

האם השינוי בהכנסה השוטפת תורם להסביר השינוי בתצרוכת בישראל?
בחינה אמפירית של תיאוריות ההבנשה הפרמננטית עם ציפיות רציונאליות

* יעקב לביא

סדרת מאמרים לדיוון 95.05

מאי 1995

הדועות המובעות במאמר זה אינה משקפת בהכרח את עמדות בנק ישראל

* מחלקה מחקר, בנק ישראל.

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

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

האם השינוי בהכנסה השוטפת מօרים להסביר השינוי בתצורת בישראל?
בחינה אמפירית של תיאוריות
ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רציונאליות.

מאת: יעקב לביא

1. מבוא

מטרת העבודה לבחון באיזו מידת ניתן להסביר או לחזות את שיעורי השינוי בצריכה הפרטית לנפש באמצעות שיעורי השינוי בהכנסה הצפוייה לנפש, ובאמצעות שיעורי התשואה על הנכסים. שיעורי התשואה מתיחסים לתשואה על המניות ולריבית לטווה הקצר. הבדיקה האמפירית מתיחסת לשנים 1963 עד 1993. כידוע קיומו של קשר הדוק בין השינוי בהכנסה הצפוייה לשינוי בצריכה הפרטית עומד בסתיויה לתיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רציונאליות.

השאלה העקרונית התעוררה בספרות המקצועית בעקבות עבודה של Hall (1978), בה טען כי בהתאם לתיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רציונאליות (להלן RE-PIH) ובמצב של שער ריבית קבוע, השינוי בתצורת אינו ניתן לחזוי. הדבר נובע מכך שהפרטים מלכתחילה אינם מתכוונים שינויים בתצורת (יתר הדברים קבועים), והשינויים בה הם רק בתגובה לשינויים בלתי צפויים בהכנסה הפרמננטית, שהיא מטבעה בלתי ניתנת לחזוי. בעקבות זאת התפרסמו מספר עבודות אמפיריות אשר הצביעו על הקשר בין השינוי בהכנסה הצפוייה והשינוי בתצורת (בין העבותות הבולטות נזכיר את Flavin; 1981, Hayashi; 1982, Hall & Mishkin; 1982, Campbell & Mankiw; 1985, Bernanke; 1989). מימיניהם אלו לא התישבו איפוא עם RE-PIH. בעיקרונו, השמות התשואה על הנכסים משווהת התצורת יכולה ליצור וגישה יתר ביחס להכנסה הצפוייה. המקרים האמפיריים הראו שלא זאת הסיבה לרגשות הנ"ל. כיום ההנמקה המקובל ביוור, היא קיומה של מגבלת נזילות בפנייה ניצבים הכספיים. התהיה האם אכן מגבלת הנזילות בפנייה עומדים הכספיים ממשמעותית, יש לה גם השלכות חשובות באשר ליכולת של המדיניות הכלכלית להשפיע על השינויים בתצורת באמצעות שינויים אראים במשמעותם. שאלה זו מחייבת אותנו איפוא לירוך הישן בין הגישה הקיינסיאנית וגישת ההכנסה הפרמננטית.

ברצוני להוזע על העורתיות המועלות של: בני און, דניאל גוטליב, ניסן לויתן, רפי מלניק ודני צידון.
כמו כן רוב תוצאות על העזהה בעבודה הנתונים לאריה ברסטנו ועינת דיקמן.

התוצאות האמפיריות של עבודה או מראות שגם בארץ קיים קשר חזק מאד בין שיעור השינוי בהכנסה הצפוייה משכר ושיעור השינוי הצפוי בתצורת. המקודם נع סביבות 0.5 (תלוי בסתטיפיקציה של המשוואה), ודומה לתוצאות של Campbell & Mankiw (1993). מפתיעה במיוחד התרומה הרובה שהייתה לשיעור התשואה על המניות ולשיעור הריבית, להסביר השינוי בתצורת, בשנים 1963 עד 1993, וזאת למורות הגמישות הנמוכה ביחס למשתנים אלו. הממצאים האמפיריים בארץ, כמו בארצות אחרות, מראים כי הצריכה וההכנסה מעובודה הינם קויאינטגרטיביים וכך קיים גם מגנון של Error Correction (להלן E.C.) בין הצריכה וההכנסה. אלא שבהתאם ל-RE-HID כדי שנוסחה על ידי Hall, מגנון זה אינו יכול לקבל את הצורה של התאמה בפיגור של התצורת להכנסה. במקום זה תהליך ההתאמה מתקיים בין ההכנסה הפנوية והחיסכון (Deaton, 1992). עם זאת במקרים מסוימים (למשל, כאשר קיימות מיגבלות נזילות או במצב של Habit Formation) תיתכן התנהגות רצינאלית יוזם עם קיומו של תהליך ה-E.C. בין הצריכה וההכנסה. התוצאות האמפיריות תומכות בקיומו של תהליך ה-E.C. בין הצריכה וההכנסה אם כי תהליכי זה מהיר למדי.

2. רקע תיאורטי: תיאוריות "מחוז החיים - ההכנסה הפרמננטית עם צפויות רצינאליות"

התפתחויות תיאורתיות ואמפיריות (בעיקר במחצית השנייה של שנות השבעים ובמשך שנים רבות השינויים) עוררו שאלות בסיסיות ביחס למשוואת התצורת המסורתית וגבשו תיאוריות וגישות אמפיריות חדשות. נזכיר למשל את ביקורת לוקאס (Lucas Critique, 1976) ממנה משתמע שימושה של התצורת בניסוחה המסורי המתבססת על "גישה מחוז החיים - ההכנסה הפרמננטית" אינה משקפת קשר מיבני בין התצורת וההכנסה, מאחר ואין במודל זה התיאחות מפורשת לאופן הקבועות של ציפיות הפרטימ. על רקע ביקורת זו נכתבו בעבודתו של Hall (1978) אשר עיקורה הכללת הצפויות הרצינאליות בתיאוריות מחוז החיים - ההכנסה הפרמננטית. להלן נסקור בקצרה תיאוריה זו ומשמעותה האמפירית.

נקודות המוצאת של Hall הייתה הנהלה המקובלת בתיאוריות "מחוז החיים - ההכנסה הפרמננטית" לפיה פרט מייצג ממכם את התועלות הצפוייה על פני תקופות חיוו תחת מיגבלות הרוכש (הבין תקופתית). הנהלה נוספת שלו היא שבתנאי אי וודאות הצרכנים צופים את העתיד באופן רצינאלי, כלומר:

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

כasher:

C - הצריכה הפרטית בזמן t .

E - הציפיות המותנות במידע הנוכחי בזמן t .

T - אורך החיים של הפרט.

U - פונקציית התועלת של הפרט.

W - רכוש למעט הון אנושי, בזמן t .

YL - ההכנסה הפנומינית מעובודה בזמן t .

g - שיעור ההעדפה הסובייקטיבי על פני זמן.

r - שער הריבית הריאלית

כפי שניתן לראות פונקציית התועלת הינה ספרטיבית וכן מונח שקיימת פונקציית תועלת ספציפית היכולה לייצג היטב את כלל האוכלוסייה. הניסוח זהה מתמודד איפוא בצורה מתאימה עם ביקורת לוקאס מאחר והוא מניח קיומו של פרט מייצג עם ציפיות רצינאיות אשר נכללו בצורה מפורשת במודל.

במידה והפרט המיצג יכול ללוטות ולהלות בשער ריבית ריאלי r (כלומר, שוק הון משוכלל) אז התנאי מסדר ראשון שיתקבל בעבר שתי תקופות עוקבות ($t+1$ ו- t) מפעולות המיכסום לעיל של משווהה (1) הוא:

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

אם נניח $\delta=r$ והתועלות השולית (U) הינה פונקציה ליניארית או לוג-ליניארית של התצרכות, אז נקבל כי הצריכה של היום החיווי הטוב ביותר ביותר לצריכה בתקופה הבאה, ככלומר:

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

מכאן מעתה ששיעורו בצריכה הינו:

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

כאשר ϵ_t הינה הטעות בחיזוי הרצינאי הנובעת מהתוספת אינפורמציה ביחס לשינוי בהכנותה הפרמננטית, שלא הייתה ידועה מראש בזמן t , כלומר: $\epsilon_t = E_t - \epsilon_t$. מכאן ש- ϵ_t אינו יכול להיות מתואם עם שום משתנה בזמן t . לściוכם, מתיאודיות ההכנותה הפרמננטית עם צפויות רצינאיות נובע כי השינוי החזוי בצריכה בזמן $t+1$ אינו ניתן לחיזוי רצינאי בזמן t . השינוי בצריכה על פי המשוואה (4) לעיל תואם איפוא את גישת ה"מהלך המקורי" (random walk).

כאמור, גישת "המהלך המקורי" עבור הצריכה מtabסת באופן קרייטי על ההנחה שעורך הריבית הריאלי קבוע. כדי לקבל ניסוח כללי של "משוואת אוילר" עם צפויות רצינאיות המאפשרות שינויים בשער הריבית הריאלי, יש להניח קיומה של פונקציית תועלת מקובלת עם גמישות תחלופה בין תקופתיות קבועה - σ , וازي בהנחות מקובלות על אופן התפלגות של התצרכות ושער הריבית ניתן להראות שהקשר האמפירי בין שער השינוי בצריכה ($\Delta \log C_t$) ושער הריבית הצפוי יהיה:

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

כאשר:

$$E_t r_t = i_t - \pi_t^e$$

1- i_t - הריבית הנומינאלית בזמן t .

2- π_t^e - האינפלציה הצפوية בזמן t .

לדוגמא: $C_t = C_0 e^{a + \sigma E_t \log(1 + r_t)}$, כאשר, $a = 1 - \frac{1}{\sigma}$. הערך $\frac{1}{\sigma}$ מקובל לראות בו כמדד לשינאת הסיכון היחסית של הפרט, בולם ככל ששינאת הסיכון היחסית גוללה יותר גמישות התחלופה הבין-תקופתית קטינה יותר (ראה למשל Hall 1988 עמ' 343 וכן Evans 1983 עמ' 399).

מספר עבודות עוסקות בנושא זה, למשל: Hansen & Singleton ;1981, Mankiw & 1983. משווהה 5 לעיל מתבססת על עבודתו של Hall (1988). הרחבה זו חשובה מאוד והתעלמות מושינויים בשער הריבית יכולם ליצור קשר אמפירי מודומה בין שיעור השינוי בצריכה ושיעור השינוי בהכנסה (ראה Campbell & Mankiw, 1989, עמ' 196) ולהציג על סטירה לכאורה עם תיאוריות ההכנסה הפרמננטית. כמו כן היא מאפשרת אמידה נוחה של גמישות התחלופה הבין תקופתית.

הקשר החשוב בין הריבית הריאלית הצפוייה בזמן (t) לבין שיעור הגיזול הצפוי בצריכה, נובע מכך שכאן באה ליידי ביטוי השפעת התחלופה בלבד. מאידך השפעת ההכנסה באה ליידי ביטוי בהعلاה חד-פעמית ברמת התצרוכת בזמן t . אילו השפעת התחלופה הייתה אפסazi בזמן $t+1$ הינו נשאים ברמת התצרוכת החדשה שנקבעה בזמן t ככלומר, $C_t = C_{t+1}$ היה שווה לאפס. השפעת התחלופה תפעל להקטנה מסוימת בתצרוכת בזמן t (מסבב לרמתה החדשונה) ולהגדלהה $t-1$, ככלומר $C_t \neq C_{t+1}$ מתחום חיובית עם הריבית הריאלית הצפוייה בזמן t . מהאמור לעיל נובע כי בזמן t לריבית שתי השפעות מנוגדות, השפעת הכנסה חיובית והשפעת תחלופה שלילית. עצמן היחסית היא שאלה אמפירית.

לבסוף נזכיר ונדגש את חשיבות קיומו של שוק רון משוכלן על מנת שהפרט יוכל למש את התנהגותו בהתאם לתיאורית ההכנסה הפרמננטית (קיום התנאי מסדר ראשון כנאמר לעיל). מיגבלות על יכולת ללוות או להלוות יגבילו את הפרט באפשרות השימוש בנכסים נזילים על מנת לגשר בין מסלול הצריכה וההכנסה השוטפת ויצרו תלות גדולה יותר בין ההכנסה השוטפת והצריכה. מיגבלות כאלה יכולות להתבטא למשל בشرط בבטחות מיוחדות לצורך קבלת הלואה (כגון נכסים פיננסיים), אך גם פער תיווך גבוהים בין הריבית הקרדיטורית והדיבטורית יכולים ליצור מיגבלות בשימוש בשוק הרון.

3. בוחנה אמפירית של תיאורית ההכנסה הפרמננטית

להלן נציג שתי גישות אלטרנטטיביות לבחינה אמפירית של תיאורית ההכנסה הפרמננטית בניסוחה החדש (ע"פ Hall). הגישה האחת של Hall ודומיו ובעקבותיה גישתם הכלליות יותר של Campbell & Mankiw (1989). ביחס לאמידה של המשוואות המתאימות עבור כל אחד מה מבחנים, נערם מספר העורות כלליות: האמידה נעשתה על בסיס נתונים שנתיים לתקופה 1963 עד 1993 (31 תצפיות).

² העורות אמידה יותר טיפטיות המתייחסות לכל אחד מה מבחנים בנפרד לכלות בהתאם הספציפי של המבחן.

כאמור, סדרות הנתונים הן על בסיס שנתי (בז"כ ממוצעים שנתיים). לכן בהפרשים השנתיים (מסדר ראשון) של סדרות מעין אלו יכולה להתעורר בעיה של מיצוע הזמן (Time-averaging problems). כלומר, אם החלטות הפרטים מתייחסות לזמן רציף, בעוד המדידה הינה מיצוע של יחידות זמן גדולות יותר (למשל רביע או שנה), אז יתכן שהמשתנים שבמהותם הם אנדווגניים (כמו הכנסה וריבית) גם אם הם בפיגור של שנה, הם מתואימים עם השארית הבלטי מושברת⁽⁴⁾ במשוואת התצורך. ככלומר נוצר מיתאם סיורתי בין השארית⁽⁴⁾, לבין המשתנים האנדווגניים בפיגור של שנה אשר אמורים היו לשמש משתנים מסוברים או משתני עזר למשתנים המסוברים. במקרה זה, עברו נתונים שנתיים משתני עזר לגיטימיים חיבבים להיות לפחות בפיגור של שנתיים (פירוט בnidon ראה למשל בספרו של Deaton על התצורך, 1992 עמ' 96 וכן במאמרם של M & C, 1989, עמ' 190). הפתרון המוצע של שימוש בפיגור של שתי תקופות (2-1) במשתני העזר, קשה ליישום כאשר מדובר נתונים שנתיים. זאת משום שהוא פער זמן ארוך מדי לקבעת ההכנסה הצפוייה בזמן t (או משתנה אנדווגני אחר). עם זאת מאחר והסכם השכר בארץ הם בז"כ לשנה, סביר להניח שעיקר ההחלטה של הרכנים ביחס לצריכה והחיסכון נעשות גם הן על בסיס שנתי. لكن מוגנות בהמשך תוצאות האמידה המתבססות על משתני עזר הן בפיגור של שנה והן בפיגור של שנתיים ובז"כ, כפי שניתן לראות, המסקנות לא היו 매우 שונות אם כי עצמת התוצאה הייתה חלשה יותר, כמובן, כאשר השתמשו במשתני עזר בפיגור של שנתיים.

כל המשוואות הין בגרסה לוג ליניארית, המקובלת במחקריהם אמפיריים. בסיסיפיקציה זו נוח יותר לתת ביטויו לחבר בין הנטייה לצריך ולמשתנים כמו שער הריבית והרכיב האוכלוסייה. יתרן גם שהשינויים הבלטיים בחנסת הפרמננטית גדלים עם רמת ההכנסה וכן שיעור השינוי בצריכה הוא המשתנה הנכון יותר לניטות.

הצריכה הפרטית כפי שהיא נמודדת על ידי החשבונות הלאומית כוללת גם רכישות של מוצרים בני-קיימה, שהם למעשה השקעה של הרכנים ולא צריכה שוטפת שלהם. משום כך במחקרים אמפיריים על התצורך מקובל להסביר את הצריכה הפרטית למעט רכישות של מוצרים בני-קיימה. לעיתים כוללים בצריכה המתוקנת גם את השירותים הזקופים של מוצרים בני-קיימה. נזכיר גם כי בהתאם לתיאוריות ההכנסה הפרמננטית היחס בין הצריכה להכנסה הפנوية אמרור להשאר קבוע בוגמה ארכות טווח. ניתן לראות שבעזרת שנות הששים הייתה בו מגמה ברורה של ירידה בכל אחת מההגדרות המצוויות בדיוגרמות 1 ו-2. לאחר מכן מתקיימת שנות השבעים ועד אמצע שנות השמונים, היחס הנ"ל נשאר קבוע בוגמה ארכות טווח אך לא בכל הגדרות המצוויות בדיוגרמה. היחס בין הצריכה למעט בני-קיימה להכנסה הפנوية משכר, ממשיך להיות בוגמת ירידה. בשנים

1984-1985 עם ההחשה הגדולה מאוד בקצב האינפלציה, משבר המניות הבנקאיות ולבסוף הפעלת תוכנית הייצוב (באמצע שנות 1985), חלו תנודות מאוד גדולות ביחס הנ"ל בכל ההגדרות. עם זאת כאשר הצריכה הינה ביחס להכנסה הפנוייה משכר היא חוזרת למוגמה ארוכת הטווח החל מ-1987. לעומת זאת, זאת ביחס בין הצריכה הcolaلت להכנסה הפנוייה הכוללת או ביחס בין הצריכה למעט בני קיימת להכנסה הפנוייה הכוללת מצטייר שבר בסזרות עם מגמת ירידת החל משנת 1986. לסיום היחס בין סך הצריכה להכנסה הפנוייה משכר הינו היחס היחיד שנשאר קבוע במוגמה ארוכת טווח החל משנת 1970 ואילך. מכאן שיתכן והחстрות רכישות בני-הקיימת מסך הצריכה הפרטית יוצרת איזושהי הטיהה במדידה. لكن משוואות הצריכה נאמדו בשתי הגדרות האלטרנטטיביות.

שער הריבית הנומינאלית לזמן קצר, מקובל להניח שהינו משתנה הנקבע במידה רבה על ידי המדיניות המוניטרית (עם מגבלות מסוימות בגלגול קופתו של המשק ופתיחותו לתנויות הון בינלאומיות). המעבר מריבית נומינאלית לריבית ריאלית תלוי כМОון בנסיבות לאינפלציה. עם זאת עדין המדיניות המוניטרית יכולה לכוון במידה מסוימת את הריבית הנומינאלית כדי שתתאים באופן כללי לעיד של ריבית ריאלית רצiosa. لكن התייחסות בעבודה לריבית הריאלית לזמן קצר (R) הייתה לעיתים קרובות כמשתנה אקסוגני הנשלט במידה רבה על ידי המדיניות המוניטרית.

(א) מבחן Hall וחזמי

א-1. תאור המבחן:

כאמור על פי תיאוריית ההכנסה הפרמננטית עם צפויות רצינאיות, כפי שנוסחה על ידי Hall, הצריכה בעבר (C_t) הינה החיזוי הטוב ביותר של הצריכה בהווה (C). זאת לאחר וכל האינפורמציה הרלבנטית בקביעת ההכנסה הפרמננטית, הידועה בזמן $t-1$, גולמה כבר בצריכה הפרטית בפיגור (C_t). משום כך שום משתנים נוספים בפיגור של $t-1$ או בפיגורים קודמים אינם יכולים לעזור בחיזוי הצריכה בתקופה t . במקרה אחרות, אם נסה לאמוד משואה מהצורה הבאה:

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

אזי בהתאם לתיאוריה צריך להתקיים $0 = \gamma$, כאשר X הינו וקטור של משתנים המבטאים את המידע המצווי בזמן $t-1$, הרלבנטי בקביעת ההכנסה הצפוייה בזמן t .

א-2. תוצאות האמידה:

בנספח מס. 1 מוצגות תוצאות האמידה של משוואות התואמות בקירוב את מבחן Hall בניסוחו המקורי. השוני באמידה הוא בכך שניתן ביטוי אמפירי לאפשרות ששער הריבית אינו קבוע. התוצאות האמפיריות בחלקן אינן תואמות את תיאוריות הרכנשת הפרמננטית. ראוי לציין במיוחד את השפעת הרכוש (במחيري שוק) בפיגור של שנה, שנמצאה מובהקת בכל הגירסאות. השפעה זו מבוטאת באמצעות המחיר הריאלי של המניות (P). תוצאה דומה קיבל Hall (1978). אך פן הוא סבר שניתן להタルם מהתוצאה או מאחר והתרומה הכלומתית של משתנה זה להסביר החיווי של הרכישה קטנה מאוד. לעומת זאת בארץ נראה שתרומתה לחיווי הרכישה בעבר הייתה משמעותית יותר. הזכינו תוצאות אלו בקשר מותוך עניין להשוואה עם התוצאות במחקר של Hall. עם זאת אין טעם להרחיב עליהם את הדיבור, מאחר ויזוע כי בהתאם לתיאוריית האקונומטרית העדכנית מבחן לבחינת המובהקות הפרמטרים שנאמדו תקין רק כאשר המשתנים הם סטציאנריים. מיידן המשתנים במשוואות שנאמדו הינם (1) I ולכן מבחן \neq אינו תקין.

Flavin (1981) וחוקרים רבים בעקבותיה מיקדו את מבחן Hall בשאלת יכולת ההסביר של השינוי ברכישה (או שינוי השינוי שלה). ככלומר הם כפו מקדם של 1 על הרכישה בפיגור (ראה משואה 6 לעיל). להלן בلوح מס. 1 נציג את תוצאות האמידה של המשוואות שנאמדו ברוח גישה זו, אך עם התאמת המתבקשת מהתיאוריה האקונומטרית העדכנית. ככלומר, כל המשתנים המופיעים במשוואות שנאמדו (בד"כ ההפרש הראשון של הרמה) הינם סטציאנריים לפי המבחן של Dickey & Fuller (להלן D.F., ראה לוח נספח 2 להלן). נכון מבחן \neq לבחינת המובהקות של מקדמי המשוואות שנאמדו תקין. נעיר גם כי בהתאם לתיאוריית הכלכלית מתבקש לכלול במשוואות אוילר (Euler) שנאמדו עבור הרכישה, את רמת התשואה על הנכסים ולא את השינוי בה (ראה משואה 5 בסעיף 2 לעיל). ואכן שינוי התשואה על המניות (Ps_{t+1}) הינו סטציאנרי ולכן לא עורר שום בעיות אקונומטריות. מיידן שער הריבית הריאלי על האשראי לזמן קצר (R) והממוצע המשוקל שלו לשנתיים (RA), דרגת האינטגרציה שלהם הינה (1) I בתקופה הנחקרת ורק ההפרש הראשון שלהם הינו סטציאנרי ולכן במשוואות שנאמדו בכלל AR_A ולא רמתנו.

התוצאות העיקריות המתבססות על המשוואות שנאמדו המוצגות בلوح מס. 1 הן:

א. השפעת שינוי השינוי בהכנסה משכר (WD_{t+1}) בפיגור של שנה ושנתיים אינה מובהקת ברוב המשוואות שנאמדו.

ב. השפעת התשואה על המניות מובהקת בכל הניסוחים של המשוואות שנאמדו. בחלק מהמשוואות גם השפעת השינוי בשער הריבית הצפוי (ΔRA), מובהקת. עם זאת הגמישות ביחס למשתנים אלו נמוכה יחסית (בד"כ קטנה מ-0.1 וגדולה מ-0.04). נציין כי הגמישות ביחס לשער התשואה על המניות יציבה למדי בניסוחים השונים, והשפעתה כמעט כפולה כאשר כוללים בצריכה גם את הרכישות של המוצרים בניי הקיימה (גמישות של 0.08 לעומת גמישות של 0.04 במשוואות המסבירות את הרכישה ללא בניי קיימת). גמישות זו בעיקרונו מבטא את גמישות התחלופה הבין תקופתית. ככל שגמישות זו גבוהה יחסית המדיניות תהיה אפקטיבית יותר. גם במחקרם בח'ל התקבלה התוצאה שגמישות התחלופה הבין תקופתית נמוכה יחסית. למשל Hall במאמרו משנת 1988 (עמ' 340) מסכם כי גמישות זו כנראה קטנה מ-0.1. למסקנה דומה מגעים Campbell & Mankiw, 1989. עם זאת מעניין לשים לב לתרומה הרבה שיש לתשואה על המניות ולשינוי בשער הריבית הצפוי, בהסבר שיעור השינוי בתצורת בישראל בתקופת המידגם (ראו משוואות 2 ו-8 בלוֹח 1).

توزאות אלו ((א) ו-(ב) לעיל) توאמות איפוא את תיאוריות הרכנסה הפרמננטית בගירסת Hall. לעומת זאת אם קיבל את האפשרות שהפרטים נעזרים במשתנים נוספים לחיזוי קצב הגידול הצפוי בהכנסתם השוטפת, אז תוצאות המבחן אין מתישבות במלואן עם תיאוריות הרכנסה הפרמננטית ויתכן וזה דבר מבטא את מיגבלת הנזילות שהפרטים ניצבים בפניהם. המשתנים הנוספים לחיזוי קצב הגידול הצפוי בהכנסה שנבדקו בעבודה ונמצא שהשפעתם מובהקת הם:

- שינויים בקצב האינפלציה בפייגור של שנה (ΔPI) אשר יתכן ומשפיעים על הערכתם של הפרטים ביחס להכנסתם הצפוייה בעתיד (משוואות 6-4 ו-10-12 בלוֹח 1).
- השינוי בקצב הגידול לנפש של הציבורית המקומית בפייגור של שנה ($\ln \frac{GD}{GD}$), שהינה משתנה מדיניות האמור להשפיע על קצב הגידול בהכנסה הפרטית, לפחות בטוחה הקצר (קצב הגידול בצריכה הציבורית המקומית לנפש - $GD_{\text{לנפ"ש}}$ - לא נמצא סטצionarioרי ולכן לא השתמשנו בו).
- תוצאות דומות נקבעו כאשר השימוש במשתני העיר הוא בפייגור של שנתיים (לוֹח מס' 1), אם כי עצמן חלשה יותר.

לסיכום, הממצאים לבחינת RE-PIH אינם חד משמעותיים. משוואות 3-1 ו-7-9 בלוֹח 1 תומכות בתיאוריות ההכנסה הפרמננטית בගירסת Hall. מאידך הממצאים המוצגים במשוואות 6-14 ו-10-12-11 אינם מתישבים במלואם

עם תיאוריה זו. עם זאת הבעייה היותר מהותית במחן זה הוצאה על ידי Campbell & Mankiw (1989) ותסוכם בסעיף הבא.

(ב) המבחן של Campbell & Mankiw

ב-1. תאור המבחן:

במבחן של Hall, כפי שהוצע לעיל, התוצאות האמפיריות אמורות לתמוך או לסתור את התיאוריה, אך אין אפשרות לתוצאות ביןימים. לעומת זאת Campbell & Mankiw (1989, להלן M & C) ניסחו מודל בדיקה כללי יותר, המאפשר התנחות שונה של חלקים מכל אוכלוסייה הרכנים. באופן ספציפי M & C מעמידים למבחן את האפשרות שהשינוי בצריכה הפרטית הינו ממוצע משוקלל של השינוי בהכנסה השוטפת הניננת לחיזוי ושינויים בלתי צפויים בהכנסה הפרמננטית שמעצם טבעם אינם ניתנים לחיזוי. ככלומר אוכלוסיית הרכנים מורכבת משתי קבוצות;

קבוצה A מתנהגת לפי תיאוריות הרכנסה הפרמננטית ולכן השינוי בצריכה שליהם (ΔC_{At}) נקבע על ידי שינויים בלתי צפויים בהכנסתם הפרמננטית (ΔY_{At}), ככלומר;

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

קבוצה B קובעת את השינוי בתצרכתה (ΔC_{Bt}) בהתאם לשינוי בהכנסתה הפנوية השוטפת (ΔY_{Bt}),

כלומר:

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

התנחות זו אינה מעידה בהכרח על התנחות לא רציונאלית. למשל יתכן כי מגבלת נזילות מונעת חלק זה של האוכלוסייה מלקבוע את תצרכתה בהתאם להכנסה הפרמננטית (ראה דיון לעיל בסוף סעיף 2).

המאפיין קבוצות אלו בשולטים הוא אופן קבוען השונה את התצרכות. לעומת זאת מונח (לשם פשוט)

כי שיעור השינוי בהכנסה של כל אחת משתי הקבוצות שווה בקירוב. لكن אם משקל קבוצה A בכלל ההכנסה

הוא ג' אזי נקבל כי פונקציית הצריכה הארגטטיבית של כלל האוכלוסייה (ΔC) היא:

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

כפי שכבר נאמר לעיל, במידה והריבית והתשואה על הנכסים אין קבועות (לשם פשוט, נסמן את שני המשתנים יחד ב- Z), אזי יש להוסיפו למשוואת התצרוכת (9) לעיל (ראה גם משווה 5 בסעיף 2 המתאר את המסתגרת המשוגית). כולם נקבל גירסה כללית של משוואות אוילר (Euler equation) עבור התצרוכת שהיא:

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

כאשר: $\sigma = \theta$

ס - גמישות התחלופה הבין תקופתית.

האמידה של הפרמטר (λ -1) במשוואות (9) ו-(10) לעיל תמחיש בצורה כמותית את עצמת הסטייה מהתנהגות התואמת את תאוריית ההכנסה הפרמננטית, ומכאן חשיבותה.

ב-2. האמידה ותוצאותיה

חשוב להציג כי משוואות (9) ו-(10) לעיל אינן יכולות להאמיד בשיטת הריבועים הפחותים (OLS), לא רק מינימוקים של בעית סימולטניות בין המשתנים, אלא גם משום שהמשנה שאינו ניתן לחיזוי ϵ הושמטה. לכן במידה והמשנה המושמט מתואם עם המשתנים המסבירים האחרים (שאינם בפיגור) כמו למשל Z_t , אזי המקדים שנאמדו בשיטת OLS יהיו מוטים. הפיתרון הוא לאמוד את המשווה בשיטת משתני העזר (V.I.). כדי לבחון באיזו מידת אכן המקדים שנאמדו אינם מוטים, יש לאמוד את המותאמים בין השארית הבלתי מוסברת המתקבלת מהמשווה שנאמדה בשיטת משתני העזר ובין משתני העזר. במידה ואין קשר ביניהם אזי ניתן לקבוע שאין הטיה במקדים שנאמדו (מבחן Saragan). כדי לבחון זאת, השערת האפס תהיה שהמיותאים בין השארית הבלתי מוסברת ובין משתני העזר הינו אפס. אם הערך הקרייטי -2Δ עם $1-K$ דרגות חופש גדול מהערך המוחשב TxR^2 , אזי לא ניתן לדוחות את השערת האפס (T מספר התצפיות ו- R^2 הינו מקדם המיתאמים. דין בណדון ראה אצל Campbell & Mankiw, 1989, עמ' 189-190).

להלן בלוח מס' 2. מוצגות תוצאות האמידה של המשוואות המסבירות את שיעורי השינוי בצריכה הפרטית לנפש (C_{Adv}) בניסוח הכללי כפי שהוצע על ידי M & C (ראה משוואות 9 ו-10) לעיל). המשוואות נאמדו בשיטת h-SLS. משתני העזר כולם הם בפיגור של שנה או שנתיים, באופן שהפרטים יכולים להתבסס על אינפורמציה זו כדי להעריך את הנסיבות הצפוייה בשנה הקרובה. הכללת המשתנה $\epsilon_{(WD/C)}$ במשתני העזר אמור לבטא את רעיון *the-on-going connection* בהכנסה (ראה למשל M & C 1989, עמ' 193).

בהתאם לנאמר לעיל (משוואות 9 ו-10) בסעיף 3, ב-1), המקודם ביחס לשיעור השינוי של ההכנסה אמור לשקף את משקלה (בהכנסה הכוללת של המשק) של הקבוצה הקובעת את שיעור השינוי בתצרכתה בהתאם לשיעור השינוי בהכנסה השוטפת הצפוייה (כזכור משקל זה סומן ב-(ג-1) במשוואה 9 לעיל). במשוואות על סך התצרכות (לוח 2) המקודם שנאמד נע בין 0.43 ל-0.59. במשוואות על הצריכה למעט בני קיימא (לוח 3) המקודם נע בין 0.32 ל-0.43. האומדנים הינם תנמיד מאד מובהקים. תוצאות דומות היו גם כאשר משתני העזר באמידה היו בפיגור של שנתיים (לוחות 2.1 ו-1.3). בסיכום של M & C, הם קבועים בעבודתם כי האוכלוסייה בארה"ב הקובעת את תצרכתה על פי ההכנסה השוטפת הינה כ-50 אחוזים (ראה עמ' 195 במאמר שלהם). Deaton בספרו על התצרכות (1992) קבע כי קיימת הסכמה רחבה בין החוקרים השונים כי במשוואות המסבירות את שיעור השינוי בתצרכות, המקודם ביחס לשיעור השינוי בהכנסה הצפוייה (*predictable income*) הינו בתחום של 0.4 (ראה עמ' 216 בספר). נראה שההתוצאות שהתקבלו בעבודה כאן توאמות במידה רבה את הממצאים שהתקבלו במחקריהם בחו"ל. תוצאה זו מפתיעה במידה מסוימת, לאחר ומידות השיכול של השוקיים הפיננסיים בארץ. פחותה мало שבארצות עליון מתבسطים המחקרים שצוטטו לעיל. כתוצאה לכך ניתן היה לצפות שבארץ השפעתה של מגבלת הנזילות תהיה משמעותית יותר. תוצאה כזו מתקבלת כאשר המשוואות נאמדות בשיטת הקואינטגרציה (ראה דיוון להלן).

המקודם ביחס לשיעור התשואה על המניות (θ) שהתקבל באמידה זו (לוח 2) קטן יותר בהשוואה לתוצאות האמידה בלוח 1 (הتواء את מבחן Hall). במשוואות על סך התצרכות הגמישות שהתקבלה הינה בסביבות 0.06 לעומת 0.08 בלוח מס' 1. באופן דומה במשוואות הצריכה למעט בני-קיימא הגמישות הינה 0.03 לעומת 0.04 בלוח 1. במאמר של M & C (1989) הגמישות θ נעה סביבות 0.08 (לוח 5, עמ' 202 במאמרם). הגמישות שהן אמדו אותה הינה במסגרת משוואות המסבירות את שיעור השינוי בצריכה למעט בני-קיימא. ככלומר הגמישות שנאמדת על ידם גבורה פי 2 בהשוואה לאו שנאמדה בעבודה זו בלוח 3. עם זאת בלוח 1.3 התוצאות דומות לאלו של M & C.

בכל המשוואות נבחן באיזו מידה המקדים שנאמדו מוטים עקב השמלה משתנה. כפי שכבר נאמר קודם לכן, המבחן לכך הוא באיזו מידה קיים מיתאמ בין השארית הבלתי מושברת של המשווה ומשני העזר. בעמודה الأخيرة בלוח 2 (תחת השם restriction of Tast) מוצג מקדם המיתאמ המותאם (\bar{R}^2) עבור השארית של המשווה. בסוגרים מתחתיו מוצג הערך המוחשב של מבחן \bar{R}^2 . התוצאות מראות כי אפשרות הטעיה במקדים שנאמדו נדחתה בכל המקרים בצורה מובהקת (הערך הקритי לקבלת השערת האפס שהמקדים מוטים הינו בקיורב 11 ברמת מובהקות של 5%).

נכיר כי המשוואות המוצגות (בלוחות 2, 2.1, 3 ו-3.1) לעיל מתבססות על ההנחה כי הפרמטר (א - 1) המודד את משקלת של האוכלוסייה הקובעת את הצורך לפי הכניסה השוטפת, הינו קבוע על פני זמן (ראה משוואות 9 ו-10) לעיל בסעיף המתאר את המבחן של M & C). למעשה יתכן שמשקלת של קבוצה זו לא הייתה קבועה לאורך השנים. לדוגמה, אם אכן התרנגולות של קבוצה זו משקפת מגבלות נזילות בפניה עומדות הקבוצה, אז סביר להניח שאוכלוסיית העולמים החדש, לפחות בתחילת תקופת קליטתם בארץ, השתיכו לקבוצה זו ולכן היו אמורים לשנות את גודלו של הפרמטר (א - 1). בchnerו איפוא את יציבות המקדים של המשווה באמצעות אמצעות אחד מהשנים 1990 עד 1993. להלן מהמשווה המובאת לדוגמה (משווה 4 בלוח 2 עם תוספת משתני דמי לכל אחד מהשנים 1990 עד 1993). להלן מהמשווה המובאת לדוגמה (משווה 4 בלוח 2 עם תוספת של משתני דמי), ניתן לראות כי השפעת משתני הדמי אינה מובהקת באף אחת מהשנים, ככלומר המקדים של המשווה יציבים. זאת לומר שכאמור הינו מצפים שהעליה ההמונייה בתקופה זו יהיה לה השפעה על הפרמטר (א - 1).

$$\begin{aligned}\Delta \ln C = 0.009 + 0.632 \Delta \ln WD + 0.060 \Delta \ln P_{s-1} + 0.043 \Delta R_{-1} - 0.012 DUM90 \\ (1.1) \quad (4.7) \quad (3.6) \quad (1.7) \quad (-0.4) \\ - 0.008 DUM91 - 0.002 DUM92 - 0.015 DUM93 \\ (-0.3) \quad (-0.1) \quad (-0.5)\end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.660 ; \quad RMSE = 0.0256 ; \quad D.W. = 2.51$$

(רשימת הסמלים של המשוואות ראה בעמוד 20 להלן).

ראוי לציין שההכנסה הפנויה הכלולת (DZ) לא נמצאה כמסבירה טובה של התוצאות (אפילו במשווה

שנאמדה בשיטת ה-OLS³), וזאת בנויגוד להכנסה הפנוייה משכר אשר כאמור השפעתה מובהקת עם מקדם של כ- 0.4-0.5. יתכן והדבר משליף את מיגבלת הנזילות של השכירים בעוד העצמאים שברובם אינם סובלים ממיגבלת נזילות מתנהגים בהתאם ל-RE-HIC ולכן השינוי הצפוי בהכנסתם (הכלולה בהכנסה הכוללת) אינם תורם להסביר השינוי בצריכה (כמתבקש ממבחן Hall).

4. קויאינטגרציית בין התצורך וההכנסה הפנוייה.

4 - א. הציגה כללית

הממצאים האמפיריים מראים כי בארץ כמו בארצות אחרות הצריכה וההכנסה מעובודה הינם קויאינטגרטיביים. לכן ע"פ Engel & Granger (1987) ישנו מנגנון של "error correction" הפועל בין הצריכה וההכנסה הפנוייה. ככלומר הסטייה בפיגור של הצריכה מהקשר ארוך הטווח עם ההכנסה (ΔY_t) יוצרת תהליכי דינמיים במשתנים הנ"ל כך שהקשר הנ"ל ישמר. במשווהה נთאר זאת כך:

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

$$u_{t-1} = C_t - \gamma Y_t$$

כאשר:

כאמור פ' הינו סטציונארי.

כמו כן:

- ΔC_t - השינוי בצריכה הפרטית בזמן t .
- ΔY_t - השינוי בהכנסה הפנוייה בזמן t .
- ϵ_t - הטעות בחיזוי בזמן t שהינה "רעה לבן".

Campbell (1987) הראה כי קויאינטגרטיביות בין הצריכה וההכנסה מתקיימת כאשר ההתנהגות של הפרטים

³ התוצאה שהתקבלה באמצעות שיטות OLS הינה:

$$\Delta \ln C = 0.013 + 0.404 \Delta \ln WD + 0.054 \Delta \ln YD + 0.062 \Delta \ln P_{t-1} + 0.88 \Delta RA \quad , \\ (2.8) \quad (8.3) \quad (0.6) \quad (5.1) \quad (3.0)$$

$$\bar{R}^2 = 0.778 ; \quad RMSE = 0.0214 ; \quad D.W. = 2.58$$

תואמת את תיאוריות ההכנסה הפרמננטית.⁴ עם זאת, ע"פ תיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רצינאליות בගירסת Hall (1978) מתחייב תהליך דינامي מאד ספציפי המטיל מגבלה על הפרמטרים, כך שיתקיים $\alpha = \beta = 0$. זהו איפוא מבחן Hall, כאשר הינה הטעות שאינה ניתנת לחיזוי מראש. משמעות הדבר כי מנגנון error correction אינו מתרחש בצריכה, אלא בחיסכון ובהכנסה (Engel & Granger, 1987 וכנ Deaton, 1992 עמ' 125). כלומר, כאשר ישן ציפיות לעלייה בהכנסה הפרמננטית, הצריכה תנצל מיד עם היוצרות הציפיות ובינטיים בחיסכון השוטף נראה ירידה. עם התממשות הציפיות והעליה בהכנסה, תהיה עלייה חוזרת של החיסכון. קיומו של קשר בין השינוי בצריכה והשינוי בהכנסה במשווהה (11) יכול להתישב עם התנהוגות רצינאלית של הפרטים, במידה והוא נובע למשל ממגבלת נזילות בפניה ניצבים הפרטים (Campbell & Mankiw, 1989). במידה ומגבלת הנזילות מוחלטת אז טיעון זה אינו מסביר את קיומו של מנגנון ה-error correction (להלן E.C.) המתבטאת במשווהה (11) במשתנה α . עם זאת, כאשר מגבלת הנזילות אינה מוחלטת ומקפת תהליך של מימוש נכסים לא נזילים לאמצעי תשלום, אז יתכן תהליך של E.C. במקרה כזה שינויים במדיניות המוניטורית יכולים להשפיע על תהליך המימוש של הנכסים (מהירות ועלות) וכך גם על תהליכי E.C. דוגמא נוספת בה ההתנהוגות של הפלטים יכולה להיות רצינאלית ובכל זאת יכול להתקיים תהליכי E.C., היא במצב של Habit Formation. Habit Formation במשמעותה של הפרט בהוועה מושפעת גם מהצרכים בתוכנות בעבר, ככלmor קיים תהליכי של יצירת הרגeli צריכה - Habit Formation (פונקציית תועלת מעין זו ראה למשל אצל Carroll, Overland & Weil, 1994) ולכן פונקציית התועלת אינה ספרabilית כהנחתו של Hall. במקרה כזה ניתן להראות כי השינוי בתוכנות בהוועה מושפע גם מהשינוי בפגיעה של ההכנסה ו/או הצריכה ומתקיים מנגנון של error correction (ראו Deaton עמ' 100 99). כאמור טיעון זה אינו עומד בסתייה להתנהוגות רצינאלית, אך "תיאורית מחזור החיים - ההכנסה הפרמננטית" מקבלת פרשנות שונה.

⁴ Campbell ראה כי במסגרת תיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם ציפיות רצינאליות ובהנחה של שער ריבית קבוע ואפקח חיים אין סופי של הפרט, אז מתקיים הקשר הבא בין החיסכון (S) וההכנסה (Y);

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

בהנחה שההפרש הראשון של ההכנסה הינו סטציונארי (הסטציונאריות של ההפרש הראשון בצריכה נובעת מהתיאוריה), אז מהמשוואה לעיל נובע שגם החיסכון ברמותו הינו סטציונארי. לאחר וחיסכון הינו קומבינציה ליניארית בין התוצאות וההכנסה הפנויה משמעות הדבר שקיימות קואינטגרציה בין התוצאות וההכנסה הפנויה. מכאן שגם גם מנגנון של Error Correction בין הצריכה וההכנסה.

4 - ב. אמידה של משווהת תצורך בשיטת ה-Error Correction כאשר קיימת קואינטגרציה.

המכנים שהובאו לעיל תומכים בכך שקיימת סטייה ניכרת M-RE-HIIC באופן קביעת הצריכה בארץ. لكن נראה כי הטיעון של Campbell (1987, עמ' 1256), בדבר הביעיות של השימוש בהפרש הראשון של המשתנים של הצריכה וההכנסה לשם אמידת משווהת דינאמית (כאשר הקואינטגרציה נובעת מתיאורית PIH-RE), אינו רלבנטי.

יתר על כן, גם מבחינת התיאוריה (כפי שהוסבר בסעיף לעיל), ניתן מצב בו קיים תהליך של E.C בצריכה (ולאו דוקא בחיסכון).

השימוש בשיטת האמידה של קואינטגרציה בא איפוא לתות תאור שלם יותר על באופן קביעת התצורך בטוחה הארוך ותאור התהליך הדינامي של הטוחה הקצר.

האמידה נעשתה בשני שלבים (two-step estimation procedure). תחילת נאמדת המשווהת של הטוחה הארץן, ובבחנה הסטטיזונאריות של השארית הבלתי מוסברת של המשווהה (RES). לאחר מכן נאמדת המשווהת של הטוחה הקצר כאשר השארית בפיגור (e_{RES}) נכללת כמשתנה מסביר המשקף את מגנון error correction. המשווהה הדינאמית של הטוחה הקצר נאמדת ב-LSLS. משתני העזר בהם השתמשנו באמידה כאן הם אותם משתני עזר המופיעים באמידה של המשווהות עבור המבחן של M&C (לוחות 2 ו-3 לעיל). נושא האמידה הכלליים שנידונו בסעיף (3) לעיל רלבנטיים גם באמידה כאן.

תוצאות האמידה של משווהת הצריכה מוצגות בלוחות - 4 (עבור שיעור השינוי בסך הצריכה לנפש - C Δ nCND) ו-5 (עבור שיעור השינוי בצריכה לנפש למעט בני-קיימה - Δ InCND).

עיקר המימזאים הנובעים מאמידות אלו הם:

א. המקודם ביחס לשיעור השינוי בהכנסה הצפוייה משכר גובה יחסית - בסביבות 0.8 במשוואות המסבירות את C Δ nCND ובסביבות 0.6 במשוואות המסבירות את Δ InCND.

ב. הგמישות ביחס לתשואה על המניות (Δ_{PnCND}) יציבה ונמוכה יחסית - בסביבות 0.05 במשוואות המסבירות את C Δ nCND ובסביבות 0.02 במשוואות המסבירות את Δ InCND. השפעת השינוי בשער הריבית (ΔRA) לא נמצאה מובהקת, וזאת בגיןו לתוצאות שנטקלו במבחן של C&M (לוחות 2 ו-3).

- ג. תהליך ההתאמתה (ה-error correction), כפי שמתבטה בגודל המקדם ביחס לשאigkeit הבלתי מוסברת בפיגור (Δ_{RES}) - מהיר יחסית, במיוחד במקרים של סך הצריכה (C_{Total}).
- ד. רכוש (במחירי חיווש) ומשקל גילאי 30-20: בכלל האוכלוסייה, השפעתם באהה ידי ביתוי רק בטוחה הארון.

5. סיכום

נראה שהממצאים האמפיריים על פי המבחן של Hall בחלוקת אינם מתישבים עם התהבות התואמת את תיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם צפויות רצינליות. התוצאות ע"פ המבחן של Campbell & Mankiw הינו חד משמעות - לשינוי בהכנסה הצפוייה משכר השפעה מובהקת על השינוי בצריכה הפרטית עם מיקוד של כ-5.0, ככלומר, כמחצית מבעלי ההכנסה הפנויה כנראה שקובעים את הצורך ע"פ השינוי בהכנסתם השוטפת. זהה חריגה משמעותית מהתאוריות ההכנסה הפרמננטית ויתכן והיא נובעת ממיgebenות נזילות בפניהם ניצבת אוכלוסייה זו. פערו התיכון הגבוהים בין הריבית кредитורית והדיבטורית הקיימים בארץ מחזקים את ההנחה שאכן קיימת מיגבלה נזילות אפקטיבית.

השפעת התשואה על המניות מובהקת אם כי בעלת גמישות נמוכה יחסית. השפעת שער הריבית לטוחה קצר אינה מובהקת בכלל הסטטיסטיות של המשוואות ובכל מקרה גם גמישותה נמוכה יחסית. אע"פ כן שני משתנים אלו מסבירים כ-50% משועור השינוי בסך הצריכה הפרטית, בשנים 1963 - 1993 (ראה משווה 2 בלוח מס' 1) וכ-37% משועור השינוי בצריכה הפרטית למעט בני קיימא (ראה משווה 8 בלוח 1).

השימוש בשיטת האמידה של קויאינטגרציה באהה לתות תאור שלם יותר על אופן קבועה התצורך בטוחה הארון ותאור התהליך הדינامي של הטוחה הקצר בהנחה של קיומן של מיgebenות וקשייחיות המונעות ההתאמנה מיידית של התצורך לאו הרצויה בטוחה הארון, או במקרה שפונקציית התצורך אינה ספרטיבית (כמו במצב של Habit Formation), באופן שתהליכי ההתאמנה הרזרגטי נובע מפונקציית התועלת. במצבים כאלה נמצא כי תהליך ההתאמנה של ה- Error - Correction מהיר למדי כפי שמתבטה בגודל המקדם ביחס ל- Δ_{RES} בפחות 4 ו-5. לרכוש, במחاري חיווש, ולמשתנה הדמוגרפי (A_{20}) אין השפעה על הדינמיקה של הטוחה הקצר והשפעתם הינה רק בקביעת הצריכה של הטוחה הארון.

לבסוף נציג את החשיבות הרבה שיש לשינוי בשיעור האינפלציה בפיגור (1- $\Delta_{P_{\text{Total}}}$) ולשיעור התשואה על המניות בפיגור (Δ_{RES}) כמשתני עז ביחס להכנסה הצפוייה (כאשר משווה הצריכה נמדד ב- $TSLS$).

References

- Bean, Charles R., (1986), "The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise' Consumption Function," *Review of Economic Studies* 49, pp. 497-516.
- Bernanke, Ben S. (1985), "Adjustment Costs, Durables and Aggregate Consumption," *Journal of Monetary Economics* 15 (January), pp. 41-68.
- Blinder, Alan S. and Angus S. Deaton (1985), "The Time-Series Consumption Revisited, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 465-521.
- Campbell, John Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica* 55, pp. 1249-73.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, (1989), "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," in Olivier J. Blanchard and Stanley Fisher (eds.) *NBER Macroeconomics Annual Report 1989*.
- 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, pp. 454-460.
- 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, Marjorie (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy* 89, pp. 974-1009.
- Hall, Robert E. (1978), "Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy* 96, pp. 971-987.
- Hall, Robert E. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy* 96, pp. 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, pp. 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), pp. 249-265.

Hayashi, Fumio (1982), "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy* 90 (October), pp. 895-916.

Lucas, Robert E. Jr., (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 1, pp. 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, pp. 88-91.

Mankiw, N. Gregory (1981), "The Permanent Income Hypothesis and Real Interest Rate," *Economics Letters* 7, pp. 307-311.

Mankiw, N. Gregory and Matthew Shapiro, (1985), "Trends, Random Walks, and Tests of One Permanent Income Hypothesis," *Journal of Monetary Economics* 16, pp. 165-174.

Runkle, David E., (1991), "Liquidity Constraints and the Permanent-Income Hypothesis," *Journal of Monetary Economics* 27, pp. 73-98.

רשימת הסמלים המופיעים בלוחות:

- תא - לוג טבעי של המשטנה אליו הוא מוצמד.
- Δ - ההפרש הראשון של המשטנה אליו הוא מוצמד.
- Δ² - ההפרש השני של המשטנה אליו הוא מוצמד.

- C - צריכה פרטית לנפש (ריאלית).
- CND - צריכה פרטית לנפש, מעט בני - קיימה (ריאלית).
- D.W. - הסטטיסטי של Durbin - Watson.
- GD - צריכה ציבורית מקומית לנפש (ריאלית).
- N20 - משקל האוכלוסייה של גילאי 20-30 בכלל האוכלוסייה מעל גיל 20 (אחוזים).
- P₀ - המחיר הריאלי של המניות בבורסה בסוף השנה (מדד).
- ΔlnP₀ - שיעור התשואה הריאלי על המניות.
- R - שער הריבית הריאלי על האשראי לזמן קצר (שיעור).
- RA - ממוצע משוקל של R בשנתיים האחרונות.
- R² - מקודם ההסבר המותאם לזרגות החופש.
- RES - השארית הבלתי מוסברת ממשוואת התצורות של הטווח הארץן.
- RMSE - סטיית התקן של המשווה.
- V - ערך הרכוש של הסקטור הפרט (מלאי לסוף שנה, ריאלית).
- WD - ההכנסה הפנוייה משבר לנפש (ריאלית).
- WT - הסחר העולמי (מדד כמותי).
- YZ - ההכנסה הפרטית הפנוייה לנפש (ריאלית).
- π - שיעור האינפלציה (בחזאים).

לוח מס' 1- טבלה שיעור השינוי באנטרכיה הדרומית במהלך משענותם של מושגים שונים (העכמים נסונים הם מושגים ימיים בלבד) לשנים 1963 עד 1993 (אילו ים ה-LLY)

המשתנה הנטוט וכפוף להשוואה	המשגרים												סטטיסטיים		
	Const.	$\Delta \ln WD_1$	$\Delta \ln WD_2$	$\Delta \ln GD_1$	Δx_1	ΔA_{RA}	$\Delta \ln P_{s,1}$	$\Delta \ln P_{s,2}$	R^2	RMSE	D.W.				
$\Delta \ln C$	0.056 (4.9)	-0.272 (-1.9)	-0.300 (-2.1)						0.143	0.042	2.02				
	0.030 (5.4)								0.031						
	0.037 (3.5)	-0.008 (-0.3)	-0.112 (-0.9)				0.109 (2.8)	0.076 (4.4)	0.531	0.031	2.33				
	0.028 (3.0)	0.032 (0.3)	0.036 (0.3)				0.089 (1.8)	0.075 (4.2)	0.509	0.032	2.32				
	0.031 (3.7)	-0.011 (-0.1)	0.002 (0.0)	0.232 (2.6)	-0.00026 (-3.8)	0.068 (1.6)	0.079 (5.3)	0.653	0.027	2.44					
	0.031 (7.3)			0.231 (2.7)	-0.00026 (-4.3)	0.071 (2.2)	0.084 (6.5)	0.717	0.024	2.12					
	0.040 (5.1)	-0.120 (-1.2)	-0.155 (-1.6)						0.050	0.029	1.89				
	0.027 (6.5)								0.369	0.023	2.16				
	0.027 (3.4)	0.035 (0.3)	-0.029 (-0.3)				0.066 (2.3)	0.040 (3.1)							
	0.020 (3.0)	0.094 (1.2)	0.095 (1.2)		0.000216 (-4.0)	0.051 (1.7)	0.068 (1.8)	0.040 (3.0)	0.328	0.024	2.30				
	0.021 (3.3)	0.072 (0.9)	0.077 (1.0)	0.120 (1.8)	-0.000218 (-4.2)	0.051 (1.8)	0.044 (4.1)	0.576	0.019	2.46					
	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					

לו 1.1: טבלה שיעור הרשנית באנליזה הפלטינית (מכבון Hall-Haz במבנה חסרה) לשנים 1 עד 1993 (משתנה הלאט גאנזון עם גמ בעיון של שיטות)
 הערכות בסוגרים מתחת ממוקדים של המשתנים הם ערכי (1)

המשתנה המשמעות ומסגר המשוער	כishi ערך ^a	המשתנים המסבירים						הסטטיסטיים		
		Const.	ΔRA_{-1}	ΔRA_{-2}	ΔlnP_{S-1}	ΔlnP_{S-2}	$\Delta \pi_{-1}$	$\Delta^2 lnGD_{-1}$	R^2	RMSE
ΔlnC	1 $\Delta lnWD_{-2}, \Delta lnC_{-2},$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta lnP_{S-2}, \Delta RA_{-2}$	0.032 (4.6)	0.136 (2.4)	0.099 (2.1)					0.253	0.038
	2 כ"ל	0.029 (4.5)		0.090 (2.1)	0.110 (2.1)				0.259	0.034
	3 כ"ל	0.033 (4.4)					-0.00042 (-3.3)		0.254	0.041
	4 כ"ל	0.033 (4.3)			-0.041 (-1.4)	-0.00055 (-3.4)			0.256	0.042
	5 כ"ל	0.030 (5.6)			0.090 (2.1)	-0.00037 (-4.0)			0.468	0.028
	6 $\Delta lnWD_{-2}, \Delta lnC_{-2},$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta lnP_{S-2},$ $\Delta RA_{-2}, \Delta^2 lnGD_{-1}$	0.024 (4.0)		0.092 (2.3)		-0.0004 (-4.9)	0.228 (2.1)	0.507	0.026	2.04
$\Delta lnCND$	1 $\Delta lnWD_{-2}, \Delta lnCND_{-2},$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta lnP_{S-2}, \Delta RA_{-2}$	0.028 (6.2)	0.060 (1.6)	0.081 (2.7)					0.244	0.025
	2 כ"ל	0.027 (6.4)		0.080 (2.8)	0.038 (1.4)				0.262	0.023
	3 כ"ל	0.028 (6.2)				-0.00028 (-3.4)			0.270	0.025
	4 כ"ל	0.029 (6.0)			-0.019 (-1.1)	-0.00035 (-3.3)			0.255	0.026
	5 כ"ל	0.028 (7.1)				-0.00026 (-3.6)			0.361	0.021
	6 $\Delta lnWD_{-2}, \Delta lnCND_{-2},$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta lnP_{S-2},$ $\Delta RA_{-2}, \Delta^2 lnGD_{-1}$	0.025 (5.7)		0.032 (1.3)		-0.00028 (-4.1)	0.111 (1.5)	0.389	0.020	2.19

לוח 2: הatanr שיעור השיער בסטן והאיננה היפותית לנפש באיכות ההכנות הণיעת לחזויי) משואה על הנכסים. 1963 עד 1993 (העכדים בסוגרים מתחזק למקודמים הם ערכי χ^2)

מספר המשוואר	משתני העזר ^a	המשתנים רמסבוריים							הסתטטיסטיים			
		First Stage regressions ^c			Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s-1}$	$\ln ARA_{-1}$ כט"ז ב")	\bar{R}^2	RMSE	D.W.	Test of restrictions ^d
1a	$\Delta \ln WD_{it}$, $\Delta \ln C_{it}$ $\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$	0.595 0.557	0.012 (1.9)	0.519 (4.6)	0.066 (4.8)			0.667 כט"ז ב")	0.0244	2.22		0.004 (4.2)
1b	$\Delta \ln WD_{it}$, $\Delta \ln C_{it}$ $\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$ ΔRA_{it}	0.653 0.547	0.014 (2.7)	0.426 (4.2)	0.062 (5.1)	0.084 (3.1)	0.755	0.0212	2.56 ^b		-0.078 (3.2)	
2a	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$	0.621 0.526	0.009 (1.4)	0.594 (4.9)	0.063 (4.5)			0.671	0.0249	2.28		-0.069 (0.0)
2b	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, ΔRA_{it}	0.677 0.530	0.012 (2.3)	0.477 (4.5)	0.060 (5.0)	0.080 (2.9)	0.759	0.0212	2.59 ^b		-0.111 (3.4)	
3a	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, $\ln(C/WD)_{it}$	0.648 0.666	0.010 (1.7)	0.560 (5.3)	0.064 (4.7)			0.687	0.0246	2.26		-0.093 (3.0)
3b	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, $\ln(C/WD)_{it}$, ΔRA_{it}	0.682 ^a 0.668	0.014 (2.7)	0.436 (4.7)	0.062 (5.1)	0.083 (3.0)	0.763	0.0211	2.56 ^b		-0.072 (2.23)	
4	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, ΔRA_{it} $\ln(C/WD)_{it}$	0.669 0.656	0.0080 (1.3)	0.620 (5.7)	0.057 (4.2)	0.044 ^a (2.0)	0.707	0.0238	2.48		0.03 (1.01)	

- המשוואות נמchio ב- χ^2 .
- מקרים הוחכרו המותאמים לדגש \bar{R}^2 כאשר מעתני רגזר מסבירים את הריבוב את ההכנות ברגסיה פשוטה (OLS).
- לא ניתן לחתות את השערת האפס על קיומן של מתרנמות סידדרי ברמת מבחןות של 5%.
- מקודם הוחכרו המותאמים לדגש \bar{R}^2 כאשר משתני תואר מסבירים את רשותת הבלתי מושבצת של המשווהה (העכדים בסוגרים הם ערכיהם והמילאים והמחשובים אל מבחן χ^2 . ראה וטבר בכתבה).

ପ୍ରାଚୀନ ରାଜ୍ୟର ଅମ୍ବାଯ କୁଳରେ ଏହି ପତ୍ରରେଖା ମୂଳ ହୁଏ ।
- ଦେଖିବା ପରେ ଏହାରେ ଏହାରେ ଏହାରେ ଏହାରେ

מספר המבחן האנו ^b	הערכות בניטרלי ^b	ההשאלה המבוקשיה				ההשאלה המבוקשיה				Test of restrictions ^c
		First Stage regressions ^d		Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s_1}$	$\Delta \ln ARA^{-1}$ (* ב- ^e)	\bar{R}^2	RMSE	
		$\Delta \ln WD$ Eq.	$\Delta \ln P_{s_1}$ Eq.							
1	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln C_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s_2}$ ΔR_{-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
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
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
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
4	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s_2},$ $\ln(C/WD)_{-2}, \Delta RA_{-2}$	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
5	$\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s_2}, \Delta R_{-2}$ $\ln(C/WD)_{-2}$	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

103

1-13-5-11-11-11-11-11-11

3) נאנו לדוחות את השעות הראשונות על קיומו של מיליאם טוורטה במקומות מושבchnerות של 5%.
4) מבדה הבלתי הנוחות והטוהר של המושבchnerות שבל המושוואות ובאזורים נטוגניים הם האלבזים.

לוח 3: תוצאות השיעור שיער ריבובית נפרדית למשתנים בימי קיימן
 באנטז'ת הוכנהה הפעילה לחיזוק התשעון התהוויה על תגונם (עד עלייה)
 העכמים בתגונם מוחזק למשךם של התהוויה והטביעה (עד עלייה)

מסגרו המושווה	העדר משתנה ^a	First Stage regressions ^a					משתנים והתסבוגרים			התאטיטים		
		$\Delta \ln CND$ Eq.	$\Delta \ln WD$ Eq.	Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s-1}$	ΔR_{-1} מצביען ב*)	\tilde{R}^2	RMSE	D.W.	Test of restrictions ^b	
1a	$\Delta \ln WD_{it}$, $\Delta \ln CND_{it}$, $\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$.0544	.0588	0.013 (3.2)	0.364 (4.7)	0.033 (3.6)		0.607	0.0169	2.37	0.1639 (5.2)	
1b	$\Delta \ln WD_{it}$, $\Delta \ln CND_{it}$, $\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, ΔRA_{it}	.0556	.0573	0.015 (3.8)	0.315 (4.2)	0.0297 (3.2)	0.047 (2.3)	0.650	0.0160	2.57	0.1628 (5.0)	
2a	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$	0.573	0.526	0.011 (2.4)	0.431 (5.1)	0.031 (3.2)		0.615	0.017	2.48	0.0 (0.0)	
2b	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, ΔRA_{it}	0.577	0.530	0.014 (3.2)	0.366 (4.5)	0.028 (3.0)	0.044 (2.1)	0.661	0.016	2.68	0.0 (0.0)	
3a	$\ln(CND/WD)_{it}$, $\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$	0.624	0.637	0.011 (2.6)	0.426 (5.6)	0.031 (3.2)		0.640	0.017	2.47	0.0 (0.0)	
3b	$\ln(CND/WD)_{it}$, $\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, ΔRA_{it}	0.624	0.649	0.013 (3.4)	0.369 (5.1)	0.028 (3.0)	0.044 (2.1)	0.680	0.016	2.68	0.0 (0.0)	
4	$\Delta \pi_{it}$, $\Delta \ln P_{s-1}$, $\ln(CND/WD)_{it}$, ΔR_{it}	0.619	0.632	0.010 (2.3)	0.450 (5.6)	0.028 (2.8)	0.021 ^c (1.3)	0.636	0.017	2.65	0.008 (0.3)	

) הטעיות נגזרו ב-SAS.
 (2) מינימום הריבובית והטביעה לוגר ורוצח R^2 כאשר משתני חיצור מסכימים את רצירה או את הנכסהה ברגסיה פוליא (SPL).
 (3) מינימום הריבובית והטביעה לוגר ורוצח R^2 כאשר משתני חיצור מסכימים את רצירה הכליגי מושבב את המשוואה (העכמים בתגונם הם הטעיכים המורשימים של מבוקן א' - ראה הסביר בפרק ח').

לוח 3.1: הסבר שער הרשיוני בצריכה למטש למטרת בני קיינגן
 באמצעית הבכנתה הניתנת לחזון ושיעור התאושה על תנככים. נס' 1963 עד 1993
 - משלמי העור באמידה זו הם ביפוי של שותפים
 (העדכמים בסוגרים מוחת למקודמים של המשוואים הם ערכיו)

מספר משוואות	משתנה העדיין	המשתנים המסוברים						הסטטוטים			
		First Stage regressions ^a		Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{s,1}$	ΔRA_{-1} ΔR_{-1} (ב*)	\bar{R}^2	RMSE	D.W.	Test of restrictions ^b
1	$\Delta \ln WD_{-2}, \Delta \ln CND_{-2}$ $\Delta \pi_{-2}, \Delta \ln P_{s-2}$ ΔR_{-2}	0.286 Eq.	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 Eq.	0.052 (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 Eq.	0.067 (3.7)	0.462 (3.8)	0.315 (1.0)	0.021 (1.5)	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 Eq.	-0.041 (1.1)	0.009 (1.3)	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 Eq.	-0.041 (1.3)	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 Eq.	-0.079 (1.5)	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 Eq.	-0.015 (1.5)	0.011 (2.7)	0.411 (2.0)	0.065 (2.0)	0.014 (0.5)	0.260	0.022	2.35	-0.099

המשוואות נקבעו ב-TSLS.
 (1) כקיטוט הבאות מודרגות הרוונש R^2 כאשר משלמי מסובאים את חילוקיותם בזוויה פשטונית.
 (2) כקיטוט המוחזק לודרגות הרוונש R^2 , כאשר משלמי מסובאים את השארית הבלתי כוסובה של המשואה (העלמים בסוגרים הם הערכים המוחזקים של מבן).
 (3) ראה הסביר בפסקטו).

לוח מס' 4: שיטור שער ו שינוי של סדר הדריכת הפלטאות נגש במשוואות דינמיות
 ותבונת על משואת קאנגוליזציה (העתקה מתניתת של גומשווגים והערכיהם)
 (ארכטם בסוגרים מונחת לכחולים של גומשווגים והערכיהם)

מספר המשוואת	משתנה העדכני	השלגging ומסגרות						סטטיסטיים				
		first Stage regressions ^a			Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{t-1}$	ΔRA_{t-1}	RES. _t	\bar{R}^2	RMSE	D.W.
1a	$\Delta \ln C$ Eq.	$\Delta \ln WD$ Eq.		0.004 (0.7)	0.701 (7.9)	0.056 (4.9)			-0.699 (-4.0)	0.816	0.0195	2.01
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	0.0181	2.23
2a	$\Delta \ln WD_{t-1}$, $\Delta \ln C_{t-1}$, $\Delta \pi_{t-1}$, $\Delta \ln P_{t-1}$, RES. _t	0.650	0.584	-0.004 (-0.6)	0.894 (6.0)	0.046 (3.5)			-0.934 (-3.9)	0.759	0.0212	1.91
2b	$\Delta \ln WD_{t-1}$, $\Delta \ln C_{t-1}$, $\Delta \pi_{t-1}$, $\Delta \ln P_{t-1}$, RES. _t	0.653	0.566	0.001 (0.2)	0.768 (4.9)	0.048 (4.0)	0.044 (1.5)	0.044 (-3.0)	-0.744 (-3.0)	0.800	0.0189	2.09
3a	$\Delta \ln WD_{t-1}$, $\Delta \ln C/WD_{t-1}$, $\Delta \pi_{t-1}$, $\Delta \ln P_{t-1}$, RES. _t	0.696	0.672	-0.002 (-0.3)	0.839 (6.6)	0.049 (3.9)			-0.867 (-4.1)	0.783	0.0204	1.93
3b	$\Delta \ln WD_{t-1}$, $\Delta \ln C/WD_{t-1}$, $\Delta \pi_{t-1}$, $\Delta \ln P_{t-1}$, RES. _t	0.692	0.663	0.004 (0.6)	0.705 (5.6)	0.050 (4.5)	0.050 (1.9)	0.050 (-3.1)	-0.662 (-3.1)	0.817	0.0184	2.15
4a	$\Delta \pi_{t-1}$, $\Delta \ln P_{t-1}$, RES. _t	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	$\Delta \pi_{t-1}$, $\Delta \ln P_{t-1}$, RES. _t	0.675	0.599	0.001 (0.2)	0.765 (4.9)	0.048 (4.0)	0.044 (1.6)	0.044 (-3.0)	-0.740 (-3.0)	0.801	0.0189	2.09

$$\begin{aligned}
 \ln C &= 1.267 + 0.811 \ln WD + 0.039 \ln V_{t-1} - 0.006 N20_{t-1} ; & \bar{R}^2 &= 0.992 \\
 (8.3) & (19.5) & (-4.1) & \\
 RMSE &= 0.027 & D.F. &= -5.0
 \end{aligned}$$

(1) רגession 2 (2) TSLS 2 (3) TSLS 3

לע"ז - 5: רסובה שעור החניון על הארכיה הרציפה לנושן בני קינואה במושואה דינטראקייה
בוחבסט על משנות אקלימטולוגיות הנגזרות מהתמונות (לעתים בזמנים מתרחשות מוקדמים של השנתנות העכשווית)

מספר המשוואה	העלאה ¹⁾	מתקני first Stage regressions ²⁾						המשתנים והמשבירים				הסתטיטים		
		העלאה ³⁾ Eq.	$\Delta \ln WD$ Eq.	Const.	$\Delta \ln WD$	$\Delta \ln P_{5-1}$	ΔRA_{-1}	RES. ₁	\bar{R}^2	RMSB	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)	0.752	0.0146	2.21			
2a	$\Delta \ln WD_{1t}$, $\Delta \ln CND_{-1}$, $\Delta \pi_{-1}$, $\Delta \ln P_{-1}$, RES. ₁	0.562	0.589	0.004 (0.7)	0.609 (5.1)	0.025 (2.6)	-0.752 (-2.9)	0.648	0.0164	1.84				
2b	$\Delta \ln WD_{1t}$, $\Delta \ln CND_{-1}$, $\Delta \pi_{-1}$, $\Delta \ln P_{-1}$, ΔRA_{-1} , RES. 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)	0.689	0.0151	2.05			
3a	$\Delta \ln WD_{1t}$, $\Delta \ln CND_{-1}/WD_{-1}$, $\Delta \pi_{-1}$, $\Delta \ln P_{-1}$, RES. ₁	0.663	0.645	0.002 (0.3)	0.659 (5.8)	0.023 (2.3)	-0.837 (-3.3)	0.665	0.0172	1.78				
3b	$\Delta \ln WD_{1t}$, $\Delta \ln CND_{-1}/WD_{-1}$, $\Delta \pi_{-1}$, $\Delta \ln P_{-1}$, ΔRA_{-1} , RES. 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	$\Delta \pi_{-1}$, $\Delta \ln P_{-1}$, RES. 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	$\Delta \pi_{-1}$, $\Delta \ln P_{-1}$, ΔRA_{-1} , RES. 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) חישובות נמצאו בשיטת-least squares.

$$\ln CND = 2.212 + 0.694 \ln WD + 0.065 \ln V_{-1} - 0.005 N20_{-1} ; \quad \bar{R}^2 = 0.994 \\ (19.4) \quad (22.4) \quad (2.0) \quad (-3.6)$$

$$RMSE = 0.020$$

$$D.W. = 1.65$$

(Илько Галио азин садко як үйнэлжүүлжээ)

המשתנים המסבירים										רשותהן האוסטרלית
Const	$\ln WD_1$	$\ln WD_2$	RA_1	$\ln P_{S-1}$	Δx_1	N 20 ₁	$\ln CND_{-1}$ $/ \ln C_1$	\bar{R}^2	D.W.	
1 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
	4 0.462 (0.9)	-0.268 (-0.9)	0.244 (1.7)	0.129 (2.7)		0.0026 (0.7)	0.964 (3.3)	0.9826	1.809	0.040
3 0.630 (1.9)	-0.113 (-0.5)	0.270 (2.8)	0.163 (4.9)	0.094 (5.5)		0.0074 (2.8)	0.700 (3.4)	0.9918	1.913	0.027
	4 0.931 (2.7)	0.181 (0.8)	0.200 (2.1)	0.104 (2.5)	0.092 (5.8)	-0.00022 (-2.2)	0.0044 (1.6)	0.460 (2.1)	0.9929	2.093
5 1.035 (2.9)	0.484 (2.4)		0.090 (2.1)	0.090 (5.3)	0.090 (2.9)	-0.00030 (-2.9)	0.0037 (1.3)	0.350 (1.5)	0.9920	2.219
	6 ln CND (-0.5)	-0.338 (-1.518)	0.300 (1.1)	0.116 (1.1)		0.00014 (0.1)	1.223 (4.8)	0.9875	1.870	0.029
7 0.394 (0.621)	-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
	8 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
9 0.767 0.17	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
	10 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

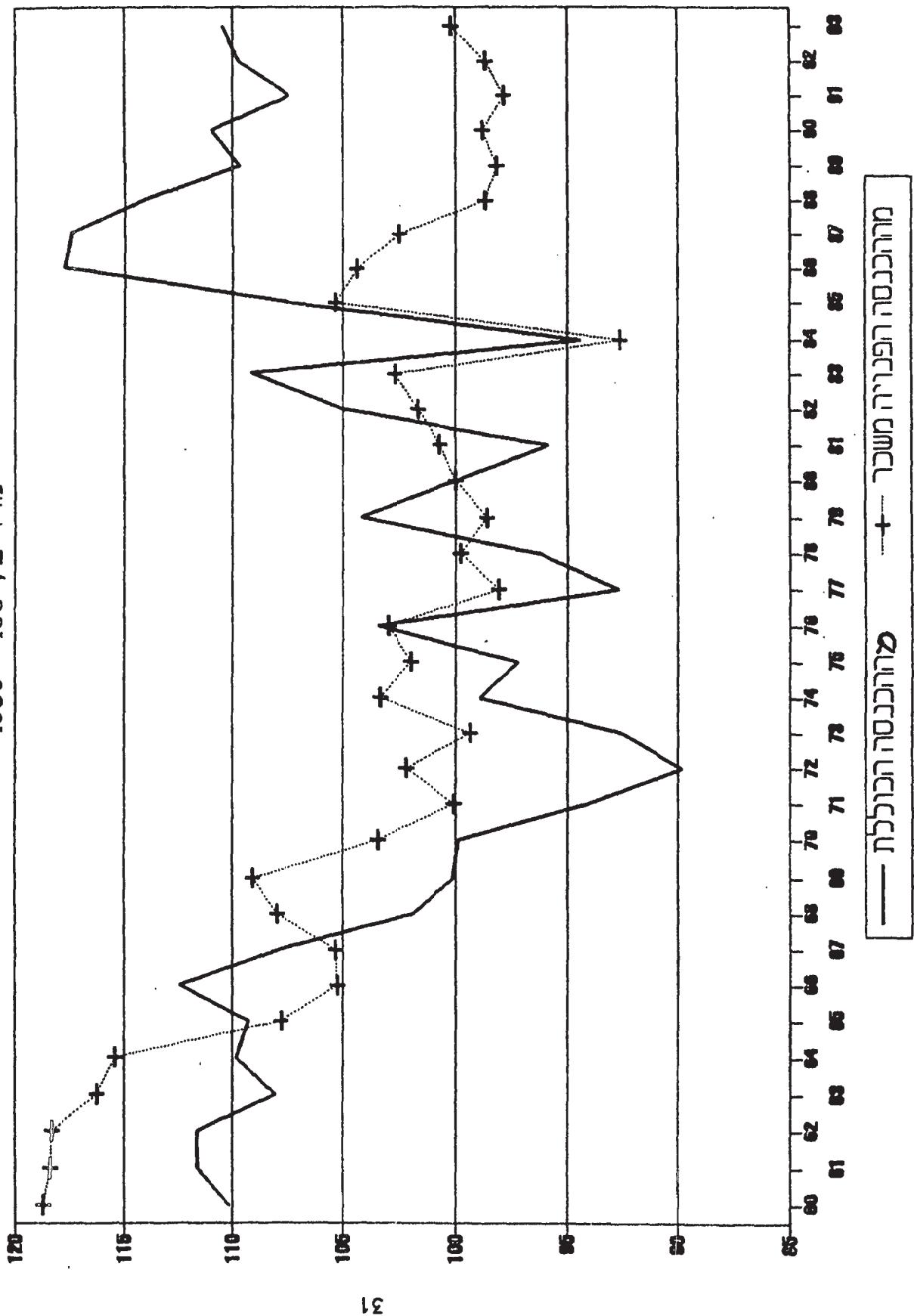
ЛОЧ НСФЧ 2: המבחן של Dickey & Fuller לבודיקת סטטציזונאריות
 $(\Delta^2 X = \alpha + \lambda \Delta X_{t-1})$

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

דיאגרמה 1

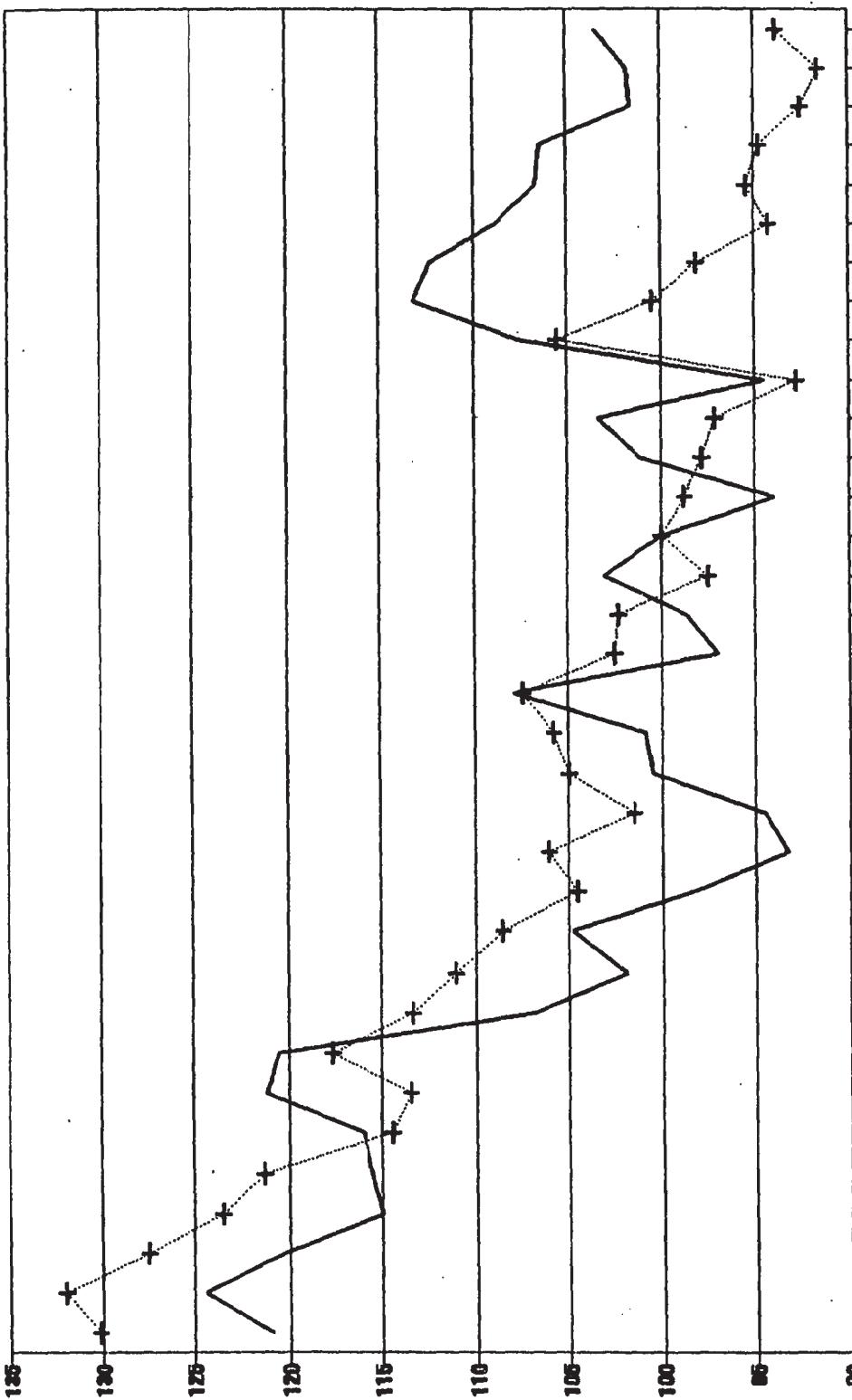
היחס בין סך האריכת הפרטיה להכנסה הפנוראה הכוללת
ולריבונותה הרכובה משבר, לשנים 1960 עד 1993

מודדים, 1980 = 100



QULLCOSU GEGCU UAMCL —+— QULLCOSU WACCU —

60 59 58 57 56 55 54 53 52 51 50 49 48 47 46 45 44 43 42 41 40 39 38 37 36 35 34 33 32 31 30 29 28 27 26 25 24 23 22 21 20 19 18 17 16 15 14 13 12 11 10 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0

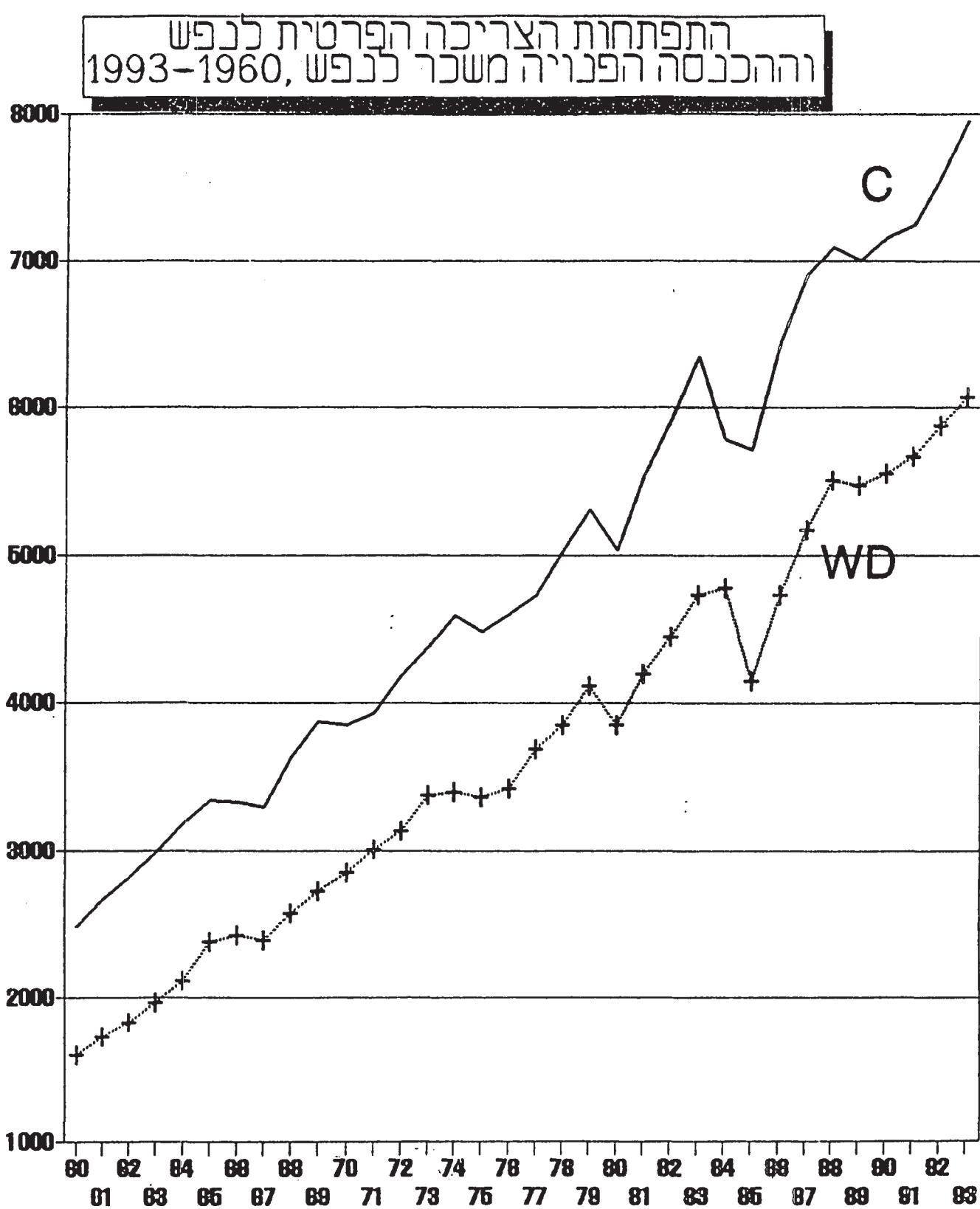


2 मात्रा

QULLCOSU GEGCU UAMCL पर 1993 ते 1990 दोनों वर्षांची अवृत्ती कायदा नाही. तर 1990 ते 1980 दोनों वर्षांची अवृत्ती कायदा आहे.

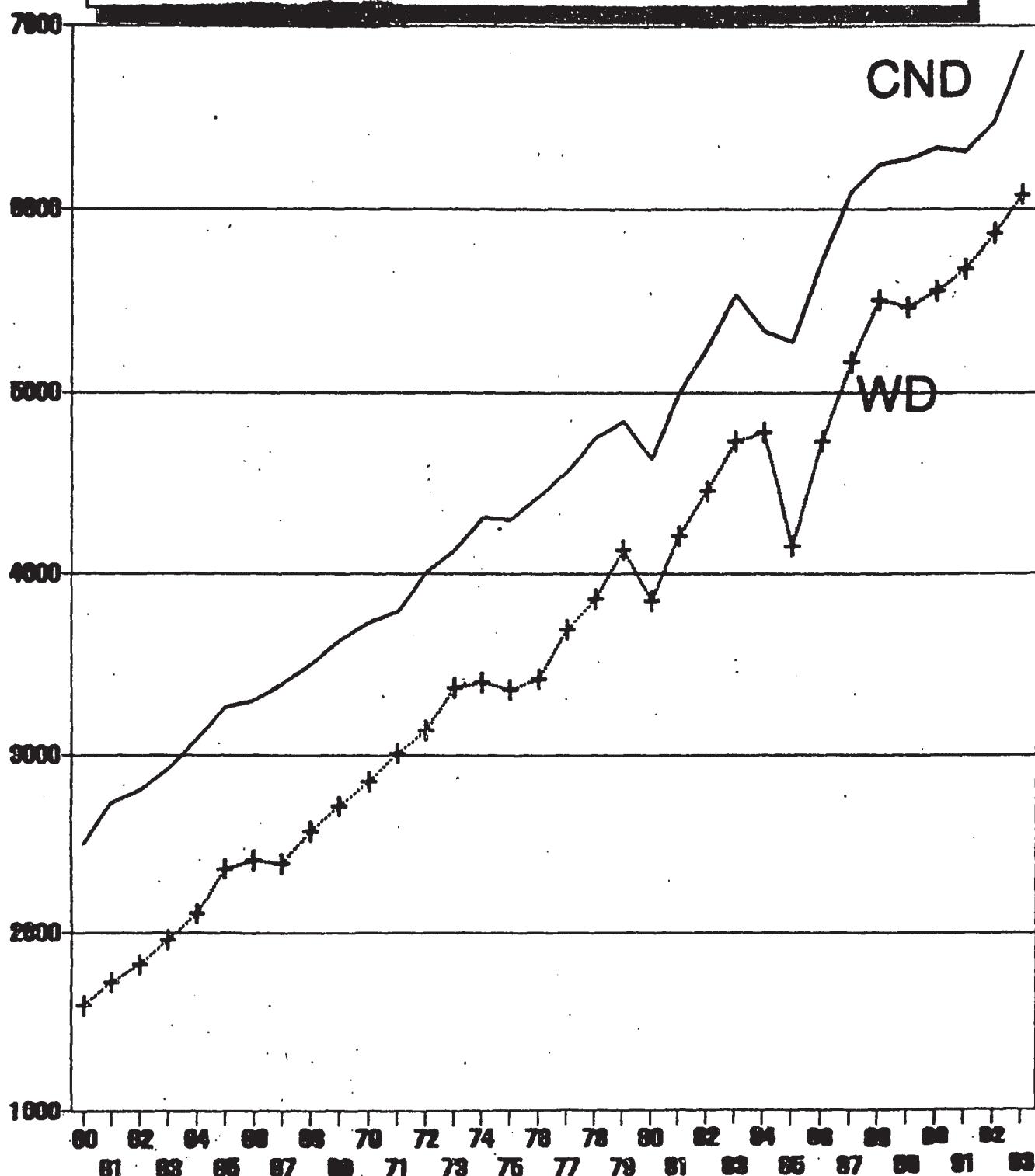
1980 = 100 , 0.110

דיאגרמה 3



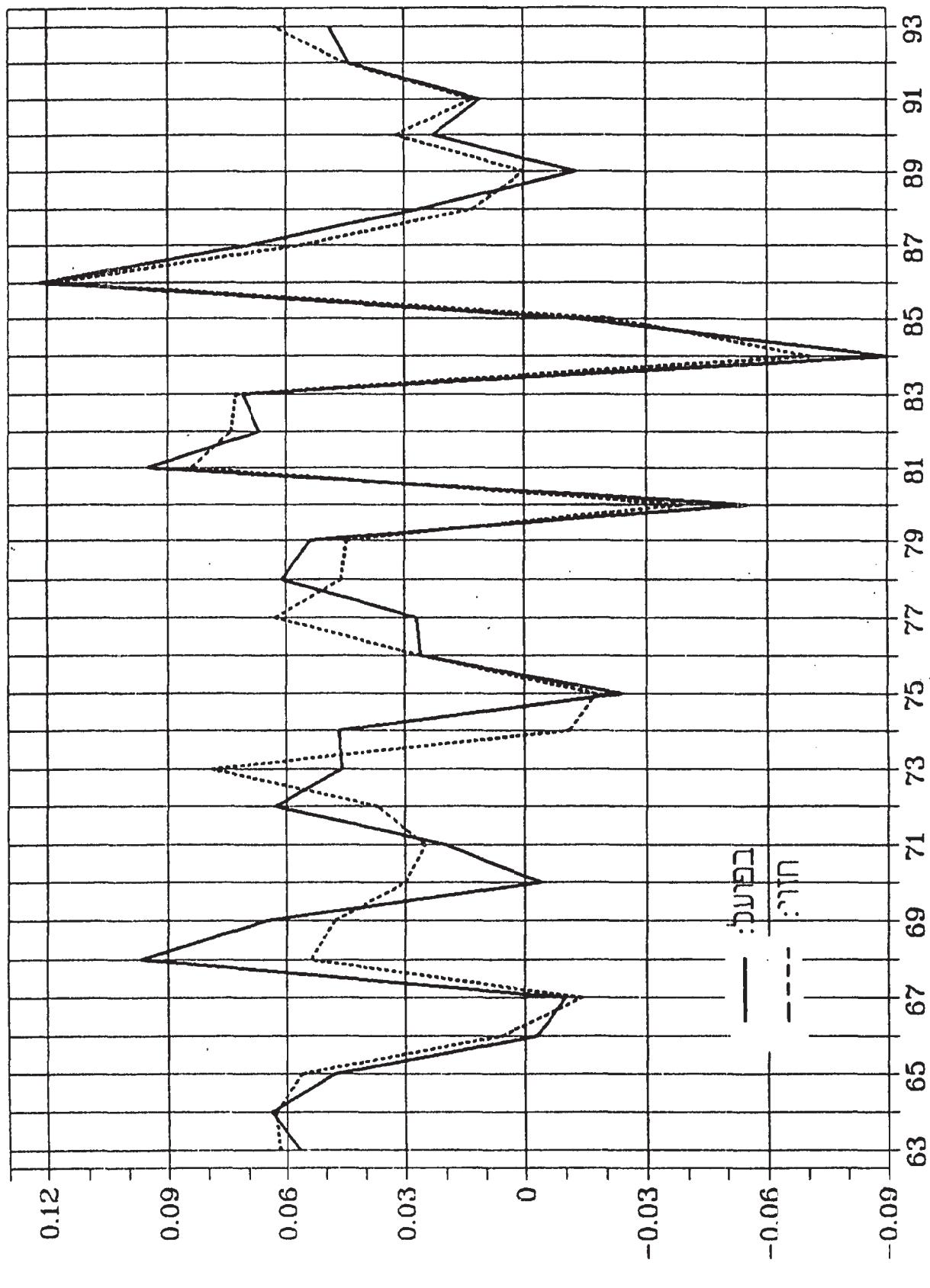
דיאגרמה 4

התפתחות הצריכה הפרטית לכלא בני קימה לנפש
והכנסה הפנורית משכר לנפש, 1960-1993



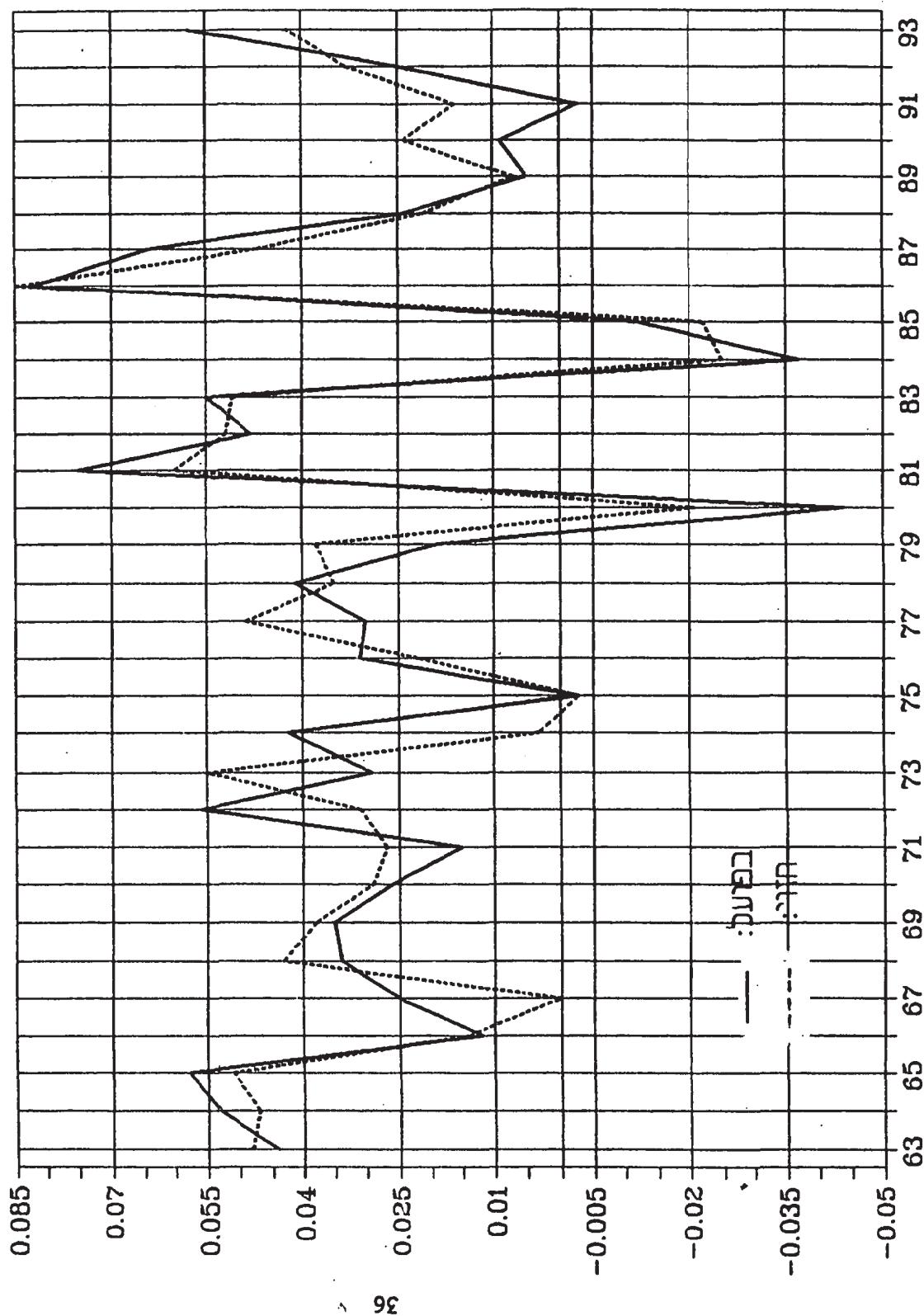
דיאגרמה 5

שיעור השינוי בהתרכות בפועל לעומתות החוץ
בראם למשווה או 3B בשיטות של M&C (לロー 2)



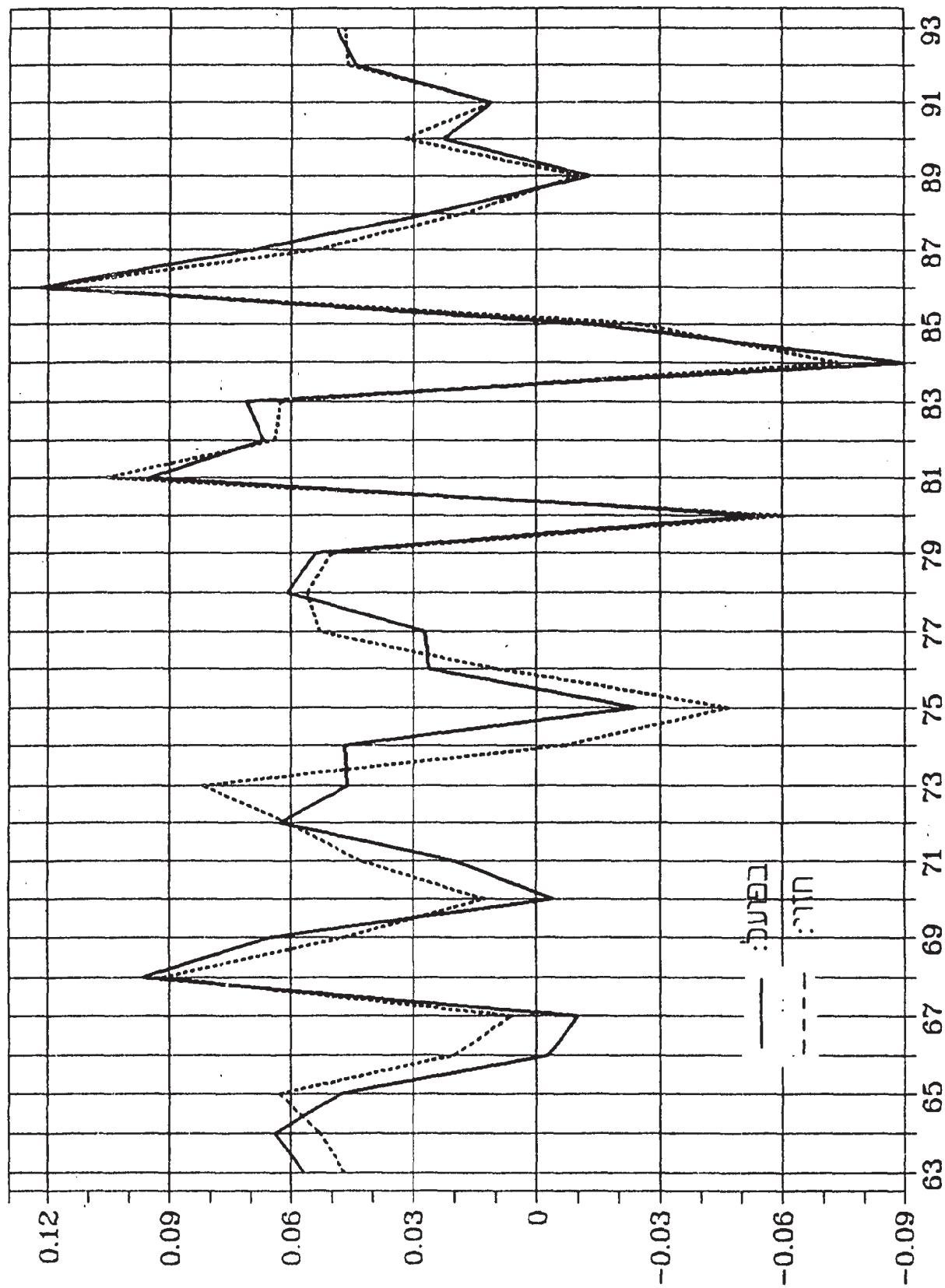
איורמה 6

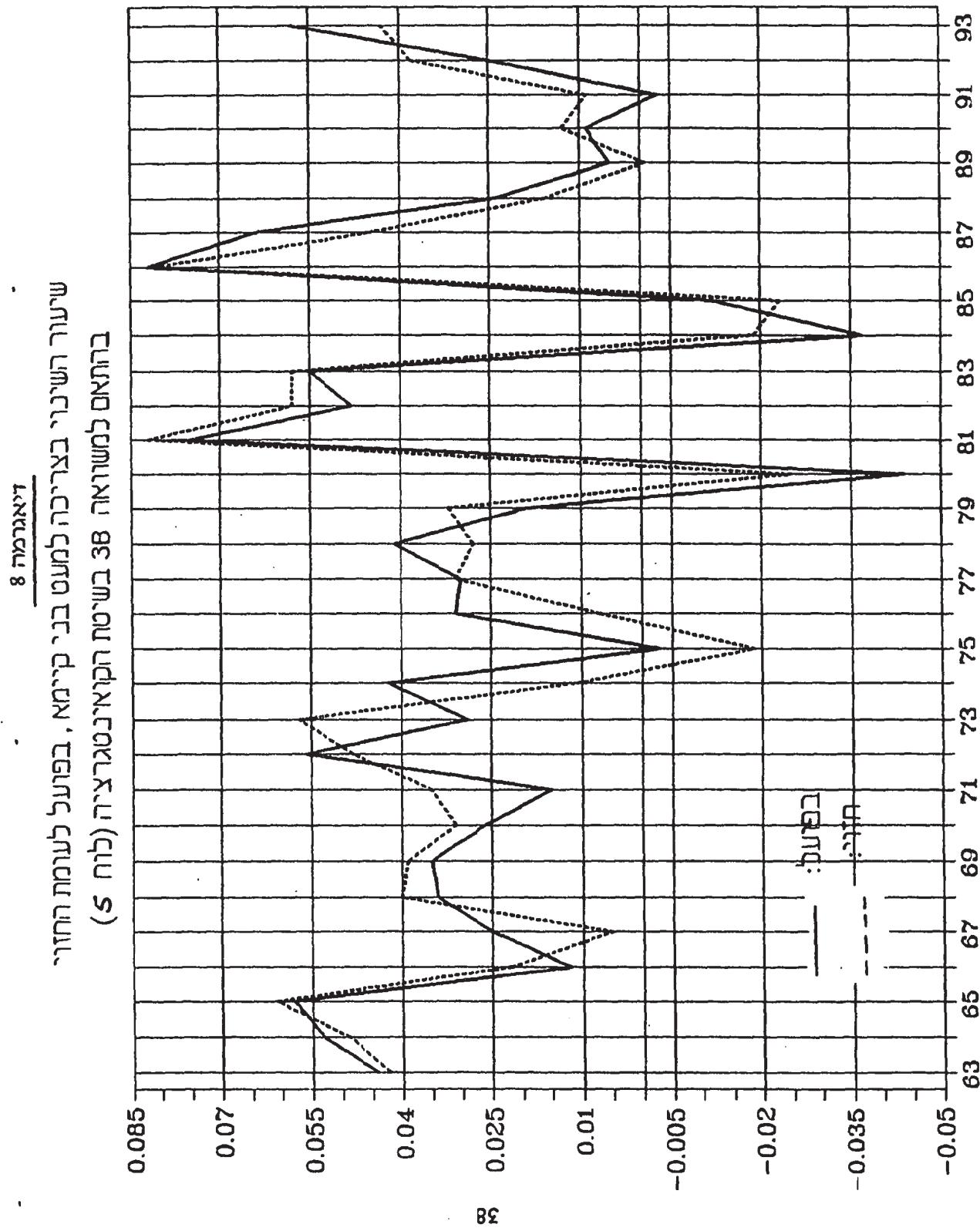
יערטה השנני באריכת מטעט בני קייא, במלול לנומם הרוחרי
בהתאם למשוואיה 83 בפיתוחם של מא&ס (לט 3)



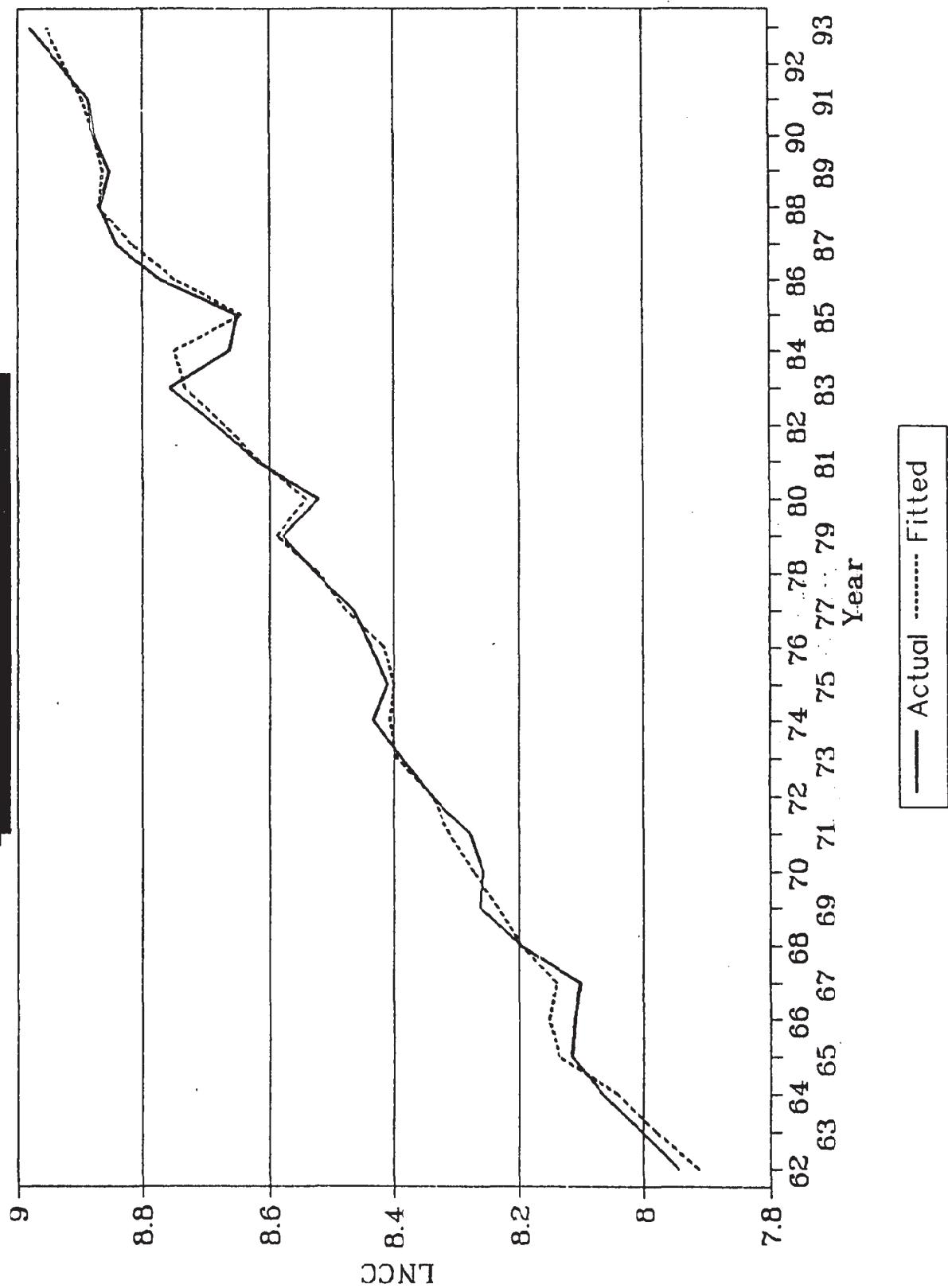
דיאגרמה 7

שיעור הרשינר בתרcitת, בפועל, כתוצאה החזויי
בהתאם למשוואת B3 בשיטת הקונטנסטרציה (כח 4)

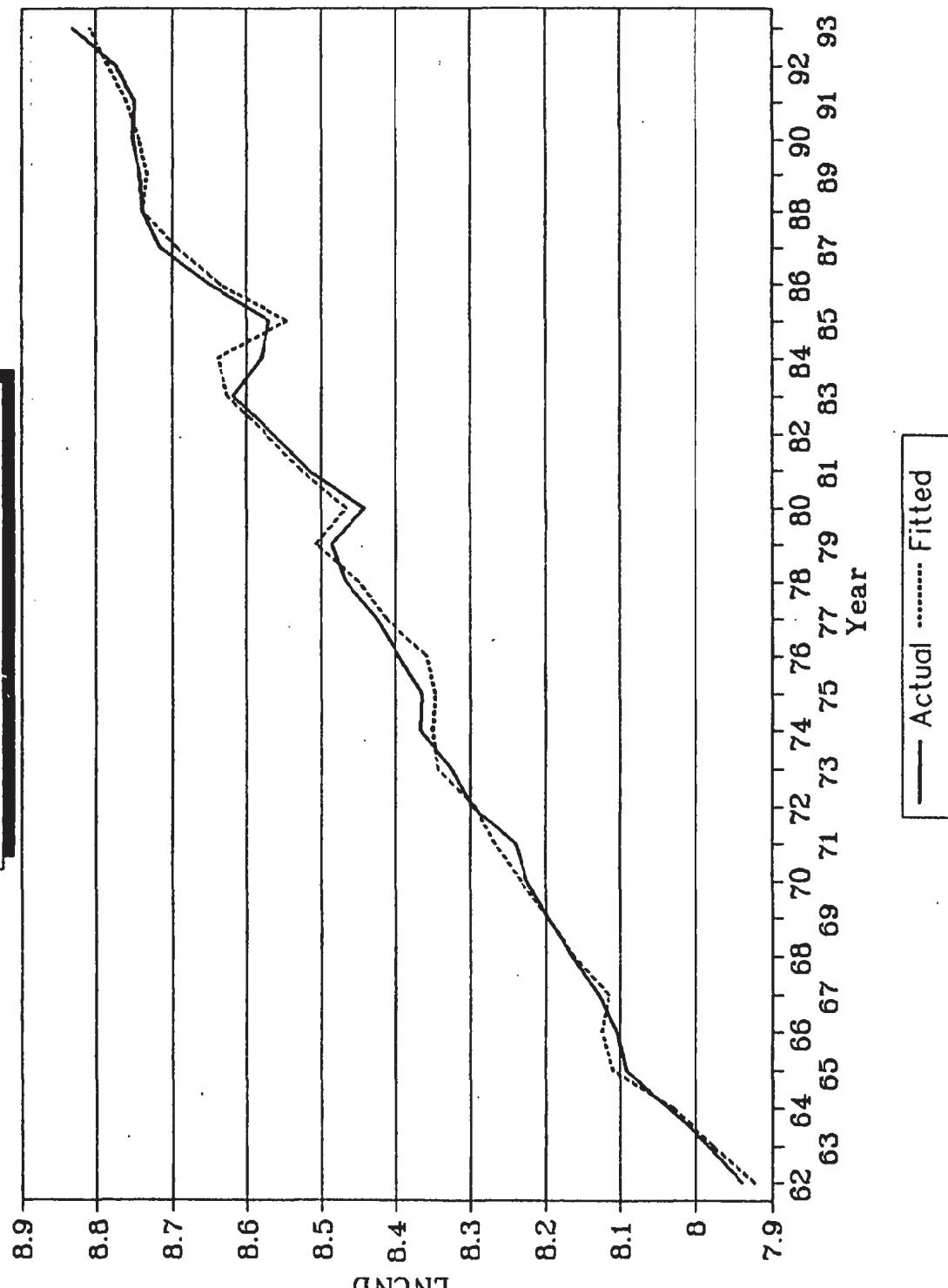




**Long-Run Regression on LNCC
Fitted AND ACTUAL values**



**Long-Run Regression on LNCND
Fitted and Actual Values**



רשימת המאמרים בסדרה

- R. Melnick and Y. Golan - Measurement of Business Fluctuations in Israel. 91.01
- 91.02 י. ארטשטיין, צ. זוסמן - דינâmיקה של עליות שכר בישראל: כוחות שוק וחשיבות בינו-לאומיות.
- M. Sokoler - Seigniorage and Real Rates of Return in a Banking Economy. 91.03
- E.K. Offenbacher - Tax Smoothing and Tests of Ricardian Equivalence: Israel 1961-1988. 91.04
- 91.05 ג. עופר, ק. פלוג, נ. (קלינר) כסיר, - קליטה בתעסוקה של בעלי בריה"מ בשנת 1990 והלאה: היבטים של שמירה והחלפת משלחי יד.
- 91.06 צ. זוסמן, ד. זכאי, - פערים בין בכירים וזוטרים ומשברים במערכת ציבורית: שכר הרופאים בשנים 1974 עד 1990.
- M. Beenstock, Y. Lavi and S. Ribon - The Supply and Demand for Exports in Israel. 91.07
- R. Ablin - The Current Recession and Steps Required for Sustained Sustained Recovery and Growth. 91.08
- 91.09 צ. הרקוביץ, ל. (רובין) מרידור - ההשלכות המקרו-כלכליות של עליה המונית לישראל.
- M. Beenstock - Business Sector Production in the Short and Long Run in Israel: A Cointegrated Analysis. 91.10
- 91.11 א. ארנון, ר. עמיחי, - הפרטה וגבולה.
- 91.12 ק. פלוג, נ. כסיר (קלינר) - עלות העבודה בתעשייה הישראלית.
- A. Marom - The Black-Market Dollar Premium: The Case of Israel. 91.13
- A. Bar-Ilan and A. Levy - Endogenous and Exogenous Restrictions on Search for Employment. 91.14
- M. Beentstock and S. Ribon - The Market for Labor in Israel. 91.15
- 91.16 ד. אלקים, - השפעת המדיניות המוניטרית על פער הריביות במגזר השקל הלא צמוד עד 1990.

מ. דהן , - בחינת מדרד הדחף הפיסකלי של ה-IMF עבור המשק הישראלי לשנים 1964 עד 1990.	92.01
0. Bar Efrat - Interest Rate Determination and Liberalization of International Capital Movement: Israel 1973 - 1990.	92.02
Z. Sussman and D. Zakai - Wage Gaps between Senior and Junior Physicians and Crises in Public Health in Israel, 1974-1990.	92.03
צ. ויס, ע. לויtan - התפתחות תשלומי העברה בישראל, 1965 עד 1989.	92.04
0. Liviatan - The Impact of Real Shocks on Fiscal Redistribution and Their Long-Term Aftermath.	92.05
A. Bregman, M. Fuss and H. Regev - The Production and Cost Structure of the Israeli Industry: Evidence from Individual Firm Data.	92.06
M. Beenstock, Y. Lavi and A. Offenbacher - A Macroeconometric Model for Israel 1962-1990: A Market Equilibrium Approach to Aggregate Demand and Supply.	92.07
ס. ריבון , - מודל חודשי לשוק הכספי.	92.08
R. Melnick - Financial Services, Cointegration and the Demand for Money in Israel.	92.09
מ. ברון , - העליות לארץ והשפעתן על הפסיכט הדמוגרפי של האוכלוסייה רהן ההון האנושי.	92.10
ד. זינגר , - גורמים הקובעים את ההסתברות של פירמות להיסגר.	92.11
R. Melnick - Forecasting Short-Run Business Fluctuations in Israel.	92.12
K. Flug, N. Kasir and G. Ofer - The Absorption of Soviet Immigrants into the Labor Market from 1990 Onwards: Aspects of Occupational Substitution and Retention.	92.13
א. ארנון , ח. פרשטיין , - הפרתת מונופוליים טכניים: הריצה אחר הכלתי מוכח.	92.14

- B. Eden - How to Subsidize Education and Achieve Voluntary Integration: 93.01
An Analysis of Voucher Systems.
- א. ברגן, א. מרום, - גורמי צמיחה בסектор העסקי בישראל (1958 עד 1988). 93.02
- מ. דהן, - צמיחה כלכלית תחת איום ביטחוני. 93.03
- ק. פלוג, נ. (קלינר) כסיר - קליטה בתעסוקה של בעלי חבר המרינגות - הטווח הקצר. 93.04
- מ. דהן, - האם קיימת יրיבות בין שיוויון בחלוקת הכנסות להפתחות כלכלית? 93.05
: המקרה של ישראל.
- צ. הרקוביץ, ל. מרידור - ההשלכות המקרו-כלכליות של עלייה המונית לישראל: 93.06
עדכון ובחינה מחודשת.
- A. Arnon, D. Gottlieb - An Economic Analysis of the Palestinian Economy: 93.07
The West Bank and Gaza, 1968-1991.
- צ. הרקוביץ, ל. מרידור, נ. קנטור - הגירה וצמיחה בתנאים של ניידות הון 93.08
בלתי משוכלה: אל העלייה לישראל בראשית שנות התשעים.
- K. Flug, N. Kasir - The Absorption in the Labor Market of Immigrants 93.09
from the CIS - the Short Run.
- R. Ablin - Exchange Rate Systems, Incomes Policy and Stabilization 94.01
Some Short and Long-Run Considerations.
- B. Eden - The Adjustment of Prices to Monetary Shocks When Trade is 94.02
Uncertain and Sequential.
- מ. ברון, - התחזית הדמוגרפית ולקחה. 94.03
- K. Flug, Z. Hercowitz and A. Levi - A Small-Open-Economy Analysis of 94.04
Migration.
- R. Melnick and E. Yashiv - The Macroeconomic Effects of Financial 94.05
Innovation: The Case of Israel.
- צ. הרקוביץ, מ. סטרבצ'ינסקי, - מדיניות חוב ציבורי בישראל. 94.06
- א. בלס, - חוות כחמי כניסה בשיווק דלק לתהנות תילדווק: בחינת החלטת המונונה 94.07
על הגבלים עסקיים לפיה מערכת הסדרים הקיימת היא בגדיר הסדר כובל.

מ. דהן , - צמיחה כלכלית, פעילות בלתי חוקית והתחולקות הכנסות.	94.08
A. Blass - Are Israeli Stock Prices Too High?	94.09
א. ארנון , ג'. וינבלט , - פוטנציאל הסחר בין ישראל, הפלסטינים וירדן .	94.10
A. Arnon and J. Weinblatt - The Potential for Trade Between Israel the Palestinians, and Jordan.	
מ. דהן , מ. סטרבצ'ינסקי , - תקציב הסקטור הציבורי וצמיחה כלכלית בישראל .	94.11
ק. פלוג , ג. (קלינר) קסיד - הצעות לחוק שכר המינימום בסקטור העסקי .	94.12
B. Eden - Inflation and Price Dispersion: An Analysis of Micro Data	94.13
א. ספיבק , - משבר קדנות הפנסיה בישראל: מסגרת מושגית ובחינת המלצות לפתרון .	94.14
ל. מרידור , ש. פסח - שער החליפין הריאלי בישראל: פרספקטיב של שלושה עשורם .	94.15
B. Eden - Time Rigidities in The Adjustment of Prices to Monetary Shocks: An Analysis of Micro Data.	94.16
O. Yosha - Privatizing Multi-Product Banks.	94.17
B. Eden - Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Baumol-Tobin Model	95.01
B. Bar-Nathan, M. Beenstock and Y. Haitovsky - An Econometric Model of The Israeli Housing Market.	95.02
מ. דהן - אוכלוסייה אנדרוגנית והתחולקות הכנסות.	95.03
A. Arnon and A. Spivak - A Seigniorage Perspective on the Introduction of a Palestinian Currency.	95.04
י. לביא , - האם השינוי בהכנסה השותפת תורם להסביר השינוי בתצרוכת בישראל? בחינה אמפירית של תיאוריות ההכנסה הפרמננטית עם צפיפות רצינונאליות .	95.05