation in Israel 1983-1987 An Evaluation	89.06
י. בן-דרות, - נטול הריבית על האשראי הבנקאי בזמן קצר בענפי המשק, 1983 עד 1988.	89.07
י. לביא, - השפעת שעררי הריבית על ההשקעה בענפי משק של הפקטור העסקי, בעשך הישראלי - 1962 - 1987.	89.08
א. בן-בסט, - הרפורמה בשוק ההון - יעדים ותוצאות ראשונות.	89.09
A. Bregman, - Technological Progress, Structural Change, and Productivity in Industry: The Case of Israel.	89.10
ע. בן-בסט, - מדדים למחירים מוצרים טחיריים ובלתי טחיריים.	89.11
Leora (Rubin) Meridor and Shula Pessach, - The Balance-of-Payments Offset to Monetary Policy: An Examination of The Israeli Case.	89.12

1990

Michael Bruno & Leora (Rubin) Meridor, - The Costly Transition from Stabilization to Sustainable Growth: Israel's Case.	90.01
David Elkayam and Yitzhak Tal, - Monetary Aggregates and the Balance of Payments: Israel, 1970-1988	90.02
Richard Ablin - High Interest Rates, Spreads and Margins in Israel - An Analytical Review	90.03
Shula Pessach and Assaf Razin, - Targeting the Exchange Rate: An Empirical Investigation	90.04
Avi Ben-Bassat and Daniel Gottlieb, Optimal International Reserves and Sovereign Risk	90.05
Avraham Ben-Bassant and Daniel Gottlieb - A Note on the Effect of Opportunity Cost on International Reserve Holdings	90.06
מ. ברון, "קשרי גומלין בין המאפיינות הרכוב הגיליט, ההתקנות הכלכלית ושיעורי הנישואין והילודה בשני העשורים האחרונים"	90.07
י. לביא, "השפעת הריבית על הצריכה הפרטית, במודל מסורתי ובמודל עם צפיות רצינאיות; מימצאים אמפיריים, 1962-1988"	90.08