

אמידת מודל שנתי של סקטור התצרוכת

דוד אלקיים ורפי מליניק*

עיקר הממצאים

עבודה זו מנסחת ואומדת מודל לסקטור התצרוכת של המשק הישראלי בשנים 1959 עד 1979. המודל מתאר כיצד נקבע סך התצרוכת וכיצד נקבעים רכיביה. כיוון שהחלטות הצרכנים על סך התצרוכת והחלטותיהם על רכיביה שלובות אלה באלה, נעשתה במודל אינטגרציה בין תיאוריות על סך התצרוכת לתיאוריות על הקצאתה לרכיבים עיקריים.

במעבר מהמודל התיאורטי לאפיון האקונומטרי מתעוררים כמה קשיים, הקשורים בסימולטניות שבין היקבעות סך התצרוכת להיקבעות רכיביה וכן באפיון הדינמי של כל אחת מהמשוואות. אנו נוקטים שיטה אקונומטרית, הבאה להתגבר על קשיים אלה: האמידה הסימולטנית של המודל מביאה לשיפור האומדנים של כל המשוואות. השיטה שנקטנו לחיפוש האפיון הדינמי של המשוואות מראה, שניתן לתאר את הקשרים הדינמיים במספר קטן יחסית של פיגורים, תוך התחשבות באופיו המיוחד של כל אחד מרכיבי הצריכה.

המודל מיטיב למדי לשחזר את ההסטוריה של התצרוכת ורכיביה ושל הנטייה הממוצעת לצרוך בתקופה הנחקרת – כשהמסלול ההסטורי של ההכנסה הפנויה והמחירים היחסיים נתונים. זוהי אינדיקציה לאפשרות השימוש במודל זה כדי לבדוק אמצעי מדיניות אלטרנטיביים, ולבחון את השפעתם על התצרוכת ועל רכיביה בטווח הקצר ובטווח הארוך. מהגמישויות הנאמדות ומהסימולציות שערכנו בעבודה ניתן ללמוד, שלשינוי פרמננטי במסים הישירים והעקיפים נודעת השפעה לא מבוטלת על התצרוכת ועל רכיביה (בעיקר על צריכת מוצרים בני-קיימא). לעומת זאת שינויים חד-פעמיים במסים אין בהם כדי להטות את מסלול הצריכה, אלא לגרום בה תנודות קצרות טווח בלבד.

מבוא

מטרתה של עבודה זו לנסח ולאמוד מודל לסקטור התצרוכת של המשק הישראלי המודל מתאר הן את הדרך שבה נקבע סך התצרוכת והן את הדרך שבה נקבעים רכיביה, תוך התחשבות בעובדה, שסך התצרוכת ורכיביה נקבעים סימולטנית. תיאוריית "ההכנסה הפרמננטית" של Friedman (1957) ותיאוריית "מחזור החיים" של Modigliani & Brumberg (1954) הן נקודת מוצא מקובלת לרוב העבודות האמפיריות, שאומדים בהן פונקציית תצרוכת מיצרפית. הרעיון המונח ביסודן של שתי התיאוריות הללו

* דוד אלקיים הוא כלכלן ורפי מליניק הוא כלכלן בכיר – שניהם במחלקת המחקר של בנק ישראל.

הוא, שצרכנים אומדים (או מעריכים) את זרם הכנסתם העתידי, וקובעים את תצורתם כפרופורציה מתאימה של אומדן זה. פורמלית, מתקבלת פונקציית התצורות המיצרפית מפתרון בעיית מקסימיזציה של התועלת (תוחלת התועלת) על-פני מחזור החיים, תחת מגבלת הרכוש. מכאן, שהרכוש (ההכנסה הפרמננטית) הוא משתנה הקובע את סך התצורות בכל נקודת זמן.

סך התצורות הוא מיצרף של מוצרים רבים, שנהוג לחלקם לכמה קבוצות עיקריות — לפי אופיים. (קבוצות אלו נקראות "רכיבי התצורות"). במקביל לספרות על פונקציית התצורות המיצרפית, התפתחה ספרות על מערכות ביקוש, השמה את הדגש על האופן שבו נקבעים רכיבי התצורות.¹ ספרות זו עוסקת בניסוח פונקציות ביקוש, העולות בקנה אחד עם תורת הצרכן, וכן בבדיקה סטטיסטית של תורת הצרכן. בניסוח משוואות הביקוש לרכיבי התצורות נהוג לראות בסך התצורות (או בסך ההוצאה) גודל נתון; משוואות הביקוש לרכיבים השונים נפתרות כבעיית מקסימיזציה של פונקציית התועלת, תחת מגבלת סך ההוצאה (במחירים יחסיים נתונים). מכאן, שהביקוש לכל אחד מרכיבי התצורות הוא פונקציה של סך התצורות והמחירים היחסיים.

עקרונית ניתן לנסח את בעיית הצרכן באופן המראה, שסך הצריכה ורכיביה נקבעים סימולטנית.² מפתרון כזה מתקבלת פונקציית צריכה מיצרפית הדומה לזו של Friemdan (בהנחות דומות לשלו) ומשוואות ביקוש לרכיבים השונים הדומות לאלו המתקבלות מגזירת מערכות ביקוש.

במעבר מהניסוח התיאורטי לאפיון האקונומטרי של המודל מתעוררים כמה קשיים. בבעיית הצרכן ההכנסה נתונה אקסוגנית, וכתוצאה מכך גם סך התצורות ביחס לרכיבים נתון אקסוגנית, כך שהמודל הוא למעשה רקורסיבי. בניסוח מודל מקרו-כלכלי לא ניתן לראות בהכנסה הלאומית משתנה אקסוגני (בעקבות Keynes), ולכן (כפי שנראה בהמשך העבודה) תכונת הרקורסיביות (במובן האקונומטרי) אינה מתקיימת. לנקודה זו השלכות כלכליות ואקונומטריות, שנעמוד עליהן בהמשך.

קושי אחר נעוץ בעובדה, שמשוואות הביקוש לרכיבי התצורות, המתקבלות מפתרון אנליטי של בעיית הצרכן, הן סטטיות וזהות בצורתן (לכל הרכיבים). המתודולוגיה האקונומטרית והניסיון האמפירי מלמדים, שמודל סטטי אינו מתאים לתיאור הקשרים שבין המשתנים השונים. באמידת פונקציית תצורות מיצרפית נהוג לנסח משוואה דינמית; זאת משום שפתרון בעיית הצרכן נתון במונחים של גדלים רצויים או פרמננטיים, שאינם ניתנים למדידה, והמעבר למשוואה במונחי משתנים נמדדים נעשה בעזרת הנחות על קשר דינמי של התאמה בין הגדלים הרצויים לגדלים בפועל. אותו היגיון המוביל לניסוח דינמי של הצריכה המיצרפית מביא אותנו לניסוח משוואות ביקוש דינמיות לרכיבי התצורות.

המודל שנציג הוא שמרני; אנו מצטמצמים להשפעת ההכנסה והמחיר היחסי בלבד. כוונתנו לקבל ממודל זה הסבר מירבי, ולהשתמש בו (בעתיד) לבדיקת השפעתם של גורמים נוספים — כנזילות, אי-ודאות, ציפיות ומשתנים אקסוגניים שונים (כגון משתני מדיניות) — על המערכת.

בעבודה חמישה סעיפים. בסעיף הראשון נסקור בקצרה את התנהגות ההכנסה, התצורות ורכיבי התצורות בתקופת המדגם. בסעיף השני נציג את הניסוח הסטטי והדינמי של המודל, ונדון בתכונותיו. בסעיף השלישי נתאר את שיטות האמידה, ונשווה את התוצאות המתקבלות בשיטות השונות. בסעיף הרביעי נערוך כמה סימולציות, כדי לבחון את יציבות המודל ואת ההשפעה של מדיניות מסוי (ישירה ועקיפה) על התצורות ורכיביה, ובסעיף החמישי נסכם את המסקנות.

1 סיכום ממצא של נושא זה ראה אצל Barten (1977).

2 ראה מלניק (1979). עיקרי הדברים מובאים בנספח 1.

1. ההכנסה, הצריכה ורכיביה

הצריכה הפרטית הרלבנטית לענייננו היא סך הצריכה הפרטית, בניכוי צריכת שירותי דיור, מלכ"ר וצריכת זרים בארץ. את סך הצריכה חילקנו לשלושה רכיבים עיקריים: צריכת מוצרים שוטפים, צריכת שירותים וצריכת (רכישת) מוצרי בני-קיימא. כל הגדלים הם ריאליים לנפש (במחירי 1975). ההכנסה הרלבנטית היא ההכנסה הפרטית הגולמית הפנויה (מכל המקורות) לנפש, מנוכה במדד הגגור של סך הצריכה הפרטית (כולל דיור ומלכ"ר).

את תקופת האמידה 1958 – 1979 אפינו תנודות בנטייה הממוצעת לצרוך (להלן נמ"צ)³ מבחינת התנהגות הנמ"צ ניתן להבחין בשלוש תקופות משנה עיקריות (ראה דיאגרמה 1): תת-התקופה הראשונה נמשכה עד מלחמת ששת הימים; בתחילתה של תקופה זו (בשנים 1959–1963) גדלו ההכנסה והצריכה בשיעור דומה של כ-6 אחוזים לשנה, והנמ"צ היתה פחות או יותר קבועה ברמה של 0.51. בשלוש השנים שלאחר מכן היו תנודות בנמ"צ, וניכרה מגמה ברורה של עלייה. זו הגיעה לשיאה (0.57) בעיצומה של תקופת המיתון (סוף שנת 1966). תת-התקופה השנייה – מ-1967 עד 1973 – אופיינה בירידה מתמדת בנמ"צ (עד לרמה של 0.43). זו היתה תקופת צמיחה כלכלית מהירה. הצריכה גדלה בשיעור ממוצע של 4 אחוזים לשנה, וההכנסה – בשיעור כפול מזה. תת-התקופה השלישית התחילה לאחר מלחמת יום הכיפורים ואופיינה במגמת עלייה מתמדת בנמ"צ (עם תנודות קלות החורגות ממגמה זו בשנים 1975–1977); הצמיחה הואטה, ההכנסה לא גדלה (בממוצע), והצריכה גדלה בשיעור ממוצע של כ-2.3 אחוזים לשנה.

התנהגות זו של הנמ"צ (ראה דיאגרמה 1) משתלבת היטב עם תיאוריית "ההכנסה הפרמננטית – מחזור החיים". מתיאוריה זו עולה, שהתהליך שבו קובע הציבור את הצריכה הפרטית הוא תוצאה של שיקולים ארוכי טווח, המתבססים על זרם עתידי צפוי של הכנסה פנויה. בכל נקודת זמן הציבור אומד (או מעריך) את הערך המהווה של הכנסותיו העתידיות, וקובע את תצרוכתו ביחס לגודל זה. במלים אחרות: תיאוריה זו גורסת, שהיחס בין התצרוכת הפרמננטית להכנסה הפרמננטית קבוע (הנמ"צ "האמיתית" קבועה). מאחר שהשינויים בהכנסה הפרמננטית יציבים יותר מהשינויים בהכנסה (הפנויה) השוטפת, נצפה שגם השינויים בצריכה יהיו יציבים יותר מהשינויים בהכנסה השוטפת. אם כן, נקבל בכל פרק זמן תנודות בנמ"צ הנמדדת⁴, וככל שהשינויים בהכנסה הפנויה יהיו קטנים יותר, אף התנודות בנמ"צ הנמדדת תהיינה קטנות יותר. מצב כזה אפיין את המשק הישראלי מתחילת תקופת המדגם עד כניסתו למיתון של אמצע שנות ה-60.

שינויים עקיבים בנמ"צ הנמדדת עשויים להתקבל, בפרקי זמן מסוימים, משתי סיבות: (א) מחזור העסקים; (ב) ציפיות הציבור לשינוי במגמת הצמיחה של המשק. לאורך מחזור העסקים, עם כניסת המשק למיתון, יהיה קצב הגידול של ההכנסה השוטפת נמוך מקצב גידולה בטווח הארוך (או אפילו שלילי); במלים אחרות: ההכנסה הנמדדת תהיה נמוכה מההכנסה הפרמננטית, ובמצב כזה תטה הנמ"צ הנמדדת לעלות. תנאים כאלה אפינו את המשק בתקופת המיתון של אמצע שנות ה-60. לעומת זאת עם יציאת המשק מהמיתון, יהיה קצב הגידול של ההכנסה גבוה יותר מקצב גידולה בטווח הארוך. במצב כזה ההכנסה השוטפת גבוהה מההכנסה הפרמננטית, ולכן הנמ"צ הנמדדת תטה לרדת – כמו שהיה באמצע שנות ה-60. ההכנסה השוטפת היא אחד הגורמים החשובים שבאמצעותם מעריך הציבור את ההכנסה הפרמננטית. מכאן, ששינויים בהכנסה השוטפת יתבטאו בחלקם

3 הנמ"צ מוגדרת כיחס בין הצריכה להכנסה הפנויה.

4 ככל שפרק הזמן הנבחר ארוך יותר (למשל עשור), נצפה שהנמ"צ תהיה יציבה יותר.

בשינויים בהכנסה הפרמנטית — ולכן גם בצריכה השוטפת. קיים אפוא מיתאם חיובי, אם כי לא מלא, בין השינויים בהכנסה השוטפת לשינויים בצריכה השוטפת.

בתחילת שנות ה־70 גדלה ההכנסה השוטפת בשיעורים דומים לאלה שלפני המיתון, ואף־על־פי־כן נמשכה ירידתה של הנמ"צ הנמדדת. מהתנהגות הנמ"צ בתקופה זו אנו למדים, שהציבור לא ראה קצב גידול זה כקצב מתמיד, ולכן המשיכה הנמ"צ לרדת עד שנת 1973. באותה שנה חל שבר במגמת הצמיחה של המשק⁵: קצב הגידול הואט, לעומת קצבי הגידול של השנים הקודמות, ובמקביל עלתה הנמ"צ בהתמדה, עד לרמה הדומה לזו ששררה לפני המיתון של שנות ה־60.

מהאמור לעיל נובע, שמשוואת צריכה סטטית (כפונקציה של ההכנסה השוטפת) לא תתאר נאמנה את התנהגות הצריכה הפרטית. הניסוח של כל משוואת תצרוכת צריך להיות דינמי, ואחת מאמות המדה לטיבה של המשוואה הנאמדת תהיה מדת יכולתה לשחזר את תהליך ההתאמה שחל בתקופת המדגם (התהליך המתואר בדיאגרמה 1).

רכיבי התצרוכת מאופיינים במגמות הבאות: משקל התצרוכת של מוצרים שוטפים הולך ויורד עם הזמן; במשקל התצרוכת של שירותים חלות תנודות חזקות, וקשה להצביע על מגמה כלשהי; במשקל התצרוכת של מוצרים בני־קיימא ניכרת מגמת עלייה, עם תנודות חזקות מעבר למגמה זו.

ממוצעים וסטטיית תקן של המשתנים העיקריים בתקופת המדגם¹

משתנה	ממוצע	סטטיית תקן	מקדם ההשתנות	ערך מינימלי	ערך מקסימלי
הכנסה	1.5657	.4398	.2810	.8920	2.1736
צריכה מיצרפית ²	.7872	.1800	.2287	.4805	1.0779
צריכת מוצרים שוטפים	.4988	.1010	.2005	.3324	.6539
צריכת שירותים	.2121	.0479	.2256	.1260	.2958
צריכת בני־קיימא	.1018	.0473	.4646	.0341	.2002
צריכת ישראלים בחו"ל	.0253	.0134	.5302	.0024	.0510
נמ"צ	.5111	.0395	.0772	.4337	.5727
משקל מוצרים שוטפים	.6023	.0323	.0536	.5407	.6719
משקל שירותים	.2545	.0094	.0371	.2353	.2689
משקל בני־קיימא	.1151	.0300	.2610	.0688	.1681
משקל צריכת ישראלים בחו"ל	.0280	.0104	0.3714	.0048	.0428

(1) ההכנסה, הצריכה ורכיבי הצריכה נמדדים באלפי שקלים לנפש.

(2) בניכוי צריכת זרים בארץ.

5 את הקשר שבין הצריכה להכנסה הפנויה ניתן לנסח כך. ששבר כמגמת הצמיחה על המשק יתבטא בשינוי מכני במשוואת הצריכה. (ראה הערה 8.)

דיאגרמה I
הנטייה הממוצעת לצורך

מודל שנתי של סקטור התצרוכת



2. המודל

בסעיף זה נציג את המודל של סקטור הצריכה. תחילה ננסח את המודל סכמטית, נתאר כיצד הוא מתפקד, ונדון בהשלכות הכלכליות והסטטיסטיות של ניסוח זה. לאחר מכן ננסח את הספציפיקציה הדינמית של משוואות המודל ונדון בהשלכותיה. גזירה פורמלית של מודל זה מפתרון בעיית אופטימיזציה של קביעת סך התצרוכת ורכיביה על-פני זמן מובאת בנספח 1. להלן נשתמש בסימנים הבאים⁶:

$$\begin{aligned}
 Y &= \text{הכנסה פרטית גולמית פנויה לנפש מכל המקורות}; \\
 CT &= \text{סך הצריכה הפרטית לנפש} - \text{למעט מלכ"ר, דיור וצריכת זרים בארץ}; \\
 CNDF &= \text{צריכת מוצרים שוטפים}; \\
 CS &= \text{צריכת שירותים (למעט מלכ"ר ודיור)}; \\
 CD &= \text{רכישת מוצרים בני-קיימא}; \\
 CIO &= \text{צריכת ישראלים בחוץ לארץ}; \\
 CFI &= \text{צריכת זרים בארץ}; \\
 RPX &= \text{המחיר היחסי של } X \text{ (} X = CNDF, CS, CD, CIO \text{)}; \\
 X_1 &= \text{המשנתנה } X \text{ בפיגור של שנה.} \\
 CTI &= CT + CFI \text{ בהמשך נשתמש גם במשתנה הבא:}
 \end{aligned}$$

א. תיאור המודל

משוואות מבנה:

$$\begin{aligned}
 (1) \quad CT &= g_1(Y, u_1) \\
 (2) \quad CNDF &= g_2(CT + CFI, RPNCDF, u_2) \\
 (3) \quad CS &= g_3(CT + CFI, RPCS, u_3) \\
 (4) \quad CD &= g_4(CT + CFI, RPCD, u_4)
 \end{aligned}$$

זהויות:

$$(5) \quad CT = CNDF + CS + CD + CIO - CFI$$

כדי לתאר את תפקודו של המודל ואת השלכותיו הסטטיסטיות, נוסיף למשוואות (1) עד (5) את זהות המקורות והשימושים:

$$(6) \quad Y = CT + Z$$

6. הנתונים שבידינו הם לשנים 1958 עד 1979. הנתונים לשנים 1958 עד 1974 הם נתוני המודל האקונומטרי של הבנק. נתוני השנים 1975 עד 1979 נלקחו (ועובדו בצורה דומה) מדוחות בנק ישראל ומשנתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כל המשתנים מוגדרים במחירים קבועים של 1975 לנפש. כל מיצרף של רכיבי הצריכה הפרטית מנוכה במדר הנגזר מרכיביו, ההכנסה הפנויה מנוכה במדר הנגזר של הצריכה הפרטית (כולל דיור ומלכ"ר ובנינו צריכת זרים בארץ). המחיר היחסי של ארבעת הרכיבים $CNDF$, CS , CD , ו- CIO — חושבו באמצעות חלוקת המדר של כל אחד מהם במדר הנגזר של CTI .

Z מייצג את שאר רכיביה של זהות המקורות והשימושים⁷.

משוואה (1) היא משוואת תצרוכת מקובלת, שלפיה סך התצרוכת הוא פונקציה של ההכנסה הפנויה. משוואות (2) עד (4) הן משוואות ביקוש לרכיבי התצרוכת, שלפיהן כל רכיב של התצרוכת הוא פונקציה של סך התצרוכת⁸ ושל מחירו היחסי של אותו רכיב⁹. משוואות אלו הן הומוגניות בסך התצרוכת ובמחיר היחסי. לכל אחת מהמשוואות (1) עד (4) הוספנו גם גורם מקרי (u). זהות (5) מבטאת את העובדה, שסך הצריכה שווה לסכום רכיביה. זהות (6) היא זהות המקורות והשימושים, המקשרת את סקטור התצרוכת עם סקטורים אחרים של המשק.

נראה כיצד מודל זה מתפקד. נצא ממשוואות (1) ו-(6), ונניח ש- Z נתון. במקרה כזה משוואה (1) וזהות (6) קובעות את ההכנסה הפנויה ואת סך הצריכה: סך הצריכה והמחירים היחסיים קובעים את כל אחד מרכיבי התצרוכת במשוואות (2) עד (4), וצריכת ישראלים בחוץ-לארץ נקבעת כשארית באמצעות זהות (5). כפי שאנו רואים, אם Z נתון, אזי אופיין של משוואות (1) עד (4) הוא רקורסיבי – כאשר סך הצריכה הוא גודל נתון למשוואות (2) עד (4).

השאלה היא, אם יש היזון חוזר ממשוואות (2) עד (4) למשוואות (1) ו-(6). במלים אחרות: האם שינוי באחד מרכיבי התצרוכת (שינוי הנובע משינוי מחיר יחסי או מסטייה מקרית) יתבטא בשינויים בהכנסה ובסך התצרוכת, או רק בשינויים בהרכב התצרוכת? כפי שראינו, אם Z נתון, יש למודל אופי רקורסיבי, ובמקרה זה תהליך היקבעות ההכנסה וסך הצריכה אינו תלוי בתהליך היקבעותם של רכיבי התצרוכת. במקרה כזה שינוי (מהסוג הנזכר לעיל) באחד מרכיבי התצרוכת לא ישנה את Z , ולכן לא ישתנו ההכנסות ו/או סך התצרוכת. נדגיש, שהאקסוגניות של Z מוטלת בספק, וסביר יותר להניח, שקיים קשר בין רכיבי התצרוכת לרכיבים אחרים של הביקוש המיצרפי. במקרה כזה שינוי באחד מרכיבי התצרוכת יגרור שינוי ברכיב המתאים של הביקוש המיצרפי, זה מצדו ישנה את Z , ובשינוי המשקל החדש, הנקבע על-ידי משוואות (1) ו-(6), ישתנו גם ההכנסה וגם סך התצרוכת. מכאן, שיש היזון חוזר ממשוואות (2) עד (4) למשוואות (1) ו-(6). ההשלכה האקונומטרית של מסקנה זו היא, שקיים מיתאם בין הסטייה המקרית לסך התצרוכת במשוואות (2) עד (4), ולכן לא ניתן לראות בסך התצרוכת משתנה אקסוגני במשוואות הביקוש¹⁰.

בעבודה זו אמדנו את המשוואות (1) עד (4) בלבד. לכן המודל הנאמד אינו מודל של קביעת ההכנסה הלאומית, ובסימולציות שנערוך בהמשך לא נוכל לתת ביטוי להשפעה של רכיבי התצרוכת על ההכנסה ועל סך התצרוכת; זאת נוכל לעשות רק במודל שלם יותר, שבו תנוסחנה משוואות נוספות לרכיבים המתאימים של הביקוש המיצרפי.

מהדיון לעיל ברור, שכדי לקבל אומדנים עקיבים ויעילים יש להביא בחשבון את העובדה, שמשתנים Y ו- CT הם אנדוגניים, וכן את העובדה, שפתרון של משוואות (1) עד (4) הוא סימולטני (ולכן יש ביניהן תלות סטטיסטית). נציין, שהמחירים היחסיים המופיעים במשוואות (2) עד (4) הם למעשה משתנים אנדוגניים, ובשלב האמידה יש להתחשב גם בנקודה זו.

7 $Z = (CH + CML + TRF) + I + (G - T) + (X - M)$. M מסמנים צריכת שירותי דיור, צריכת מלכ"ר, העברות לפרטים מחוץ לארץ, השקעה, צריכה ציבורית, מסים, יצוא ויבוא, בהתאמה (מימין לשמאל).

8 בכל אחד מרכיבי התצרוכת, כפי שהם נמדדים, קיים גורם של צריכת זרים בארץ. שעליו אין נתונים. מאחר שאי אפשר לנכות גורם זה מהרכיבים הכודדים (אלא רק את סך הכול שלו מסך התצרוכת), הוספנו את סך צריכת הזרים גם לצד ימין של כל אחת מהמשוואות (2) ו-(4). משתנה זה אנו רואים כמשתנה אקסוגני.

9 בכל אחת מהמשוואות (2) עד (4) צריכים להופיע גם המחירים היחסיים של שאר הרכיבים, אולם נתעלם מהם (משום גודלו הקטן יחסית של המדגם ומשום בעיית המולטיקוליריות).

10 נקודה סטטיסטית זו נבחר בעזרת דוגמה: נניח שרשות השידור מחליטה להנהיג שידורי צבע בטלביזיה. החלטה זו תגרור גידול בביקוש למוצרים בני-קיימא. (במשוואה 4 יתבטא הדבר בגידול של CD כתוצאה משינוי ב- u_4). גידול זה יגרור גידול בביקוש ליבוא (שהוא אחד מרכיבי Z), ובשינוי המשקל החדש הנקבע על ידי משוואות (1) ו-(6) ישתנו גם ההכנסה וגם סך הצריכה. מכאן, ששינוי ב- u_4 גורר שינוי ב- CT , ולכן קיים מיתאם בין משתנים אלו.

11

ב. ניסוח דינמי של המשוואות (1) עד (4)

המשוואות (1) עד (4) מתארות מצב יציב (או שיווי משקל בטווח הארוך), שבו שיעור הגידול במשתנים השונים קבוע, וערך המשתנים השונים שווה לערכם הפרמננטי. בכל נקודת זמן הערכים הנמדדים שונים מהערכים הפרמננטיים, והמערכת אינה נתונה (בדרך כלל) בשיווי משקל. מסיבה זו נהוג להניח תהליך התאמה דינמי מסוים, המאפיין את התנהגות המערכת בטווח הקצר. תהליך זה צריך לאפיין הן את השפעת הגורמים המייצבים (כלומר גורמים הפועלים בכיוון ההתכנסות למצב יציב) והן את השפעת הגורמים המפריעים להתכנסות. האפיון האמפירי של כל תהליך התאמה כזה מתבטא בסופו של דבר במשוואה דינמית, שבה מופיעים כמה פיגורים של המשתנים המסבירים ו/או של המשתנה המוסבר.

נקודת מוצא מקובלת לניסוח משוואת צריכה דינמית היא תיאוריית ההכנסה הפרמננטית של Friedman (1957). לפי תיאוריה זו, הקשר בין התצרוכת (C) להכנסה הפרמננטית (Y^p) מתבטא במשוואה הבאה:

$$(7) \quad C_t = KY_t^p + u_t$$

u_t = סטייה מקרית ובלתי מתואמת עם Y_t^p .
Friedman מניח, שאת ההכנסה הפרמננטית ניתן לבטא כקומבינציה ליניארית של כל ההכנסות בעבר, כלומר:

$$(8) \quad Y_t^p = \sum_{i=0}^{\infty} b_i Y_{t-i}$$

מהצבה של (8) ב-(7) נקבל:

$$(9) \quad C_t = K \sum_{i=0}^{\infty} b_i Y_{t-i} + u_t$$

מובן שמשוואה (9) אינה ניתנת לאמידה. כדי לקבל משוואה שניתנת לאמידה, מקובל להניח, שהפרמטרים b_i יורדים גיאומטרית — כלומר¹¹:

$$(10) \quad b_i = (1-a)a^i \quad 0 < a < 1$$

בהנחה זו מתקבלת המשוואה הבאה:

$$(11) \quad C_t = K(1-a)Y_t + aC_{t-1} + (u_t - au_{t-1})$$

ההנחה שכל b_i יורדים גיאומטרית היא שרירותית. בהנחות אלטרנטיביות לגבי התפלגות הפרמטרים נקבל מבנה פיגורים שונה: למשל, אם נכפה על משוואה (8) את המגבלה שמציבה

11 הנחות (8) ו-(10) שקולות כנגד ההנחה, שהקשר בין Y ו- Y^p נתון על ידי $Y_t^p - Y_{t-1}^p = a(Y_t - Y_{t-1}^p)$. אם ברצוננו להביא בחשבון את העובדה, שההכנסה הפרמננטית גדלה לאורך זמן (בקצב קבוע כלשהו g), נוכל לרשום משוואה זו כך: $Y_t^p - (1+g)Y_{t-1}^p = a(Y_t - (1+g)Y_{t-1}^p)$. במקרה כזה המקדם של C_{t-1} במשוואה האנלוגית למשוואה (11) יהיה תלוי ב- g , ולכן ישתנה אם g משתנה. (נקודה זו העלה בפנינו פרופ' ניסן לויתן). ההשערה ש- g ירד החל משנת 1973 נבדקה באמצעות משוואה אנלוגית למשוואה 11, ונמצאה לא מובהקת.

משוואה (10) רק החל בפיגור הראשון — נקבל משוואת תצרוכת דינמית, שבה תופיע גם ההכנסה בפיגור.¹²

$$(12) \quad C_t = b_0 Y_t + a C_{t-1} + \{1 - a(1 - b_0)\} Y_{t-1} + (u_t - a u_{t-1})$$

מבנה פיגורים זהה לזה שב- (12) ניתן לקבל גם בדרך פחות שרירותית. Modigliani (1975) מחלק את ההכנסה הפרמנגנטית להכנסה מרכוש והכנסה מעבודה, ומקבל את הקשר:

$$(13) \quad C_t = c Y_t + d A_t + u_t$$

A_t הוא הרכוש, ו- Y_t — ההכנסה השוטפת, המהווה קירוב להכנסה מעבודה. אם מניחים שרווחי ההון והריבית כלולים בהכנסה, מתקיים:¹³

$$(14) \quad A_t = A_{t-1} + Y_{t-1} - C_{t-1}$$

מ- (13) ומ- (14) נקבל:

$$(15) \quad C_t = a Y_t + (d - c) Y_{t-1} + (1 - c) C_{t-1} + (u_t - u_{t-1})$$

ניתן לנסח תהליכי התאמה נוספים, שמהם יתקבל מבנה פיגורים זהה לזה שב- (11), או, לחלופין. — לזה שב- (15).¹⁴ במלים אחרות: כל מבנה נתון של פיגורים מבטא מספר רב של תהליכי התאמה אפשריים. (ברוב המקרים אי אפשר לזהות תהליך התאמה מסוים על-פי מבנה נתון של פיגורים.)

אם אין אנו רוצים להוציא את המודלים דלעיל (במיוחד משוואות 11 ו-15) מכלל אפשרות, אף לא להניח תהליך התאמה מסוים — אך עדיין ברצוננו לאפשר קשר דינמי בין התצרוכת להכנסה, קשר שיתכנס בטווח הארוך ל- (1) (או, ליתר דיוק, לאפיון ליניארי של 1¹⁵) — נוכל לעשות זאת באמצעות משוואת פיגורים כללית שצורתה:¹⁶

$$(16) \quad CT_t = a_0 + \sum_{i=0}^{K_1} a_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{K_2} a_{2i} CT_{t-i} + u_{1t}$$

אפיון דומה תקבלנה גם משוואות הביקוש לרכיבי התצרוכת. כך, למשל, משוואת הביקוש למוצרים שוטפים תקבל את הצורה:

$$(17) \quad CNDF_t = b_0 + \sum_{i=0}^{I_1} b_{1i} CT_{t-i} + \sum_{i=0}^{I_2} b_{2i} RPCNDF_{t-i} + \sum_{i=1}^{I_3} b_{3i} CNDF_{t-i} + u_{2t}$$

צורה דומה תקבלנה גם משוואות הביקוש לשירותים והביקוש למוצרים בני-קיימא. את משוואה (17) ניתן להצדיק גם מתוך הכללה של גישת ה-*habit formation*.¹⁷ יתרונו של ניסוח דינמי מסוג זה, בהיותו מתאים גם לביקוש למוצרים שוטפים וגם לתיאור התנהגות הפרטים

12 ראה: Johnston (1972), עמ' 299.

13 ראה Davidson et al. (1978).

14 דוגמאות אלה ראה אצל Johnston (1972) ו-Maddala (1977).

15 כיסוס תיאורטי להנחת הליניאריות של משוואות (1) עד (4) נמצא בנספח 1.

16 ראה Davidson (1978).

17 ראה, למשל: Philips (1974), עמ' 149-170.

ברכישת מוצרי בני-קיימא. לפי גישה זו צריכת מוצר מסוים בהווה תלויה בהכנסה ובמחירים היחסיים בהווה ובכל התקופות הקודמות. מאחר שהתרומה של התקופות הרחוקות מועטה, ובדרך כלל מספר גדול של פיגורים אינו אפשרי (בגלל גודל המדגם והמולטיקולינריות) – ניתן לקבוע כקירוב מספר סופי וקטן של פיגורים.

3. אמידת המודל

באמידת משוואות המודל קבענו תחילה את הספציפיקציה (הדינמית) של כל אחת מהמשוואות. באמצעות אמידה נפרדת של כל משוואה. לאחר שנבחרה הספציפיקציה המתאימה, אמדנו שוב את המשוואות באמידה סימולטנית (בשיטת הריבועים הפחותים בשלושה שלבים) – פעם בהנחה שהמחירים היחסיים הם אקסוגניים ופעם בהנחה שהם אנדוגניים. לפני שנציג את האומדנים המתקבלים באמידה סימולטנית, נדון בספציפיקציה שנבחרה לכל אחת מהמשוואות.

א. אמידה של כל משוואה בנפרד

הספציפיקציה הדינמית של כל אחת מהמשוואות נבחרה בדרך הבאה: תחילה ~~אנפשונו~~ ~~פיגור~~ אחד של כל המשתנים ואמדנו את המשוואה. הכנסת פיגורים נוספים של משתנה אחד או יותר, הוצאת משתנים קיימים או החלת מגבלות על המקדמים – נקבעו משיקולים של מיתאם סדרתי, סבירות המקדמים (גודלם, סימנם, מובהקותם) וטיב ההתאמה. דאגנו לכך, שהאפיון של הטווח הארוך הנגזר מכל אחת מהמשוואות יהיה הגיוני, ויעלה בקנה אחד עם התיאוריה הכלכלית. להלן נציג את הספציפיקציה שנבחרה לכל אחת מהמשוואות, ונדון בקצרה בתכונותיה¹⁸.

משוואת התצרוכת המיצרפית

אומדני ריבועים פחותים רגילים של המשוואה שנבחרה הם¹⁹:

$$\begin{aligned} (I) \quad CT &= 0.048 + 0.157Y + 0.827CT_1 - 0.088Y_1 \\ &\quad (1.38) \quad (2.48) \quad (5.86) \quad (-1.14) \\ DW &= 2.112 \quad h = 0.34 \quad \bar{R}^2 = 0.975 \quad s = 0.02689 \end{aligned}$$

למשוואה נטיב התאמה סביר (להוציא אולי את שנת 1975), הסטטיסטי של Durbin - Watson קרוב ל-2, ועל-פי מבחן ה- h ²⁰ (שהוא המבחן המתאים יותר לבדיקת אי-תלות הסטיות במקרה זה) לא ניתן לדחות את ההשערה שהסטיות בלתי תלויות. המקדמים של ההכנסה והצריכה בפיגור מובהקים,²¹ ואילו זה של ההכנסה בפיגור אינו מובהק. מהעדר מובהקותו של מקדם ההכנסה בפיגור עדיין לא ניתן להסיק, שמשתנה זה אינו שייך למשוואה זו, כי כפי שציינו לעיל, משתנה ההכנסה הוא אנדוגני במשוואה, ולכן המקדמים (וסטיות התקן) עלולים להיות מוטעים.

18 המשוואות השונות שנאמדו תחת ספציפיקציות אלטרנטיביות מובאות בטיטת קודמת של עבודה זו, שניתן לקבלה מידי המחברים.

19 הערכים בסוגריים הם ערכי t של המקדמים; הסטטיסטיים DW ו- $\bar{R}^2$ הם הסטטיסטיים של Durbin & Watson לבדיקת מיתאם סדרתי מסדר ראשון; מקדם המיתאם המרוכה מתוקן לפי דרגות חופש וסטיות התקן של המשוואה. בהתאמה.

20 ראה Durbin (1970).

21 ברמח מובהקות של 5 אחוזים.

מאמדה של משוואה (I) בשיטת משתנה עזר התקבלה המשוואה:

$$(I') \quad CT = 0.043 + 0.205Y + 0.817CT_1 - 0.130Y_1$$

(1.22) (2.76) (5.68) (-1.52)

$$DW = 2.138 \quad LM^{22} = 0.53 \quad s = 0.02734$$

(משתני העזר שהשתמשו בהם הם ההעברות מחוץ לארץ וצריכת מלכ"ר — בהווה ובפיגור של שנה — ומשתנה הזמן)

נשים לב, שהמקדמים של ההכנסה וההכנסה בפיגור עתה גדולים יותר, וגם ערכי ה- t המוחלטים שלהם גבוהים יותר, ומכאן נראה, שהתעלמות מבעיית הסימולטניות גוררת הטיה כלפי אפס באומדני המקדמים הללו.

את המשוואה אמדנו גם בווריאציות נוספות. כאשר משמיטים את משתנה ההכנסה בפיגור, מתקבל מקדם קטן יותר להכנסה, עם ערך t קטן יותר, וכן מתקבל מיתאם סדרתי חיובי ומובהק בסטיות ממשוואה זו. לכן העדפנו את הניסוח דלעיל, אף שלא ברור, אם משתנה ההכנסה בפיגור הוא המתאים להיכלל במשוואה זו, או שהוא משמש רק קירוב למשתנים אחרים שחסרים במשוואה. עניין זה אנו משאירים פתוח לעת עתה, ומתכוונים לעסוק בו בעתיד.

נשים לב, שהמשוואה המתקבלת זהה במבנה למשוואת Modigliani (משוואה 15). אם נקבל את גישתו של Modigliani, תהיה משמעות הסימן השלילי של מקדם ההכנסה בפיגור, שהנטייה השולית לצרוך מההכנסה השוטפת היא, כצפוי, גבוהה מהנטייה השולית לצרוך מהרכוש. את משוואה (I') ניתן לרשום גם באופן הבא:

$$(I'') \quad CT = 0.286 + 0.075Y + 0.817CT_1 + 0.130DY$$

כאשר: $DY = Y - Y_1$

מכאן, שגם ההכנסה השוטפת וגם השינויים בהכנסה משפיעים על התצרוכת. את הביטוי DY ניתן לפרש כקירוב להכנסה הטרנזיטורית²³.

משוואת הביקוש למוצרים שוטפים

אומדני ריבועים פחותים של המשוואה הנבחרת הם:

$$(II) \quad CNDF = 0.057 + 0.296CTI - 0.305DRPCNDF + 0.398CNDF_1$$

(4.66) (4.45) (-3.11) (2.98)

$$DW = 2.308 \quad h = 0.895 \quad R^2 = 0.994 \quad s = 0.007466$$

כאשר: $DRPCNDF = RPCNDF - RPCNDF_1$

22 LM הוא הסטטיסטי האנלוגי ל-DW (או למבחן ה- h), כאשר האמידה נעשית בשיטת משתנה עזר. (ראה נספח 2.)

23 ראה Evans (1971), עמ' 61.

במשוואה זו כל המקדמים מובהקים, וסימנם הוא כצפוי, ההתאמה טובה, ואין עדות למיתאם סדרתי. במשוואה לא מופיע המחיר היחסי, אלא השינוי במחיר היחסי. כאשר אמדנו משוואה זו ללא מגבלה על מקדמי המחיר היחסי בהווה ובפיגור, התקבלו מקדמים כמעט זהים בגודלם ובעלי סימן הפוך. כאשר החלנו מגבלה זו, ירדה סטיית התקן של המשוואה, (ה- $\bar{R}^2$ עלה), ושאר המקדמים לא השתנו.

כאשר אמדנו משוואה זו בשיטת משתנה עזר (ראה לוח 2), התקבל מקדם דומה לשינוי במחירים היחסיים, אולם המקדם של סך הצריכה גדל, והמקדם של צריכת מוצרים שוטפים בפיגור קטן. נראה, שהתעלמות מבעיית הסימולטניות גורמת גם כאן (כמו במשוואת סך הצריכה) הטיה כלפי מטה במקדם של המשתנה האנדוגני. תוצאה זו מעידה, שסך הצריכה אינו משתנה אקסוגני במשוואת הביקוש לרכיבי התצרוכת.

משוואת הביקוש לשירותים

אומדני ריבועים פחותים של המשוואה הנבחרת הם:

$$(III) \quad CS = 0.026 + 0.189CTI - 0.021RPCS + 0.622CS_1 - 0.098CTI_1$$

$$(1.24) \quad (4.14) \quad (-0.66) \quad (2.58) \quad (-1.70)$$

$$DW = 1.950 \quad LM = 0.01 \quad \bar{R}^2 = 0.987 \quad s = 0.005815$$

למשוואה זו התאמה טובה (פרט לשנת 1973), הסטטיסטי של Durbin & Watson קרוב ל-2, והסטטיסטי ה- LM מקבל ערך נמוך מאוד²⁴. מקדם המחיר היחסי אינו מובהק, אולם סימנו הוא כצפוי. כאשר הוספנו את המחיר היחסי בפיגור, התקבל מקדם חיובי מובהק למחיר היחסי, ושילולי מובהק — למחיר היחסי בפיגור. ניסינו גם וריאציות נוספות, ולא התקבל בהן מקדם שילולי מובהק למחיר היחסי. מאחר שאין זה סביר שמקדם המחיר היחסי יהיה חיובי, בחרנו במשוואה דלעיל. בהמשך נראה, שבאמידה הסימולטנית השונות של מקדם זה קטנה, וערך ה- t (המוחלט) שלו גדל. (במודל האקונומטרי של הבנק התקבל מקדם חיובי ומובהק למחיר היחסי במשוואה דומה ל-III) — משוואה 5.1 שם. גם בעבודתם של בן ציון ושיפר (1981) התקבל מקדם חיובי למחיר היחסי במשוואת השירותים). באמידה בשיטת משתנה עזר התקבלו מקדמים דומים לאלו שב-III). ראה לוח 3.

משוואת הביקוש למוצרים בני-קיימא

אומדני ריבועים פחותים של המשוואה הנבחרת הם:

$$(IV) \quad CD = 0.049 + 0.462DCTI_{02} - 0.158RPCD + 0.921CD_{12} + 0.099RPCD_1$$

$$(1.75) \quad (16.12) \quad (-5.75) \quad (15.93) \quad (3.13)$$

$$DW = 2.258 \quad h = 0.61 \quad \bar{R}^2 = 0.987 \quad s = 0.005273$$

$$DCTI_{02} = CTI - CTI_2 \quad \text{כאשר}$$

$$CD_{12} = (CD_1 + CD_2) / 2$$

24 במקרה זה אי אפשר לחשב את הסטטיסטי h , עקב שונות גדולה יחסית של מקדם CS_1 (ראה Durbin 1970). ולכן חישבנו את הסטטיסטי האלטרנטיבי. (ראה נספח 2).

כל המקדמים במשוואה זו מובהקים. אין עדות למיתאם סידרתי, וההתאמה טובה מאוד. מכאן, שכדי לקבל תיאור סביר להתנהגות הביקוש (או הרכישה) של מוצרים בני-קיימא, יש לאפשר יותר מפיגור אחד. ממשוואה זו מתברר, שהתנהגות הביקוש לבני-קיימא שונה מזו של הביקוש לרכיבים האחרים. הביקוש לבני-קיימא אינו מושפע מסך הצריכה, אלא משינויים בסך הצריכה. המשוואה המתקבלת דומה באופיה למשוואה המתקבלת מגישת המאין (הנהוגה כאמידת משוואת השקעות), אף-על-פי שנקודת המוצא כאמידת משוואה זו היתה דומה לזו של המשוואות האחרות. תוצאה זו מחזקת את הרגשתנו, שבאמידה אמפירית של מערכות ביקוש אין לכפות מבנה זהה לפונקציות הביקוש השונות. התוצאה המתקבלת אינה מפתיעה: היא מעידה, שהתנהגות הפרטים ברכישת מוצרים בני-קיימא אכן נושאת אופי של השקעה.

ב. אמידה סימולטנית של המודל

את המשוואות הנבחרות, (I) עד (IV), אמדנו סימולטנית בשיטת הריבועים הפחותים בשלושה שלבים — פעם בהנחה שהמחירים היחסיים הם אקסוגניים, ופעם — בהנחה (הריאלית יותר), שהם אנדוגניים. (כיוון שבשלב זה אין בידינו משוואות המתארות כיצד נקבעים המחירים היחסיים, השתמשנו במחירים היחסיים בפיגור כמשתני עזר למחירים היחסיים בהווה.)

בלוחות הבאים נציג את האומדנים המתקבלים בשיטה זו לכל אחת מהמשוואות, וכן את האומדנים שהתקבלו בשיטת משתנה עזר ובשיטת הריבועים הפחותים הרגילים.

אלה המסקנות העולות מארבעת הלוחות הללו: אומדני הריבועים הפחותים בשלושה שלבים הם בעלי שונות קטנה יותר משל האחרים, סטיית התקן של כל אחת מהמשוואות שנאמדו בשיטה זו קטנה מזו של האחרות וכמעט כל האומדנים שנאמדו בשיטה זו הם מובהקים יותר. תוצאה זו תואמת את התיאוריה האקונומטרית, שלפיה אומדנים אלו יעילים יותר מהאחרים, ומחזקת את סבירותה של הספציפיקציה שנבחרה לכל אחת מהמשוואות.

האומדנים המשופרים המתקבלים בשיטת הריבועים הפחותים בשלושה שלבים מעידים, שהצריכה ורכיביה אכן נקבעים סימולטנית. כיוון שהתנהגות הביקוש למוצרים בני-קיימא שונה מזו של הביקוש לשאר רכיבי התצרוכת, נשמעת לעתים הטענה, שיש לאמוד משוואה זו בנפרד. לוח 4 מלמד, שלמרות השוני בהתנהגות קיימת תלות בין סך התצרוכת לרכישת בני-קיימא ובין רכישת בני-קיימא לצריכת מוצרים אחרים, ותלות זו יש להביא בחשבון בכל אמידה של פונקציית צריכה מיצרפית או של מערכות ביקוש. זאת ועוד: בכל מחקר שבו אומדים מערכות ביקוש ראוי לשלב פונקציית צריכה מיצרפית, כדי להגדיל את יעילות האומדנים המתקבלים ולשפר את טיב החיזוי. (אותו דבר אמור, כמובן, לגבי מחקר על פונקציית תצרוכת מיצרפית.)

משוואת הצריכה המיצרפית ומשוואת הביקוש לרכיבים שתיהן רגישות להנחת האקסוגניות לגבי המחירים היחסיים. במשוואת השירותים — כאשר מסירים את הנחת האקסוגניות לגבי המחירים היחסיים — מתקבל למחיר היחסי מקדם גדול יותר, וערכו המוחלט של γ גדול יותר. במשוואת הצריכה המיצרפית המקדמים של ההכנסה וההכנסה בפיגור גדולים יותר ומובהקים יותר.

לוח 1
משוואת התצרוכת המיצרפית

השיטה	קבוע	Y	CT_1	Y_1	DW	סטיית התקן	$\bar{R}^2$
מחירים אנדוגניים	.035	.192	.871	-.138	2.258	.02450	
3SLS	(1.16)	(3.37)	(7.20)	(-2.03)			
מחירים אקסוגניים	.036	.174	.885	-.127	2.270	0.2438	
3SLS	(1.18)	(3.08)	(7.33)	(-1.87)			
משתנה עזר	.043	.205	.817	-.130	2.138	.027342	
	(1.22)	(2.76)	(5.68)	(-1.52)			
א.ר.פ.	.048	.157	.827	.088	2.112	.02689	0.975
	(1.38)	(2.48)	(5.86)	(-1.14)			

לוח 2
משוואת הביקוש למוצרים שוטפים

השיטה	קבוע	CTI	$DRPCNDF$	$CNDF_1$	DW	סטיית התקן	$\bar{R}^2$
מחירים אנדוגניים	.063	.345	-.299	.302	2.138	.006823	
3SLS	(5.71)	(5.57)	(-3.38)	(2.43)			
מחירים אקסוגניים	.061	.332	-.305	.327	2.191	.0067745	
3SLS	(5.59)	(5.52)	(-3.62)	(2.71)			
משתנה עזר	.070	.402	-.294	.187	1.951	.008002	
	(4.58)	(4.20)	(-2.80)	(.979)			
א.ר.פ.	.057	.296	-.305	.398	2.308	.007466	0.994
	(4.66)	(4.45)	(-3.11)	(2.98)			

לוח 3
משוואת הביקוש לשירותים

השיטה	קבוע	CTI	$RPCS$	CS_1	CTI_1	DW	סטיית התקן	$\bar{R}^2$
מחירים אנדוגניים	.040	.180	-.039	.616	.081	1.960	.005171	
3SLS	(2.13)	(4.39)	(-1.39)	(2.96)	(-1.62)			
מחירים אקסוגניים	.031	.213	-.027	.532	-.099	1.754	.005139	
3SLS	(1.77)	(5.4)	(-1.00)	(2.70)	(-2.04)			
משתנה עזר	.026	.178	-.020	.636	-.091	2.004	.005826	
	(1.20)	(3.21)	(-0.613)	(2.60)	(-1.48)			
א.ר.פ.	.026	.189	-.021	.622	.098	1.950	.005815	.987
	(1.24)	(4.14)	(-0.66)	(2.58)	(-1.70)			

לוח 4
משוואת הביקוש לבני-קיימא

השיטה	קבוע	$PCCTI_{m2}$	$RPCD$	CD_{12}	$RPCD_1$	DW	סטיית התקן	$\bar{R}^2$
מחירים אנדוגניים	.056	.424	-.148	.913	.086	2.114	.004832	
3SLS	(3.42)	(18.25)	(-5.78)	(19.15)	(3.19)			
מחירים אקסוגניים	.055	.419	-.143	.915	.083	2.050	.004987	
3SLS	(2.44)	(18.07)	(-6.43)	(19.54)	(3.37)			
	.055	.448	-.158	.910	.096	2.230	.005313	
	(1.9)	(14.37)	(-5.56)	(15.47)	(3.03)			
א.ר.פ.	.049	.462	-.158	.921	.099	2.258	.005273	.987
	(1.75)	(16.12)	(-5.57)	(15.93)	(3.13)			

4. חיזוי וסימולציה

בסעיף זה נעסוק בכמה נושאים: תחילה נערוך סימולציה דינמית, ונבחן את יכולת המודל לשחזר את העבר. לאחר מכן נציג חיזוי של הצריכה ורכיביה לשנת 1980. בהמשך נציג לוח של גמישויות הצריכה ורכיביה, ונערוך כמה סימולציות, שמטרתן לבדוק את ההשפעה של שינויים בהכנסה ובמחירים היחסיים על הצריכה ורכיביה בטווח הקצר והארוך. האומדנים שישמשו אותנו בסעיף זה הם אומדני ריבועים בשלושה שלבים, בהנחה שהמחירים היחסיים אנדרוגניים (השורה הראשונה בכל אחד מהלוחות (1) עד (4) שבסעיף 3).

א. סימולציה דינמית

ממובנהקוטה (הסטטיסטית) של כל אחת מהמשוואות הבודדות עדיין לא מובטח, שלמודל בכללותו תהיה יכולת תפקוד סבירה. אחת הדרכים לבדוק את טיבו של מודל סימולטני היא על ידי סימולציה. אנו מציבים למשתנים האנדרוגניים ערכים התחלתיים, מציבים את ערכי הפרמטרים ואת ערכי המשתנים האקסוגניים לתקופה הרצויה ועל-ידי כך מייצרים את המשתנים האנדרוגניים לתקופה הנדרשת; בכל שלב אנו משתמשים בערכים החזויים (מהתקופה הקודמת) של המשתנים האנדרוגניים כתשומה לתקופה שלאחריה. אם תקופת הסימולציה היא תקופת המדגם (תקופת האמידה), נקרא התהליך המתואר "סימולציה דינמית הסטורית". השוואה של הערכים המיוצרים (או החזויים) עם הערכים בפועל מאפשרת לבחון את המבנה הדינמי של המודל.

אחד הקריטריונים המקובלים להערכת מדת הקרבה שבין הערכים החזויים לערכים בפועל הוא מקדם אי-השוויון של Theil²⁵. מקדם זה מקבל ערכים בין אפס לאחד, וככל שהוא קטן יותר כך הערכים החזויים קרובים יותר לערכים בפועל. מדד זה (שנסמנו ב- V) ניתן לפירוק לשלושה רכיבים. הראשון (V^m) משמש אינדיקטור לטעות שיטתית בערכים החזויים: ערך גדול (מעל 0.2) מורה על הטיה ועל חשש להתבדרות של הערכים החזויים. הרכיב השני (V^s) משמש אינדיקטור ליכולת המודל לשחזר את מדת ההשתנות של המשתנה האנדרוגני הרלבנטי ולחיזוי נקודות מפנה. הרכיב השלישי (V^c) נקרא "טעות לא שיטתית", ערך זה — רצוי שיהיה גדול ככל האפשר²⁶. (המצב האידיאלי הוא $V^m = V^s = 0; V^c = 1$).

את הסימולציה ערכנו עם ארבע משוואות המודל. המשתנים האקסוגניים בסימולציה זו הם: ההכנסה הפנויה, המחירים היחסיים וצריכת הזרים בארץ. המשתנים האנדרוגניים הם הצריכה ורכיביה. בדיאגרמות 2 עד 6 ובלוח 5 ניתן לבחון את טיב תוצאות הסימולציה של המודל. מתברר, כי (א) בכל המשוואות קיים מיתאם גבוה בין הערכים החזויים לערכים בפועל, ואין חשש להתבדרות אף באחת מהמשוואות. מכאן, שהמודל מייצר משתנים דומים לאלו שנמדדו בפועל, ועיקר הטעויות הן מקריות ולא שיטתיות. (ב) אף שלא אמדנו משוואה שבה המשתנה התלוי הוא הנמ"צ, עדיין משחזר המודל בצורה טובה למדי את התנהגות משתנה זה בתקופת המדגם.

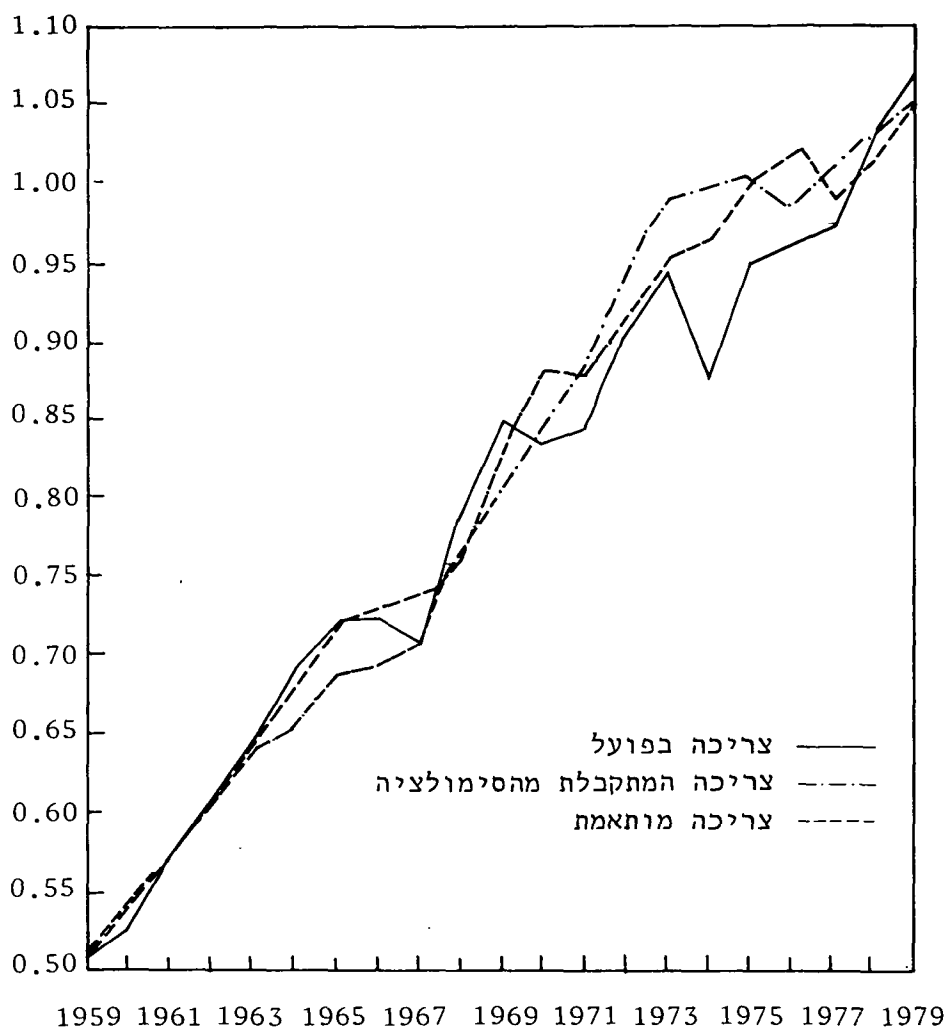
25 ראה, למשל, Pindyck & Rubinfeld (1981).

26 נסמן ב- A_i את הערך בפועל וב- P_i את הערך המיוצר על ידי הסימולציה. בסימון זה:

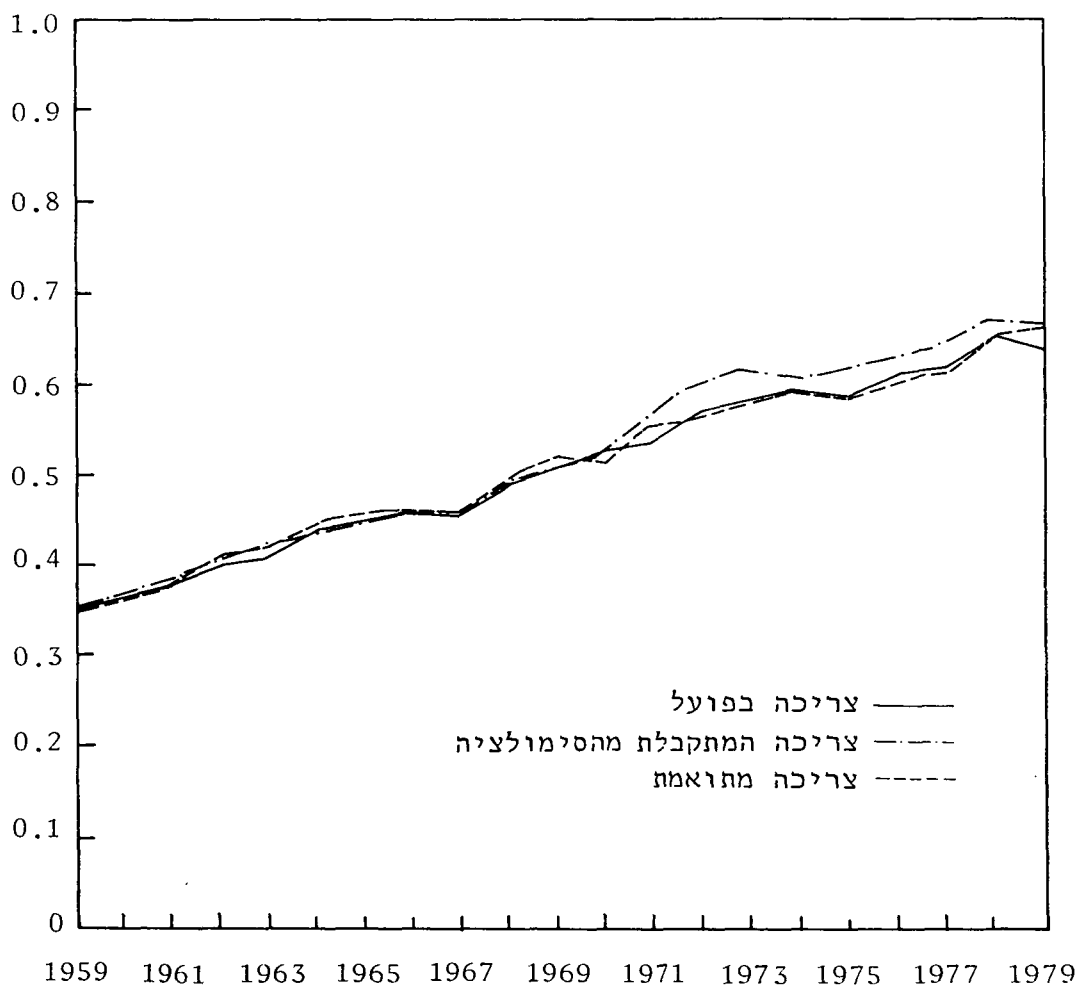
$$V = [T^{-1} \sum (A_i - P_i)^2]^{1/2} / [(T^{-1} \sum A_i^2)^{1/2} + (T^{-1} \sum P_i^2)^{1/2}]$$

נסמן $G = T^{-1} \sum (A_i - P_i)^2$: בסימון זה: $V^m = (\bar{A} - \bar{P})^2 / G$, $V^s = (S_A S_P)^2 / G$, $V^c = 2(1-r) S_A S_P / G$. כאשר $\bar{A}$, $\bar{P}$, S_A , S_P הם הממוצעים וסטיית התקן של A_i ו- P_i ו- r הוא מקדם המיתאם ביניהם. $V^m + V^s + V^c = 1$.

דיאגרמה 2'
הצריכה המיצרפית



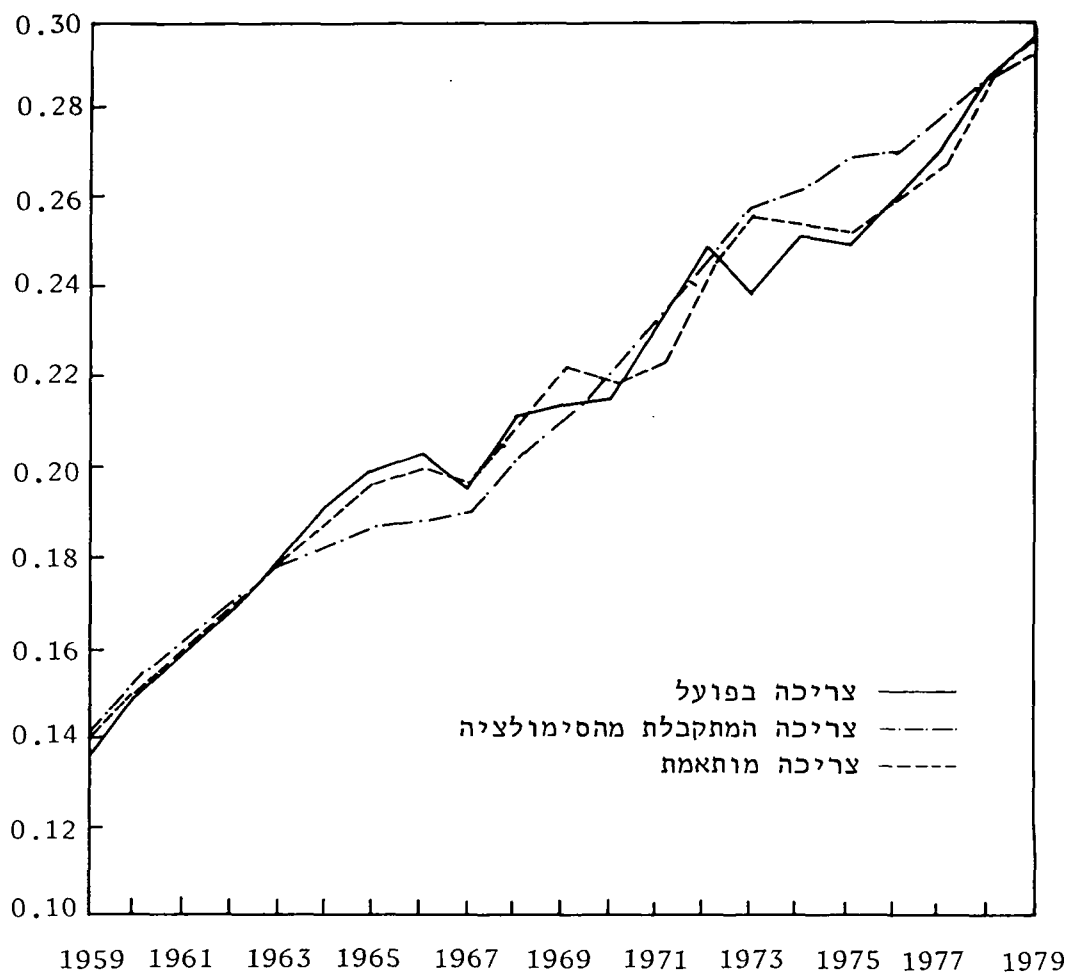
דיאגרמה 13
צריכת מוצרים שוטפים



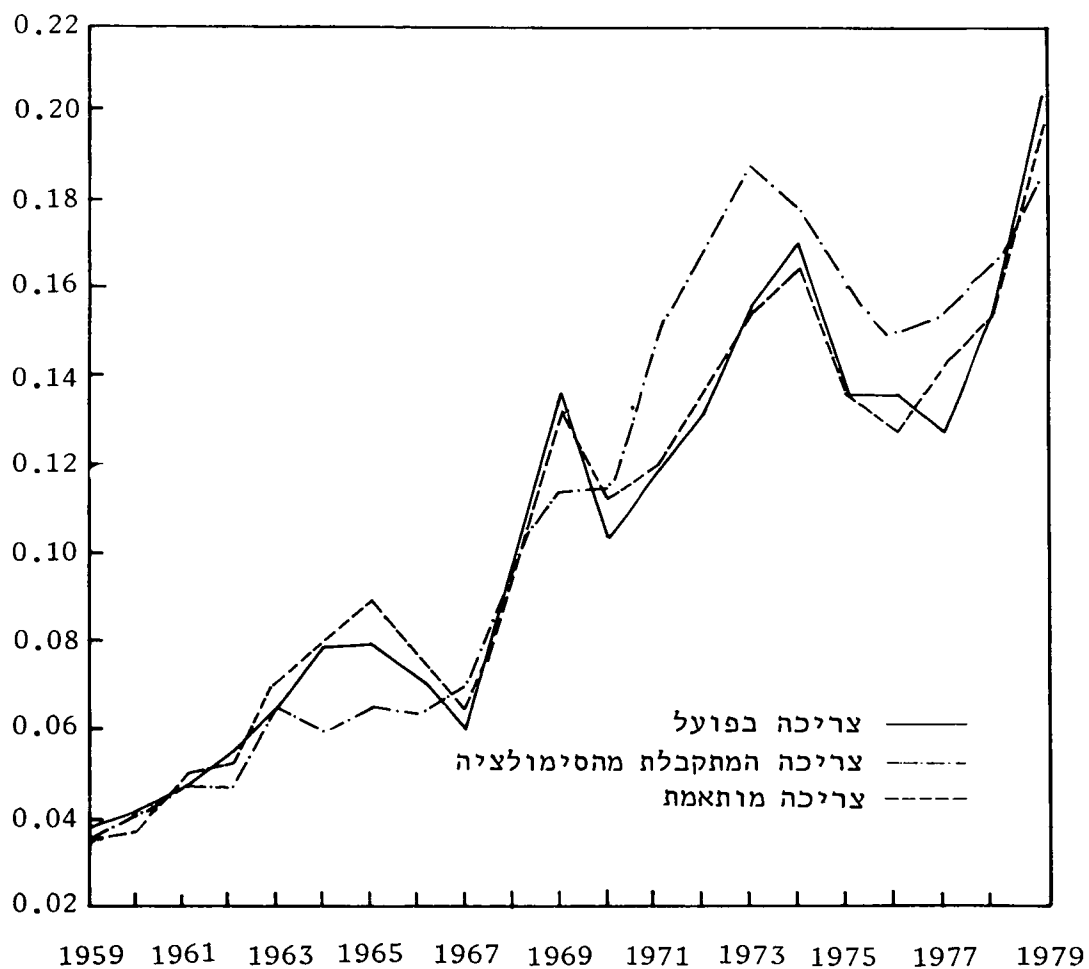
(1) נתונים מדויקים ראה בנספח 3.

דיאגרמה ¹⁴

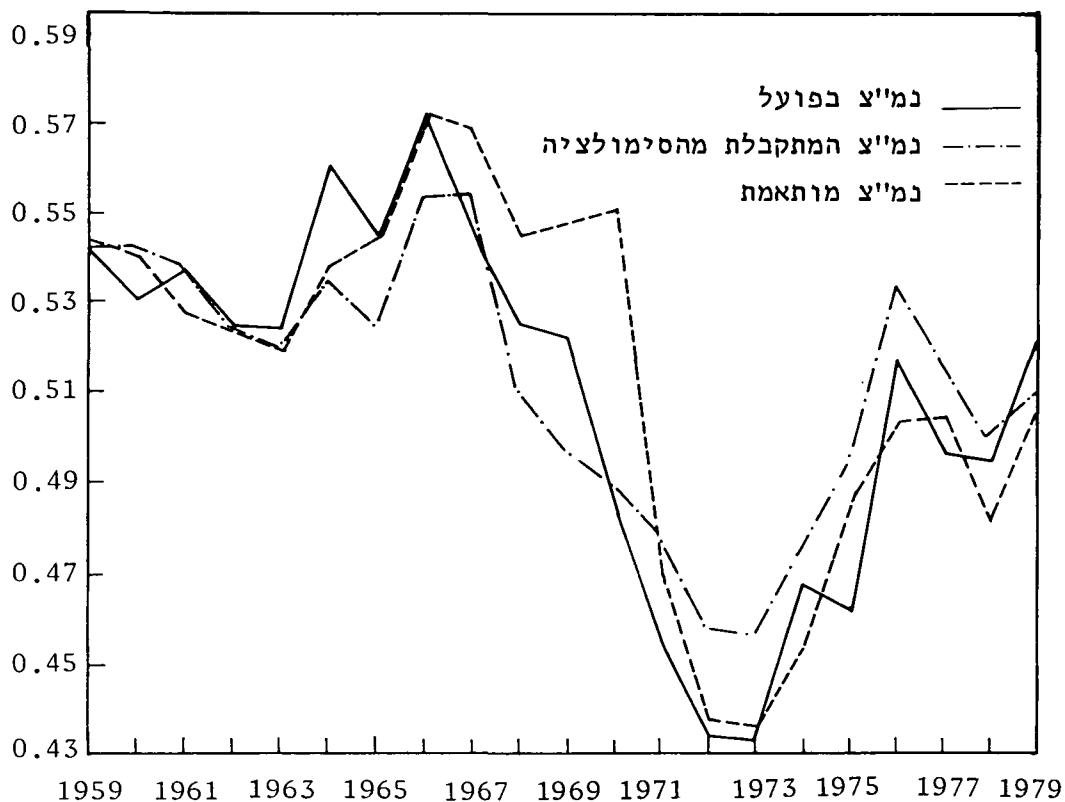
צריכת שירותים



דיאגרמה 15
צריכת מוצרים בנייקימא



דיאגרמה 6
הנטייה הממוצעת לצרוך



לוח 5
השוואה של הערכים החזויים בסימולציה אל הערכים בפועל

משוואה	ריבוע מקדם המיתאם				
	V	Vm	Vs	Vc	
צריכה מיצרפית	0.977	0.018	0.064	0.167	0.769
מוצרים שוטפים	0.990	0.011	0.089	0.256	0.655
שירותים	0.966	0.020	0.052	0.084	0.864
בנייקימא	0.902	0.076	0.054	0.201	0.745
נמ"צ	0.885	0.016	0.024	0.385	0.591

ב. חיזוי לשנת 1980

המודל נאמד על סמך נתוני השנים 1958 עד 1979. כאשר ניגשנו לחזות את הצריכה לשנת 1980 כבר היו בדינו נתוני שנה זו. לוח 6 מציג חיזוי של הצריכה ורכיביה לשנת 1980, בכמה אלטרנטיבות. שלוש העמודות הראשונות מבוססות על ההנחה, שהמחירים היחסיים נשארים קבועים, והשינוי הוא רק בהכנסה הפנויה (עולה ב־4 אחוזים, קבועה ויורדת שוב ב־4 אחוזים); בעמודה הרביעית אנו מציגים חיזוי לערכים בפועל, כלומר במחירים היחסיים ובהכנסה הפנויה של שנת 1980 (ההכנסה ירדה ב־4.3 אחוזים); בעמודה החמישית אנו חוזים רק את השינוי ברכיבי התצרוכת, ואילו השינוי בסך הצריכה נתון (ירידה של 8.6 אחוזים); בעמודה השישית אנו מציגים את התוצאות בפועל (נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ובנק ישראל).

לוח 6
חיזוי לשנת 1980 (אחוז שינוי לעומת 1979)

המשוואה	הכנסה עולה ב־4%	הכנסה קבועה	הכנסה יורדת ב־4%	חיזוי בפועל	חיזוי הרכיבים	נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
צריכה מיצרפית	2.1	0.6	-0.91	-0.94		-8.6
מוצרים שוטפים	4.9	4.0	0.3	-0.4	-4.6	-9.5
שירותים	2.0	1.1	0.1	-0.2	-5.0	-4.8
בני־קיימא	-3.9	-7.0	-12.0	0.8	-18.1	-14.6

השוואה של עמודות 4 ו־6 מלמדת, כי תוצאות החיזוי אינן קרובות לתוצאות בפועל. מנתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה עולה, שהצריכה (הרלבנטית) ירדה ב־8.6 אחוזים (וההכנסה — ב־4.3 אחוזים). מהתנהגות הצריכה בתקופת המדגם מתברר, ששנת 1980 היתה שנה יוצאת דופן. הירידה בסך הצריכה שחלה בשנה זו חריפה יחסית לעבר, והיא מעבר למתחייב מהירידה בהכנסה. במשך כל תקופת המדגם ירדה הצריכה בשלוש שנים בלבד ובשיעורים נמוכים יחסית (2.1 אחוזים ב־1967, 1.7 ב־1970 ו־4.5 ב־1975). אם נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 1980 מהימנים (דבר המוטל בספק — ראה קונדור 1981), אזי סביר, שממשוואה הנאמדת רק על סמך משתנים אלו לא נקבל חיזוי כמותי מדויק. מכל מקום — אינדיקציה לגבי כיוון השינוי ניתן לקבל ממנה. מאחר שאת רכיבי הצריכה קובע סך הצריכה, ברור, שטעות בחיזוי הצריכה תגדור גם טעות בחיזוי הרכיבים.

מהשוואה של עמודות 5 ו־6 עולה, שחיזוי נפרד של הרכיבים (כאשר סך הצריכה נתון ברמה של 1980) תואם את התוצאות בפועל פרט לחיזוי הצריכה של מוצרים שוטפים. לוח הגמישויות (תת סעיף ג להלן) מראה, שלצריכת מוצרים שוטפים גמישות הכנסה קטנה יחסית, ומכאן שירידה של 9.5 אחוזים ברכיב זה גם היא חריגה. השוואת עמודות 3 ו־4 מלמדת על השפעתו של שינוי במחירים היחסיים. הרכיב של בני־קיימא הוא הרגיש ביותר הן לשינויים בהכנסה והן לשינויים במחיר היחסי, וניתן לומר, שלולא הירידה המשמעותית במחירים היחסי של בני־קיימא (25 אחוזים), היתה הירידה ברכישת בני־קיימא גדולה הרבה יותר מזו שהיתה.

ג. השפעה של שינויים בהכנסה ובמחירים היחסיים על הצריכה ורכיביה

כפי שצינו לעיל, מודל זה אינו מודל של קביעת ההכנסה, ולכן לא נוכל ללמוד בשלב זה על מדת ההשפעה של שינוי ברכיבי התצרוכת על ההכנסה ועל סך התצרוכת, או על מדת השפעתם של שינויים בתצרוכת על ההכנסה. לכן בדיון שלהלן נראה בהכנסה הפנויה ובמחירים היחסיים משתנים אקסוגניים.

לוח 7 מציג את גמישויות ההכנסה של סך הצריכה ביחס להכנסה הפנויה וכן את גמישויות ההכנסה והמחיר של רכיבי התצרוכת. (גמישות ההכנסה של הרכיבים היא ביחס לסך התצרוכת). כל הגמישויות חושבו בנקודת הממוצעים. לשם חישוב גמישויות הטווח הארוך הנחנו קצב גידול אפס במשתנים.

לוח 7
גמישויות בטווח הקצר ובטווח הארוך

המשוואה	בטווח הקצר		בטווח הארוך
	גמישות המחיר	גמישות ההכנסה	גמישות ההכנסה
צריכה מיצרפית		0.381	0.833
מוצרים שוטפים	-0.596 ¹	0.579	0.829
שירותים	-0.182	0.712	1.019
בני־קיימא	-1.579	3.528 ¹	- ²
צריכת בני־קיימא	—	3.133	1.639
וצריכת ישראלים ¹			
בחול"ל (מחושב כשארית)			

(1) המשתנה שלגביו חושבה הגמישות הוא משתנה הפרש.

(2) אם מניחים קצב גידול אפס, לא ניתן לחשב גמישות במקרה זה.

(3) הגמישויות בשורה זו חושבו בדרך עקיפה. לצורך החישוב נעזרנו בזהות:

$$1 = \eta_{CNDP} W_{CNDP} + \eta_{CS} W_{CS} + \eta_{CDIO} W_{CDIO}$$

$$CDIO = CD + CIO$$

כאשר:

$$w_x - \text{המשקל של } x \text{ ב- } CTF$$

$$\eta_x - \text{גמישות של } x \text{ ביחס ל- } CTF$$

משקל צריכת ישראלים בחוץ לארץ (CIO) ב-CDIO הוא 0.2.

הלוח מלמד, שגמישות סך התצרוכת בטווח הקצר גבוהה יחסית, וכ־40 אחוזים מההשפעה מתבטאים בתקופה הראשונה. בין רכיבי התצרוכת, הביקוש לבני־קיימא הוא הרגיש ביותר הן לשינויים בצריכה והן לשינויים במחיר היחסי. גמישויות הטווח הארוך של סך הצריכה ושל רכיביה קרובות לאחת (פרט לבני־קיימא).

גמישויות הטווח הקצר מלמדות על ההשפעה המידית של שינויים בהכנסה או במחירים היחסיים; גמישויות הטווח הארוך מלמדות על השפעה כוללת בטווח הארוך; לעתים מעניינת גם ההשפעה בטווח הבינוני, כלומר בשנים הראשונות. כדי לבדוק השפעה זו ערכנו שני סוגי סימולציה.

הסימולציה הראשונה נועדה לבחון את השפעתם של שינויים בהכנסה הפנויה על התצרוכת. את הסימולציה ערכנו לשנים 1978 עד 1985; לגבי השנים 1978 עד 1979 השתמשנו בנתוני המדגם; לגבי השנים 1980 עד 1985 הנחנו, שהמחירים היחסיים נשארים ברמה של 1979, ולגבי ההכנסה הפנויה הנחנו את האלטרנטיבות הבאות:

- (א) ההכנסה הפנויה קבועה ברמת 1979.
 (ב) ההכנסה הפנויה עולה ב־4 אחוזים בכל שנה החל בשנת 1980.
 (ג) ב־1980 היתה ההכנסה הפנויה כמו ב־1979, ב־1981 גדלה ב־8 אחוזים, ולאחר מכן גדלה ב־4 אחוזים בכל שנה.
 (ד) ב־1980 היתה ההכנסה כמו ב־1979, והחל מ־1981 היא גדלה ב־4 אחוזים בכל שנה.
 כלוח 8 מוצגת רמת הצריכה, הנמ"צ וכן מוצג ההבדל (באחוזים) בין רמות הצריכה — באלטרנטיבות השונות.

לוח 8
ההשפעה של שינויים בהכנסה על סך התצרוכת

השנה	א		ב		ג		ד	
	נמ"צ	צריכה	נמ"צ	צריכה	נמ"צ	צריכה	נמ"צ	צריכה
א/ב	נמ"צ	צריכה	א/ב	נמ"צ	צריכה	א/ב	נמ"צ	צריכה
1980	.502	1.036	.490	1.052	.502	1.036	.502	1.036
1981	.507	1.048	.484	1.083	.484	1.080	.495	1.064
1982	.512	1.058	.480	1.115	.479	1.112	.489	1.093
1983	.516	1.067	.475	1.148	.474	1.145	.483	1.123
1984	.520	1.075	.470	1.182	.470	1.180	.478	1.156
1985	.523	1.082	.466	1.218	.466	1.216	.473	1.189

(1) המספרים המופיעים בעמודה זו (מחולקים בשיעור הגידול של ההכנסה — 4 אחוזים), נקראים גמישויות דינמיות ומשקפים את ההשפעה המצטברת של שינוי חד־פעמי בהכנסה הפנויה על התצרוכת. טור זה הוא הסכום המצטבר של הטור ג/ב (עד כדי עיגול).

טור א' מתאר את התנהגות הצריכה במשק ללא צמיחה. מטור זה אנו למדים, שגם כאשר ההכנסה הפנויה נשארת קבועה, התצרוכת ממשיכה לגדול (והנמ"צ עולה), אם כי שיעור גידולה הולך ופוחת ושואף לאפס. טור ב' מתאר מצב של צמיחה; כאן מפגר גידול התצרוכת במדה רבה את גידול ההכנסה, והנמ"צ יורדת. תופעות אלו עולות בקנה אחד עם התפתחות הנמ"צ בתקופת המדגם (דיאגרמה 1 בסעיף 2). נציין, שירידה של הנמ"צ פירושה גידול בחיסכון — דבר המאפשר את הגדלת השימושים האחרים (וכשהנמ"צ עולה — נהפוך הוא).

את ההבדל בין ג' ו־ב' ניתן לפרש כדלהלן: נניח שהחל משנת 1980 ההכנסה לפני מס גדלה בקצב של 4 אחוזים לשנה, אם שיעור המס מההכנסה הוא קבוע, גדלה גם ההכנסה הפנויה בקצב של 4 אחוזים לשנה, ואנו במצב ב'. עתה נניח, שבשנת 1980 מעלה הממשלה את שיעור המס לרמה כזאת, שכל הגידול בהכנסה הפנויה באותה שנה נספג במסים²⁷, ובשנים הבאות שב שיעור

27 אם שיעור המס ההתחלתי הוא, למשל, 0.2, אזי כדי לספוג את כל הגידול בהכנסה הפנויה (4 אחוזים), יש להעלות את שיעור המס ל־0.23 (כלומר ב־15 אחוזים).

המס ויורד לרמה שהיתה לפני שנת 1980 (מצב ג'). מהשוואה של טורים ג' ו-ב' ניתן ללמוד, שעיקר השפעת צעד כזה מתבטאת בשנה הראשונה, ולאחר מכן הולך הפער (באחוזים) בין ג' ו-ב' ומצטמצם במהירות (כ-40 אחוזים מהשינוי בהכנסה מתבטאים בשינויים בצריכה כבר בשנה הראשונה וכ-75 אחוזים — ב-5 השנים הראשונות). את אפשרות ד' ניתן לפרש כמו את ג', אלא שכאן הממשלה משאירה את שיעור המס ברמתו החדשה (והגבוהה יותר). השפעת צעד כזה בטווח הקצר זהה לזו שב-ג', אולם לצעד כזה יש, כמובן, השלכה לטווח הארוך, והפער (באחוזים) בין ד' ו-ב' הולך וגדל. (פער זה יתכנס ל- $3.32 = 0.833 \times 4$).

שינוי מחירים יחסיים

הסימולציה השנייה נועדה לבדוק, כיצד שינוי במחירים היחסיים ישפיע על רכיבי התצרוכת (כאשר סך התצרוכת נתון). את הסימולציה ערכנו לשנים 1978 עד 1985. בשנים 1978 עד 1979 ערך המשתנים האקסוגניים הוא כערכם בתקופת המדגם. לשנים 1980 עד 1985 הנחנו קצב גידול של 4 אחוזים בהכנסה הפנויה ואת האלטרנטיבות הכאות למחירים היחסיים:

- המחירים היחסיים נשארים קבועים ברמה של 1979.
- בשנת 1980 המחיר היחסי של בני-קיימא יורד ב-10 אחוזים, ב-1981 הוא שב ועולה לרמת 1979, והחל מ-1982 נשאר קבוע (המחיר היחסי של האחרים עולה ויורד ב-2 אחוזים בהתאמה, כך שמחיר סך הצריכה נשאר בעינו).
- בשנת 1980 המחיר היחסי של בני-קיימא יורד ב-10 אחוזים, ומ-1981 ואילך הוא נשאר ברמה של שנת 1980.

לוח 9 מציג את הרמה ואת שיעור השינוי (כל שנה לעומת קודמתה) של כל אחד מהרכיבים בכל אחת מהאלטרנטיבות.

את אפשרות ב' ניתן לפרש כמצב, שבו הממשלה מחליטה להוריד באופן זמני את המחיר של בני-קיימא (למשל באמצעות הפחתת מסים על מכוניות ועל טלביזיות צבעוניות). באפשרות ג' הורדת המחירים היא פרמננטית. הלוחות דלעיל מראים, שלצעד כזה (א' ו-ב') השפעה מועטה על צריכת שירותים ומוצרים שוטפים (בטווח הקצר השינוי קטן, ובטווח הארוך אינו מורגש כלל). לעומת זאת ההשפעה על צריכת בני-קיימא היא ניכרת. בשנה הראשונה (שנת 1980) צריכת בני-קיימא עולה ב-8 אחוזים כתוצאה מצעד כזה. אם הפחתת המסים היא זמנית, אזי בטווח הארוך לא יורגש צעד כזה, אולם אם הירידה במחיר היא פרמננטית, יתקבל ברמת צריכתם פער מתמיד בין ג' ל-א' (או ב').

לוח 9

ג		ב		א		השנה
שיעור הרמה	שיעור השינוי	הרמה	שיעור השינוי	הרמה	שיעור השינוי	
מוצרים שוטפים						
.640		.640		.640		1979
.652	1.9	.652	1.9	.657	2.8	1980
.663	1.8	.672	3.1	.673	2.4	1981
.686	3.5	.689	2.5	.689	2.3	1982
.704	2.7	.705	2.4	.705	2.4	1983
.722	2.5	.722	2.4	.722	2.4	1984
.740	2.5	.740	2.4	.740	2.4	1985
שירותים						
.284		.284		.284		1979
.289	2.0	.289	2.0	.290	2.2	1980
.296	2.3	.297	2.6	.297	2.4	1981
.303	2.5	.305	2.6	.305	2.6	1982
.311	2.6	.313	2.7	.313	2.7	1983
.320	2.7	.321	2.8	.322	2.7	1984
.328	2.8	.330	2.8	.330	2.8	1985
מוצרים בני-קיימא						
.163		163		163		1979
.174	6.3	.174	6.3	.160	-1.7	1980
.185	6.3	.171	-1.4	.173	7.9	1981
.196	6.0	.184	7.4	.179	3.2	1982
.207	5.7	.190	3.1	.188	5.3	1983
.218	5.5	.200	5.1	.196	4.3	1984
.230	5.3	.208	4.1	.206	4.7	1985

5. סיכום

השיפור המתקבל באמידה הסימולטנית של המודל מעיד, שקיימים קשרי גומלין בין סך התצרוכת לרכיביה. מקומם של קשרים אלה ניתן להסיק, ששינויים ברכיבי התצרוכת מתואמים עם שינויים ברכיבים אחרים של הזהות מקורות-שימושים, ולכן יתבטאו בקביעת התוצר הלאומי בכלל ובקביעת סך התצרוכת בפרט. במסגרת מודל שלם יותר יש להביא בחשבון גם נקודה זו. המסקנה האקונומטרית היא, שבאמידת משוואות הביקוש אין לראות בסך התצרוכת משתנה אקסוגני. זאת ועוד: מאמידה סימולטנית של משוואות סך הצריכה ומשוואות הרכיבים נקבל אומדנים יעילים יותר לכל המשוואות.

המתודולוגיה שהנחתה אותנו בחיפוש אחר האפיון הדינמי של המשוואות השונות נמצאה מתאימה לתיאור הנתונים. את הקשר הדינמי בין המשתנים השונים ניתן לתאר באמצעות מספר קטן יחסית של פיאורים, וזאת תוך התחשבות באופי השונה של כל אחת מהמשוואות. עניין זה בא לידי ביטוי מלא בניסוח משוואות הביקוש לבני-קיימא. ההתנהגות המיוחדת של הביקוש לבני-קיימא הביאה כמה חוקרים להתעלמות מרכיב זה שבאמידת מערכות ביקוש. מעבודתנו עולה, שבניתוח אקונומטרי חשוב לתת ביטוי לתלות שבין רכישת בני קיימא לרכיביה האחרים של הצריכה הפרטית.

יכולת המודל לשחזר את ההיסטוריה של התצרוכת ורכיביה — כשהמסלול ההיסטורי של ההכנסה הפנויה והמחירים היחסיים נתונים — היא טובה למדי. זוהי אינדיקציה ליכולת השימוש במודל זה לבדיקת אלטרנטיבות שונות של אמצעי מדיניות והשפעתם על התצרוכת ורכיביה בטווח הקצר והארוך. מטבלת הגמישויות ומהסימולציות שערכנו ניתן ללמוד, שלשינוי במסים הישירים והעקיפים יש השפעה לא מבוטלת על התצרוכת ועל רכיביה. שינוי במחירים היחסיים, למשל, ישפיע בצורה משמעותית למדי על צריכת מוצרים בני-קיימא. כמו כן מתברר, שכ-40 אחוזים מהשינוי בהכנסה הפנויה (שינוי שיכול להתקבל למשל באמצעות הגדלת שיעור המס) מתבטא בשינויים בסך התצרוכת כבר בטווח הקצר. לעתים נשמעת הדעה, ששינוי בשיעור המס לא ישפיע על התצרוכת — אולי משום שרמתם הגבוהה של המסים מקשה על הגדלתם; תוצאות עבודתנו אינן תומכות בדעה זו.

כפי שצינו בהקדמה, מודל זה הוא שמרני. מעבודות שנעשו בעולם בכלל ובמשק הישראלי בפרט (ראה ברשימה הביבליוגרפית) עולה, כי יש מקום לבדוק את השפעתם של גורמים נוספים — כמיצרפים מוניטריים, אינפלציה, אבטלה וציפיות (לפחות בטווח הקצר) — על התצרוכת ורכיביה, ובמיוחד על פונקציות התצרוכת המיצרפית ועל פונקציית הביקוש לבני-קיימא. שילובם של גורמים אלו במודל עשוי לשפר את טיב החיזוי וכן להעמידנו על הקשר שבין סקטור זה לסקטורים אחרים במשק.

במודל שנתי כשלנו קשה לבחון במקביל את השפעתם של משתנים רבים, וזאת בגלל מספרן הקטן של התצפיות. על קושי זה ניתן להתגבר באמצעות אמידת מודל רבעוני, שיאפשר גם לעדן את האפיון הדינמי של המשוואות.

נספח I

ההצדקה התיאורטית למודל

עקרונית היינו רוצים לגזור אפיון אקונומטרי למודל באמצעות פתרון של בעיית הצרכן הבאה:

$$\begin{aligned} \max E\tilde{U}(C_0, C_1, \dots, C_T) \\ \text{s.t.} \quad W = \sum_{t=0}^T C_t' P_t R^t \end{aligned}$$

כאשר:

$$C_t = (C_{1t}, C_{2t}, \dots, C_{Nt})$$

$$P_t = (P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{Nt})$$

T הוא אופק התכנון, E הוא אפרטור תוחלת, $\tilde{U}$ היא פונקציית תועלת, C_t ו- P_t הם וקטורים של N רכיבי התצרוכת והמחירים בזמן t בהתאמה, W הוא הערך הנוכחי של ההכנסות העתידיות, ו- R הוא גורם של היוון.

כיוון ש- W תלוי במשתנים עתידיים (הכנסות וכו') שאינם ידועים בוודאות, הרי הוא משתנה מקרי, ולכן המקסימיזציה היא של תוחלת התועלת.

הניסיון היחיד המוכר לנו מן הספרות, לגזור אפיון אקונומטרי בצורה המתוארת לעיל הוא ניסיונו של Lluch (1973). בהקשר זה חשוב לציין, שההנחות הדרושות שם כדי לפתור את בעיית הצרכן בדרך אנליטית הופכות את הפתרון לבלתי מעשי כאפיון אקונומטרי.

הצדקה תיאורטית לספציפיקציה שניתנה בסעיף 2 מתקבלת מאפיון כללי של פתרון בעיית הצרכן, בהנחות הבאות: פונקציית התועלת אדיטיבית, וכל רכיב שלה הומוגני מדרגה α ; אין איזודאות על הכנסות עתידיות. ניתן אפוא לנסח את בעיית הצרכן כדלהלן:

$$\begin{aligned} \max \sum_{t=0}^T \delta^t U(C_t) \\ \text{s.t.} \quad W = \sum_{t=0}^T C_t' P_t R^t \end{aligned}$$

סך כל התצרוכת בזמן t מתקבל על-ידי:

$$C_t = \sum_{i=1}^N C_{it} P_{it}$$

נגדיר את פונקציית התועלת העקיפה בזמן t :

$$V(C_t, P_t) = \max_{C_t} \{U(C_t) / C_t = C_t' P_t\}$$

ידוע²⁸, כי V הומוגנית מדרגה 0 במחירים ובסך ההוצאה, וכי אם U הומוגנית מדרגה α בכמויות, אזי V הומוגנית מדרגה α במחירים. לכן (לפי הנחתנו) ניתן לכתוב:

$$V(C_i, P_i) = C_i^\alpha V(1, P_i)$$

מכאן ניתן לנסח את בעיית הצרכן:

$$\begin{aligned} \max \sum_{i=0}^T \delta^i V(1, P_i) C_i^\alpha \\ \text{s.t.} \quad W = \sum_{i=0}^T C_i R^i \end{aligned}$$

אם מניחים, שהמחירים היחסיים נשארים קבועים, הרי שזאת בדיוק בעיית הצרכן העומדת מאחורי התיאוריות "ההכנסה הפרמנגטית – מחזור החיים". הפתרון לתצרוכת אופטימלית הוא: $C = KW$ ²⁹. במונחים של הכנסה פרמנגטית ניתן לכתוב זאת בצורה המוכרת: $C = KY_p$. בהינתן ההוצאה האופטימלית נגזרת פונקציית הביקוש לרכיבי התצרוכת מן הזהות של Roy³⁰.

$$C_{i0} = - \frac{dV(C_0, P_0)}{dP_{i0}} \bigg/ \frac{dV(C_0, P_0)}{dC_0}$$

מכאן, שכללית:

$$C_{i0} = C_i(C_0, P_0)$$

כאשר C_{i0} היא פונקציית הומוגנית מדרגה 0 במחירים ובסך ההוצאה (התצרוכת). אם פונקציית התועלת הומוגנית (כפי שהנחנו), הרי שפונקציות הביקוש לרכיבי התצרוכת הן ליניאריות בסך ההוצאה, כלומר:

$$C_{i0} = K_i C_0 + h_i(P_0)$$

המסקנה היא, שהמערכת הנאמדת בעבודה זו מהווה קירוב אמפירי ליניארי לפתרון כללי יותר של בעיית הצרכן.

28 ראה Lau (1969).

29 ראה, למשל, Blinder (1974).

30 ראה Varian (1979).

נספח 2

בדיקת מיתאם סדרתי במשוואה הנאמדת בשיטת הריבועים הפחותים בשני שלבים

נסתכל על המודל:

$$(1) \quad y = X\beta + u$$

נניח, שהמטריצה X מכילה משתנה מסביר בפיגור (או בכמה פיגורים), ושאר המשתנים המסבירים הם אקסוגניים.

נסמן ב- e את הסטיות ממשוואה (1). לאחר שזו נאמדה בשיטת הריבועים הפחותים הרגילים. נסמן ב- e_1 את וקטור הסטיות הללו בפיגור של תקופה.

מבחן לבדיקת ההשערה של איתלות הסטיות (כנגד האלטרנטיבה של מיתאם סדרתי מסדר ראשון) ניתן לבנות בדרך הבאה¹:

נערוך רגרסיה של e על e_1 ו- X . את מקדם המיתאם המרוכב של רגרסיה זו נסמן: R_1^2 . בהשערה שהסטיות כלתי תלויות קיים:

$$(2) \quad LM = (TR_1^2)^{1/2} \sim N(0,1)$$

כאשר T הוא גודל המדגם.

אם חלק מהמשתנים המסבירים הם אנדוגניים, ואנו אומדים את (1) בשיטת משתנה עזר — אזי תהיה ההכללה של המבחן דלעיל כדלקמן:

תהי Z מטריצה מתאימה של משתני העזר (בהם המשתנים האקסוגניים שב- X). נסמן ב- f את הסטיות מ- (1) לאחר שמשוואה זו נאמדה בשיטת משתנה העזר. תהי $\hat{X}$ המטריצה החזויה על-פי הרגרסיה של X על Z . נערוך רגרסיה של f על $\hat{X}$ ו- f_1 . ואת המבחן נבנה על מקדם המיתאם המרוכב של רגרסיה זו, בדרך דומה לזו שב- (2).

נספח 3
נתונים מדויקים לדיאגרמות 2 עד 5

צריכת מוצרים שוטפים (דיאגרמה 3)			צריכה מיצרפית (דיאגרמה 2)			השנה
ערכים	ערכים	ערכים	ערכים	ערכים	ערכים	
המתקבלים	ערכים	ערכים	המתקבלים	ערכים	ערכים	
מהסימולציה	מותאמים	בפועל	מהסימולציה	מותאמים	בפועל	
.3471	.3466	.3491	.5111	.5111	.5096	1959
.3627	.3593	.3598	.5412	.5400	.5297	1960
.3789	.3779	.3795	.5725	.5625	.5722	1961
.4046	.4050	.3989	.6094	.6092	.6098	1962
.4186	.4187	.4172	.6419	.6422	.6472	1963
.4334	.4440	.4395	.6598	.6645	.6918	1964
.4441	.4553	.4525	.6922	.7201	.7193	1965
.4485	.4593	.4582	.6972	.7208	.7212	1966
.4525	.4520	.4554	.7159	.7368	.7061	1967
.4798	.4876	.4910	.7673	.7588	.7873	1968
.4994	.5168	.5084	.8068	.8242	.8475	1969
.5160	.5154	.5299	.8433	.8787	.8336	1970
.5575	.5468	.5373	.8869	.8785	.8438	1971
.5874	.5647	.5671	.9486	.9110	.9006	1972
.6058	.5828	.5871	.9916	.9898	.9426	1973
.6008	.5899	.5917	1.003	.9602	.9874	1974
.6111	.5865	.5849	1.008	.9949	.9452	1975
.6198	.6021	.6105	.9851	.9301	.9567	1976
.6339	.6167	.6249	1.013	.9880	.9709	1977
.6575	.6513	.6539	1.048	1.012	1.038	1978
.6551	.6621	.6440	1.054	1.046	1.078	1979

צריכת מוצרים בני־קיימא (דיאגרמה 5)			צריכת שירותים (דיאגרמה 4)			
ערכים המתקבלים מהסימולציה	ערכים מותאמים	ערכים בפועל	ערכים המתקבלים מהסימולציה	ערכים מותאמים	ערכים בפועל	השנה
.3572E-01	.3510E-01	.3807E-01	.1401	.1398	.1353	1959
.4042E-01	.3657E-01	.4199E-01	.1528	.1479	.1469	1960
.4683E-01	.4868E-01	.4708E-01	.1614	.1586	.1585	1961
.4590E-01	.5205E-01	.5585E-01	.1700	.1683	.1672	1962
.6283E-01	.7009E-01	.6639E-01	.1787	.1779	.1784	1963
.5922E-01	.7891E-01	.7879E-01	.1826	.1878	.1906	1964
.6391E-01	.8378E-01	.7980E-01	.1875	.1947	.1982	1965
.6252E-01	.7530E-01	.7192E-01	.1881	.1968	.2024	1966
.6866E-01	.6444E-01	.6058E-01	.1906	.1957	.1941	1967
.9601E-01	.9489E-01	.9970E-01	.2022	.2087	.2104	1968
.1128	.1324	.1360	.2102	.2210	.2131	1969
.1130	.1125	.1084	.2218	.2186	.2144	1970
.1458	.1184	.1165	.2334	.2219	.2305	1971
.1670	.1351	.1318	.2471	.2402	.2489	1972
.1866	.1547	.1558	.2578	.2540	.2393	1973
.1792	.1630	.1688	.2626	.2524	.2504	1974
.1792	.1364	.1357	.2684	.2508	.2489	1975
.1613	.1267	.1311	.2700	.2579	.2590	1976
.1487	.1419	.1279	.2782	.2662	.2704	1977
.1526	.1525	.1538	.2872	.2840	.2865	1978
.1640	.1926	.2002	.2915	.2961	.2958	1979
.1805						

ביבליוגרפיה

- בן ציון, א' ושיפר, ז' (1981), 'השפעת משתנים מונטריים על פונקציית התצרוכת', בתוך: זוסמן, צ' ופלכר, מ' (עורכים), עיונים בכלכלה 1981, ירושלים.
- ארטשטיין, י', וידר, פ', זוסמן, צ' ומרידור, ל' (1978), מודל אקונומטרי למשק הישראלי, בנק ישראל, מחלקת המחקר, ירושלים.
- לביא, י' (1977), 'פונקציית תצרוכת מצרפית', עיונים בכלכלה 1977.
- קונדור, י' (1981), 'תוצר, צריכה אישית וחלוקת הכנסות ב-1980 — חידות ופתרונותיהן', תזכיר להערות מס' 10, ירושלים (יוני).
- Barten, A.P. (1977), 'The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review', *Econometrica* 45 (January).
- Blinder, A. (1974), *Towards an Economic Theory of Income Distribution*, (M.I.T. Press) Cambridge.
- Breuch, T.S. & Pagan, A.R. (1980), 'The Long-Range Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics', *Review of Economic Studies* 47 (January).
- Chau, L.C., Huang, D.S. & Zellner, A. (1965), 'Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets', *Econometrica* 33 (July).
- Davidson, J.E.H. & al. (1978), 'Econometric Modeling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers', *The Economic Journal* 88 (December).
- Durbin, J. (1970), 'Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression, When Some of the Regressors are Lugged Abandoned Variables', *Econometrica* 38 (May).
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, (Princeton University Press).
- Hendry, D.F. & Mizon, G.E. (1980), 'Tests of dynamic Specification', *Review of Economic Studies* 47 (January).
- Johnston, J. (1972), *Econometric Methods*, 2nd ed. (McGraw-Hill) New York.
- Lau, L.J., (1969), 'Duality and the Structure of Utility Function', *Journal of Economic Theory* 1 (April).
- Lluch, C. (1973), 'The Extended Linear Expenditure System', *European Economic Review* 4.
- Maddala, G.S. (1977), *Econometrics* (McGraw-Hill) New York.
- Melnick, R. (1979), *An Econometric Study of Consumption with Unobservables*, (Ph.D. dissertation, the University of California) Berkeley.
- Modigliani, F. (1975), 'The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later', In Parkin, M. & Nobay, A.K. (eds.) *Contemporary Issues in Economics* (Manchester University Press).
- Modigliani, F. & Brumberg, R. (1954), 'Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions: An Attempt at Integration', in: Modigliani, F. (1980), *Collected Papers* 2, Cambridge.
- Phlips, L. (1979), *Applied Consumption Analysis* (North Holland Publishing Company) Amsterdam-Oxford.
- Pindyck, R.S. & Rubinfeld, D.L. (1981), *Econometric Models and Economic Forecasts*

(McGraw-Hill) New York.

Varian, H.P. (1979), *Microeconomic Analysis* (W.W. Norton Company, Inc.) New York.