דפוסי צריכה בישראל

דפוסי צריכה בישראל

מאת

ניסן לויתן

בית ספר לכלכלה ולמדעי החברה ע״ש אליעזר קפלן,
האוניברסיטה העברית בירושלים

מרכז פאלק למחקר כלכלי בישראל

ירושלים, ינואר 1964 — טבת תשכ״ד

נדפס גם באנגלית:
Consumption Patterns in Israel

Printed in Israel

נדפס בישראל

בדפוס „אחוה" בע"מ, ירושלים

המפיצים

בלומשטיין, בתי מסחר לספרים, תל־אביב

מרכז פאלק למחקר כלכלי בישראל

מוסד בלתי־תלוי שלא למטרת רווחים, שהוקם בתמיכתה של קרן מוריס ולאורה פאלק מפיטסבורג, פנסילבניה, לשם עידוד השתלמות ומחקר כלכלי.

אין לקרן זכות בעלות על מחקר זה או חלק ישיר בחיבורו והוצאתו לאור, ואין לראותה, בתוקף היותה התומכת, כסומכת ידה על כל הנאמר להלן.

הוועדה המייעצת למדעים כלכליים וסוציאליים
של האגודה הישראלית לקרנות מחקר

שמואל נ. אייזנשטדט
שמעון בז׳רנו
רובר־טו בקי, יו״ר
אליהו ל. גוטמן
דוד כוכב
ארנסט להמן
משה סמילנסקי
דן פטינקין
אהרון רמז

הוועדה המייעצת בארצות־הברית

איזידור לובין
סטייסי מיי
סימון קוזנץ, יו״ר
א. ד. קפלן
דניאל קרימר

יו״ר המרכז
סימון קוזנץ

מנהלי החקר בעבר
דניאל קרימר, 1954 ו־1955
הרולד לובל, 1956

מנהל החקר
דן פטינקין

המזכירה
חסידה ניצן

עורכים
משה גרדל
יעקב קופ

רח׳ קרן היסוד 17, ירושלים, טל. 24296, 27828

הבעת תודה

מחקר מטיפוס זה כולל כמות ניכרת של עבודה טכנית (בעיקר חישובים), החייבת להישען על מאמציהם של אנשים רבים. ברצוני להביע את תודתי לכל מי שהיה קשור במחקר בשלביו השונים. תודה מיוחדת נתונה למר מיכאל לנדסברגר על עבודתו כעוזר מחקר ולמר אסף כהן שהיה ממונה על ביצוע החישובים בשלבים הסופיים.

ברצוני להביע גם את תודתי ללשכה המרכזית לסטטיסטיקה על שהעמידה לרשותי את כל החומר הסטטיסטי שעליו מבוססת עבודה זו, וכן לעובדי מרכז פאלק: נעמי רוזנבלט ולאורה גרזון — על ההדפסה, ומשה גרדל שהעביר את החומר בדפוס.

נ. ל.

תוכן העניינים

הקדמה

פרק 1. תיאור המחקר 1
1. מבוא 1
2. סיכום הממצאים 3

פרק 2. גמישויות צריכה ביחס להכנסה ולגודל המשפחה 9
1. הכנסה וגודל המשפחה כמשתנים בלתי־תלויים 9
2. גמישויות של קבוצות מצרכים ראשיות 10
3. השוואה עם ארצות אחרות 12
4. גמישויות הכנסה למצרכי מזון מפורטים 14
5. משוואות של "איכות" 16
6. השוואת הסקרים של 1956/57 ו־1959/60 20

פרק 3. צורתן של עקומות אנגל למצרכי מזון 21
1. מבוא 21
2. הקריטריון של המיתאם הגבוה ביותר 22
3. הקריטריון של מקריות השאריות 23
4. העקומה ה"לוג־נורמלית" (*LN*) 26
5. גמישויות הכנסה שנתקבלו מפונקציות אלטרנטיביות 27

פרק 4. צריכת המזון בקבוצות דמוגרפיות שונות 31
1. משתנים דמוגרפיים נוספים 31
2. שיטת האומדן 33
3. נטיות שוליות לצרוך וגמישויות צריכה לפי יבשת מוצא 35
4. ניתוח רמות הצריכה לפי יבשת וארץ המוצא 38
5. השפעת הוותק 41

פרק 5. צריכת לא־מזון בקבוצות דמוגרפיות שונות 44
1. מבוא 44
2. *MPC* וגמישויות לפי יבשת מוצא 46
3. הבדלים ברמות צריכה לפי יבשת וארץ מוצא 47

תוכן העניינים

4. הבדלים ברמות הצריכה במצרכי לא־מזון בין ותיקים לחדשים 51
5. השפעת "משלח־יד" 52

נספחים: א. תיאור הסקרים 55
1. סקר הוצאות המשפחה 1956/57 55
2. הסקר של 1959/60 55
ב. הגדרות המצרכים 57
ג. שיטות סטטיסטיות 59
1. השימוש במשתני־עזר במחקרים של תקציבי משפחות 59
2. טיפול במשתנים רבים 60
3. טעויות הדגימה של המקדמים 61
4. ניתוח שונות משותפת 61
5. השונות של ה"ממוצעים המתוקנים" 63
ד. מקדמים של משתנים לוגריתמיים במשוואות (4.1) ו־(5.1) 64
ה. גמישויות הכנסה למצרכי מזון בארצות אירופה 66

ביבליוגרפיה 67

מפתח העניינים 68

רשימת הלוחות

לוח 1: גמישויות ההכנסה וגודל המשפחה 11
לוח 2: השוואת גמישויות הכנסה בכמה מצרכי מזון בין ארצות אירופה לבין ישראל 13
לוח 3: גמישויות הכנסה לירקות ולפירות מתוך שלושה מחקרים על תקציבי משפחות 14
לוח 4: גמישויות של מצרכי מזון מפורטים לגבי סך־כל ההוצאה וגודל המשפחה 15
לוח 5: גמישויות האיכות (P) והכמות (Q) לגבי סך־כל ההוצאה וגודל המשפחה 18
לוח 6: השוואה של גמישויות הכנסה (ηxc) שחושבו מתוך הסקרים של 1956/57 ו־1959/60 19
לוח 7: החלק הבלתי־מוסבר בהשתנות המשתנה התלוי ($1-r^2$) בשלוש הפונקציות האלטרנטיביות 23
לוח 8: השאריות מ־6 קווי רגרסיה (בל"י לחודש) של סך המזון על סך ההוצאה 23
לוח 9: הערכים של Rij המתאימים ללוח 8 24
לוח 10: הערכים $\chi^2 r$ למצרכי מזון שנתקבלו בשלוש פונקציות האומדן האלטרנטיביות 25
לוח 11: סטיות מצורפות (Rj) ל־6 מצרכי מזון שנתקבלו משלוש פונקציות אומדן אלטרנטיביות 26
לוח 12: ההוצאה הממוצעת לנפש על מצרכי מזון בהשוואה עם אומדן של רמת הרוויה 27
לוח 13: גמישויות (ηxc) של מצרכי מזון שנתקבלו משלוש פונקציות אומדן אלטרנטיביות 29
לוח 14: גמישויות הכנסה למצרכי מזון בחמש רמות הכנסה 30
לוח 15: נתוני רקע על התפלגות לפי ותק ויבשת מוצא, מתוך הסקר של 1956/57 33
לוח 16: נטיות שוליות לצרוך מצרכי מזון לפי יבשת מוצא 36
לוח 17: מבחני מובהקות של ההבדלים בפונקציות צריכת מזון של יוצאי אסיה ואירופה 37
לוח 18: גמישויות צריכה של מצרכי מזון לפי יבשת מוצא 38
לוח 19: רמות מחושבות של צריכת מזון לפי יבשת מוצא (בל"י לחודש) 39
לוח 20: נטיות ממוצעות לצרוך מצרכי מזון לפי יבשת מוצא 40
לוח 21: רמות מחושבות של צריכת מזון לפי ארץ מוצא בצורת מדדים (אירופה המזרחית = 100) 41
לוח 22: רמות מחושבות של צריכת מזון לפי יבשת מוצא וותק (בל"י לחודש) 42
לוח 23: נתוני לוח 22 בצורת מדדים (עולים חדשים יוצאי אסיה = 100) 42
לוח 24: הפרשים ברמות מחושבות של צריכת מזון בין יוצאי אסיה לבין יוצאי אירופה בתוך קבוצות ותק 43
לוח 25: הפרשים ברמות מחושבות של צריכת מזון בין ותיקים וחדשים בתוך כל יבשת מוצא 43
לוח 26: מבחני מובהקות של ההבדלים בין פונקציות צריכת לא־מזון, של יוצאי אסיה ואירופה 46
לוח 27: נטיות שוליות לצרוך מצרכי לא־מזון לפי יבשת מוצא 47
לוח 28: גמישויות צריכה של מצרכי לא־מזון לפי יבשת מוצא 48
לוח 29: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון לפי יבשת מוצא (בל"י לחודש) 48
לוח 30: נטיות ממוצעות לצרוך מצרכי לא־מזון לפי יבשת מוצא 49
לוח 31: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון לפי ארץ מוצא בצורת מדדים (אירופה המזרחית = 100) 50
לוח 32: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון לפי יבשת מוצא וותק (בל"י לחודש) 50
לוח 33: נתוני לוח 33 בצורת מדדים (עולים חדשים יוצאי אסיה = 100) 51
לוח 34: הפרשים ברמות מחושבות של צריכת לא־מזון בין יוצאי אסיה לבין יוצאי אירופה, לפי ותק 51
לוח 35: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון בין ותיקים וחדשים בתוך כל יבשת מוצא 52
לוח 36: ההשפעה נטו של יבשת המוצא ו"משלח־היד" (בל"י לחודש) 53

לוחות נספחים

לוח נספח א־1: מספר המשפחות בסקר לפי יבשת המוצא, ותקופת החקירה 56
לוח נספח ב־1: המשקל של סעיפי ההוצאה בסך הצריכה 58
לוח נספח ד־1: המקדמים של משוואה (4.1) 64
לוח נספח ד־2: המקדם של לוג s במשוואה (5.1) 65
לוח נספח ה־1: גמישויות הכנסה שחושבו מתוך נתונים של תקציבי משפחות בארצות אירופה 66

ציור

ציור 1: העקומה ה"לוג־נורמלית" מותאמת לשישה מצרכי מזון 28

קיצורים

ל.מ.ס.	הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה
FAO	Food and Agriculture Organization of the United Nations
FP	Falk Project for Economic Research in Israel

פרק 1

תיאור המחקר

1. מבוא

אפשר להבחין בשני טיפוסים של מחקרי ביקוש סטטיסטיים: א. אלה המבוססים על נתו־נים מיצרפיים של כמויות ומחירי מוצרים ועל נתוני הכנסה מיצרפיים הלקוחים מתוך סדרות עיתיות. ב. אלה המבוססים על נתונים המתייחסים להכנסות והוצאות מתוך חתך לרוחב (cross-section) הסוקר משפחות בודדות בנקודת זמן נתונה. המחקר הנוכחי הינו מן הטיפוס השני, הנקרא לעיתים קרובות "מחקר תקציבי משפחות".

למחקרים כאלה היסטוריה ארוכה יחסית, והם נערכים, בצורה זו או אחרת, כמעט בכל מדינה האוספת נתונים של סטטיסטיקה כלכלית. הנתונים נאספים בדרך כלל מתוך מידגם של משפחות הרושמות את הוצאותיהן על המוצרים השונים במשך תקופת זמן נתונה (בדרך כלל לא למעלה מחודש). המטרה העיקרית של איסוף הנתונים היא, לרוב, קביעת המשקלים למדד המחירים לצרכן, המתבסס על הוצאותיהן של משפחות שכירים. אולם מאחר שהסקר מכיל אינפורמציה על תכונות שונות של המשפחה ישנה אפשרות להשתמש בנתונים לצרכי מחקר אקונומטרי.

החומר הסטטיסטי עליו מבוסס המחקר שלנו הוא "סקר הוצאות המשפחה *1956/57*" אשר הקיף כ־6,500 משפחות שכירים יהודיות, המתגוררות בערים שכל אחת בעלת אוכלוסייה של למעלה מ־10,000 נפש. כרגיל בוצע סקר זה לצורך קביעת המשקלים במדד המחירים לצרכן[2]. התקופה בה נערך הסקר היא השנה שהחלה במאי 1956; בכל חודש נבחר מידגם חדש ובלתי־תלוי של משפחות. העובדה שסקר זה, כמרבית הסקרים מאותו טיפוס, מוגבל למשפחות שכירים עירוניות, מצמצמת כמובן את כלליותן של התוצאות.

אחת ממטרות המחקר האקונומטרי של תקציבי משפחות היא קביעת הקשרים בין צריכת מוצרים שונים לבין רמת ההכנסה — קשר המבוטא בדרך כלל במונחים של "גמישויות הכנסה". שיטת הניתוח היא ליחס את ההבדלים בצריכה של מצרך מסויים על־ידי מש־פחות שונות, להבדלים בהכנסתן. מכאן שמחקר תקציבי המשפחות הינו מחקר המבוסס

1 ראה Stigler G. J., "The Early History of Empirical Studies of Consumer Behavior", *Journal of Political Economy*, Vol. 62, p. 25, 1954.
וכן Zimmerman, C. C., *Consumption and Standards of Living*, New York, 1936, פרקים 15 ו־16, בקשר לתולדות המחקרים על תקציבי משפחות. לסיכום ממצאים של מחקרים רבים, ראה:
Houthakker, H. S., "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law", *Econometrica*, Vol. 25, 1957, p. 532.
וכן: Goreux, L. M., *Income Elasticity of the Demand for Food*, FAO, Rome, 1959.

2 הסקר נערך על־ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (להלן: ל.מ.ס.)
תיאור קצר של שיטת הסקר ותוצאותיו, ראה: ל.מ.ס., שנתון סטטיסטי לישראל מס' 9, עמ' כ"ג ועמ' 116—119. כמו כן, ראה נספח א' בעבודה זו.

על השוואות בין משפחות שונות בנקודת זמן אחת. מאחר שכל המשפחות נחקרות במשך אותה תקופה, דומים מחירי כל מצרך פחות או יותר לגבי כל המשפחות; לכן גם אי־אפשר לבדוק מנתוני חתך לרוחב את השפעת המחירים על הצריכה, ויש להשאיר בעיה זו למחקרים המבוססים על נתונים הלקוחים מסדרות עיתיות.

השימוש הרגיל בגמישויות הכנסה המחושבות מתוך תקציבי משפחות הוא לצורך חיזוי השפעתם של שינויים בהכנסה המצרפית לאורך זמן על הצריכה של מצרכים שונים (למשל, לצורך תכנון הקלאי). אולם המעבר מגמישויות שחושבו מתוך נתוני חתך (לרוחב) לגמישויות של כל המשק אינו, בשום פנים, עניין פשוט. ראשית, יש לציין שכל עוד הנטיות השוליות לצרוך משתנות עם ההכנסה (ואלו הם לרוב פני הדברים), עלינו להתחשב לא רק בשינוי ברמת ההכנסה המיצרפית, אלא גם בשינוי בהתפלגותה בין המשפחות[3]. דבר דומה יכול להאמר, כמובן, ביחס למשתנים הדמוגרפיים המשפיעים על הצריכה. כמו כן צריך להתחשב בקשרי הגומלין בין המשתנים השונים.

בנפרד מבעיות הצירוף צריך לזכור שגמישויות ההכנסה שלנו חושבו במבנה נתון של מחירים יחסיים. מבחינה עקרונית, עשויות גמישויות ההכנסה להשתנות כאשר משתנים המחירים היחסיים במשק, אולם קושי זה אינו כה חמור כאשר השינויים במחירים היחסים הינם קטנים.

מן ההערות דלעיל מתברר כי השימוש בגמישויות שחושבו מתוך תקציבי משפחות, לצורך חיזוי, מעורר בעיות רבות. מכל מקום, מבחינה מעשית אין לעיתים ברירה אלא להשתמש בהן ללא כל תיקון. בדיקה חשובה של גמישויות שחושבו מתוך נתוני חתך, היא לבחון את דיוקן בחיזוי שינויים החלים בנתונים מיצרפיים הלקוחים מתוך סדרה עיתית. אולם בדיקה זו קשה לביצוע משום שיש צורך לבודד את השפעות שינויי המחי־רים, דבר המצריך ידיעת כל גמישויות המחירים הנוגעות לעניין.

כפי שכבר ציינו, העניין העיקרי בניתוח תקציבי משפחות הוא ב"השפעת ההכנסה" על הצריכה ולא כל כך בהשפעה של משתנים אחרים, בעיקר דמוגרפיים. גישה זאת נובעת כנראה מכך שלאורך זמן חלים בדרך כלל בהכנסה שינויים גדולים יחסית, בעוד שבמשתנים דמוגרפיים השינויים הם איטיים. אולם לא תמיד הדבר כך; בישראל, למשל, נגרמו שינויים חשובים במשתנים הדמוגרפיים (בין השאר, בגודל המשפחה הממוצעת) על־ידי העלייה ההמונית. שינויים דומים עשויים לקרות בעתיד. לכן, במקרה שלנו קיים עניין רב יותר בלימוד ההשפעות של משתנים דמוגרפיים על הצריכה[4].

בעוד שייתכן כי ההשתנות בעצם המבנה הדמוגרפי לאורך זמן תהיה קטנה, לעתים קרובות, הרי ההשתנות של משתנים דמוגרפיים (בפרט גודל המשפחה) בין משפחות שונות בחתך לרוחב היא, כמובן, גדולה מאוד. נוסף לזאת יש לציין שהמשתנים הללו מתואמים בדרך כלל עם משתנה ההכנסה. מכאן שאף אם מעוניינים רק בגמישויות ההכנסה הרי צריך להחזיק, בדרך זו או אחרת, כגורם "קבוע" את השפעתם של המשתנים הדמוגרפיים העיקריים.

3 ניתוח תהליך האגרגציה בכמה מקרים פשוטים, ראה:
Prais, S. J., and Houthakker, H. S., *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge, Cambridge University Press, 1955.
בספר זה יוכל הקורא למצוא ניתוח מעניין של האימפליקציות מן התלות ההדדית בין טעמי הצרכנים על בעיית האגרגציה.

4 בישראל יש במחקר המטפל בהרגלי הצריכה של קבוצות דמוגרפיות שונות – ביחוד קבוצות שונות של עולים – עניין סוציולוגי ולא רק כלכלי.

החשוב מבין המשתנים המסבירים אותם יש לנתח, בנוסף להכנסה, הינו גודל המשפחה (הנמדד על־ידי מספר הנפשות במשפחה). בכמה מקרים נביא בחשבון לא רק את הגודל אלא גם את הרכב המשפחה במונחים של ילדים או מבוגרים. כבמספר מחקרים אחרים ננתח גם את ההבדל ברמת הצריכה בין עובדים עבודה פיזית לבין אלה שאינם עובדים עבודה פיזית. ולבסוף, בניתוח הרגלי הצריכה בישראל יש להתחשב בהבדלים הנוכעים מהרגלי צריכה של עולים שמוצאם בחלקים שונים של העולם. בבדיקת גורם זה נבדיל בעיקר בין שני טיפוסים של עולים — אלה שמוצאם מארצות אסיה ואפריקה מחד, ומאידך אלה שמוצאם מאירופה ואמריקה. כמו כן נבחן את המידה בה קיימת נטיה לצמ־צום ההבדלים בהרגלי הצריכה בין עולים משתי קבוצות אלו, ככל שגדל משך שהותם בארץ.

לאחר שדנו במשתנים הבלתי־תלויים (או המסבירים) נתאר בקצרה את המשתנים התלויים, דהיינו, קבוצות המצרכים שנותחו במחקר שלנו. אלו כוללות פריטי מזון ולא־מזון כאחד, המתוארים בדרך כלל במונחי הוצאות בלירות. פריטי המזון בניתוח שלנו כוללים בדרך כלל 7 עד 9 קבוצות מצרכים המוגדרות על בסיס רחב, כגון בשר, ירקות ופירות. כמו כן ניסינו לנתח את ההתנהגות לגבי כ־30 מוצרי מזון המוגדרים על בסיס צר יותר, כגון עגבניות או הדרים. אולם כאן לא עמד לרשותנו כל המיון הדרוש לביצוע ניתוח שלם במונחי כל המשתנים המסבירים החשובים לעניין. באשר לפריטי לא־מזון, הריהם כוללים בכמה מקרים חמש קבוצות ראשיות, כגון הלבשה והנעלה (כמצרך אחד) בעוד אשר במקרים אחרים השתמשנו במיון מפורט יותר של 10 קבוצות מצרכי לא־מזון.

2. סיכום הממצאים

פרק 2 ינתח את הרגלי הצריכה בישראל מתוך גישה שהפכה בזמן האחרון להיות מקו־בלת ואחידה למדי במחקרים של תקציבי משפחות. בהתאם לגישה זו נערך הניתוח של הרגלי הצריכה במונחי שני משתנים בלתי־תלויים — הכנסה[5] וגודל משפחה. פונקציית האומדן שמתאימים לנתונים היא לינארית בלוגריתמים של שני המשתנים הבלתי־תלויים והמשתנה התלוי. בהתאם לגישה זו מניחים שגמישויות ההוצאה לגבי ההכנסה וגודל (גודל משפחה נמדד לפי מספר הנפשות במשפחה) הינן קבועות. יתרונותיה של גישה זו נעוצים בפשטות החישובים והפירוש של התוצאות, וכן באפשרות נוחה של השוואה עם מחקרים דומים שנערכו בארצות אחרות.

התוצאות שנתקבלו מתוך אומדן של פונקציות החצרוכת, לגבי קבוצות מצרכים רא־שיות, מראות כי באופן כללי ביותר דומים הרגלי התצרוכת בישראל לאלה המופרים מתקציבי משפחות שנערכו בחוץ־לארץ. כך, למשל, הביקוש למוצרי המזון בלתי־גמיש ביחס להכנסה (שיעור השינוי בהוצאה על מוצרים אלה נמוך משיעור השינוי בהכנסה), שעה שמוצרי הלא־מזון גמישים לרוב ביחס להכנסה. בקרב מוצרי המזון, המצרכים הבלתי־גמישים יחסית לגבי הכנסה הם לחם, דגנים ושמנים שגמישויות ההכנסה שלהם בהתאמה, הינן: 0.22—, 0.29, 0.22. גמישויות הכנסה של מוצרים הכוללים חלבון מהחי גבוהות יותר: מ־0.44 לגבי דגים ועד ל־0.75 לגבי בשר. בתווך מצויות הגמישויות של ביצים (0.68)

5 בדומה לרוב המחקרים של תקציבי משפחות השתמשנו ב־ס־ה הוצאה לתצרוכת־ כאינדיקטור של הכנסה ריאלית (או של רמת־חיים).

וחלב (0.53). גמישות ההכנסה של פירות (0.71) גדולה פי שנים מזו של ירקות (0.34). גמישות הכנסה של "סך המזון" מגיעה ל־0.52. במוצרי הלא־מזון העיקריים גמישויות ההכנסה הנמוכות הן לגבי הפריטים של החזקת דירה (דלק, חשמל, גאז וכו') והלבשה, כשהגמישויות הן 0.98 ו־1.10 בהתאמה, בעוד שגמישות ההכנסה הגבוהה היא בביקוש לריהוט וציוד (2.04)[6]. מבנה זה של גמישויות עולה בקנה אחד עם מחקרים שנערכו בארצות שונות באירופה[7].

גמישויות ההוצאות לגבי גודל המשפחה (מספר הנפשות במשפחה) הינן במידה רבה פונקציות של גמישויות ההכנסה המתאימות (המבוססות על גודל משפחה קבוע). במיוחד, מצאנו כי גמישויות הוצאה גבוהות ביחס לגודל המשפחה קיימות במצרכים שהינם יחסית בלתי־גמישים לגבי ההכנסה. כך למשל, שעה שגמישות ההוצאה על לחם לגבי גודל המשפחה מגיעה ל־1.0, הרי גמישותה לגבי הכנסה הינה 0.2—. אפשר להוסיף ולומר שבמצרכים בעלי גמישות הכנסה קטנה מ־1 (כגון מצרכי המזון) נוטה עלייה בגודל המשפחה כאשר ההכנסה נשארת קבועה, להגדיל את ההוצאות (על אותם המצרכים), בעוד שההיפך הוא הנכון במצרכים שגמישות ההכנסה לגביהם גבוהה. כל היחסים האלה משתמעים, למעשה, מן הגישה האומרת שההכנסה לנפש היא הקובעת את התנהגותו של הצרכן. אולם בהמשך הדברים נראה שהגישה הפשוטה של "הכנסה לנפש" אינה יכולה להסביר תכונות אחרות של גמישויות צריכה אמפיריות. במיוחד נציין שההוצאה לצריכה (לנפש) נוטה להשתנות עם השינויים בגודל המשפחה, אפילו כשההכנסה לנפש נשארת קבועה. אפשר לייחס התנהגות זו לקיומם של "יתרונות לגודל"[8] בצריכה (תופעה ידועה היטב ממחקרים אחרים).

אחרי ניתוח הרגלי צריכה לגבי קבוצות סטנדרטיות המוגדרות על בסיס רחב, אמדנו גמישויות הכנסה לגבי כ־30 מצרכי מזון שהוגדרו באופן מצומצם יותר. כאן מצאנו שהמרכיבים של קבוצות כגון ירקות ובשר הם בעלי גמישויות הכנסה הטרוגניות למדי. במקרה של ירקות, למשל, גמישויות ההכנסה של המרכיבים נעות מערכים שליליים (לגבי אפונה, דלעת וחצילים) עד לגמישויות כמעט יחידתיות לגזר וכרובית. לגבי הפריטים החשובים ביותר — עגבניות, מלפפונים ותפוחי־אדמה — גמישויות ההכנסה נמוכות מאוד (0.17, 0.14 ו־0.09) בהתאמה). ניתוח המרכיבים של קבוצות רחבות אחרות מראה, כפי שאפשר היה לצפות, מגמת עלייה של גמישויות ההכנסה ככל שהפריט יקר יותר. כך למשל, בתוך קבוצת השמנים מצאנו כי גמישות ההכנסה של חמאה היא 0.91, שעה שלגבי מרגרינה הגמישות היא רק 0.13. בצורה דומה מצאנו בקבוצת ה"חלב ומוצרי חלב" שההוצאה על לבניה ועל חלב לא מפוסטר יורדת עם עליית ההכנסה, בעוד שגמישויות ההכנסה לשמנת רגילה וחלב מפוסטר קרובות ל־1. ולבסוף, בקבוצת הבשר מצאנו שגמישות ההכנסה של בשר בקר טרי היא 1.43, בעוד אשר הגמישות המקבילה לבשר עוף (הזול, יחסית) היא 0.44 בלבד[9].

בסוף פרק 2 אנו סוטים מהשיטה הרגילה לפיה מוגדר המשתנה התלוי במונחי הוצאה. במקום זאת פירקנו את ההוצאות על מצרכי מזון מפורטים לכמויות (בק"ג) ומחיר ממוצע

6 ההוצאות על ריהוט וציוד כוללות בעיקר רכישת רהיטים לדירה, ציוד חשמלי (מקררים, מכונות כביסה וכדומה) ומכשירי גאז.

7 כל התוצאות הנזכרות מבוססות על לוח 1 בפרק 2.

8 מונח זה מתייחס לחיסכון המושג על־ידי משפחות גדולות אגב צריכתן. הדבר נעשה בעיקר מתוך התגברות על בעיות של אי־התחלקות ובמניעת פסולת.

9 התוצאות הנ"ל מבוססות על לוח 4 בפרק 2.

(לק״ג). ההשתנות של המחיר הממוצע, במוצרים המוגדרים על בסיס צר בין קבוצות הכנסה, יכולה להתפרש אז כמעבר לסוגים יקרים יותר; או, במילים אחרות, אפשר לראות בכך שיפור מבחינת האיכות. כבמחקרים אחרים כן גם אצלנו מורות התוצאות על מגמה ברורה לשיפור איכות המצרכים ככל שההכנסה עולה. תופעה זו פועלת בכיוון נגדי למגמת הרוויה מבחינת כמויות פיזיות במוצרי מזון.

הניתוח שנערך בפרק 2 נעשה במתכונת הסטנדרטית מבחינת המשתנים הבלתי־תלויים והצורה של פונקציית האומדן שנקטה. בפרקים שלאחר מכן אנו נוטשים מתכונת זו על ידי עריכת בחינה מפורטת של צורתן של עקומות אנגל, ובעיקר על ידי הכנסת משתנים בלתי־תלויים חדשים המתאימים למבנה הדמוגרפי של הצרכנים הישראליים.

בפרק 3 אנו מתירים את ההנחה של גמישויות הכנסה קבועות (עליה נתבסס הניתוח הקודם) ומנסים לבחון את הצורה האמיתית של עקומת אנגל של מצרכי המזון העיקריים. דבר זה נעשה על־ידי התאמת צורות שונות של עקומות אנגל לנתונים שברשותנו, ובדיקת מקדמי המיתאם וההתנהגות של הסטיות מהעקומות שהותאמו. התוצאות שלנו מראות שגמישויות ההכנסה אינן קבועות בכל רמות ההכנסה. למעשה קיימת מגמה של ירידת גמישויות ההכנסה עם עליית ההכנסה. מגמה דומה קיימת לגבי הנטיות השוליות לצרוך מתוך ההכנסה (דהיינו, השיפועים של עקומת אנגל) — במיוחד בולטת מגמה זאת במקרה של חלב וביצים, שם מצאנו שעקומות אנגל נוטות להיות שטוחות בקבוצות ההכנסה הגבוהות עד כי ניתן לומר שכמויות הצריכה המתאימות קרובות לנקודת רוויה (במחירים הנתונים).

התכונות הללו של עקומות אנגל לגבי מצרכי המזון, הן חשובות לבעיות כגון השפעת שינוי בהתחלקות הכנסות על הביקוש, או חיזוי הביקוש בהכנסות גבוהות. אולם, כל עוד אנו מעוניינים באומדן גמישויות ההכנסה בנקודת ההכנסה הממוצעת במידגם (או קרוב לה), וזה אמנם לרוב המצב, כי אז הצורות הפשוטות (ליניארית או לוגריתמית) יכולות לשמש כקירוב טוב.

פרק ד׳ מוקדש בעיקרו לניתוח השפעתם של שלושה משתנים סוציו־דמוגרפיים נוספים על תצרוכת מצרכי המזון העיקריים. גורמים חדשים אלה הם ״משלח־יד״, ארץ המוצא והוותק בישראל. משתנים חדשים אלה ניתחנו בד בבד עם ההכנסה וגודל המשפחה.

ב״משלח־יד״ כוונתנו להבחין בין משפחות שראשיהן עובדים עבודה גופנית לבין אלו שראשיהן אינם עובדים עבודה כזו. מסתבר שהשפעתו של גורם זה על תצרוכת המזון אינה גדולה, ובמרבית המקרים אינה מובהקת מבחינה סטטיסטית; אף כי במקרים של לחם ודגנים ושל בשר מצאנו מגמה ברורה של עלייה ברמת ההוצאה אצל עובדי עבודה גופנית.

הניתוח לפי יבשת המוצא של העולים[10] מראה כי בעוד שאין הבדל בין קבוצות היבשת בהוצאותיהן על ״סך המזון״, הרי קיימים הבדלים מובהקים בין קבוצות היבשת השונות בהוצאותיהן על קבוצות המזון העיקריות (פרט לפירות). מצאנו, שכאשר יתר הדברים נשארים קבועים, מוציאים יוצאי אירופה 30 אחוז פחות מאשר יוצאי אסיה על לחם ודגנים, 15 אחוז פחות על ירקות ו־10 אחוז פחות על שמנים. לעומת זאת מוציאים יוצאי אירופה יותר מיוצאי אסיה על קבוצת ה״חלבונים מן החי״, ובמיוחד — על חלב (26 אחוז יותר) ועל ביצים ובשר (20 אחוז יותר).

10 האבחנה כאן היא בין עולי אירופה־אמריקה לבין עולי אסיה־אפריקה. לשם הקיצור נתייחס לראשונים כעולי אירופה ולאחרונים כעולי אסיה.

מכיוון שהתוצאות דלעיל מתייחסות למיון העולים לשתי קבוצות רחבות מאוד, היה מעניין ביותר לבחון את מידת ההומוגניות בתוך כל קבוצת־יבשת. לשם כך חילקנו את יוצאי אירופה לשלוש תת־קבוצות — יוצאי אירופה המזרחית, ארצות הבלקן והאחרים; ואילו את יוצאי אסיה חילקנו ל־4 קבוצות — יוצאי עירק ופרס, תימן ועדן, צפון־אפריקה והאחרים. בדרך כלל מצאנו מידה ניכרת של אחידות בתוך כל "יבשת" בהשוואה להבדלים בין ה"יבשות". עובדה זו מצדיקה את החלוקה המקובלת בין עולים מאסיה לבין אלה מאירופה כקריטריון מאבחן מנקודת־הראות של הרגלי הצריכה של עולים. עם זאת, קיימים הבדלים מסויימים בתוך קבוצות היבשת (במיוחד בין יוצאי תימן ליוצאי אסיה האחרים) הראויים לניתוח נוסף.

לאור ההבדלים המובהקים בין שתי קבוצות היבשת, מתעוררת השאלה אם הבדלים אלה נוטים להצטמצם במשך שהותם של העולים בארץ. כדי לבחון אפשרות זו מיינו כל אחת משתי הקבוצות ל"ותיקים" ו"חדשים" (בהתאם לעלייתם ארצה לפני שנת 1948 או אחריה). לאחר מכן השווינו את ההבדלים בין "יבשות" בתוך כל קבוצה של ותיקים וחדשים. מצאנו שההבדלים שהזכרנו בין היבשות קיימים אצל הותיקים והחדשים כאחד. אולם השאלה המרכזית היא אם הבדלים אלה נוטים להיות קטנים יותר אצל ותיקים מאשר אצל חדשים, כלומר: האם פוחתים ההבדלים במשך הזמן? התשובה חיובית באופן כללי, אף שישנם כמה יוצאים מן הכלל. נוכל לומר איפוא שקיימת מגמה קלה לצמצום ההפרשים בהרגלי צריכת המזון. המגמה בולטת במיוחד בחלק מהמצרכים, שבצריכתם קיימים הבדלים ניכרים בין ה"יבשות": לחם ודגנים, חלב, ובשר. לא כן הדבר בצריכת ביצים וירקות, שבה לא מצאנו כל נטייה להגברת האחידות.

ניסינו לראות אם בצריכת שלושת מצרכי המזון בהם ההבדלים בין ה"יבשות" נוטים להצטמצם בצורה ניכרת, עולי אסיה הם המתקרבים ליוצאי אירופה, או להיפך. מצאנו שאי־אפשר להשיב כאן תשובה פשוטה. במקרה של חלב הוברר כי רמת הצריכה של יוצאי אירופה (הצורכים, יחסית, יותר חלב מיוצאי אסיה) נשארת קבועה, ואילו רמת הצריכה של יוצאי אסיה עולה ב־15 אחוז לערך כשהם הופכים ל"ותיקים". מכאן שבמקרה זה יוצאי אסיה מתקרבים בהרגלי צריכתם ליוצאי אירופה. אולם במקרה של בשר מצאנו סוג אחר של התכנסות, כשכל קבוצה נעה לקראת חברתה. המצב שונה לגמרי לגבי לחם ודגנים. במקרה זה שתי הקבוצות נוטות לצמצם את הוצאותיהן עם גידול הוותק שלהן בארץ, אולם אצל עולי אסיה (שהינם צרכנים גדולים יותר של לחם ודגנים) הירידה תלולה יותר, כך שהפער בין שתי הקבוצות קטן בשליש לערך. ממצאים אלה מרמזים על כך שבמידה שהמגמה לקראת התקרבות בהרגלי צריכת המזון אמנם קיימת, הרי בשום פנים אין היא תהליך פשוט; וכדי לחקור אותה יש לבחון מספר רב יותר של מצרכים.

יצויין שכל הממצאים דלעיל מתייחסים למצרכי מזון המוגדרים על בסיס רחב. מתקבל על הדעת שההבדלים בין "יבשות" בולטים יותר במוצרי מזון מ פ ו ר ט י ם. לכן יהיה זה חשוב — להבא — לערוך ניתוח דומה למצרכי מזון מפורטים. ניתוח כזה עשוי להר־אות תמונה ברורה יותר של התקרבות בהרגלי הצריכה מזו שיכולים היינו לקבל מתוך שימוש בקבוצות מזון המוגדרות על בסיס רחב.

כמו כן יש לציין, כי מאחר שנמצא שההבדלים ברמות הצריכה בין קבוצות־יבשת הינם חשובים, יש להביא גורם זה בחשבון גם אם איננו מעוניינים (כמו שקורה לעיתים) אלא בגמישויות ה כ נ ס ה. הסיבה לכך היא שקיים מיתאם בין ההתפלגות לפי רמת

הכנסה ולפי יבשת־מוצא. מכיוון שהאחרונה משפיעה על ההוצאות למזון, יביא האומדן של גמישויות ההכנסה — המזניח את המיון לפי "יבשת" — לאומדן מוטה של גמישות ההכנסה. לאור שיקול זה יש להעדיף את גמישויות ההכנסה המוצגות בפרק 4 (שבו לקחנו בחשבון את השפעת ה"יבשת") על פני אלה המובאות בפרק ב' שבו התעלמנו מגורם זה). אולם באותם המקרים בהם אפשר להשוות את שתי השיטות, מצביעים האומדנים על כך שאין הבדלים יסודיים ביניהן[11]. הסיבה העיקרית לכך היא שהבדלי ההכנסות בין ה"יבשות" אינם גדולים די הצורך לגרום להטיה ניכרת שעה שמתעלמים מהשפעת ה"יבשת"[12]. מכל מקום יש לזכור כי שעה ש"השפעת היבשת" חזקה מאוד (וייתכן שזה יהיה המצב כאשר נערוך את הניתוח לפי קבוצות מפורטות של מצרכי מזון) יכולה להיות הטיה ניכרת בגמישויות ההכנסה כאשר מתעלמים מהמיון לפי יבשת המוצא.

נפנה עכשיו לסיכום הממצאים העיקריים לגבי השפעת יבשת המוצא והוותק בהוצאה על מצרכי לא־מזון. ניתוח זה נערך בפרק 5 לגבי 10 מצרכי לא־מזון. כבפרק 4, נאמדת השפעתם של משתנים דמוגרפיים חדשים בד בבד עם השפעת ההכנסה וגודל המשפחה. המסקנות הן שבמקרה של מצרכי לא־מזון ההבדלים בין היבשות ניכרים אף יותר מאשר במצרכי מזון. אחת התכונות הבולטות של הבדלים אלה היא שההוצאות על צרכי תרבות גבוהות בהרבה (כאשר שאר הדברים קבועים) בקבוצת יוצאי אירופה. בעיקר גדולות ההוצאות אצל יוצאי אירופה, בהשוואה עם יוצאי אסיה, על ספרים ועיתונים (ב־100 אחוז יותר) וחינוך (ב־140 אחוז יותר). כמו כן מצאנו שיוצאי אירופה נוטים להוציא יותר על שירותי בריאות פרטיים (70 אחוז יותר מאשר יוצאי אסיה). מבנה זה של ההפ־רשים נובע ללא ספק במידה ניכרת מרמת ההשכלה הגבוהה יותר של יוצאי אירופה.

בניגוד להוצאות על צרכי תרבות מוציאים, באופן יחסי, יוצאי אירופה פחות מיוצאי אסיה על הלבשה (28 אחוז פחות) והנעלה (16 אחוז פחות). אין זה בלתי־מתקבל־על־הדעת להסביר את רמת ההוצאה הגבוהה של יוצאי אסיה על לבוש כסוג מסויים של "תצרוכת ראווה", שהינה בחינת תגובה פסיכולוגית למעמדם בחברה הישראלית. זהו, מכל מקום, עניין של הערכה אישית שאינה ניתנת לאימות מתוך העובדות הכלכליות כשלעצמן. לגבי מצרכי לא־מזון האחרים מצאנו שיוצאי אירופה נוטים להוציא פחות מיוצאי אסיה על טבק (26 אחוז) ויותר מהם על החזקת הדירה (17 אחוז).

ניתוח ההוצאות על מצרכי לא־מזון ב ת ו ך כל קבוצת־יבשת הראה שההבדלים הקיי־מים בהרגלי צריכה בין שתי קבוצות היבשת קיימים בדרך כלל גם בין ארצות בודדות השייכות לשתי היבשות. במילים אחרות, להפרדה בין עולים מאירופה לבין אלה מאסיה ישנה משמעות ברורה. למרות זאת, כמו כל מיון רחב מסוג זה, מעלימה הפרדה זו תכונות שונות של ארצות־מוצא בודדות. במיוחד הסתבר שעולים מארצות הבלקן (הנכללים ביבשת המוצא אירופה) מהווים מעין קבוצת־ביניים בין קבוצת יוצאי אסיה לזו של יוצאי אירופה מבחינת דפוסי הצריכה של מוצרי לא־מזון.

לאחר שמצאנו הבדלים מובהקים בין עולי אסיה לעולי אירופה גם לגבי הרגלי הצריכה של מצרכי לא־מזון, ניסינו — כמו לגבי מצרכי המזון — לבדוק אם הבדלים אלה נוטים להצטמצם עם שהותם של העולים בישראל. בדיקה זו נעשתה, שוב, על־ידי מיון העולים מכל יבשת לחדשים ולוותיקים. מסתבר שכאן, במקרה של מצרכי לא־מזון, אין כל מגמה

11 ראה, למשל, טור (1) בלוח 1 בפרק 2 וטור (1) בלוח 18 בפרק 4.
12 ההבדל העיקרי בין ה"יבשות" הוא בגודל המשפחה. לכן עלולה הגמישות לגבי משתנה זה להיות מוטה בצורה ניכרת כמשתעלמים מה"יבשת".

כללית של צמצום ההפרשים בצריכה. אמנם לגבי הלבשה והנעלה קיימת מגמה קלה של צמצום ההפרשים, אך בהוצאה על חינוך, ספרים ועיתונים וטבק הפער אפילו מתרחב. רק במקרה אחד — הוצאה על שירותי בריאות פרטיים — מצאנו צמצום מכריע בהבדלים ה"בין־יבשתיים" עם עליית הוותק בארץ. עיון נוסף בבעיה מצביע על כך שעולי אסיה נוטים אמנם לשנות את דפוסי ההוצאה שלהם בכיוון למקובל אצל יוצאי אירופה. במיוחד, הם נוטים להקטין את הוצאותיהם על הלבשה והנעלה ומגדילים את ההוצאה על חינוך וצרכי תרבות. אבל, מסיבות שלא עלה בידינו לעמוד על טיבן, נוטים יוצאי אירו־פה לשנות את דפוסי הצריכה של מוצרי לא־מזון על־ידם בדיוק באותו כיוון כיוצאי אסיה. התוצאה "נטו" של תהליך זה הינה שלעיתים קרובות אין הפער בין היבשות קטן, ולפעמים הוא אפילו גדל כגון במקרה של הוצאות על חינוך. נראה, לכן, שההבד־דלים הבסיסיים בין העולים בצריכת מוצרי לא־מזון ימשיכו להתקיים במשך זמן רב.

בד בבד עם השפעת יבשת המוצא והוותק בארץ, ניתחנו את ההבדלים בצריכת הלא־מזון בין העובדים עבודה גופנית לבין האחרים. מצאנו הבדלים מובהקים בין שתי הק־בוצות, וכן מידה גדולה של דמיון להבדלים אותם מצאנו בין יוצאי אסיה ואירופה. עובדי עבודה גופנית, בהשוואה לאחרים, נוהגים כמו יוצאי אסיה בהשוואה ליוצאי אירופה. מאחר שברור כי ההבדלים בין שתי קבוצות משלח־היד נובעים בעיקר מהבדלים ברמת ההשכלה, אפשר להסיק ולומר, שגם ההבדלים בצריכת לא־מזון בין יוצאי אסיה לבין יוצאי אירופה נובעים בעיקר מגורמים כלליים כגון חינוך — ולאו דווקא מגורמים "מסורתיים" כשלעצמם.

פרק 2

גמישויות צריכה ביחס להכנסה ולגודל המשפחה

1. הכנסה וגודל המשפחה כמשתנים בלתי־תלויים

ההכנסה ומבנה הגילים והמינים בתוך המשפחה מוכרים כגורמים החשובים ביותר הקובעים את דפוסי הצריכה (להוציא את המחירים היחסיים, שהינם קבועים, במידה רבה, בניתוח של הזמן לרוחב). אולם, למעשה, קשה להביא גורמים אלה בחשבון בצורה משביעת־רצון.

באופן אידיאלי היינו רוצים שנתוני ההכנסה ייצגו את מצבה הכלכלי של המשפחה במונחים של ערך רכושה (כולל תקבולים והתחייבויות צפויות). הנתונים על ההכנסה ברוב מחקרי ההוצאות, כוללים, בעיקר, הכנסה שנתקבלה במשך זמן קצר (חודש אחד בנתונים שלנו), כך שאין הם מייצגים את מצבה הכלכלי האמיתי של המשפחה. יתר על כן, היות ולשם הרכבת המשקלים למדד המחירים לצרכן אין כלל צורך בנתוני הכנסה, נמדדים אלה האחרונים בסקרי ההוצאות בצורה לא־מדויקת. בעיקר מתעלמים לעיתים קרובות מהכנסות של עובדים נוספים במשפחה והכנסות מרכוש. דבר זה יכול להביא להטיות מסוגים שונים באומדני הגמישויות[1].

בגלל סיבה זו משתמשים במחקרים רבים ב"סך ההוצאה", כלומר סכום ההוצאה על כל המצרכים, במקום בהכנסה כמשתנה בלתי־תלוי. אולם שיטה זו גם היא אינה מניחה את הדעת. שכן אף שסך ההוצאה נמדדת בצורה הרבה יותר מדוייקת מההכנסה, היא עדיין מבוססת על תקופת זמן קצרה (במקרה שלנו חודש בלבד). כתוצאה מכך, אין האומדן של סך ההוצאה בחודש מסויים מיטיב לייצג את המצב הכלכלי של משפחות רבות (דוגמא לכך — כאשר משפחה קונה בחודש החקירה מקרר חשמלי או חליפת בגדים).

השיטה הסטטיסטית בה נקטנו כדי להתגבר על קושי זה מוסברת בהרחבה במקום אחר[2], לכן נציין אך בקצרה את הנקודה העיקרית. מכיוון שההכנסה הפנויה (Y) הינה פחות או יותר בלתי־תלויה בגורמים המקריים בהוצאה, אפשר להשתמש בה כמשתנה ממיין ולחשב בתוך כל קבוצת־הכנסה את סך ההוצאה הממוצעת למשפחה (C), וכן את ההוצאה הממוצעת לפריטי ההוצאה השונים (X). בצורה זו אנחנו "ממצעים" את ההשתנות המקרית בהוצאה בתוך כל קבוצת־הכנסה ומבטלים את השפעתה (בתנאי שהקבוצות הן גדולות). לאחר מכן נוקטים בשיטה הרגילה של ריבועים פחותים כאשר המשתנים הם הממוצעים של C ו־X. דרך זו כרוכה אמנם באבדן קורטוב של יעילות סטטיסטית, אבל יש בה הצדקה לאור ההטיות הגדולות המתקבלות מתוך שימוש בשיטות הרגילות. שיטה אלטרנטיבית היא להשתמש ב־Y כמשתנה־עזר[3].

1 ראה: M. Friedman, *A. Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957 לגבי השפעתן של טעויות מקריות בהכנסה הנמדדת על אומדני הגמישויות.

2 ראה: N. Liviatan, "Errors in Variables and Engel Curve Analysis", *Econometrica*, Vol. 29, No. 3, July 1961. pp. 336—62; פורסם גם כ: FP Research Paper 11, December 1961. כמו כן ראה נספח ג'.

3 כלומר, להשתמש באומדן מטיפוס $\Sigma xy/\Sigma cy$. ראה נספח ג'.

את "התפלגות הגילים והמינים" בתוך המשפחה אפשר להביא בחשבון רק תוך הזד־קקות למיכלול של משתנים. דבר זה אינו מעשי למטרותינו. יתירה מזו, כפי שמתברר ממחקרים שנעשו לאחרונה, נכנסים משתנים אלה לפונקציית הצריכה בצורה מסובכת למדי (לא ליניארית) המקשה מאוד על עריכת החישובים. למעשה מתעלמים מחקרים רבים לגמרי מבעיה זו, ואומדים את עקומת אנגל במונחים של הוצאה והכנסה לנפש. במקרים אחרים משקללים את בני המשפחה השונים במערכת משקלים שרירותית של יחידות צרכנים[5].

מאחר ששיטה זו שרירותית לא נשוב לטפל בה. באשר לגישה הפשוטה של "לנפש", מכירים כיום בכך שהיא מבוססת על ההנחה — הלא־מציאותית — שההכנסה לנפש מסבירה לבדה את כל ההשתנות בהוצאה לנפש.

בפשרה שאומצה על־ידינו נשתמש במספר הנפשות במשפחה (S) כמשתנה בלתי־תלוי חופשי, או במקרים אחרים נפצל את גודל המשפחה לשני משתנים בלתי־תלויים חופשיים — מספר הנפשות מתחת ומעל לגיל 17. האבחנה האחרונה חשובה במיוחד בהשוואת הרגלי צריכה של יוצאי אירופה לאלה של יוצאי אסיה, בהיותם שונים במידה ניכרת אלה מאלה בהרכב המשפחה.

2. גמישויות של קבוצות מצרכים ראשיות

נציג להלן את הגמישויות של קבוצות הוצאה סטנדרטיות המוגדרות על בסיס רחב. חישובים אלה מבוססים על כ־3,000 משפחות שרואיינו בששת החודשים נובמבר 1956 — אפריל 1957. משפחות אלו מוינו קודם לכן לפי 9 קבוצות הכנסה (Y) ו־7 קבוצות גודל משפחה (לפי מספר הנפשות), ובתוך כל תא חושבה ההוצאה הממוצעת למצרכים שונים (X) ולסך ההוצאה לצריכה (C). את ממוצעי הקבוצות הללו הפכנו ללוגריתמים, והשתמשנו בהם לחישוב רגרסיה משוקללת מהסוג:

$$\log X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S, \tag{2.1}$$

כאשר המקדמים b_1 ו־b_2 הם אומדנים של גמישויות (חלקיות) של X לגבי C ו־S (גמישויות אלו יצויינו גם כ־η_{xc} ו־η_{xs}, כאשר η_{xc} מציין את השינוי היחסי ב־X הנובע משינוי ב־1 אחוז ב־C). נוכל לציין שהשימוש בפונקציה הלוגריתמית המלאה מקובל מאוד בזמן האחרון במחקרים של תקציבי משפחות, ולכן יש לו היתרון של היותו בר־השוואה עם מחקרים אחרים. פונקצייה זו גם נוחה מאוד לחישוב ולניתוח. כפי שנראה מאוחר יותר, צורה זו (המניחה גמישויות קבועות) אינה המתאימה ביותר לנתונים, אך התוצאות המתקבלות תוך כדי שימוש בה דומות מאוד לאלו המתקבלות אגב שימוש בפונקציות בעלות התאמה טובה יותר לנתונים.

4 ראה S. J. Prais and H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge, 1955, Chap. 3.

5 ראה R. M. Woodbury, "Economic Consumption Scales and Their Uses", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 39, December 1944, pp. 455–68.

לוח 1: גמישויות ההכנסה וגודל המשפחה

המצרך	גמישויות ביחס ל־ הכנסה (C) (1)	גודל משפחה (S) (2)	$[(1)+(2)]-1$ (3)
לחם	−0.220 (±0.068)[1]	1.009 (± 0.051)	−0.211
דגנים	0.285 (±0.144)	0.582 (±0.110)	−0.133
שמנים (כולל חמאה ומרגרינה)	0.215 (±0.052)	0.584 (±0.037)	−0.201
ירקות	0.337 (±0.068)	0.514 (±0.049)	−0.149
דגים	0.437 (±0.058)	0.225 (±0.042)	−0.338
סך־הכל מזון	0.516 (±0.022)	0.286 (±0.016)	−0.198
חלב (כולל תוצרת חלב)	0.528 (±0.076)	0.255 (±0.055)	−0.217
ביצים	0.675 (±0.060)	0.293 (±0.043)	−0.032
פ׳רות	0.713 (±0.053)	0.239 (±0.038)	−0.048
בשר	0.753 (±0.046)	−0.072 (±0.033)	−0.319
החזקת דירה	0.982 (±0.091)	−0.087 (±0.059)	−0.105
הלבשה והנעלה	1.103 (±0.072)	0.065 (±0.046)	+0.168
שונות (כולל טבק)	1.522 (±0.064)	−0.350 (±0.042)	+0.172
בריאות, חנוך ותרבות	1.842 (±0.143)	−0.412 (±0.093)	+0.430
ריהוט וציוד	2.039 (±0.156)	−0.393 (±0.101)	+0.646

1 המספרים בסוגריים הם טעויות דגימה של האומדנים. להגדרות הפריטים ראה נספח א׳. בחישוב גמישויות של פריטי מזון לא כללנו את גודל המשפחה "1", מאחר שרווקים מרבים לאכול במסעדות. ארוחות אלו אינן כלולות בפריטי המזון הרגילים.

טור (1) של לוח 1 מראה כי גמישויות ההכנסה של פריטי מזון קטנות תמיד מ־1, דבר שפירושו כי שינוי יחסי בהכנסה[6] גורר אחריו שינוי יחסי קטן יותר בהוצאה למזון. בתוך קבוצת המזון גמישויות ההכנסה הגבוהות יחסית מצויות בקבוצת ה"חלבונים מן החי"—בשר, חלב, ביצים—בעוד שהגמישויות הנמוכות הינן של ה"שמנים", ה"ירקות" וה"לחם" (זה האחרון מתגלה כמצרך נחות). בניגוד לפריטי המזון, הצריכה של מרבית פריטי "לא־מזון" הינה גמישה, כשהגמישות הגבוהה ביותר (בסביבות 2) היא לגבי ריהוט וציוד.

נבדוק עתה את השפעת העלייה בגודל המשפחה (נמדד במספר הנפשות) על הצריכה. מובן שכאשר ההכנסה (או "סך ההוצאה") קבועה, הרי עלייה בהוצאה על מצרך כלשהו, כתוצאה מגידול במשפחה, צריכה להתקזז על־ידי ירידה בהוצאה על פריטים אחרים (כלומר, הסכום המשוקלל של הגמישויות לגבי גודל משפחה צריך להיות אפס). אם נת־ייחס לעלייה בגודל המשפחה (כשהכנסת המשפחה נשארת קבועה) כירידה ברמת־החיים, נוכל לצפות לכך שעלייה זו תלווה בירידה בהוצאות על דברי "מותרות" ובעלייה בהוצאות על מצרכים "חיוניים" (כלומר מצרכים שגמישות ההכנסה שלהם קטנה מ־1). נראה שזהו ההסבר לגמישויות בטור (2), החיוביות, לרוב, כשהמדובר במוצרי מזון, ושליליות במצרכי לא־מזון.

נציין גם, שקיימת מגמה של ירידת η_{xs} (גמישות ביחס לגודל המשפחה) במצרכי מזון ככל ש־η_{xc} עולה. לדוגמא, הגמישות הגבוהה ביותר לגבי גודל המשפחה (η_{xs}) נמדדה

6 מכאן ואילך נתייחס לעיתים קרובות לסך ההוצאה (C) כ"הכנסה", היות ואנו משתמשים ב־C באינדיקטור של הכנסה "אמיתית". דבר זה הינו בהתאם למינוח הנהוג במחקרים אחרים של תקצי־כי משפחות. הכנסה משכר ורכוש תסומל תמיד באות Y.

לגבי לחם שהוא "מצרך נחות", שעה שה־η_{xs} הנמוכה ביותר היא של בשר, לגביו גמישות ההכנסה היא הגבוהה ביותר בין מצרכי המזון.

כל זה משתמע, למעשה, מתוך הגישה של "הוצאה לנפש"[7]. גישה זו קובעת בצורתה הפשוטה שההוצאה לנפש (X/S) הינה פונקציה של הכנסה לנפש (C/S). מכאן נובע ש־$\eta_{xs} = 1 - \eta_{xc}$. לכן נובע מגישה זו ש־$\eta_{xs}$ חיובי במוצרים "חיוניים" ($\eta_{xc} < 1$) ושלילי במוצרי "מותרות" ($\eta_{xc} > 1$), וכן שקיים מיתאם שלילי בין η_{xs} ל־η_{xc}. מסקנות אלו מוצאות סימוכין בנתונים שלנו.

נציין עם זאת, שלא מצאנו כי ס כ ו ם הגמישויות החלקיות $\eta_{xs} + \eta_{xc}$, שווה ל־1, בניגוד למה שניתן לצפות בהסתמך על הגישה הפשוטה של הוצאה לנפש. למעשה מצאנו (ראה טור (3)) כי סכום זה קטן מ־1 במצרכי מזון וגדול מ־1 במצרכי לא־מזון. פירושו של דבר כי אפילו תהיה ה ה כ נ ס ה ל נ פ ש קבועה—הרכב ההוצאות לנפש משתנה עם שינוי בגודל המשפחה[8]. במיוחד, קיים מעבר ממוצרים "חיוניים" למוצרי "מותרות" (במונחים של הוצאה לנפש). מהתנהגות זו, המצויה גם במחקרים אחרים, ניתן להסיק שמשפחות גדולות מקיימות רמת חיים גבוהה יותר ממשפחות קטנות בעלות אותה הכנסה לנפש. לאור דפוס התנהגות זה ברור שניסוח עקומת אנגל במונחים של הוצאה לנפש לוקה בפשטנות יתירה.

3. ה ש ו ו א ה ע ם א ר צ ו ת א ח ר ו ת

התמונה הכללית המתקבלת מלוח 1 מתוך דירוג הגמישויות השונות, אינה שונה מהידוע כבר מתוך מחקרים על תקציבי משפחות שנערכו בארצות שונות באירופה. זהו, כמובן, משפט כללי מאד. מה שדרוש למעשה הוא מחקר מפורט שיטפל בהבדלים בין הרגלי הצריכה של ישראל ובין אלה של ארצות אחרות. אולם זהו תפקיד קשה ביותר שאינו ניתן לביצוע נאות, בעיקר בגלל שתי סיבות: ראשית, ישנם הבדלים בהכנסה הריאלית לנפש ובמבנה המחירים, והם עשויים להשפיע על גודלן של גמישויות ההכנסה ומשמ־עויותיהן. שנית, וזו אולי סיבה חשובה יותר, קיימים הבדלים בין המחקרים בארצות השונות בשיטות האומדן של עקומת אנגל ובהגדרת המשתנים. ייתכן שבעתיד תקטן חשיבותו של הקושי האחרון לאור המגמה הקיימת לקראת האחדה של שיטות המחקר.

למעשה, נערך בזמן האחרון על־ידי ה־FAO[9] נסיון להשתמש בשיטות מחקר אחידות לגבי נתונים של תקציבי משפחות מארצות שונות. זהו, אמנם, צעד חשוב לקראת האפשרות של השוואות בינלאומיות, אך המחקר של FAO עודנו רחוק מטיפול אחיד לגמרי בתקציבי משפחות מארצות שונות (בעיקר עקב העדר המיון הדרוש). בטרם ניעזר במחקר זה לשם השוואות נציין עוד, שהוא שונה ממחקרנו בכמה בחינות, שהחשובה בהן היא שיטת המיון בהתאם לרמה כלכלית. שעה שבעבודה שלנו מוינו המשפחות לפי הכנסה שוטפת (Y), מבוסס המחקר של FAO על מיון ישיר לפי סך ההוצאה. הבדל נוסף נובע מטיפול שונה בגודל המשפחה (S): אצל ה־FAO בודדה השפעת S על X, ישירות, לגבי חלק מן המדגמים בלבד, שעה שלגבי אחרים נעשה רק תיקון גס כדי להביא בחשבון משתנה

7 לשם פירוט יתר ראה: Prais (1955) *op. cit.* pp. 88-93; וכן פרקים 9 ו־10.

8 יצויין שמשוואה (2.1) אפשר גם לרשום:

$$\log(X/S) = b_0 + b_1 \log(C/S) + (b_1 + b_2 - 1)\log S$$

ולכן אפשר לפרש את המספרים בטור 3 כגמישות של (X/S) לגבי S כאשר C/S קבוע.

9 ראה, L. M. Gorcux, *Income Elasticity of the Demand for Food*, FAO, Rome, 1959.

זה. במחקרנו, לעומת זאת, הבאנו בחשבון את S בחישוב גמישויות ההכנסה של כל מצרך.

נוסף לגמישויות ההכנסה שנלקחו מהמחקר של FAO, לקחנו גם כמה גמישויות הכנסה משני מחקרים ידועים — של פרייס ושל וולד[10]. גם כאן היו כמה הבדלים בשיטות האומדן.

נציין שוב, שלאור ההבדלים בשיטות הנקוטות במחקרים השונים יש להתייחס בזהירות להשוואות דלהלן. אלה הם הצדדים המשותפים למחקרים השונים:

א) פונקציית האומדן מניחה גמישויות קבועות (לוגריתמית מלאה);

ב) המשתנה הבלתי־תלוי הוא סך ההוצאה;

ג) בכל המקרים נעשה מאמץ כלשהו לבודד את השפעת גודל המשפחה;

ד) כמעט כל המידגמים נלקחו בשנים האחרונות, כלומר בשנות החמישים.

למטרת השוואה בחרנו תקציבי משפחות מארצות אירופאיות בלבד (בגלל קירבה רבה יותר להכנסה לנפש הקיימת בישראל), ונמנענו מלקחת מידגמים שהיו מבוססים על אוכלוסייה כפרית בלבד. במידה שהיה יותר ממידגם אחד לארץ כלשהי, בחרנו באחד מהם (הגדול ביותר). הבדלים בהגדרות במצרכי מזון הגבילו את ההשוואה לשש קבוצות בלבד.

לוח 2: השוואת גמישויות הכנסה בכמה מצרכי מזון בין ארצות אירופה לבין ישראל

המצרכים	מספר המדגמים מארצות אירופה (1)	מספר הארצות[1] שהגמישות אצלן עולה על זו שבישראל (2)	גמישות ממוצעת[2] בארצות אירופה (3)	הגמישות בישראל (4)
בשר	12	3	0.60	0.75
דגים	10	8	0.64	0.44
ביצים	9	3	0.66	0.68
חלב	11	1	0.33	0.53
לחם ודגנים	11	11	0.26	−0.04
סך המזון	12	9	0.56	0.52

1 במקרה אחד (ביצים) היתה הגמישות זהה בישראל ובאחת מארצות אירופה. לא כללנו אותו בטור (2).

2 הממוצעים מבוססים על מספר הארצות הרשומות בטור (1).

מקורות:

כמעט כל גמישויות ההכנסה נלקחו מ: Goreux *op. cit.*, כמה מהן נלקחו מ: Prais and Houthakker, *op. cit.*, ומ־Wold and Jureen, *op. cit.*. ראה לוחות שלמים של גמישויות בנספח ה'. הגמישויות בטור (4) נלקחו מלוח 1. הגמישות של "לחם ודגנים" מבוססת על אותם הנתונים.

לוח 2 מראה שאילו השתמשנו בנתונים על תקציבי משפחות מאירופה כדי לחזות את ההתנהגות של צרכנים בישראל, היתה התחזית מתאימה רק ב־2 מתוך 6 הקבוצות — ביצים וסך המזון. גמישויות ההכנסה לגבי בשר וחלב גבוהות בישראל יחסית לאירופה, בעוד שלגבי דגים ולחם נמוכות הן.

כפי שכבר ציינו, לא יכולנו לערוך את ההשוואה עם המחקר של FAO לגבי מצרכים אחרים המופיעים בלוח 1 בגלל הבדלים בהגדרות הפריטים. מכל מקום, לגבי פירות וירקות השווינו את התוצאות שלנו עם אלו המצויות במחקריהם של פרייס (1955) וולד (1952) והתוצאות ניתנות בלוח 3.

10 H. Wold and L. Jureen, *Demand Analysis*, New York, 1952; Prais and Houthakker, *op. cit.*

לוח 3: גמישויות הכנסה לירקות ולפירות מתוך שלושה מחקרים על תקציבי משפחות

המצרך	הממלכה המאוחדת (1)	שוודיה (2)	ישראל (3)
ירקות	0.57	0.46	0.34
פירות	0.88	0.84	0.71

המקור:

טור (1): Prais and Houthakker, *op. cit* עמ' 141, לוח 30.

טור (2): Wold and Jureen, *op. cit.* עמ' 265, לוח 16.5.2 המתייחס למידגם של עובדים ומועסקים בדרגות נמוכות ב-1933. במחקר השוודי שימשה ההכנסה, ולא סך ההוצאה, כמשתנה בלתי-תלוי.

טור (3): נלקח מלוח 1.

בישראל, כבארצות אחרות, גבוהה גמישות ההכנסה של פירות מזו של ירקות. אולם שתי הגמישויות (בעיקר זו של ירקות) נמוכות, יחסית, בישראל. עדות נוספת בכיוון זה מצאנו במחקר של FAO, בו הוגדר המשתנה התלוי כסך ההוצאה על פירות וירקות. אם נחשב גמישות למצרך מיצרפי זה מתוך הנתונים שלנו (תוך שקלול גמישויות המרכיבים בהתאם לאחוז ההוצאה על כל מרכיב) נמצא שהגמישות המצרפית נמוכה בישראל, באופן שיטתי, בהשוואה לאירופה.

קשה לערוך השוואות בינלאומיות למצרכי לא-מזון משום שההבדלים בהגדרות גדולים בתחום זה מאשר במצרכי מזון. השוואה אפשרית עם המחקר של FAO היתה, עם זאת, לגבי הסעיף הלבשה והנעלה. גמישות ההכנסה של הלבשה נוטה בממוצע להיות גבוהה יותר באירופה מאשר בישראל. הגמישות הממוצעת המבוססת על 11 ארצות (ראה נספח ד') היא 1.38, בעוד שבישראל גמישות זו היא 1.10 (לוח 1). באשר לריהוט וציוד, הגמישות אצלנו היא בערך 2, והיא דומה לתוצאות שנתקבלו במחקרים אחרים.

4. גמישויות הכנסה למצרכי מזון מפורטים[11]

עד כה טיפלנו בקבוצות מצרכים המוגדרות על בסיס רחב, כשכל קבוצה מורכבת ממספר תת-קבוצות. פירוט כזה מקובל מאוד באותם מחקרים, שמטרתם להציג תמונה כללית של הרגלי צריכה. אולם, למטרות שונות של מדיניות, מיון זה מצומצם מדי. לעיתים קרובות יש לחזות שינויים בביקוש לפריטים המוגדרים על בסיס צר יותר, כגון עגבניות, הדרים, בשר טרי וכיו"ב. גם מבחינה תיאורטית רצוי להשתמש בסעיפי הוצאה הומוגניים יותר, מאחר שהמצרכים המוגדרים על בסיס רחב (מצרכים מיצרפיים) מאבדים את משמעותם הכלכלית במידה שהמחירים היחסיים של המרכיבים משתנים במשך הזמן.

אולם במחקר כללי של הרגלי צריכה אי-אפשר לערוך פירוט גדול מדי בגלל עומס החישובים. למרות קושי זה ניסינו לערוך כמה חישובים בעזרת מיון מצרכים מפורט יותר מזה בו טיפלנו בשאר חלקי העבודה. הניתוח המפורט יותר דלהלן מוגבל למצרכי מזון בלבד.

11 חישוב הגמישויות בסעיפים 4 ו-5 תוכנן ובוצע בשיתוף עם עורכי המחקר "תחזית לטווח ארוך של ההצע והביקוש לתוצרת חקלאית בישראל" (ראה דין וחשבון חמישי ל-1959 ו-1960, מרכז פאלק, ירושלים 1961).

המקור הסטטיסטי של הנתונים על פריטי המזון היו לוחות על הוצאות וכמויות פיזיות של מצרכים, שנערכו על־ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. בלוחות אלה מוינו כל המשפחות היהודיות הכלולות בסקר 1956/57 (למעלה מ־6,500 משפחות) מיון כפול,

לוח 4: גמישויות של מצרכי מזון מפורטים
לגבי סך־כל ההוצאה וגודל המשפחה

המצרך	η_{xc} (1)	η_{xs} (2)	הוצאה לנפש בל"י לחודש (3)	ל"י לק"ג (4)
ירקות				
שעועית טריה	−0.395	1.157	0.09	0.54
חצילים	−0.305	0.764	0.10	0.26
דלעת	[1] −0.158	0.879	0.10	0.26
בצל יבש	[2] −0.029	0.552	0.19	0.36
תפוחי־אדמה	[1] 0.086	0.668	0.64	0.20
פלפל (ירוק ואדום)	[1] 0.110	0.574	0.15	0.39
מלפפונים	[1] 0.136	0.684	0.26	0.30
עגבניות	0.173	0.627	0.82	0.30
כרוב	0.489	0.441	0.05	0.27
צנון וצנונית	0.560	0.433	0.06	0.26
סלק	0.613	0.258	0.05	0.27
גזר	0.807	0.075	0.18	0.29
כרובית	0.950	0.302	0.05	0.32
שמנים				
שמן וכו' [3]	[1] −0.055	0.880	0.73	[4] —
מרגרינה	0.134	0.884	0.43	1.02
חמאה	0.910	−0.105	0.36	1.64
חלב ותוצרת חלב				
לבניה	−0.447	1.053	0.06	[4] —
חלב אחיד	−0.379	1.277	0.80	[4] —
חלב לא מפוסטר מכל הסוגים	0.346	0.567	1.74	[4] —
גבינה מכל הסוגים	0.765	−0.041	0.64	[4] —
שמנת חמוצה	0.932	−0.104	0.45	[4] —
חלב מפוסטר	1.044	0.057	0.84	[4] —
בשר				
עוף	0.439	0.202	3.50	2.76
סך־הכל בשר בקר	0.925	0.006	2.39	4.36
בשר בקר טרי	1.431	−0.268	1.49	5.93
פירות				
אשכוליות	0.725	−0.123	0.53	0.46
הדרים	0.815	0.273	0.67	0.20
גויבות	0.871	0.226	0.05	0.53
בננות	0.884	0.515	0.65	0.69
שזיפים	0.904	−0.073	0.15	0.73

1 טעות דגימה של a_1 גדולה ממחצית a_1 אך קטנה מ־a_1 כאשר a_1 הוא המקדם של $\log y$ במשוואה הראשונה בהערה 12

2 טעות דגימה של a_1 גדולה מערכו של a_1.

3 כולל בעיקר שמני מאכל, אך גם טחינה ומיונית.

4 מציין שבמצרכים אלה לא חושבו הכמויות בק"ג אלא ביחידות אחרות — כגון בקבוקים, חפיסות וכד', כך שלא ניתן להשוות מחירים לגבי מצרכים שונים.

לפי קבוצות של הכנסה פנויה לנפש (Y/S) ולפי מספר הנפשות (S). בכל אחד מהתאים שנתקבלו על־ידי המיון הכפול חושבה הוצאה ממוצעת לנפש (X/S) לגבי המצרכים השונים. לא היו כל נתונים על סך־הכל ההוצאה (C) בלוחות, ולכן נאלצנו להשתמש בשיטות עקיפות[12] כדי לחשב את המקדמים של משוואה (2.1).

הגמישויות של קבוצות המצרכים המפורטות לגבי C ו־S (כלומר η_{xc} ו־η_{xs}) ערוכות בטורים (1) ו־(2) של לוח 4. בשום מקרה אין המצרכים בלוח מהווים את כ ל המרכיבים של הקבוצות הרחבות בהן טיפלנו קודם לכן (כגון "ירקות" "בשר" וכיו"ב), אולם כללנו את כל המרכיבים החשובים במונחי חלקם בהוצאה (על חשיבותו של כל אחד מהמרכיבים הנכללים ניתן ללמוד מטור (3)).

מלוח 4 אפשר ללמוד, שמחוץ לפירות קיימת הטרוגניות ניכרת בגמישויות ההכנסה (η_{xc}) של מרכיבי הקבוצות הרחבות. לדוגמא, במקרה של ירקות, אנו רואים שבטור (1) נעות גמישויות ההכנסה מ־0.4— (שעועית) עד ל־0.95 (כרובית). לפיכך, ברוב המקרים, הגמישות של קבוצת מצרכים מצרפית — המוגדרת על בסיס רחב — אינה יכולה לייצג את המרכיבים הבודדים.

נפנה עכשיו לטפל בבחינה אחרת של מבנה הגמישויות בלוח 4, דהיינו היחס בין גמישות ההכנסה של המצרכים לבין מידת היוקר שלהם. לעיתים קרובות חושבים, שככל שמצרך יקר יותר כן גדלה גמישות ההכנסה שלו. הקושי העיקרי בבדיקת הבעיה נעוץ באי־יכולתנו להגדיר מודד כמותי חד־משמעי, שבמונחיו נוכל למדוד את היוקר היחסי של המצרכים השונים. על כל פנים, במידה שיש טעם לחפש קשר בין היוקר לבין הערך של גמישות ההכנסה (η_{xc}), יש להגביל השוואה זו למצרכים דומים מאוד. משום כך עוררנו את השאלה בקשר לנתונים בלוח 4, שם המצרכים מוגדרים על בסיס צר וניתנים להחשב בכמה מקרים כ"דומים" מנקודת־ראות הצרכנים.

מודד היוקר בלוח 4 הוא המחיר בל"י לק"ג. במקרה של ירקות לא מצאנו שום קשר שיטתי בין היוקר [טור (4)] לבין גמישות ההכנסה [η_{xc} בטור (1)]. יתכן שהדבר נובע מהעדר השתנות מספקת במחירים [בטור (4)] או אולי בגלל העדר דמיון מספיק בין המרכיבים של קבוצת הירקות (לפחות כשההשוואה היא במונחים של יחידות משקל). הקבוצות בהן מצאנו יחס ברור בין היוקר ובין η_{xc} הן: שמנים, בשר, וחלב. בכל אחת מהקבוצות הללו עולות גמישויות ההכנסה של המרכיבים עם מידת היוקר. אי־אפשר לראות זאת בצורה ישירה בטור (4) במקרה של חלב (מאחר שיחידות הכמות בקטגוריה זו משתנות מאוד) אך ברור כי לגבי כל יחידת כמות סבירה נמצא, ששמנת יקרה יותר מלבנייה וחלב מפוסטר יקר מחלב סטנדרטי (לא מפוסטר).

5. משוואות של "איכות"

ייתכן שיהא זה סביר יותר לחפש קשר אמפירי בין η_{xc} לבין היוקר של מצרכים המוגדרים על בסיס צר מאלה שבלוח 4. במיוחד, ישנם סיכויים למצוא קשר זה כשמתי־יחסים ל"סוגים" שונים של אותו מצרך (כמו, למשל, עגבניות מסוג "תמר" ומסוג "מונימייקר").

12 מנתוני הלוחות הנ"ל ניתן היה לחשב את המקדמים של $\log X = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log S$ כאשר Y מסמל הכנסה פנויה. מהנתונים שלנו (אלה שהשתמשנו בהם בסעיפים הקודמים) חישבנו את המקדמים של $\log C = h_0 + h_1 \log Y + h_2 \log S$ ולאחר מכן צירפנו את המקדמים של שתי המשוואות כדי לחשב את: $\log X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S$ שהיא המשוואה הרצויה.

הקשר בין מחירי הסוגים השונים לבין גמישויות ההכנסה שלהם הינו בעל משמעות כלכלית ברורה. אם נכון שהסוגים היקרים יותר הינם גם גמישים יותר, הרי שאחוז ההוצאה עליהם עולה עם רמת ההכנסה; משמע שקיים שיפור ב"איכות" הצריכה. עכשו בכוונתו לראות מה אפשר לומר במונחים כמותיים על השיפור האיכותי בצריכה עם עליית ההכנסה.

אי־אפשר לגשת ישירות לבעיה זו תוך שימוש בגמישויות ההכנסה של הסוגים השונים, היות ואין לנו מיון מפורט יותר מזה שבלוח 4. אולם נוכל להעזר בשיטות עקיפות שהוצ־עו על־ידי חוקרים אחרים[13] לשם טפול בבעיה. נניח שההוצאה (X) על מצרך מסוים מורכבת מהוצאות על מספר סוגים (n) של אותו מצרך. ניקח את סך הכמות הפיזית הנצרכת (Q) והממוצע המשוקלל של המחירים (P) ששולמו בעד הסוגים השונים ($P = \sum_{i=1}^{n} \frac{Q^i}{Q} P_i$), כאשר Q_i ו־P_i הינם הכמויות הפיזיות והמחירים של הסוגים השונים בהתאמה). במונחים אלה נקבל $X = PQ$ ומכאן $\eta_{xc} = \eta_{pc} + \eta_{qc}$. במילים אחרות, את גמישות ההכנסה של ההוצאה (η_{xc}) לגבי המצרך אפשר לראות כבנויה משני מרכיבים — גמישות ההכנסה של הכמות (η_{qc}) וגמישות ההכנסה של המחיר הממוצע של הסוגים השונים. כעת נראה מה משמעותה של גמישות זו.

נזכור כי במחקר של חתך לרוחב אנו מניחים שמחירו של מצרך הומוגני קבוע (או, לפחות, אינו משתנה בצורה שיטתית עם שינוי ההכנסה). מכאן שאם אנחנו מטפלים במצרך הומוגני לחלוטין (כלומר כזה הכולל סוג אחד בלבד) הרי η_{pc} תהיה אפס (ולכן $\eta_{xc} = \eta_{qc}$). אולם כשהמצרך כולל סוגים שונים, המחיר הממוצע P יכול להשתנות כתוצאה משינוי במשקלים (Q_i/Q). באורח אינטואיטיבי נראה שאם P עולה עם ההכנסה (כלומר $\eta_{pc} > 0$), משמע שעולה משקלם של הסוגים היקרים יותר. אלטרנטיבית, פירושו של דבר הוא, שלסוגים היקרים יותר גמישויות הכנסה גבוהות יותר מאלו של הסוגים הזולים[14]. משום כך יכול הגודל של η_{pc} לשמש כאינדיקטור למידת האינטנסיביות של המעבר מהסוגים הזולים ליקרים, או למידת השיפור ב א י כ ו ת הצריכה החל עם עליית ההכנסה.

בחישוב גמישויות ה"איכות" לא היינו צריכים לחשב η_{pc} בצורה ישירה. במקום זאת חישבנו לכל מצרך את המשוואות הבאות:

$$\log X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S \tag{2.2}$$

$$\log Q = d_0 + d_1 \log C_1 + d_2 \log S \tag{2.3}$$

כאשר Q מציין את מספר הק"ג שנצרכו. הערך של η_{pc} מתקבל על־ידי b_1–d_1; בצורה דומה מתקבלת הגמישות של P לגבי S על־ידי b_2–d_2 [למטרות השוואה נציג גם את המקדמים של משוואה (2.3)].

13 ראה: H. Theil, "Qualities, Prices, and Budget Enquiries", *Review of Economic Studies*, Vol. 19, 1952, pp. 129–47. וכן Prais and Houthakker, *op-cit.*, Chap. 8.

14 אפשר להראות כי תנאי הכרחי ש־η_{pc} יהיה חיובי הוא

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{Q}{Q}(P_i - P)(\eta_{q_i c} - \eta_{qc}) > 0$$

כאשר $\eta_{q_i c}$ מתייחסת לסוג ה־i. במילים אחרות אם $\eta_{pc} > 0$ אזי צריך להיות "בממוצע" קשר חיובי בין מחירי הסוגים השונים לבין גמישויות ההכנסה שלהם. (יצויין שלגבי ה ס ו ג י ם $\eta_{q_i c} = \eta_{x_i c}$ מאחר שמחיריהם קבועים בהתאם להנחה).

לוח 5: גמישויות האיכות (P) והכמות (Q)
לגבי סך־כל ההוצאה וגודל המשפחה

המצרך	η_{pc} (1)	η_{ps} (2)	η_{qc} (3)	η_{qs} (4)
ירקות				
שעועית	0.360	−0.092	−0.755	1.249
חצילים	0.184	−0.192	−0.489	0.956
דלעת	0.437	−0.310	−0.595	1.189
בצל יבש	0.205	−0.211	−0.234	0.763
תפוחי־אדמה	0.044	−0.025	[1] 0.042	0.693
פלפל (ירוק ואדום)	0.228	−0.170	−0.118	0.744
מלפפונים	0.467	−0.337	−0.331	1.021
עגבניות	0.263	−0.218	−0.090	0.845
כרוב	0.275	−0.175	0.214	0.616
צנון וצנונית	0.143	−0.212	0.417	0.645
סלק	0.173	−0.121	0.440	0.379
גזר	−0.077	−0.069	0.884	0.144
כרובית	0.227	−0.133	0.723	0.435
שמנים				
מרגרינה	0.043	−0.043	[2] 0.091	0.927
חמאה	0.499	−0.489	0.411	0.384
בשר				
עוף	0.141	−0.128	0.298	0.330
סך־הכל בשר בקר	0.326	−0.264	0.599	0.270
בשר בקר טרי	0.148	−0.095	1.283	−0.173
דגים	0.093	−0.077	0.328	0.409
פירות				
אשכוליות	0.172	−0.259	0.553	0.136
הדרים	0.083	−0.118	0.732	0.391
גויבות	0.166	−0.122	0.705	0.348
בננות	0.064	−0.038	0.820	0.553
שזיפים	0.099	−0.066	0.805	−0.007

1 ראה הערה 1 ללוח 4.
2 ראה הערה 2 ללוח 4.

גמישויות האיכות בלוח 5 טור (1) מאמתות את הציפיות בדבר הקשר החיובי בין איכות הצריכה לבין רמת ההכנסה. יתר על כן, גודל הגמישויות ניכר למדי, לעיתים בסביבות 0.20. ממצאים אלה מצביעים על כך, שהמגמה של שיפור איכותי בצריכה, המלווה בעלייה בהכנסה, הינה כוח נגדי חשוב למגמת הרוויה בצריכת מזון במונחים פיזיים.

אם איכות הצריכה משתפרת בד בבד עם העלייה ברמת־החיים, נוכל לצפות לירידתה עם עליית גודל המשפחה (כשההכנסה למשפחה נשארת קבועה). ואמנם, זהו מה שמצאנו בטור (2) של לוח 5 לגבי כל המצרכים. יתר על כן, בהתאם לגישה הפשוטה של ההוצאה לנפש היינו צריכים לצפות שסכום הגמישויות בטורים (1) ו־(2) יהיה אפס. אולם ברוב המקרים סכום זה חיובי, כלומר שגם אם ההכנסה לנפש נשארת קבועה, עדיין ישנה

עלייה באיכות המזון עם גידול המשפחה. אפשר להסביר זאת על־ידי "יתרונות לגודל" מהם נהנות משפחות גדולות.

לוח 6: השוואה של גמישויות הכנסה (η_{xc}) שחושבו מתוך הסקרים של *1956/57* ו־*1959/60*

המצרך	*1956/57* (1)	*1959/60* (2)
לחם ודגנים		
לחם	−0.220 (±0.068)	−0.255 (±0.081)
דגנים	0.285 (±0.144)	0.307 (±0.098)
שמנים		
שמן [1]	−0.055	−0.357 (±0.162)
מרגרינה	0.134	−0.119 (±0.164)
שמן מהצומח [2]	0.015	−0.109 (±0.064)
חמאת יבוא	0.910	0.758 (±0.263)
חמאה מקומית		1.039 (±0.230)
ירקות		
עגבניות	0.173	0.126 (±0.090)
גזר	0.807	0.502 (±0.160)
תפוחי־אדמה	0.086	0.176 (±0.103)
סך־הכל ירקות [3]	0.337 (±0.068)	0.270
חלב וביצים		
חלב ניגר	0.346	0.397 (±0.086)
שמנת ולבניה [4]	0.770	0.863 (±0.206)
גבינה	0.765	1.067 (±0.140)
חלב ותוצרת חלב	0.528 (±0.076)	0.588 (±0.085)
ביצים	0.675 (±0.060)	0.425 (±0.075)
בשר ודגים		
עוף	0.439	0.375 (±0.086)
בשר בקר חי [5]	1.431	1.301 (±0.238)
בשר בקר חי וקפוא [5]	0.925	1.276 (±0.233)
דגים	0.437 (±0.058)	0.324 (±0.095)
סך־הכל בשר ודגים [6]	0.703	0.663 (±0.099)
פירות		
הדרים	0.815	0.543 (±0.106)
בננות	0.884	0.592 (±0.167)
סך־הכל פירות	0.713 (±0.053)	0.790

1 ב־1956/57 כולל סעיף זה מיונית וכמה סוגים (בלתי־חשובים יחסית) של שמנים מהצומח.

2 כולל מרגרינה. לגבי 1956/57 חושבה הגמישות כממוצע משוקלל של גמישויות שמן ומרגרינה בלוח 4 (המשקלים הם ההוצאה הממוצעת על כל אחד המצרכים).

3 הגמישות לגבי 1959/60 חושבה כממוצע משוקלל של הגמישויות לירקות טריים, תפוחי־אדמה ושימורי ירקות (עם משקלים יחסיים להוצאות). סעיף זה אינו כולל (ב־1959/60) קטניות, שמשקלן קטן מאד ממילא.

4 המספר ל־1956/57 חושב כממוצע משוקלל של גמישות לשמנת ולבניה בלוח 4. ב־1959/60 כלל סעיף זה סוג חדש של שמנת — "אשל" — שלא היה קיים ב־1956/57.

5 ב־1959/60 כלל סעיף זה הוצאות על בשר עגל אך לאור חשיבותו הכמותית הקטנה של סעיף זה אפשר להתעלם ממנו.

6 המספר ל־1956/57 חושב כממוצע משוקלל של גמישויות לבשר ודגים בלוח 1.

מקורות:

הגמישויות בטור (1) שמימינן רשומות סעויות הדגימה שלהן, נלקחו מלוח 1. כל שאר הגמישויות בטור (1) (פרט לזו של "סך־הכל בשר ודגים") נלקחו מלוח 4. לגביהן אין לנו חישוב של סעויות דגימה.

6. השוואת הסקרים של 1956/57 ו־1959/60[15]

בסיכומו של פרק זה נציג השוואה של גמישויות הכנסה שחושבו מתוך סקר הוצאות המשפחה 1956/57 עם אלו שחושבו מתוך סקר שנערך כעבור 3 שנים. הסקר המאוחר היה קטן יחסית[16], וכלל 1,200 משפחות שרואיינו במשך השנה שהחלה באוקטובר 1959 (בכל חודש נבחרו משפחות חדשות). גמישויות ההכנסה שחושבו מתוך הסקר של 1959/60 מבוססות רק על מחצית המשפחות — כ־600 משפחות שרואיינו במשך 6 החודשים הראשונים. משפחות אלו מויינו לפני־כן מיון כפול לפי ההכנסה הפנויה וגודל המשפחה. על־פי הלוגריתמים של הממוצעים בתוך כל תא נערך חישוב של גמישויות לפי פונקציות האומדן (2.1)[17].

השוואת טורים (1) ו־(2) בלוח 6 מראה כי ברוב המקרים יש דמיון ניכר בגמישויות שחושבו בשתי השנים השונות. אפילו באותם המקרים בהם נראים ההבדלים גדולים, ספק אם הם מובהקים לאור טעויות הדגימה של הגמישויות. על בסיס נתונים אלה אפשר לסכם, שלא חלו שינויים משמעותיים במבנה הכללי של גמישויות ההכנסה בין שתי השנים. זהו למעשה הדבר שאפשר לצפות לו, שעה שמשווים סקרים אשר נערכו ברווח זמן של 3 שנים בלבד.

15 חישוב הגמישויות מהסקר של 1959/60 נעשה ביזמתו ובשיתופו של ד״ר י. מונדלק, שהיה מעוניין בגמישויות אלה למחקרו על היצע וביקוש למוצרים חקלאיים (ראה דין וחשבון המישי 1959 ו־1960 מרכז פאלק, ירושלים 1961).

16 ראה תיאור קצר של סקר זה בנספח א׳.

17 בשיטת האומדן השתמשנו ב־$\log Y$ ו־$\log S$ כמשתני־עזר, ראה נספח ג׳.

פרק 3

צורתן של עקומות אנגל למצרכי מזון

1. מבוא

בחישובים הקודמים השתמשנו בפונקציית אומדן לוגריתמית מלאה השכיחה במחקרים של תקציבי משפחות. כפי שכבר ציינו, צורה זו מניחה גמישויות קבועות ביחס להכנסה ולגודל משפחה בכל תחומי השתנותם של המשתנים הבלתי־תלויים. בפרק זה נבחן בפירוט את ההנחה של קביעות הגמישויות וכן תכונות אחרות של עקומות אנגל.

אולם כבר בפתח הדברים יש לציין שאפילו אין הגמישויות האמיתיות קבועות אלא משתנות — עם רמת ההכנסה, למשל — הרי עדיין יכולה ההתאמה של עקומה בעלת גמישות קבועה להחשב כקירוב טוב למטרות רבות. עלינו לזכור שברוב המקרים אנו מעוניינים לדעת את גמישויות ההכנסה של המצרכים ברמת ההכנסה הממוצעת, ומתקבל מאוד על הדעת שעקומה בעלת גמישות הכנסה קבועה עשויה לשמש כקירוב טוב לגמישות הרצויה — גם אם הגמישות משתנה למעשה עם רמת ההכנסה. למעשה, המטרה העיקרית בבדיקה מפורטת של צורת עקומת אנגל היא האפשרות לנתח, או לחזות, את התנהגותם של צרכנים ברמות הכנסה (או גודל משפחה) השונות בצורה ניכרת מממוצעי המידגמים.

בניתוח להלן נבחן את צורות עקומות אנגל של כמה מצרכי מזון. קבוצה זו מורכבת מסך המזון ומ־6 מתוך 9 מרכיבי המזון המופיעים בלוח 1. הבסיס לבחירה זו היה סדירות הקשר בין X ל־C[1] בבדיקה גרפית מוקדמת. הקשר הפחות סדיר נמצא במקרה של לחם ודגנים, ונראה היה שאין טעם לבצע ניתוח סטטיסטי מפורט בדבר הצורה המדויקת של עקומת אנגל בקטגוריות מסוג זה.

מאחר שהעניין המרכזי במחקרים של תקציבי משפחות הוא בהשפעת ההכנסה, הגבלנו את הניתוח לצורת הקשר של X עם ההכנסה בלבד ולא עם גודל המשפחה. מאחר שקיים מיתאם בין ההכנסה ובין גודל המשפחה, לא נוכל להתעלם מההבדלים בגודל המשפחה ועלינו לבודד, אפוא, את השפעתם. פתרון פשוט לבעיה זו הינו השימוש בשיטה שנקט פרייס[2] — ניתוח צורתן של עקומות אנגל[3] עם הכנסה לנפש כמשתנה מסביר. אולם, כבר ציינו כי שיטה זו אינה מביאה בחשבון את השפעת גודל המשפחה בשלמותה. לכן העדפנו לערוך את הניתוח, במידת האפשר, בתוך כל קבוצת גודל משפחה. שיטה זו, כפי שיוסבר להלן, חייבה טכניקה שונה במקצת מזו שבה השתמש פרייס.

בניתוח הצורה של עקומת אנגל בחנו בעזרת הנתונים את שלוש הצורות הבאות, שהינן השכיחות ביותר בניתוח תקציבי משפחות:

1 הקושי של השתנות מקרית ב־C הובא בחשבון על־ידי שימוש בממוצעי C בתוך קבוצות של Y.

2 S. J. Prais and H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge 1955.

3 עקומת אנגל — על שמו של ארנסט אנגל (שניסח את חוק אנגל המפורסם) הוא המונח הטכני ליחס בין X ל־C.

(עקומה ליניארית) $X = a + bC$ (3.1)

(עקומה לוגריתמית מלאה) $\log X = a + b \log C$ (3.2)

(עקומה חצי לוגריתמית) $X = a + b \log C$ (3.3)

כאשר a ו־b הם קבועים (constants). העקומה הראשונה מניחה, שהנטייה השולית לצרוך (MPC) מתוך C — קבועה; העקומה השניה מניחה שהגמישות קבועה; השלישית מניחה כי שתיהן, MPC והגמישות, יורדות (לגבי מצרכים נורמליים, כלומר $b > 0$) עם עליית C[4]. יש לציין, כי שלוש הפונקציות נבחרו מתוך קבוצה רחבה יותר של פונקציות פשוטות שהותאמו למצרכי מזון על־ידי פרייס. המסקנה מהניתוח שלו היתה, שהעקומה החצי לוגריתמית (3.3) התאימה ביותר למצרכי מזון.

2. הקריטריון של המיתאם הגבוה ביותר

בניתוח שלנו ננסה לקבוע איזו משלוש העקומות האלטרנטיביות מתארת בצורה הטובה ביותר את התנהגות המשפחות למעשה. קריטריון פשוט אחד לבחירה בין 3 הצורות הוא הריבוע של מקדם המיתאם (r^2) המתקבל בכל מקרה. במלים אחרות, אנו בוחרים באותה העקומה ה"מסבירה" את השיעור הגדול ביותר של ההשתנות ב־X.

כדי לבודד את ההשפעה של גודל המשפחה השתמשנו במיון הכפול לפי הכנסה וגודל משפחה[5] שתואר בפרק 2 סעיף 2. ניקח לדוגמא את העקומה הליניארית. כאן חישבנו לכל גודל משפחה את משוואת הרגרסיה

$$\bar{X}_{ij} = a_i + b_i \bar{C}_{ij} + d_{ij}$$

כאשר i ו־j הינם אינדקסים של גודל המשפחה וקבוצת ההכנסה בהתאמה, $\bar{X}_{ij}$ ו־$\bar{C}_{ij}$ מציינים את ממוצעי הקבוצות בתא ה־i וה־j (שבו N_{ij} משפחות), ו־d_{ij} מציין את הסטייה מקו הרגרסיה. לאחר מכן חישבנו את החלק ה"לא־מוסבר" כדלקמן:

$$1 - r^2 = \frac{\sum_{i,j} N_{ij} d_{ij}^2}{\sum_{i,j} N_{ij} (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_i)^2}$$

חישובים אלה נעשו לכל עקומה מהצורות הנותרות.

תוצאות החישובים לגבי כמה פריטי מזון נבחרים נתונים בלוח 7. התוצאות מוצגות במונחים של ההשתנות הלא־מוסברת (השארית) ב־X ($1-r^2$), וברור שאנו מעדיפים את העקומה שבה קטנה יותר ההשתנות הלא־מוסברת[6]. השוואת שלושת הטורים בלוח 7 מראה

4 נגזור את (3.3) לפי C ונקבל $\text{MPC} = \frac{dX}{dC} = b \frac{1}{C}$. הגמישות η_{xc} מוגדרת כ־$\frac{dX}{dC} \frac{C}{X}$, כלומר $\eta_{xc} = b \frac{1}{X} = b \frac{1}{a + b \log C}$. מכאן שעבור $b > 0$ הן MPC והן η_{xc} יורדות עם עליית C.

5 לא כללנו משפחה בת נפש אחת מטעמים עליהם עמדנו בהערה ללוח 1 בפרק 2.

6 יש לציין שהשימוש ב־($1-r^2$) כקריטריון, הינו לגיטימי (אם נרצה לדייק) רק ביחס להשוואה בין העקומות (3.1) ו־(3.3). מאידך, בעקומה (3.2), ($1-r^2$) חושב אחרי הפעלת ההמרה הלוגריתמית של המשתנה התלוי. למעשה צריכים היינו לחשב את החלק הלא־מוסבר לגבי המספרים המקוריים. כשפרייס והאוטקר נתקלו בקושי זה הם באו לידי מסקנה שבמקרה זה אפשר לצפות כי ההבדל בין ($1-r^2$) המחושב על הבסיס הלוגריתמי לבין זה המחושב על הבסיס הרגיל יהיה קטן.

לוח 7: החלק הבלתי־מוסבר בהשתנות המשתנה התלוי $(1-r^2)$ בשלוש הפונקציות האלטרנטיביות

המצרך	צורת הפונקציה		
	ליניארית (1)	לוגריתמית (2)	חצי־לוגריתמית (3)
פירות	0.233	0.173	0.163
ירקות	0.494	0.488	0.455
בשר	0.125	0.090	0.114
דגים	0.287	0.290	0.231
ביצים	0.212	0.206	0.165
חלב	0.261	0.264	0.211
סך המזון	0.072	0.058	0.058

שהעקומה החצי לוגריתמית מתאימה לנתונים טוב יותר משתי האחרות. הירידה ב־$(1-r^2)$ כשעוברים מטור (1) ו־(2) ל־(3) אינה גדולה אך היא חוזרת בשיטתיות. נראה לכן, שלגבי מצרכי מזון ההנחה של ירידת MPC והגמישות היא ההנחה היותר סבירה.

3. הקריטריון של מקריות השאריות

קריטריון אחר (וקשור) לטיב ההתאמה של עקומות אנגל הוא מקריות השאריות (d_{ij}). ניקח למשל את סטיות ההוצאה על סך־הכל המזון מ־6 רגרסיות ליגאריות (המתאימות לעקומה (3.1) כמתואר בלוח 8. אפשר לראות שהשאריות אינן מקריות ביחס ל־C, ושהן נוטות להיות שליליות בערכים הגבוהים והנמוכים של C וחיוביות בערכים המרכזיים. פירושו של דבר הוא, שלמעשה נוטים הערכים של X להיות מתחת לקוי הרגרסיה הליגאריים בקצוות ומעל לקווים במרכז.

לוח 8: השאריות מ־6 קווי רגרסיה (בל"י לחודש) של סך המזון על סך ההוצאה[1]

גודל המשפחה	קבוצות הוצאה								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2	−10.9	−5.2	+4.2	3.6	2.9	0.8	−1.7	−7.5	−6.3
3	−10.0	−6.5	+1.4	1.6	1.0	7.2	−7.7	2.1	−15.1
4	−10.4	−7.8	+2.3	4.1	0.8	−4.1	2.4	−3.9	−8.7
5	−5.6	−6.9	+0.8	4.8	−3.2	8.9	−0.6	−6.5	−2.5
6	−11.8	5.7	+4.0	−2.2	3.4	4.9	−2.9	−3.6	−63.6
7+	2.3	−1.4	+4.6	−6.6	7.3	25.1	−26.7	2.4	0.3

1 הערכים של X ו־C בהם השתמשנו בכל רגרסיה הינם ממוצעים של המשתנים בכל אחת מ־9 קבוצות ההכנסה. השאריות ערוכות משמאל לימין בהתאם לסדר עולה של C. ערכי C המתאימים לכל טור אינם שווים, כמובן, אלא נוטים לעלות בד בבד עם מספר הנפשות במשפחה.

ננסה עכשו למצוא ביטוי סטטיסטי שבאמצעותו נוכל לבחון בצורה מדויקת יותר את מקריות השאריות בלוח 8. פרייס, במחקרו, בדק את מקריות השאריות תוך שימוש

ב״מבחן המיקבצים״ (“run test”) ביחס לסימני השאריות[7]. במקרה שלנו לא היתה שיטה זו מעשית בהיות מספר השאריות, בתוך כל קבוצת גודל משפחה, קטן מכדי לבצע את המבחן. מבחן לא־פרמטרי, המתאים לבדיקת מקריות השאריות בלוח 8 כיחידה אחת, הוא ניתוח השונות של פרידמן לגבי משתנים המבוטאים במונחי דרגות[8]. למטרה זו נתאים דרגות (R) לתשע השאריות בכל שורה (i) שבלוח 8, מ־1 (השארית הקטנה ביותר) עד ל־9 (הגדולה ביותר). התוצאות של התמורה נתונות בלוח 9. יצויין שסכום הדרגות בכל שורה (כלומר, בכל גודל משפחה) הוא $\sum_{j} R_{ij} = 45$ ובס״ה $\sum_{ij} R_{ij} = 270$. לעומת זאת, מובן שסכום הדרגות בכל טור (כלומר, בכל קבוצת הכנסה), דהיינו $R_j = \sum_{i} R_{ij}$, יכול להיות שונה מטור לטור.

אילו היו השאריות שבלוח 8 מסודרות בצורה מקרית היינו מצפים שסכומי הטורים R_j יהיו שווים בערך. ובניסוח מדויק יותר, ההשערה, שהשאריות מתפלגות בצורה מקרית בין הטורים (השערת האפס), משמעה ש־$E(R_j) = \frac{1}{g} \sum_{ij} R_{ij}$ כאשר E מציין את התוחלת המתימטית ו־g את מספר הטורים. בלוח 9, למשל, $E(R_j)$ בהשערת האפס הוא $(270/9) = 30$. בשורה התחתונה בלוח 9 בטאנו את R_j במונחים של סטיות יחסיות מ־$E(R_j)$, כלומר $R'_j = \frac{R_j - E(R_j)}{E(R_j)}$, ואפשר לראות בבירור ש־$R_j$ משתנה בצורה שיטתית בין הטורים.

לוח 9 : הערכים של R_{ij} המתאימים ללוח 8

גודל משפחה (i)	קבוצת הוצאה (j)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2	1	4	9	8	7	6	5	2	3
3	2	4	6	7	5	9	3	8	1
4	1	3	7	9	6	4	8	5	2
5	3	1	7	8	4	9	6	2	5
6	2	9	7	5	6	8	4	3	1
7+	5	3	7	2	8	9	1	6	4
סך הכל:									
R_j	14	24	43	39	36	45	27	26	16
R'_j	−0.53	−0.20	0.43	0.30	0.20	0.50	−0.10	−0.13	−0.47

על מנת לבחון אם סכומי הטורים בלוח הדרגות מתפלגים בצורה מקרית מחשב פרידמן את הביטוי הסטטיסטי

$$\chi_r^2 = \frac{12}{tg(g+1)} \sum_{j=1}^{g} R_j^2 - 3t(g+1),$$

7 ראה: Prais and Houthakker, *op. cit.* pp. 53–54. מבחן זה מבוסס על הסדר שבו מופיעים סימני ה־(+) וה־(−) בסידרת השאריות. אפשר לבדוק את המקריות של הסדר על־ידי ״מבחן המיקבצים״ (“run test”).

8 ראה: M. Friedman, “The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. II, 1937, pp. 86–92.

המתפלג (לפי השערת האפס) בקירוב כמו χ_r^2 („חִי בריבוע") עם $g-1$ דרגות חופש (t ו־g הם מספרי השורות והטורים בהתאמה). יש לציין את הקושי הנובע מהעובדה שהמבחן של פרידמן מנוסח בשביל המקרים בהם המשתנים המקוריים (כלומר, השאריות בלוח 8) הם משתנים חופשיים, שעה שאצלנו הם מוגבלים עקב היותם סטיות מקווי הרגרסיה מחושבים. במקרה זה, מספר דרגות החופש האפקטיביות של χ_r^2 אינו ברור, אך $g-2$ יהיה מן הסתם אומדן זהיר. מתוך הלוחות הסטנדרטיים מצאנו שהערך של χ_r^2 המובהק ברמה של 5 אחוזים הוא 14.07, שעה שהערך של χ_r^2 שחושב בלוח 9 הוא 22.3; לכן נוכל לדחות את השערת האפס ברמת המובהקות הנזכרת, ולבוא לידי מסקנה שעקומת אנגל לסך המזון אינה ליניארית.

לוח 10: הערכים χ_r^2 למצרכי מזון שנתקבלו
בשלוש פונקציות האומדן האלטרנטיביות

המצרך	צורת הפונקציה		
	ליניארית (1)	לוגריתמית (2)	חצי־לוגריתמית (3)
פירות	19.96	23.11	7.95
ירקות	15.55	14.44	10.80
בשר	17.60	18.40	4.80
דגים	18.31	15.02	9.64
ביצים	19.60	6.62	11.78
חלב	10.62	7.16	6.53
סך המזון	22.27	14.27	5.73

עד כאן בדקנו את מקריות השאריות לגבי מצרך אחד וצורת עקומה אחת בלבד. למעשה, השתמשנו באותה שיטה בכל 7 המצרכים ובכל אחת מ־3 צורות העקומה האלטרנטיביות. 21 ערכי χ_r^2 שנתקבלו מפורטים בלוח 10. הערכים הנמוכים יותר של χ_r^2 בעמודה (3) מצביעים על כך ש־R_j מתפלג בצורה השווה ביותר בעקומה החצי־לוגריתמית. במילים אחרות, הצורה האחרונה היא המניחה את הדעת ביותר מנקודת־הראות של מקריות השאריות.

בעוד שאף אחד מערכי χ_r^2 בטור (3) אינו מובהק, מצאנו על־ידי ניתוח נוסף סימנים לכך שהשאריות בפונקציה החצי־לוגריתמית אינן מקריות לגמרי. אפשר לראות זאת אם נצרף את ערכי R_j $(j=1...9)$ לגבי 6 מרכיבי המזון. נסמל מרכיב בקבוצת המזון על־ידי q וניצור את סכומי הטורים המיצרפיים $\bar{R}_j = \sum_{q=1}^{6} (R_j)_q$. בהנחה שהסטיות מקריות ידוע לנו ש־$E(\bar{R}_j) = 30 \times 6 = 180$, ובהתאם לכך נגדיר $\bar{R}'_j = \frac{\bar{R}_j - 180}{180}$.

ההתנהגות של הסטיות היחסיות בקבוצות הוצאה שונות ניתנת בלוח 11. הלוח מבהיר כי בשלוש הצורות של העקומה נוטות השאריות להשתנות באופן שיטתי עם C. דבר זה מצביע על כך שה־MPC יורד (ככל שה־C עולה) מהר יותר משמניחה כל אחת מהפונקציות. עם זאת ברור שישנה ירידה ניכרת באמפליטודת הסטיות כשאנו עוברים לעקומה החצי־לוגריתמית.

9 עם 7 דרגות חופש.

לוח 11: סטיות מצורפות ($\bar{R}'_j$) ל־6 מצרכי מזון שנתקבלו מ־3 פונקציות אומדן אלטרנטיביות

קבוצת הוצאה	צורת הפונקציה: לינארית (1)	לוגריתמית (2)	חצי־לוגריתמית (3)
1	−0.38	−0.30	−0.14
2	−0.23	−0.10	−0.17
3	0.23	0.28	0.15
4	0.28	0.31	0.18
5	0.28	0.23	0.11
6	0.34	0.16	0.21
7	−0.11	−0.13	−0.17
8	−0.08	−0.11	−0.03
9	−0.33	−0.33	−0.14

4. העקומה ה"לוג־נורמלית" (LN)

בדרך כלל אי־אפשר לצפות לכך שעקומות פשוטות מהסוג שתיארנו, יתנו תיאור נאות של התנהגות המשפחות בקצוות של התחלקות ההכנסות, ועוד יותר כאשר אנחנו מנסים לעשות חיוץ של העקומות שלנו מעבר לתחומי ההכנסה הניצפים. אצ'יסון ובראון (ב־1955) מתווים עקומה גמישה יותר מהרגיל לנתונים של תקציבי משפחות שהינה, אולי, שימושית יותר לבדיקת ההתנהגות ברמות הכנסה גבוהות.[10] העקומה היא: פונקציית ההתפלגות הלוג־נורמלית המצטברת, או בקיצור LN. העקומה יוצאת מראשית הצירים (של X ו־C) עם שיעור שינוי (MPC) העולה בתחילה ויורד אחר כך. לעקומה אסימפטוטה עליונה שניתן לפרש אותה בתור רמת הרוויה בתצרוכת. לרמת רוויה מגיעים רק ברמה אינסופית של הכנסה אך היא ניתנת לאמידה על בסיס התצפיות של המידגם.

נציין שאין זה חשוב ביותר אם רמת הרוויה קיימת למעשה. המטרה העיקרית של אומדן רמת הרוויה (ההיפוטטית) היא לשמש כאינדיקטור של ירידת ה־MPC ברמות הכנסה גבוהות.[11] קשה ללמוד על צד זה של עקומת אנגל מהצורות הרגילות של עקומות אנגל, מאחר שהפרמטרים שלהן מתארים בדרך יעילה את התנהגות המשפחות בסביבות ממוצעי המדגם בלבד.

הניסוח המתמטי של עקום ה־LN, הוא־

$$\frac{X}{T} = \int_{-\infty}^{z} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2}\, dt, \tag{3.4}$$

10 J. A. C. Brown and J. Aitchison, "A Synthesis of Engel Curve Theory", *The Review of Economic Studies*, Vol. 22, 1955, pp. 35–46.

11 כדאי לציין שעקומה זו אינה מביאה בחשבון את האפשרות שמצרך יכול להיות "נחות" בתחום הכנסה מסויים (כלומר שההוצאה על מצרך יורדת כש־C עולה). לכן היא מתאימה יותר לקבוצות מצרכים רחבות.

כאשר T היא רמת הרוויה ו־$Z=\alpha+\beta \log C$. עקומה זו אפשר להתאים לנתונים תוך שימוש בשיטת איטרציות, כאשר השלב הראשון מחייב ניחוש של רמת הרוויה.[12] בניתוח שערכנו נקטנו בשיטה פחות מדויקת וקבענו את הפרמטרים α, T ו־β בעזרת שיטות גרפיות.[13] נציין גם שבמקרה זה ערכנו את הניתוח במונחי הכנסה והוצאה לנפש, מאחר שההתאמה של LN לכל קבוצת גודל משפחה בנפרד לא היתה מעשית לאור ההש־תנות הגדולה בתוך כל קבוצה. הנתונים בהם השתמשנו הם אלה שפורטו בסעיפים הקודמים, כאשר $\bar{X}_{ij}$ ו־$\bar{C}_{ij}$ חולקו במספר הנפשות המתאים (S_i). כך נתקבלו 54 ממוצעי קבוצות שצורפו ל־12 קבוצות למטרת הניתוח הגרפי.

לוח 12: ההוצאה הממוצעת לנפש על מצרכי מזון בהשוואה עם אומדן של רמת הרוויה

המצרך	הוצאה ממוצעת לנפש (בל"י לחודש) (1)	אומדן של רמת הרוויה (2)	$\frac{(1)}{(2)}$ (3)
ביצים	3.2	4.4	0.73
חלב	3.2	4.5	0.71
בשר	8.5	20.0	0.43
דגים	3.4	7.5	0.45
ירקות	3.5	6.0	0.59
סך המזון	35.1	80.0	0.44

עקומות ההוצאות על סך המזון ועל 5 מרכיבי מזון מופיעות בציור 1. הן מראות את הקשר בין ההוצאה לנפש על מצרך (X/S) כאחוז מרמת הרוויה T (על הציר האנכי) לבין סך ההוצאה לנפש (C/S) (על הציר האופקי). אפשר לראות שברוב המקרים מתאימה עקומת ה־LN היטב לנתונים. המצרכים הקרובים ביותר לרמת הרוויה, בק־בוצות ההכנסה הגבוהות, הם ביצים וחלב. לגבי פירות ובשר, לעומת זאת, ההוצאות בקבוצות ההכנסה הגבוהות ביותר, אינן עולות על 70 אחוז מרמת הרוויה. היחס בין ההוצאה הממוצעת לנפש במידגם שלנו לבין אומדן רמת הרוויה נתון בלוח 12. ניתן שוב להבחין בכך שההוצאות על ביצים וחלב קרובות יחסית (כ־70 אחוז) לרמת הרוויה. מעניין להזכיר שמצרכים אלה גמישים "בממוצע", ורק ברמות ההכנסה הגבוהות ביותר נעשית העקומה שטוחה.

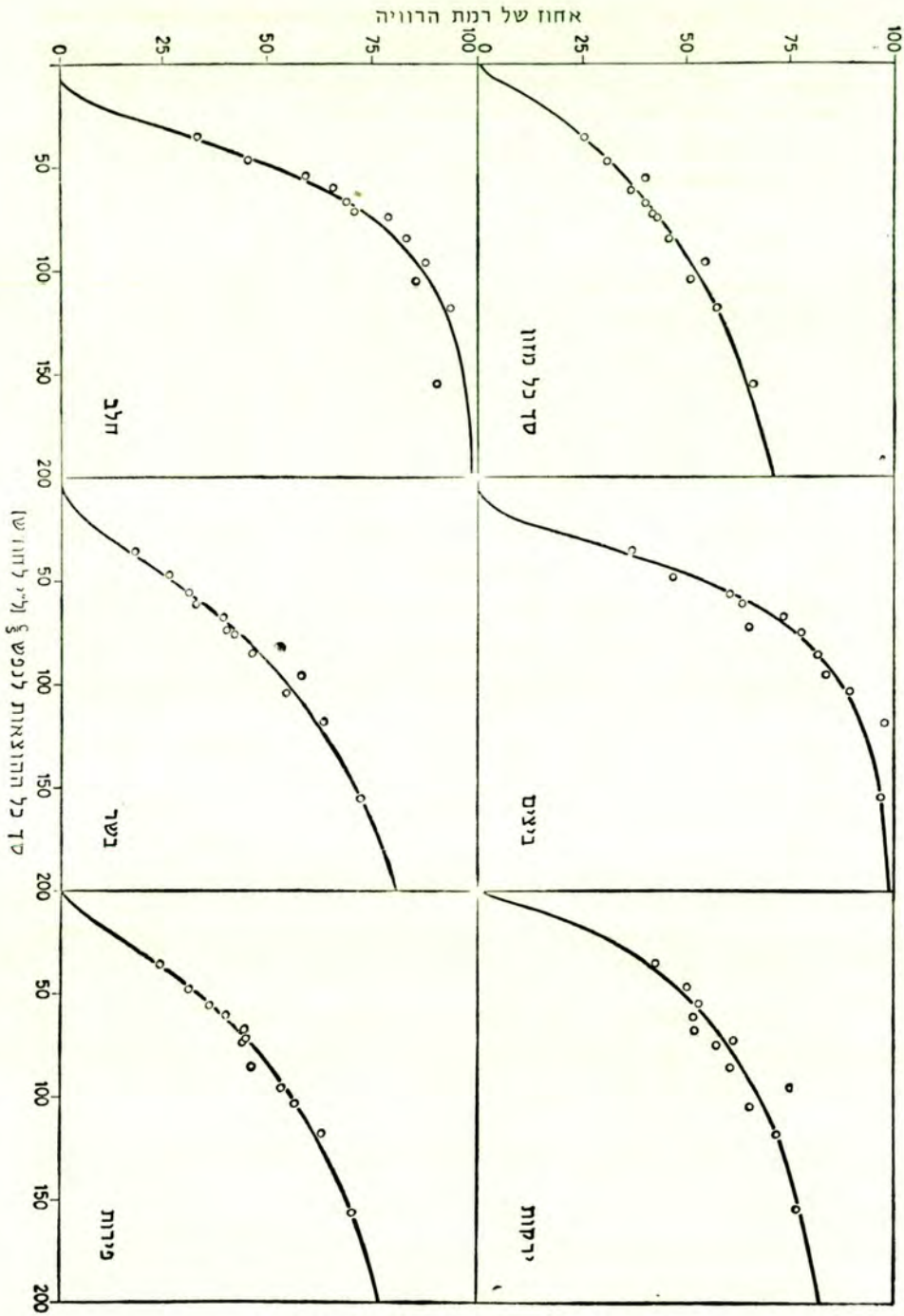
5. גמישויות הכנסה שנתקבלו מפונקציות אלטרנטיביות

בראשית הפרק ציינו, שכל עוד אנו מעוניינים במדידת גמישויות הכנסה בנקודת הממוצע של המדגם, העקומה של גמישות קבועה הינה קירוב טוב למדי. אין להתפלא אם כך יהיו פני הדברים גם לגבי העקומה הליניארית הפשוטה. רק כשאנו מתרחקים מממוצעי המדגם, גדילה הטעות הכרוכה בשימוש בעקומה הלא־נכונה. ברור שהערות אלו אינן הולמות כל מצב היפוטטי; אולם הן תופסות לגבי הנתונים שלנו, ואף בכמה מחקרים אחרים.[14]

12 ראה: *ibid.* pp. 45–46.

13 לעומת זאת השיטה שלנו פחות מגבילה היות והיא מאפשרת ל־β להקבע באופן חופשי, בנגוד לבראון הקובע $\beta=1$.

14 ראה: L. M. Goreux, *Income Elasticity of the Demand for Food*, FAO, Rome, 1955, p. 27.



ציור 1. העקומה ח"לוג־נורמלית" מותאמת לשישה מצרכי מזון

כדי לבדוק נקודה זו, שהינה בעלת חשיבות מעשית למחקרים של תקציבי משפחות בישראל שייערכו בעתיד, חישבנו גמישויות הכנסה מצורות שונות של עקומות אנגל, כאשר ההכנסה וגודל המשפחה משמשים כמשתנים הבלתי־תלויים.

המשוואות הן:

$$X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S \tag{3.5}$$

$$\frac{X}{S} = b_0 + b_1 \log \frac{C}{S} + b_2 \log S \tag{3.6}$$

$$\log X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S \tag{3.7}$$

בשתי המשוואות הראשונות מופיעה ההכנסה (C) בצורה חצי־לוגריתמית, בעוד שבמשוואה השלישית היא מופיעה בצורה לוגריתמית מלאה. לאור הדיון הקודם עדיפות שתי המשוואות הראשונות מנקודת הראות של השפעת ההכנסה.

לגבי גודל המשפחה ניסינו שני ניסוחים אלטרנטיביים ב־(3.5) וב־(3.6). באחרון השתמש פרייס כהרחבה[15] של העקומה החצי־לוגריתמית הפשוטה מהטיפוס של הכנסה לנפש $X/S = b_0 + b_1 \log C/S$. (3.5) היא פונקציה נוחה יותר לטיפול אך יש בה החיסרון של התעלמות מפעולת־גומלין אפשרית בין ההשפעות של C ושל S. לבסוף נציין כי שלושת הניסוחים מניחים שההשפעה השולית של S על הצריכה משתנה עם הרמה של S. זוהי הנחה סבירה לאור היתרונות לגודל בצריכה וכן בהתחשב בעובדה שהשיעור של ילדים קטנים (שהשפעתם על X קטנה) עולה עם הגידול ב־S.

גמישויות ההכנסה (η_{xc}) הנגזרות מן המשוואות לעיל, בנקודת ממוצעי המדגם, ניתנות בלוח 13.

לוח 13: גמישויות (η_{xc}) של מצרכי מזון
שנתקבלו משלוש פונקציות אומדן אלטרנטיביות[1]

המצרך	פונקציית אומדן		
	(3.5) (1)	(3.6) (2)	(3.7) (3)
לחם ודגנים	−0.047	−0.026	−0.043
שמנים	0.212	0.229	0.215
ירקות	0.170	0.334	0.337
פירות	0.616	0.715	0.713
דגים	0.418	0.404	0.437
בשר	0.705	0.796	0.753
ביצים	0.615	0.667	0.675
חלב	0.501	0.506	0.528
סך המזון	0.488	0.562	0.516

1 החישובים מתייחסים לאותן המשפחות כמו בשאר חלקי הפרק. הלוח כולל את כל מצרכי המזון שהופיעו בלוח 1, כאשר לחם ודגנים צורפו למצרך אחד.

15 יצויין כי מ־(3.6) נובע ש־MPC מתוך C משתנה בין גדלי משפחה ביחס ישר לשינוי ב־S. יש בכך, אולי, הנמה של השפעת S.

פרק 3

אפשר לראות כי בחירת העקומה הינה בעלת השפעה קטנה ביותר על ערכן של גמישויות ההכנסה. מסקנות דומות קבלנו ברוב המקרים לגבי הגמישויות של גודל המשפחה.

מסקנות אלו מתייחסות, כמובן, לגמישויות שחושבו בנקודת הממוצע של המדגם. כדי לקבל מושג כלשהו על השינוי בגמישות ההכנסה כאשר משנים את רמת ההכנסה נתבונן במספרים בלוח 14. בלוח זה חושבו גמישויות ההכנסה לחמש רמות שונות של הכנסה, תוך שימוש בעקומה החצי־לוגריתמית (3.5). עקומה זו נראית לנו, באופן כללי, כמתאימה ביותר למצרכי מזון.

לוח 14 : גמישויות הכנסה למצרכי מזון בחמש רמות הכנסה

המצרך	רמת ההכנסה (C) בל"י				
	200 (1)	250 (2)	300 (3)	350 (4)	400 (5)
לחם ודגנים	−0.043	−0.044	−0.044	−0.044	−0.045
שמנים	0.216	0.206	0.199	0.193	0.188
ירקות	0.172	0.166	0.161	0.157	0.154
פירות	0.750	0.643	0.575	0.528	0.494
דגים	0.473	0.428	0.397	0.374	0.356
בשר	0.917	0.761	0.668	0.606	0.561
ביצים	0.747	0.640	0.573	0.527	0.492
חלב	0.584	0.516	0.472	0.440	0.416
סך המזון	0.563	0.500	0.458	0.428	0.405

1 הערכים הממוצעים של C ו־S לגבי המשפחות עליהן מבוסס הניתוח הם: 287 ל"י = C, $S = 3.98$
החישובים נעשו על־ידי מר יעקב פרוש מבנק ישראל לפי יומנו.

כל החישובים האלה מתייחסים למשפחה בעלת 4 נפשות. אפשר לראות שהשתנות הגמישויות בין קבוצות ההכנסה גדולה יותר ככל שהמצרכים גמישים יותר[16]. כשההכנסה עולה כפליים (ממאתיים לארבע מאות לירות) גמישות הבשר יורדת ב־64 אחוז שעה שזו של ירקות יורדת ב־12 אחוז בלבד.

נסכם את ממצאי הפרק כדלהלן:

א. במצרכי מזון המוגדרים בצורה רחבה, כגון בשר, פירות, וכו' קיימת מגמה של MPC וגמישויות ההכנסה לרדת עם עליית ההכנסה. הצורה של עקומת אנגל (הקשר בין X ל־C) מיוצגת בדרך נאותה על־ידי הפונקציה החצי־לוגריתמית, $X=b_0 + b_1 \log C$.

ב. מצאנו כי לגבי חלב וביצים קיימת מגמה חזקה של התקרבות לרוויה ברמות ההכנסה הגבוהות של המדגם.

ג. הגמישויות שחושבו בנקודת הממוצע של המדגם אינן רגישות ביותר לבחירת צורת הפונקציה.

16 בקשר לנקודה זו ראה Prais and Houthakker, *op. cit.*, p. 123.

פרק 4

צריכת המזון בקבוצות דמוגרפיות שונות[1]

1. משתנים דמוגרפיים נוספים

הכנסה וגודל משפחה הם המשתנים החשובים ביותר המסבירים את הצריכה בניתוח של חתך רוחב, אך ברור שאין הם המשתנים היחידים. מטרת הניתוח בפרק זה ובבאים אחריו היא לבדוק את השפעתם של כמה גורמים נוספים על הצריכה. נסקור עתה בקצרה משתנים אלה.

ראשית, יש לציין שאפשר לשפר את הניתוח של הרגלי צריכה על־ידי שימוש באינ־פורמציה על מבנה המשפחה, כלומר התפלגות בני המשפחה מבחינת המין והגיל — ולא רק מבחינת הגודל, הנמדד על־ידי מספר הנפשות במשפחה. ניתוח שלם של השפעת מבנה המשפחה על הצריכה הוא עניין מסובך ומחייב מחקר נפרד[2]. אולם כדי לקבל מושג כלשהו בדבר ההשפעה הכמותית של מבנה המשפחה על הצריכה, חילקנו את בני המשפחה לשני סוגים — מבוגרים וילדים — שהתחום המבדיל ביניהם הוא גיל 17 שנה. ניתוח זה הוגבל לצריכת מצרכי מזון בלבד.

משתנה דמוגרפי נוסף, שמשתמשים בו לעיתים במחקר בתקציבי משפחות, במיוחד לשם אומדן עקומת אנגל לפריטי מזון, הוא משלח־היד של הצרכן. הסיבה לכך טמונה בהנחה שהתפריט של אנשים העוסקים בעבודה גופנית (מקצועית ובלתי־מקצועית) שונה מזה של פקידים, מנהלים ובעלי מקצועות חפשיים. גם במחקר שלנו הבחנו בין שני הסוגים אשר, לשם הקיצור, יכונו על־ידינו בשם פועלים ופקידים.

יש לציין כי למעשה אין האבחנה קלה משום שמשלח־היד מתייחס רק לראש המשפחה. ככל שגדול מספר הילדים במשפחה כן קטנה השפעת משלח־היד של ראש המשפחה על הרגלי הצריכה של המשפחה כולה. כמו כן, קורה שבמשפחה כלשהי ישנם מפרנסים נוספים (האשה, בנים מבוגרים וכו׳) שמשלח־ידם שונה מזה של ראש המשפחה. עם זאת, סביר יותר להניח שבניו של פועל יהיו אף הם פועלים מאשר לצפות כי בני פקיד יהיו פועלים.

בדיון הקודם ציינו רק את ההבדלים בתפריט של שתי קבוצות משלח־היד, אך ידוע שקיימים גם הבדלי השכלה ניכרים בין שתי הקבוצות. לפקידים, בדרך כלל, השכלה גבוהה יותר מאשר לפועלים. דבר זה יכול ליצור הבדלים ניכרים בהוצאותיהם על מצרכי לא־מזון. למעשה אנו מעוניינים במיוחד בצד זה של הבדלי משלח־היד. כמובן

1 החישובים בפרק זה מבוססים על 1,359 משפחות של עולי אסיה ו־2,827 של עולי אירופה מספרים אלה מתיחסים לכלל המשפחות היהודיות בסקר 1956/7 (ראה לוח א.) להוציא את ילידי ישראל ומשפחות ללא ילדים.

2 בקשר לבעיות המושגיות ולשיטות הסטטיסטיות של הניתוח, ראה:
S. J. Prais and H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge, 1955; J. A. C. Brown, "The Consumption of Food in Relation to Household Composition and Income", *Econometrica*, Vol. 22, 1954, p. 444; R. G. D. Allen, "Expenditure Patterns of Families of Different Sizes", in *Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, ed. O. Lange, F. McIntyre, and Th. Yntema, Chicago, 1942.

שעדיף היה להשתמש במשתנה המבטא את רמת ההשכלה של המשפחה, אך לצערנו חסרה אינפורמציה זו בחומר הסטטיסטי העומד לרשותנו.

גורם דמוגרפי או חברתי אחר בעל חשיבות מיוחדת ב י ש ר א ל הוא ארץ המוצא של הצרכן[3]. מאחר שהרגלי צריכה שונים שוררים, כנראה, בארצות שונות, ובעיקר ביבשות שונות, היינו מצפים למצוא שהצרכנים בישראל ממשיכים לשמור במידה מסויימת על הרגלי הצריכה של ארצות מוצאם. אם נרצה לחלק את ארצות המוצא לשתי קטיגוריות בהתאם למטרת המחקר שלנו, האבחנה היסודית תהיה, מן הסתם, בין ארצות אירופה ואמריקה מחד לבין ארצות אסיה ואפריקה מאידך. אבחנה זו מקבילה, פחות או יותר, לחלוקה העדתית, כלומר בין "אשכנזים" לאחרים. (לא יכולנו להבחין ישירות בין העדות מתוך החומר שברשותנו). הניתוח שלנו יתרכז ברובו בשתי קבוצות אלו בלבד, אך נשלים את המימצאים שלנו על־ידי ניתוח בו השתמשנו במיון דק יותר — לפי ארץ המוצא. הניתוח שלנו אינו מכסה אותן משפחות שראש המשפחה שלהן נולד בישראל, משום שקבוצה זו מהווה תערובת מבחינה עדתית ולא ניתן היה לקבל מיון מתאים ע ל ראשי המשפחות לפי ארץ המוצא של הוריהם.

כאן מתעוררת השאלה, אם קיימת מגמה של צמצום ההפרשים, במידה שהם קיימ ים, בהרגלי הצריכה בין יוצאי היבשות השונות. תשובה חלקית לשאלה זו אפשר לקבל על־ידי חלוקת המשפחות בתוך כל יבשת בהתאם לוותק שלהן בישראל. לכן חילקנו את המשפחות לשתי קבוצות: ותיקים (שעלו לישראל לפני קום המדינה) וחדשים. הבעיה שלנו היא לבחון אם ההבדלים בהרגלי הצריכה בין עולי אסיה לבין עולי אירופה קטנים יותר בקרב הוותיקים מאשר בקרב העולים החדשים (לשם קיצור נתייחס ל"אסיה — אפריקה" בתור "אסיה", ול"אירופה — אמריקה" בתור "אירופה").

לוח 15 מוסר חומר רקע על המיון לפי יבשת מוצא וותק בארץ. טור (1) מראה שקבוצת הוותיקים יוצאי אירופה היא הקבוצה הגדולה ביותר (37 אחוז) ואילו הוותיקים יוצאי אסיה מהווים את הקבוצה הקטנה ביותר (7 אחוזים) מתוך כלל המידגם. קיימים הבדלים בולטים בגודל המשפחה בין שתי היבשות — הממוצע ליוצאי אירופה הוא 3.5 נפשות בעוד שאצל יוצאי אסיה הוא גבוה מ־5. ליוצאי אסיה יש גם אחוז גבוה יותר של ילדים. טור (6) מראה שישנם הבדלים בין קבוצות ה"יבשת־ותק" מבחינה המבנה של משלח־יד. בעוד אשר שיעור הפועלים בקרב הוותיקים יוצאי אירופה (ראשי משפחה) הוא 43 אחוז בלבד מגיע חלקם בקרב העולים החדשים יוצאי אסיה ל־83 אחוז.

לבסוף, מעניין לראות את ההבדלים ברמת סך ההוצאה בין קבוצות יבשת מוצא. כפי שאפשר לראות בטור (2), צועדים הוותיקים יוצאי אירופה בראש ואחריהם באה הקבוצה של ילידי ישראל. עם זאת כדאי לציין שההבדלים בין הקבוצות אינם גדולים. כדי לקבל מושג־מה על הדרך בה משפיעים הבדלים אלה על רמת־החיים, יש להביא בחשבון את גודל המשפחה בקבוצות השונות, מאחר שאת ההוצאה הממוצעת למשפחה בקבוצת יוצאי אסיה יש לחלק במספר גדול יותר של נפשות. מטור (4), בו רשומות ההוצאות הממוצעות לנפש, אפשר לראות בבהירות את ההבדלים הניכרים ברמת־החיים בין יוצאי היבשות השונות.

3 כבמקרה של "משלח־יד" כך גם במיון לפי יבשת מוצא, ההתייחסות היא רק ל ר א ש המשפחה, אף שידוע לנו שקיים מיתאם ניכר בין יבשת המוצא של הבעל ושל האשה.

לוח 15: נתוני רקע על התפלגות לפי ותק
ויבשת מוצא, מתוך הסקר של 1956/57

יבשת	ותק	התפלגות המשפחות במדגם (באחוזים) (1)	סך ההוצאה הממוצעת ($\bar{C}$) (בל"י לחודש) (2)	מספר ממוצע של נפשות ($\bar{S}$) (3)	סך ההוצאה לנפש (בל"י לחודש) (4)	אחוז הילדים (5)	אחוז הפועלים (6)
אסיה	חדשים	18	256	5.3	48	53	83
	ותיקים	7	278	5.1	54	51	78
אירופה	חדשים	29	246	3.3	74	33	67
	ותיקים	37	296	3.4	87	37	43
ישראל		9	290	4.1	71	42	55

אם נסתכל בקבוצות הקיצוניות — עולים חדשים יוצאי אסיה וותיקים יוצאי אירופה — נמצא שההוצאה לנפש בקרב האחרונים גדולה כמעט פי שנים מזו של החדשים יוצאי אסיה. אולם יש לזכור שיחס זה מגזים במידת־מה בהבדלי רמת החיים, מאחר שאינו מביא בחשבון "יתרונות לגודל" בצריכה.

2. שיטת האומדן

כדי לאמוד את פונקציות התצרוכת של יוצאי אסיה ואירופה השתמשנו בפונקציית האומדן הבאה:

$$X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S_1 + b_3 \log S_2 + b_4 D, \qquad (4.1)$$

שבה הינחנו, שההכנסה משפיעה בצורה חצי־לוגריתמית בהתאם לדיון בפרק 3.

משוואה זו היא מטיפוס דומה למשוואה (3.5). ההבדל העיקרי הוא בכך שבמקום להש־תמש במשתנה אחד כמבטא את השפעת גודל המשפחה, כלומר מספר הנפשות במשפחה (S), פירקנו את S לשניים — מספר המבוגרים במשפחה (S_1) ומספר הילדים (S_2). הבחנה זו מועילה במיוחד לניתוח הרגלי צריכה לפי יבשת מוצא היות, וכפי שראינו, קיים הבדל גדול בין שתי הקבוצות מבחינת הרכב המשפחה[4]. המטרה של משתנה D היא לגלות הבדלים אפשריים ברמת הצריכה של "פועלים" ו"פקידים". הדבר נעשה על־ידי שימוש ב־D כמשתנה מדומה (dummy) המקבל שני ערכים בלבד — 1 לגבי פועלים ו־0 לגבי פקידים.

משוואה (4.1) הותאמה ליוצאי אסיה ויוצאי אירופה בנפרד, כך שאפשר היה להשוות את ה"שיפועים" והרמות של פונקציות ההתנהגות של שתי קבוצות היבשת. ניתוח השפעת ה"ותק" הוגבל לבדיקת ההבדלים ב"רמות" בלבד. אנו נניח שהמקדמים $b_1 \ldots b_4$ ב־(4.1) זהים לגבי ותיקים וחדשים בתוך "יבשת" נתונה, וכי ההבדלים היחידים האפשריים הם ב־b_0. בהנחה זו אפשר להשתמש בפונקציית אומדן אחת לגבי החדשים והוותיקים, כאשר המומנטים מחושבים מסביב לממוצעי המשתנים ב ת ו ך כל אחת מהקבוצות (ולא מסביב לממוצע כללי). ההצדקה העיקרית להנחה דלעיל בדבר זהות המקדמים הינה בפישוט החישובים ולא בהיותנו בטוחים בנכונותה של ההנחה (אולם, ראה הערה 7 בפרק זה).

הבחנה נוספת שהכנסנו לפרק זה היא בין שתי "תקופות חקירה". הכוונה למיון

4 מאחר ש־S_2 מופיע ב־(4.1) בצורה לוגריתמית, אי־אפשר היה לכלול בניתוח משפחות ללא ילדים (כלומר, $S_2 = 0$).

המשפחות לשתי קבוצות: אלו שרואיינו "בחודשי הקיץ" (מאי־אוקטובר 1956) והאחרות שרואיינו ב"חודשי החורף" (נובמבר 1956 — אפריל 1957). הסיבה להבחנה זו טמונה בכך שבין שתי תקופות החקירה עלה הערך הממוצע של C ב־7 אחוזים[5]. אם נניח שיש מצרכים שרמת הביקוש להם משתנה בצורה עונתית (בהנחה שמחוץ לכך פונקציית התצרוכת בשתי העונות זהה), אזי ברור שאם נתעלם מהשינויים העונתיים בביקוש, נקבל גמישויות מוטות (אף כי במקרה שלנו אין ההטיה יכולה להיות גדולה, היות והשינויים ב־C, בין שתי התקופות, היו קטנים יחסית). אפשר לבודד את השפעת העונתיות (בהנחות שלנו) אם נשתמש באותן שיטות שתוארו בשעת הדיון ב"ותק". במילים אחרות, אפשר לבטא את כל המשתנים במונחים של סטיותיהם מממוצעי הקבוצות שלהם במסגרת המיון הכפול לפי "ותק" ו"תקופת חקירה".

בתהליך החישוב מיינו את כל המשפחות בסקר של 1956/57 (להוציא את המשפחות ללא ילדים, ראה הערה 4) לפי המשתנים הבאים: הכנסה פנויה (Y), מספר המבוגרים (S_1), מספר הילדים (S_2), משלח־יד (D), יבשת מוצא, ותק ותקופת חקירה. ממוצעי המשתנים הרלבנטיים (כולל C) שחושבו בתוך תאים אלה היוו את הבסיס לאומדן (4.1) לכל "יבשת", לאחר שהובאו בחשבון ההשפעות של ותק ותקופת חקירה. את ההשפעה של האחרונים בודדנו על־ידי חישוב מומנטים מהצורה הבאה לכל יבשת:

$$\sum_{tdi} N_{tdi}(\bar{P}_{tdi} - \bar{P}_{td})(\bar{Q}_{tdi} - \bar{Q}_{td}), \tag{4.2}$$

כאשר N מציין מספר המשפחות בתוך התא ה־(tdi); $\bar{P}$ ו־$\bar{Q}$ הם הממוצעים של כל שני משתנים בתוך התא ה־(tdi) או ה־(td); t ו־d הם אינדקסים של תקופת חקירה וותק ($t, d = 1, 2$) ו־i עובר על פני כל התאים הנוצרים כתוצאה מן המיון לפי Y, S_1, S_2 ו־D. תהליך זה זהה מבחינה מושגית לאומדן בעזרת פונקציה בעלת שני משתנים בלתי־תלויים נוספים במקום בפונקציית האומדן (4.1)

$$X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S_1 + b_3 \log S_2 + b_4 D + b_5 D' + b_6 D'', \tag{4.1'}$$

D' הוא משתנה מדומה (dummy) המקבל רק שני ערכים—1 לותיקים ו־0 לחדשים. בצורה דומה D'' מקבל את הערך 1 או 0 בהתחשב בשאלה אם המשפחה שייכת לתקופת החקירה הראשונה או השניה. ל־(4.1′) ישנו היתרון שמקבלים את המקדמים של D' ו־D'' בצורה ישירה, שעה שב־(4.1) בצירוף ל־(4.2) השארנו רק את המשתנים קבועים. בכל זאת השתמשנו בשיטה האחרונה מאחר שהיא פשוטה יותר מבחינת החישובים.

לשם אומדן סטטיסטי של (4.1) השתמשנו בשיטת משתני־עזר (ראה נספח ג') כאשר Y שימש כמשתנה־עזר "חיצוני".

בניתוח הבא נשתמש ב־8 קבוצות רחבות של מזון. אף כי יתכן שחשוב יותר לדעת אם קיימים הבדלים בהרגלי הצריכה של העולים לגבי המצרכים המיצרפיים (כגון בשר, ירקות), הרי מתקבל על הדעת, שההבדלים הגדולים הם דווקא בצריכת מצרכים המוגדרים באורח מ פ ו ר ט יותר. אולם אפשרות מעין זו מחייבת ניתוח נפרד.

תוצאות החישובים תוצגנה בצורה מפורטת יותר מאשר בפרק 2. במקום להתייחס רק לגמישויות ההכנסה (η_{xc}) נטפל גם בנטיות השוליות והממוצעות לצרוך.

5 במונחים נומינליים, דבר זה כמוהו כעלייה ריאלית של 5 אחוזים.

3. נטיות שוליות לצרוך וגמישויות צריכה לפי יבשת מוצא

נתחיל בתיאור הנטיות השוליות לצרוך (MPC). המשמעות של MPC ביחס ל־C או בקיצור MPC(C), היא השינוי בהוצאה על מצרך מסויים, כאשר ההכנסה (C) עולה בלירה אחת וכל שאר הדברים נשארים קבועים. ברור שה־MPC(C) יכולה להשתנות כשעוברים מקבוצות הכנסה נמוכות לגבוהות. למעשה מניחה משוואה (4.1) בהתאם לדיון בפרק 3 שה־MPC(C) יורדת עם עליית C. החישוב של MPC(C) בכל רמה של C מתקבל על־ידי גזירה חלקית של (4.1) לגבי C, הנותנת $\text{MPC}(C) = b_1/C^*$ כאשר C^* הוא ערך שרירותי של C. בדרך כלל חישבנו את ה־MPC (כמו אומדנים אחרים, כגון גמישויות) בנקודת הממוצע של המשתנים הבלתי־תלויים במידגם. בלוח 16 טור (1) אפשר, למשל, למצוא שמשפחה ממוצא אירופי, שהכנסתה מתאימה לממוצע[6] הכללי, מוציאה רבע מכל לירה נוספת של C, על מזון.

בצורה דומה אפשר לדבר על MPC לגבי S_2 (לדוגמא), שנציינו ב־MPC(S_2) ושמש־מעותו הינה: השינוי שחל בצריכת מצרך מסוים על־ידי המשפחה כתוצאה מהתוספות ילד אחד (שאר הדברים נשארים קבועים). יש לזכור ש־MPC(S_2) אינו מודד את הצריכה של הילד הנוסף, אלא את השינוי שחל בצריכת כל המשפחה כתוצאה מהצטרפותו של ילד זה אליה (לכן יכול MPC(S_2) להיות גם שלילי). הערך של MPC(S_2) מחושב לגבי ערך נתון של S_2 ניתן על־ידי b_3/S_2^*. ביטוי זה משקף לגבי MPC(S_2) את ההנחה הסבירה שככל שהמשפחה גדלה כן קטנה ההשפעה של ילד נוסף על צריכתה. המספרים המתייחסים ל־MPC(S_2) מובאים בטור (3) שבלוח 16. מתוך שתי השורות הראשונות, למשל, אנו למדים שתוספת של ילד אחד מגדילה את ההוצאה למזון ב־10 ל״י לערך בחודש (במונחים יחסיים, פירושו של דבר — גידול ב־7—8 אחוזים בהוצאות המשפחה למזון).

השוואה של טורים (2) ו־(3) מראה, ש־MPC(S_1) כלומר ההשפעה של מבוגר נוסף, אינה תמיד גדולה מ־MPC(S_2) — ההשפעה של ילד נוסף. אולם העובדה, שבנתונים שלנו MPC(S_2) גדול מ־MPC(S_1) במקרה של חלב אינה מפתיעה כלל מאחר שילדים זקוקים לחלב יותר מאשר מבוגרים. אין זה בלתי־סביר למצוא אותה תופעה גם לגבי ביצים. הדבר המפתיע הוא, שברוב המקרים האחרים, ההבדלים בין השפעות מבוגרים וילדים על צריכת מזון הם קטנים ביותר.

לאמיתו של דבר, נסיוננו לפרק את המשתנה הסטנדרטי ״מספר הנפשות במשפחה״ (S) למבוגרים וילדים לא היה מוצלח ביותר; שכן אם נביא בחשבון את טעויות הד־גימה, לא נוכל לומר הרבה בדבר השפעותיהם של ילדים ומבוגרים על צריכת המזון. הסבר אפשרי לאי־הרגישות היחסית של הנתונים שלנו להבחנה בין ילדים למבוגרים מצוי כנראה בהגדרה שהגדרנו את שתי הקטגוריות. אפשר היה, אולי, לשפר את הניתוח על־ידי הצבת התחום בין מבוגרים לילדים לא בגיל 17 (כפי שעשינו אנחנו) אלא בגיל 14 או 10.

הנתונים בטור (4) מתאימים למקדם b_4 של (4.1). מספרים אלה מורים על ההפרש הכמותי — כאשר שאר הדברים נשארים קבועים — בין ההוצאה למזון של פועלים לזו של פקידים. בקבוצת יוצאי אירופה, למשל, מוציאים הפועלים על סך־הכל מזון 4.5 ל״י (לחודש) יותר מפקידים. אפשר לראות שבמחצית המקרים אין השפעת משלח־היד

6 מאחר שב־(4.1) המשתנים הבלתי־תלויים מופיעים בצורה לוגריתמית ערכנו את החישובים בנקודת הממוצע הגיאומטרי של המשתנים (ראה הערה בלוח 16).

לוח 16: נטיות שוליות לצרוך מצרכי מזון לפי יבשת מוצא [1]

המצרך	היבשת	נטיה שולית לצרוך לגבי: הכנסה (C) (1)	מספר המבוגרים (S_1) (בל"י לחודש) (2)	מספר הילדים (S_2) (בל"י לחודש) (3)	משלח־יד (D) (בל"י לחודש) (4)
סך המזון	אסיה	0.2911 (±0.0204)	10.88 (±1.96)	9.69 (±0.90)	−0.51 (±3.28)
	אירופה	0.2530 (±0.0125)	15.39 (±1.51)	9.67 (±0.71)	4.28 (±1.52)
לחם ודגנים	אסיה	0.0208 (±0.0057)	5.28 (±0.54)	5.14 (±0.25)	2.42 (±0.91)
	אירופה	0.0040 (±0.0027)	3.67 (±0.33)	2.49 (±0.15)	1.04 (±0.33)
שמנים	אסיה	0.0103 (±0.0029)	1.33 (±0.28)	1.01 (±0.13)	0.45 (±0.46)
	אירופה	0.0069 (±0.0015)	1.28 (±0.18)	0.78 (±0.09)	0.10 (±0.18)
ירקות	אסיה	0.0256 (±0.0044)	2.58 (±0.42)	2.13 (±0.20)	−0.43 (±0.71)
	אירופה	0.0153 (±0.0030)	2.81 (±0.36)	1.34 (±0.17)	0.80 (±0.36)
חלב	אסיה	0.0238 (±0.0028)	−0.38 (±0.27)	0.15 (±0.12)	−1.72 (±0.44)
	אירופה	0.0228 (±0.0021)	1.53 (±0.26)	1.82 (±0.12)	−0.38 (±0.26)
ביצים	אסיה	0.0246 (±0.0031)	0.25 (±0.30)	0.41 (±0.14)	−2.10 (±0.50)
	אירופה	0.0264 (±0.0024)	0.66 (±0.29)	1.40 (±0.14)	0.17 (±0.29)
בשר	אסיה	0.0679 (±0.0069)	0.83 (±0.67)	−0.37 (±0.31)	1.11 (±1.12)
	אירופה	0.0789 (±0.0056)	2.87 (±0.68)	−0.14 (±0.32)	2.56 (±0.68)
פירות	אסיה	0.0427 (±0.0044)	−0.61 (±0.42)	0.04 (±0.19)	−1.08 (±0.70)
	אירופה	0.0393 (±0.0039)	0.66 (±0.46)	1.12 (±0.22)	−0.10 (±0.47)

1 הערכים האחידים של C, S_1, S_2, ו־D עליהם מבוססים החישובים האלה הם: $D = 0.64$, $S_2 = 1.91$, $S_1 = 2.22$, 268 ל"י $= C$. ערכים אלה מתאימים בקירוב לממוצעים הגיאומטריים הכוללים במדגם (להוציא משפחות ללא ילדים). בצורה יותר מדוייקת אלה הם האנטי־לוגריתמים של $\log C$, $\log S_1$, $\log S_2$ שהם ממוצעי הלוגריתמים של ממוצעי הקבוצות לפי המיון המתואר בעמ' 34.

לגבי המקדמים המקוריים של משוואה 4.1 ראה נספח ד'. מאחר שהערכים של המשתנים הבלתי־תלויים נקבעו בצורה שרירותית קבלנו לדוגמא $\text{var}\,\frac{b_1}{C^*} = \frac{1}{C^{*2}}\,\text{var}\,(b_1)$. לפי נוסחה זו חושבו טעויות הדגימה בלוח זה.

מובהקת מבחינה סטטיסטית (לדוגמא, משלח־היד אינו משפיע על ההוצאות לסך־הכל המזון אצל יוצאי אסיה). התוצאה המובהקת ביותר בטור (4) היא, שפועלים נוטים להוציא יותר מפקידים על לחם ודגנים. היה מקום לצפות לכך בהתחשב בעובדה שהביקוש למזונות החשובים כמספקי קלוריות גדול, כנראה, יותר בקרב עובדי עבודה גופנית. אפשר גם לסכם, בהסתמך על טור (4), שפועלים מוציאים יותר מפקידים על בשר ופחות מהם על חלב.

נטפל עכשיו בהבדלים בפונקציות הצריכה בין יוצאי אסיה ליוצאי אירופה. לכאורה, אפשר לעשות זאת על־ידי השוואת הבדלים בין כל אחד מהמקדמים בנפרד. אולם שיטה זו אינה לגיטימית, היות ואין היא מביאה בחשבון את העובדה שכל המקדמים בפונקציית האומדן אינם בלתי־תלויים. צריך לפיכך, לערוך תחילה מבחן כולל לגבי מובהקות ההבדלים בין מערכות המקדמים $b_1 \ldots b_4$ בשתי ה"יבשות".

ניסוח של מבחן χ^2 ("חִי בריבוע") במידגמים גדולים מסוג זה מצוי בנספח ג'. מבחן זה נערך בשלב מוקדם של המחקר שלנו כשכל החישובים נעשו לכל תקופת חקירה בנפרד. לא חזרנו על המבחן לגבי הנתונים המקובצים (שנתיים) בגלל עומס החישובים הכרוכים בכך. נציין רק שאופי ההבדלים בין שתי ה"יבשות" דומה בשתי תקופות החקירה. התוצאות של מבחן χ^2 (המבוסס בכל מקרה על 4 דרגות חופש), לגבי הפונקציות החצי שנתיות, נתונות בלוח 17. במחצית המקרים מצאנו הבדלים מובהקים בין פונקציות ההתנהגות של שתי היבשות. המצרכים בהם גדולים ההבדלים ביותר, והמופיעים בעקביות בשני חצאי השנה הם – לחם ודגנים, חלב וביצים. לכן קרוב לודאי כי בשלושת המצרכים הללו שונים זה מזה השיפועים של פונקציות הצריכה בין יוצאי אסיה ליוצאי אירופה.

לוח 17: מבחני מובהקות של ההבדלים בפונקציות צריכת מזון של יוצאי אסיה ואירופה[1]

המצרך	ערכי χ^2 תקופה ראשונה (1)	תקופה שניה (2)
סך המזון	4.7	5.2
לחם ודגנים	[2]56.9	[2]48.7
שמנים	2.6	7.4
ירקות	2.8	[2]16.2
חלב	[2]70.1	[2]50.0
ביצים	[2]30.5	[2]20.1
בשר	6.9	5.0
פירות	9.3	[2]14.9

1 לגבי דרך קבלת המבחן ראה נספח ג'. כל ערך של χ^2 מבוסס על 4 דרגות חופש. רמות מובהקות של 5% ו־1% הם 9.5 ו־13.3 בהתאמה.
2 פירושו – מובהק ברמה של 1%.

נחזור עתה ללוח 16 ונבדוק את טיב ההבדלים דלעיל לגבי שלושת המצרכים במונחי המקדמים הבודדים של פונקציות ההתנהגות. במקרה של לחם ודגנים מצאנו שכל

7 מאחר ש"יבשת המוצא" היא גורם בסיסי יותר מ"ותק", מתקבל על הדעת שהגורם האחרון ישפיע על השיפועים של פונקציות הצריכה במספר קטן יותר של מצרכים.

ארבעת המקדמים גדולים בקרב יוצאי אסיה לעומת יוצאי אירופה. אולם במקרה של חלב וביצים מצאנו שהשפעת ההכנסה MPC(C) זהה למעשה בשתי ה"יבשות", וההבדלים בין הפונקציות מקורם ב ש א ר המקדמים. במיוחד נראה שרמות הצריכה של חלב וביצים על־ידי יוצאי אסיה אינן רגישות לשינויים במספר המבוגרים או הילדים. מצב זה שונה מדפוסי ההתנהגות של יוצאי אירופה, שצריכת החלב והביצים שלהם גדלה במידה ניכרת עם העלייה במספר המבוגרים או הילדים.

לוח 18: גמישויות צריכה של מצרכי מזון לפי יבשת מוצא[1]

המצרך	היבשת	הכנסה (C) (1)	גמישות לגבי מספר המבוגרים S_1 (2)	גמישות לגבי מספר הילדים S_2 (3)
סך המזון	אסיה	0.582	0.181	0.138
	אירופה	0.516	0.261	0.141
לחם ודגנים	אסיה	0.250	0.527	0.441
	אירופה	0.067	0.513	0.300
שמנים	אסיה	0.388	0.416	0.272
	אירופה	0.289	0.443	0.232
ירקות	אסיה	0.412	0.345	0.244
	אירופה	0.290	0.442	0.181
חלב	אסיה	0.552	−0.074	0.026
	אירופה	0.420	0.234	0.241
ביצים	אסיה	0.626	0.052	0.075
	אירופה	0.562	0.117	0.213
בשר	אסיה	0.710	0.072	−0.027
	אירופה	0.695	0.210	−0.007
פירות	אסיה	0.744	−0.088	0.005
	אירופה	0.707	0.098	0.143

1 המספרים בלוח נתקבלו על־ידי חילוק ה־mpc בנטיות הממוצעות המתאימות. ראה, כמו כן, הערה 1 ללוח 16.

בלוח 18 היצגנו את התוצאות הקודמות במונחי ג מ י ש ו י ו ת. אלו חושבו על־ידי חלוקה של כל MPC בנטייה הממוצעת לצרוך המתאימה להם[8]. אפשר לראות, שקיים דמיון ניכר בגמישויות ההכנסה בין יוצאי שתי היבשות, להוציא המקרה של לחם ודגנים. אולם קיימת מגמה מסוימת בגמישויות ההכנסה של מצרכי מזון, להיות גבוהות במקצת בקרב יוצאי אסיה לעומת יוצאי אירופה.

4. ניתוח רמות הצריכה לפי יבשת וארץ המוצא

עד כאן עסקנו בשינויים שוליים בצריכת מזון כתוצאה משינויים במשתנים המסבירים. כעת נטפל בהבדלים ב ר מ ת הצריכה בין יוצאי אסיה ליוצאי אירופה. על מנת לעשות

8 לדוגמא, הגמישות ביחס ל־S_2 נתונה על־ידי הנוסחה:

$$\eta_{xs2} = \frac{\partial X}{\partial S_2} \div \frac{X}{S_2}$$

זאת יש לבודד בראש וראשונה את כל ההבדלים הנובעים מהבדלי הכנסה, גודל והרכב משפחה, ומשלח־יד. דבר זה נעשה על־ידי ניתוח של "ממוצעים מחוקנים" (adjusted means). במילים אחרות, ראשית אנו קובעים ערכים משותפים של המשתנים הבלתי־תלויים לשתי קבוצות היבשת; ולאחר מכן מחשבים — בעזרת פונקציית האומדן של כל יבשת — את רמת הצריכה לגבי ערכים אחידים של המשתנים הבלתי־תלויים. למעשה בחרנו, כערכים אחידים, בממוצעים של המשתנים הבלתי־תלויים (ללא הבחנה בין קבוצות היבשת). רמת הצריכה המחושבת או ה"ממוצעים המתוקנים" המתקבלים הינם לפיכך:

$$X^*_{j\bullet} = \bar{X}_j + b_{1j}(\overline{\log C} - \overline{\log C_j}) + b_{2j}(\overline{\log S_1} - \overline{\log S_{1j}}) + b_{3j}(\overline{\log S_2} - \overline{\log S_{2j}}) + b_{4j}(\bar{D} - \bar{D}_j), \qquad (4.2)$$

כאשר j הוא אינדקס של יבשת ו־X^*_j מציין את רמת הצריכה המחושבת של מצרך מסויים ביבשת j. $\bar{X}_j$ היא הצריכה הממוצעת (למשפחה) ביבשת j ושאר האברים מצד ימין מבטאים את התיקון ב־$\bar{X}_j$ שיש לעשות כדי לקבל X^*_j.

יש לציין שהשוואת רמות צריכה של יוצאי שתי ה"יבשות" היא חד־משמעית רק כאשר השיפועים (המקדמים $b_1 \ldots b_4$) זהים בשתי היבשות[9]. אם ידוע, מאידך, שהמקדמים שונים בצורה מובהקת, אזי ההבדלים ברמות הצריכה (באוכלוסיה) יושפעו מבחירת נקודת ההשוואה (כלומר על־ידי הערכים של המשתנים הבלתי־תלויים אותם בחרנו). בניתוח שלנו חשוב קושי זה במיוחד לגבי לחם ודגנים, חלב וביצים.

לוח 19: רמות מחושבות של צריכת מזון לפי יבשת מוצא[1]

(בל"י לחודש)

המצרך	יבשת מוצא		ההפרש בין "היבשות"	
	אסיה (1)	אירופה (2)	מוחלט (1)—(2) (3)	יחסי (1) ÷ (3) (4)
סך המזון	133.97 (±1.59)	131.26 (±0.75)	−2.71 (±1.76)	−0.020
לחם ודגנים	22.28 (±0.44)	15.90 (±0.16)	−6.38 (±0.47)	−0.286
שמנים	7.11 (±0.22)	6.41 (±0.09)	−0.70 (±0.24)	−0.098
ירקות	16.66 (±0.35)	14.15 (±0.18)	−2.51 (±0.39)	−0.151
חלב	11.56 (±0.22)	14.53 (±0.13)	2.97 (±0.25)	0.257
ביצים	10.52 (±0.24)	12.60 (±0.14)	2.08 (±0.28)	0.198
בשר	25.61 (±0.54)	30.42 (±0.34)	4.81 (±0.64)	0.188
פירות	15.37 (±0.34)	14.87 (±0.23)	−0.50 (±0.41)	−0.032

1 הערכים של X^* חושבו בהתאם לנוסחה (4.2). הערכים האחידים של המשתנים הבלתי־תלויים הם אלה שבלוח 1. נתוני השונות של X^* חושבו לפי הנוסחה

$$\mathrm{var}\,(X^*_j) = \frac{\mathrm{var}(w_j)}{N_j} + \sum_{ik} Q_{ij} Q_{kj} \,\mathrm{cov}\,(b_{ij}, b_{kj}) \quad (i,k=1\ldots4)$$

כאשר Q_{ij} מציין את הביטוי בסוגריים ב־(4.2), i ו־k הם אינדקסים של המשתנים הבלתי־תלויים, $\mathrm{var}\,(w_j)$ היא השונות של השאריות ו־N מספר המקרים.

9 אם אין הבדלים מובהקים בין המקדמים של ה"יבשות" יש לשלב, מסיבות של יעילות סטטיס־טית, את שתי פונקציות האומדן לפונקציה אחת. בחישובים שלהלן הזנחנו אפשרות זאת היות ואין הדבר משנה ביותר עבור התוצאות הסופיות.

כדי לבחון את מידת הדו־משמעותיות בנתונים שלנו, חישבנו את ה־X_j^*-ים בשתי נקודות נוספות — בנקודות הממוצע של המשתנים הבלתי־תלויים של יוצאי אסיה ויוצאי אירופה בנפרד. ההבדלים בין ה־X_j^* של שתי היבשות לא היו רגישים לשינויים הנזכרים בנקודות ההשוואה. נציג לכן את התוצאות לשם השוואה רק בנקודת הממוצע הכללי של המשתנים הבלתי־תלויים.

הערכים של X_j^* רשומים בלוח 19. (המספרים המתאימים במונחים של "נטיות ממוצעות לצרוך" רשומים בלוח 20). התוצאות מורות שאמנם אין הבדלים מובהקים בין היבשות בהוצאותיהן על סך המזון, אך לעומת זאת ישנם הבדלים ניכרים (ומובהקים מאוד) במרכיבים הבודדים. מסתבר כי בעוד שיוצאי אסיה מוציאים מעט על חלבונים מהחי (כ־17 אחוז פחות מיוצאי אירופה) הרי הם מוציאים הרבה על לחם ודגנים (כ־40 אחוז יותר מיוצאי אירופה) וירקות (כ־18 אחוז יותר). יש לזכור כי בחישוב הבדלים אלה הבאנו כבר בחשבון את ההבדלים שמקורם ברמת ההכנסה, גודל המשפחה והרכבה ומשלח־היד. לכן אפשר לייחס את ההבדלים הנותרים בעיקר להבדלים בטעמים.

לוח 20: נטיות ממוצעות לצרוך מצרכי מזון לפי יבשת מוצא

המצרך	יבשת מוצא: אסיה (1)	יבשת מוצא: אירופה (2)
סך המזון	0.5003 (±0.0059)	0.4902 (±0.0028)
לחם ודגנים	0.0832 (±0.0016)	0.0594 (±0.0006)
שמנים	0.0266 (±0.0008)	0.0240 (±0.0003)
ירקות	0.0622 (±0.0013)	0.0529 (±0.0007)
חלב	0.0432 (±0.0008)	0.0543 (±0.0005)
ביצים	0.0393 (±0.0009)	0.0471 (±0.0005)
בשר	0.0957 (±0.0020)	0.1136 (±0.0013)
פירות	0.0574 (±0.0013)	0.0555 (±0.0009)

נפנה עכשיו להשוואת רמות הצריכה בין קבוצות עולים מפורטות יותר, כדי לבחון את מידת ההומוגניות ב ת ו ך כל "יבשת". בלוח 21 מויינו יוצאי כל יבשת לפי "ארץ מוצא" (שהיא, למעשה, קבוצה של ארצות). לכל "ארץ מוצא" חישבנו את הערכים של X^* בהתאם ל־(4.2) מתוך שימוש במקדמים $b_1....b_4$ של ה"יבשת" המתאימה[10].

המסקנה הכללית המתקבלת מלוח 21 היא, שהמיון הקודם לפי יוצאי אסיה ואירופה הוא משמעותי למדי, אם כי ההתנהגות בתוך כל יבשת אינה אחידה באופן מלא. כך, למשל, במקרה של לחם ודגנים, מצאנו שכל תת־קבוצה של יוצאי אסיה מוציאה יותר מכל תת־קבוצה של יוצאי אירופה. בצורה דומה, יוצאי אירופה מוציאים בדרך כלל יותר מיוצאי אסיה על חלבונים מן החי. אולם יש כמה מקרים בהם מצאנו הבדלים ניכרים בתוך יבשת נתונה. ליוצאי תימן ועדן, למשל, יש לעיתים קרובות הרגלי צריכה שונים

10 נציין שאם אמנם ישנם הבדלים מובהקים בין X^* בתוך כל יבשת, הרי הערכים המקוריים של ה־b-ים לכל יבשת יהיו מוטים בדרך כלל (מאחר שההטרוגניות ברמות הצריכה בתוך כל יבשת לא הובאה בחשבון כאשר אמדנו את ה־b-ים). אולם אין זה מתקבל על הדעת כי ל־טעות בספסי־פיקציה־ זו תהיה השפעה גדולה על התוצאות שלנו.

לוח 21: רמות מחושבות[1] של צריכת מזון לפי ארץ מוצא בצורת מדדים

(אירופה המזרחית = 100)

המצרך	ארץ מוצא						
	אסיה־אפריקה				אירופה־אמריקה		
	עירק, פרס (1)	תימן, עדן (2)	מרוקו, טוניס אלג'יר (3)	שאר ארצות אסיה־אפריקה (4)	אירופה המזרחית (5)	ארצות הבלקן[2] (6)	שאר אירופה־אמריקה (7)
סך המזון	98	95	101	99	100	99	96
לחם ודגנים	163	109	135	128	100	103	93
שמנים	96	78	136	132	100	111	107
ירקות	109	83	137	121	100	104	93
חלב	77	72	67	78	100	100	103
ביצים	85	61	70	73	100	88	92
בשר	79	99	76	78	100	96	89
פירות	102	106	82	95	100	95	95
מספר המשפחות	402	231	263	463	1,528	699	600

[1] רמות הצריכה חושבו מתוך שימוש בפונקציות האומדן של אסיה לטורים 1—4, ובזו של אירופה לטורים 5—7. פונקציות האומדן היו מהסיפוס החצי־לוגריתמי (4.1) ללא המשתנה D. הערכים האחידים של C, S_1, ו־S_2 הם הממוצעים האריתמטיים שלהם בכל המדגם של 1956/57 (להוציא משפחות ללא ילדים), שהינם:

$S_2 = 2.25$; $S_1 = 2.31$; 284 ל"י $= C$.

[2] ארצות הבלקן כוללות את רומניה, בולגריה, יוון ויוגוסלביה.

לגמרי מאלה של יוצאי אסיה אחרים. על לחם ודגנים, לדוגמא, הם מוציאים מעט, ועל שמנים — אפילו פחות מיוצאי אירופה, שעה שהוצאותיהם על בשר הן באותה רמה כזו של יוצאי אירופה. לאור התוצאות בלוח 21 נראה שרצוי לערוך מחקר מפורט יותר על הרגלי הצריכה לפי ארץ מוצא, בעיקר בקבוצת יוצאי אסיה.

5. השפעת הוותק

הסבר טבעי לקיומם של הבדלים ברמות צריכה בין יוצאי אסיה ליוצאי אירופה (אחרי שמביאים בחשבון את השפעת המשתנים האחרים) הוא שהעולים ממשיכים לשמור על הרגלי הצריכה המקובלים בארצות המוצא שלהם. השאלה היא אם אפשר לצפות שאחרי כמה שנות שהייה בישראל יהיה ה"תפריט" של שני סוגי העולים דומה יותר? דבר זה מתקבל, אמנם, על הדעת, אך יש מקום לחשוב שהרגלי צריכת המזון אינם משתנים במהירות (כפי שכל אחד יודע מנסיונו).

כדי לקבל מושג־מה על המצב, חישבנו את ההוצאות על מצרכי מזון שונים בערכים האחידים של המשתנים הבלתי־תלויים, בתוך קבוצות שמיינו לפי ארץ מוצא וותק[11]. הערכים המחושבים שנתקבלו (X^*) בל"י לחודש ובצורה של אינדקסים, רשומים בלוחות 22 ו־23.

11 נציין שהוותיקים והחדשים מתפלגים בצורה שונה לפי ארצות המוצא. לכן, אין זה בלתי־אפשרי שחלק מההשפעה שאנו מייחסים לוותק יש, בעצם, לייחס לארץ המוצא. הערה זו חשובה ביחוד לגבי קבוצת יוצאי אסיה.

לוח 22: רמות מחושבות של צריכת מזון לפי יבשת מוצא וותק[1]

(בל"י לחודש)

המצרך	יוצאי אסיה		יוצאי אירופה	
	חדשים (1)	ותיקים (2)	חדשים (3)	ותיקים (4)
סך המזון	133.80 (±1.79)	134.43 (±2.45)	133.41 (±1.14)	129.64 (±1.01)
לחם ודגנים	23.46 (±0.50)	18.98 (±0.68)	16.59 (±0.25)	15.38 (±0.22)
שמנים	7.16 (±0.25)	6.99 (±0.35)	6.60 (±0.13)	6.27 (±0.12)
ירקות	17.08 (±0.39)	15.46 (±0.53)	14.90 (±0.27)	13.65 (±0.24)
חלב	11.14 (±0.24)	12.72 (±0.33)	14.35 (±0.19)	14.66 (±0.17)
ביצים	10.42 (±0.28)	10.76 (±0.38)	12.17 (±0.21)	12.93 (±0.19)
בשר	24.74 (±0.61)	28.13 (±0.83)	31.91 (±0.51)	29.29 (±0.46)
פירות	14.88 (±0.38)	16.73 (±0.52)	15.28 (±0.35)	14.57 (±0.31)

1 ראה הערה ללוחות 16 ו־19.

לוח 23: נתוני לוח 22 בצורת מדדים (עולים חדשים יוצאי אסיה = 100)

המצרך	יוצאי אסיה		יוצאי אירופה	
	חדשים (1)	ותיקים (2)	חדשים (3)	ותיקים (4)
סך המזון	100	100	100	97
לחם ודגנים	100	81	71	66
שמנים	100	98	92	88
ירקות	100	91	87	80
חלב	100	114	129	132
ביצים	100	103	117	124
בשר	100	114	129	118
פירות	100	112	103	98

נוח יותר, למטרתנו, להציג את התוצאות הללו כפי שהן מופיעות בלוחות 24 ו־25. בלוח 24 רואים שהשפעת ה"יבשת" היא בדרך כלל באותו כיוון אצל ותיקים וחדשים. אולם השאלה המעניינת היא, אם "השפעת היבשת" קטנה יותר אצל ותיקים. ננסה להשיב על השאלה על־ידי בדיקת המצרכים שבהם ההבדלים בין ה"יבשות" גדולים ביותר, כלומר, לחם ודגנים, ירקות, חלב, ביצים, ובשר. בטורים (3) ו־(4) מצאנו צמצום ההבדלים בין ה"יבשות" במקרה של לחם ודגנים, חלב, ובמיוחד ובשר. לעומת זאת לא נראה כל שינוי ניכר בהבדלים היחסיים בין ה"יבשות" בהוצאות על ירקות וביצים. נוכל לסכם, לפיכך, שקיימת מגמה של צמצום ההפרשים ברמות הצריכה, אך מגמה זו אינה אופיינית לכל המצרכים בהם טיפלנו.

נטפל עכשיו בשלושת המצרכים בהם ההבדלים בין היבשות פוחתים, וננסה לראות מי מתקרב אל מי — יוצאי אסיה אל יוצאי אירופה, או להיפך. טורים (3) ו־(4) בלוח 25 מורים שאין להשיב תשובה פשוטה על שאלת זו. למעשה, בכל אחד מהמצרכים האלה

לוח 24: הפרשים ברמות מחושבות של צריכת מזון בין יוצאי אסיה לבין יוצאי אירופה בתוך קבוצות ותק

המצרך	הפרשים מוחלטים (בלירות לחודש)		הפרשים יחסיים	
	א.ח. פחות אס.ח.[1] (1)	א.ו. פחות אס.ו. (2)	א.ח. פחות אס.ח. / אס.ח. (3)	א.ו. פחות אס.ו. / אס.ו. (4)
סך המזון	−0.39 (±2.12)	−4.79 (±2.65)	−0.003	−0.036
לחם ודגנים	−6.87 (±0.56)	−3.60 (±0.71)	−0.293	−0.190
שמנים	−0.56 (±0.29)	−0.72 (±0.37)	−0.078	−0.103
ירקות	−2.18 (±0.47)	−1 81 (±0.58)	−0.128	−0.117
חלב	3.21 (±0.31)	1.94 (±0.37)	0.288	0.152
ביצים	1.75 (±0.35)	2.17 (±0.42)	0.168	0.204
בשר	7.17 (±0.80)	1.16 (±0.95)	0.290	0.041
פירות	0.40 (±0.52)	−2.16 (±0.61)	0.027	−0.129

1 א.ח.— אירופה חדשים; א.ו.— אירופה ותיקים;

אס.ח.— אסיה חדשים; אס.ו.— אסיה ותיקים.

לוח 25: הפרשים ברמות מחושבות של צריכת מזון בין ותיקים וחדשים בתוך כל יבשת מוצא

המצרך	הפרשים מוחלטים (בלירות לחודש)		הפרשים יחסיים	
	אס.ו. פחות אס.ח.[1] (1)	א.ו. פחות א.ח. (2)	אס.ו. פחות אס.ח. / אס.ח. (3)	א.ו. פחות א.ח. / א.ח. (4)
סך המזון	0.63	−3.77	0.005	−0.028
לחם ודגנים	−4.48	−1.21	−0.191	−0.073
שמנים	−0.17	−0.33	−0.024	−0.050
ירקות	−1.62	−1.25	−0.095	−0.084
חלב	1.58	0.31	0.142	0.022
ביצים	0.34	0.76	0.033	0.062
בשר	3.39	−2.62	0.137	−0.082
פירות	1.85	−0.71	0.124	−0.046

1 ראשי תיבות לפי לוח 24.

מתבטאת אפשרות אחרת של צמצום הפער בין רמות הצריכה. במקרה של חלב משתנה צריכתם של יוצאי אירופה אך במעט במשך שהותם בארץ, בעוד שצריכתם של יוצאי אסיה עולה בכ־15 אחוז. לכן, במקרה זה מתקרבים יוצאי אסיה לדפוסים של יוצאי אירופה, ולא להיפך. לגבי בשר מצטמצם הפער בשני הכיוונים — יוצאי אירופה מקטינים את צריכתם עם גידול הוותק שלהם בארץ, ויוצאי אסיה לעומתם מגדילים את תצרוכת הבשר שלהם. לגבי לחם ודגנים מתבטא צמצום הפער בצורה שונה לחלוטין — שתי הקבוצות מקטינות את הוצאותיהן על המצרך עם גידול תקופת שהותן בארץ, אולם אצל יוצאי אסיה (שרמת צריכתם גדולה יותר) הירידה תלולה יותר.

פרק 5

צריכת לא־מזון בקבוצות דמוגרפיות שונות[1]

1. מבוא

בפרק זה ננתח ביתר פירוט מצרכי לא־מזון שבהם טיפלנו בפרק 2. ניתוח זה יהיה מפורט יותר מבחינת המשתנים התלויים והבלתי־תלויים כאחד. רשימת המשתנים המסבירים בפרק זה כוללת אותם המשתנים כבפרק הקודם, מחוץ לכך, שבפרק זה אין אנו מבחינים בין ילדים ומבוגרים. במקום זה אנו משתמשים במשתנה אחד—מספר הנפשות במשפחה (S) — כפי שעשינו בפרקים 2 ו־3.

בפרק 2 היתה פונקציית האומדן למצרכי לא־מזון (עם C ו־S כמשתנים מסבירים) בעלת צורה לוגריתמית מלאה. צורת עקומה זו היא המקובלת ביותר באומדני עקומת אנגל במצרכי לא־מזון. אולם בפרק זה השימוש בה כרוך בכמה קשיים טכניים, הנובעים מכך שבמקרה של מצרכי לא־מזון קורה לעיתים קרובות שבמשך חודש החקירה אין למשפחה כל הוצאות על הסעיף הנידון (נניח, הלבשה או ריהוט) ולכן אי־אפשר לבצע תמורה לוגריתמית של המשתנה התלוי[2]. קושי זה אינו קיים אם החישובים מבוססים על ממוצעי קבוצות די גדולות. זה היה המצב בפרק 2. אולם בפרק זה השתמשנו במיון מפורט יותר (בגלל המשתנים הדמוגרפיים) שהיו בו הרבה תאים קטנים ובהם לעתים הוצאה של אפס בסעיפים מסויימים.

משום כך השתמשנו בפונקציית אומדן

$$X = b_0 + b_1 C + b_2 \log S. \tag{5.1}$$

משוואה זו מניחה, ש־MPC (C) הוא קבוע (הנחה שאינה מציאותית ביותר) וש־MPC (S) יורד עם עליית S. ההנחה השניה מתקבלת יותר על הדעת בגלל "יתרונות לגודל" אצל משפחות גדולות, וכן לאור העובדה שהגידול ב־S מתבטא לרוב בגידול מספר הילדים (שמשקלם בצריכה נמוך יחסית). בעוד התכונות של (5.1) שונות כמובן מהצורה (היותר מקובלת) הלוגריתמית המלאה, הסתבר (מעיבודים מתוך נתוני פרק 2) כי הגמישויות שנתקבלו מתוך שתי הצורות האלטרנטיביות בנקודת הממוצעים של המדגם, היו, למעשה, זהות. (ראה מסקנה דומה לגבי מצרכי מזון בפרק 3, סעיף 5).

משוואה (5.1) חושבה לגבי מצרכי לא־מזון בתוך כל יבשת מוצא. למען הפשטות הינחנו שוותק ומשלח־יד משפיעים רק על הרמה ולא על השיפוע של פונקציית הצריכה (כמו בפרק 3). לכן היה באפשרותנו להשאיר משתנים אלה קבועים באומדן של (5.1)

1 החישובים בפרק זה מבוססים על 1,581 משפחות של עולים יוצאי אסיה ו־4,211 משפחות עולים יוצאי אירופה. מספרים אלה כוללים את כלל המשפחות היהודיות בסקר 1956/7 (ראה לוח א.1) להוציא את ילידי הארץ.

2 מאחר שהלוגריתמוס של אפס הוא מינוס אינסוף. דיון בפתרונות מעשיים שונים של הבעיה, ראה:

S. J. Prais and H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge, 1955.

כאשר ביטאנו את X, C ו־$\log S$ בתוך כל יבשת במונחים של סטיותיהם מהממוצעים ב ת ו ך תאים שנתקבלו ממיון לפי ותק ומשלח־ידי. השפעת משתנים אלה על רמת הצרי־כה ניתנת אז לניתוח בעזרת השיטה של "ממוצעים מתוקנים" (adjusted means) (X^*) כמו בפרק הקודם[4].

השיטה הסטטיסטית בה נקטנו לשם אומדן (5.1) היא זו של משתנה־עזר (ראה נספח ג) עם Y ו־$\log S$ כמשתני־עזר.

בין המצרכים שינותחו בפרק זה הופיעו כבר בפרק 2 ריהוט וציוד והחזקת דירה. הלבשה והנעלה שהופיעו בפרק 2 כמצרך אחד (מצרפי) יפורקו בפרק זה לשני המרכי־בים. בצורה דומה נפרק את ההוצאה המורכבת על "חינוך תרבות ובריאות" לשלושת המרכיבים הבודדים.

כדאי לציין כמה בעיות מושגיות המתעוררות בסעיפים אלה. הסעיף "חינוך" מייצג הוצאה של ה מ ש פ ח ה על חינוך ילדים ומבוגרים. מאחר שחינוך בבתי־ספר יסודיים ניתן, למעשה, חינם ולנוכח הסטיפנדיות הניתנות לחינוך תיכון, הקשר בין ההוצאה הרשומה אצל המשפחה לבין הערך האמיתי של שירותי החינוך אינו פשוט כלל ועיקר. שיפור ניכר בניתוח של סעיף זה יושג על־ידי הפרדה הן בין סוגי החינוך והן בין סוגי הנפשות במשפחה. אפשר לצפות, עם זאת, ש ה ה ב ד ל י ם בין יוצאי אסיה ואירופה מיוצגים היטב אפילו על־ידי הנתונים הקיימים.

המשמעות של הוצאה על בריאות ו"מסי ארגון" אף היא צריכה הסבר. ההוצאה על בריאות כוללת הוצאות על שירותים של רופאים פרטיים, קניית תרופות ומכשירים רפואיים מחוץ לשירותי הבריאות המאורגנים. היא כוללת גם תשלומים לתכניות ביטוח רפואי פרטיות. אולם סעיף זה אינו כולל את המקור החשוב ביותר של שירות רפואי הניתן לעובדים — קופת־חולים של ההסתדרות. התשלום בעד שירותים רפואיים בקופת־חולים כלול בדמי החבר להסתדרות. בתשלומים אלה נטפל תחת הכותרת "מסי ארגון".

נציין שני דברים לגבי הסעיף האחרון. ראשית, לא כל מסי הארגון נועדו לתשלום בעד שירותי בריאות (לפי אומדן גלובלי כ־60 אחוז מתשלום דמי החבר להסתדרות נועדו לתשלום בעד שירותי בריאות)[5]. שנית, תשלום דמי חבר נושא במידה רבה אופי של חובה מאחר שהחברות בהסתדרות היא למעשה הכרחית לפועל, וגובה התשלום נקבע לפי הכנסת החבר. מכאן אפשר לבוא ולטעון שמסי הארגון מהווים תשלום, שלמעשה אינו קשור בהחלטת הצרכן. עם זאת נציין שקיימות אפשרויות לגבי המשפחה להקטין או להגדיל את התשלומים בעד שירותי הבריאות שהיא מקבלת מקופת־חולים, על־ידי שינויים בכיסוי של הביטוח ובזכויות החלקיות לגבי בני המשפחה שאינם עובדים. משום כך יש עניין מסויים בניתוח הוצאות הצרכנים על תשלום מסי ארגון כתוספת לניתוח ההוצאות על בריאות.

לבסוף, לא היה לדעתנו טעם לנתח בפירוט סעיף רב־גווני כמו "שונות". במקום זאת בחרנו בשניים מהמרכיבים שבהם יכול להיות עניין מיוחד — טבק (כולל סיגריות) ובידור (כולל הוצאות על קולנוע, תיאטרון, נופש, מסיבות וכו').

3 בשיטה דומה נקטנו לגבי ותק בפרק 4.
4 בשתי תקופות החקירה טיפלנו כמו בפרק הקודם.
5 הסעיף "מסי ארגון" כולל, נוסף לדמי חבר להסתדרות, תשלומים לארגונים אחרים (כמו מפלגות). אולם סכומים אלה קטנים מאוד.

2. MPC וגמישויות לפי יבשת מוצא

בטרם נתייחס לערכי ה־MPC הבודדים של יוצאי אסיה ויוצאי אירופה, נטפל, בהבדלים הכלליים בין מערכות המקדמים (b_1, b_2) של משוואה (5.1) בקבוצות הנזכרות לעיל. התוצאות בלוח 26 מראות כי המצרכים שלגביהם מצאנו הבדלים מו בהקים מאוד בין

לוח 26: מבחני מובהקות של ההבדלים בין פונקציות צריכה לא־מזון, של יוצאי אסיה ואירופה

המצרך	ערכי χ^2
הלבשה	[2]17.8
הנעלה	[2]31.6
ריהוט וציוד	4.6
החזקת דירה	5.7
סגריות וטבק	1.2
חינוך	[2]31.6
תרבות	[2]15.9
בריאות	6.2
מסי אירגון	0.9
בידור	1.7

1 לאופן קבלת המבחנים הנ"ל — ראה נספח ג'.
המבחנים בלוח מבוססים על 2 דרגות חופש. רמות המובהקות של 5% ו־1% הם 6.0 ו־9.2 בהתאמה.
2 מובהק ברמה של 1%.

ה"יבשות", הם הלבשה, הנעלה, חינוך ותרבות. אופי ההבדלים בין ה־MPC הבודדים של המצרכים האלה נמסר בלוח 27. במקרה של הלבשה והנעלה ההבדלים העיקריים הם ב־MPC(C): נראה שיוצאי אסיה נוטים להוציא אחוז גבוה יותר מכל לירה נוספת — בהשוואה עם יוצאי אירופה — על הלבשה וכן על הנעלה. במקרה של חינוך ותרבות אנו מוצאים תופעה הפוכה — יוצאי אסיה מוציאים אחוז נמוך יותר מכל לירה נוספת על פריטים אלה. ההבדל העיקרי בהוצאה על חינוך בין שתי היבשות הוא בהשפעת העלייה בגודל המשפחה (שפירושה בעיקר גידול במספר הילדים). במיוחד נציין שתוספת נפש במשפחה של יוצאי אירופה מגדילה את ההוצאות על חינוך פי שש מאשר תוספת נפש במשפחה של יוצאי אסיה.

בלוח 28 היצגנו את גמישויות הצריכה המתאימות ללוח 27. אלו נתקבלו על־ידי חלוקת ה־MPC (בלוח 27) בנטיות הממוצעות לצרוך (כל החישובים נעשו בממוצעים הכלליים של המדגם).

אפשר לראות מלוח 28 כי ברוב המקרים גמישויות ההכנסה [טור (1)] גדולות מ־1, כלומר שלפנינו מצרכי "מותרות". לאור הדיון בפרק 2 (עמודים 11־12) מסביר דבר זה את המגמה הכללית של השפעה שלילית על ההוצאה בעקבות עלייה בגודל המשפחה[6]. אולם

6 הגידול ב־S כאשר C קבוע כמוהו כירידה ברמת־החיים של המשפחה. לכן, בהתאם לתיאוריות השונות של "הוצאה לנפש" תצמצם המשפחה את הוצאותיה על מצרכים שגמישות הביקוש להם גדולה לגבי C ותגדיל אותן בסעיפים בלתי־גמישים לגבי C. ראה דיון בנידון, Prais and Houthakker, *op. cit.*

לוח 27: נטיות שוליות לצרוך מצרכי לא מזון לפי יבשת מוצא

המצרך	יבשת	נטיה שולית לצרוך לגבי: הכנסה (C) (1)	גודל המשפחה (S) (בל"י לחודש) (2)
הלבשה	אסיה	0.1889 (±0.0152)	−1.64 (±0.58)
	אירופה	0.1274 (±0.0074)	−1.87 (±0.10)
הנעלה	אסיה	0.0513 (±0.0058)	0.70 (±0.22)
	אירופה	0.0167 (±0.0028)	0.94 (±0.04)
ריהוט וציוד	אסיה	0.0860 (±0.0205)	−0.49 (±0.79)
	אירופה	0.1183 (±0.0104)	−2.35 (±0.14)
החזקת דירה	אסיה	0.0613 (±0.0099)	−0.52 (±0.38)
	אירופה	0.0733 (±0.0057)	0.16 (±0.08)
סגריות וטבק	אסה	0.0122 (±0.0028)	−0.24 (±0.11)
	אירופה	0.0146 (±0.0016)	−0.19 (±0.02)
חינוך	אסיה	0.0269 (±0.0048)	0.23 (±0.18)
	אירופה	0.0387 (±0.0044)	1.32 (±0.06)
תרבות	אסיה	0.0156 (±0.0027)	−0.47 (±0.10)
	אירופה	0.0278 (±0.0019)	−0.49 (±0.03)
בריאות	אסיה	0.0174 (±0.0046)	−0.58 (±0.17)
	אירופה	0.0289 (±0.0048)	−0.34 (±0.07)
מסי אירגון	אסיה	0.0527 (±0.0037)	−0.44 (±0.14)
	אירופה	0.0565 (±0.0025)	−0.43 (±0.03)
בידור	אסיה	0.0637 (±0.0122)	−1.01 (±0.46)
	אירופה	0.0718 (±0.0054)	−1.70 (±0.08)

הערה: הערך האחיד של S בו השתמשנו לשם חישוב MPC (S) בטור (2) הוא הממוצע הכללי במדגם — $S = 3.93$. לגבי המקדם המקורי של S במשוואה (1.5) ראה נספח ד'.

נציין כמה יוצאים מן הכלל. ההוצאה על חינוך בקרב יוצאי אסיה גמישה ביותר, ובכך זאת השפעת העלייה בגודל המשפחה על ההוצאה בסעיף זה היא חיובית. בדומה לכל ההוצאה על טבק היא בלתי־גמישה לגבי הכנסה (כמו במזון) ובכל זאת יורדת ההוצאה כאשר גדלה המשפחה. ההסבר לתופעה האחרונה נעוץ, כנראה, בכך, שהגידול במספר הילדים נוטה להוריד את רמת־החיים (ולכן את ההוצאה על טבק) מבלי להגדיל את הצורך בפריט זה.

השוואה זהירה של הנתונים בלוחות 27 ו־28 מגלה שלעיתים קרובות קיימת מגמה לכך שההבדלים בין ה"יבשות" יהיו קטנים יותר כאשר ההשוואה נערכת במונחי גמישויות; לדוגמא, גמישויות ההכנסה של הלבשה, תרבות ובריאות דומות מאוד בקבוצות של יוצאי שתי היבשות לעומת הבדלים ניכרים שישנם ב־MPC המתאימות.

3. הבדלים ברמות צריכה לפי יבשת וארץ מוצא

נפנה עכשיו לטפל בהבדלים ברמות הצריכה של מצרכי לא־מזון בין יוצאי אסיה ליוצאי אירופה. נטפל בהבדלים אלה לאחר שנבודד את ההשפעה הנובעת מהבדלי הכנסה וגודל

לוח 28: גמישויות צריכה של מצרכי לא־מזון לפי יבשת מוצא

המצרך	היבשת	גמישות ביחס ל: הכנסה (C) (1)	גודל המשפחה (S) (2)
הלבשה	אסיה	1.527	−0.191
	אירופה	1.420	−0.301
הנעלה	אסיה	1.204	0.237
	אירופה	0.465	0.377
ריהוט וציוד	אסיה	1.505	−0.123
	אירופה	2.313	−0.663
החזקת דירה	אסיה	0.765	−0.093
	אירופה	0.784	0.025
סיגריות וטבק	אסיה	0.482	−0.140
	אירופה	0.776	−0.143
חינוך	אסיה	2.001	0.247
	אירופה	1.216	0.600
תרבות	אסיה	1.858	−0.808
	אירופה	1.710	−0.439
בריאות	אסיה	1.303	−0.630
	אירופה	1.276	−0.215
מסי אירגון	אסיה	1.403	−0.168
	אירופה	1.240	−0.137
בידור	אסיה	1.814	−0.417
	אירופה	2.145	−0.735

הערה: הערכים האחידים של C ו־S בהם השתמשנו לשם חישוב הגמישויות הם הממוצעים הכלליים של המדגם: $C=$ 272 ל"י, $S=3.93$.

לוח 29: רמות מחושבות של צריכה לא־מזון לפי יבשת מוצא

(בל"י לחודש)

המצרך	יבשת מוצא: אסיה (1)	יבשת מוצא: אירופה (2)	הפרש בין "יבשות": מוחלט (3) = (1) − (2)	הפרש בין "יבשות": יחסי (4) = (3) ÷ (1) (4)
הלבשה	33.68 (±1.22)	24.42 (±0.52)	−9.26 (±1.32)	−0.275
הנעלה	11.61 (±0.46)	9.78 (±0.20)	−1.83 (±0.50)	−0.158
ריהוט וציוד	15.55 (±1.64)	13.93 (±0.73)	−1.62 (±1.79)	−0.104
החזקת דירה	21.81 (±0.80)	25.45 (±0.40)	3.64 (±0.89)	0.167
סיגריות וטבק	6.88 (±0.23)	5.11 (±0.12)	−1.77 (±0.26)	−0.257
חינוך	3.66 (±0.39)	8.67 (±0.31)	5.01 (±0.50)	1.369
תרבות	2.29 (±0.22)	4.43 (±0.13)	2.14 (±0.25)	0.934
בריאות	3.63 (±0.36)	6.17 (±0.34)	2.54 (±0.50)	0.700
מסי אירגון	10.22 (±0.30)	12.40 (±0.18)	2.18 (±0.35)	0.213
בידור	9.56 (±0.65)	9.11 (±0.38)	−0.45 (±0.76)	−0.047

הערה: המספרים בטורים (1) ו־(2) חושבו על בסיס משוואה (5.1) לכל יבשת, בנקודת הממוצע הכללי של C ו־S. ראה הערה ללוח 28.

משפחה. הדבר נעשה על־ידי חישוב ממוצעים מתוקנים X^* (או "רמות צריכה מחושבות") לערכים אחידים של C ו־S בכל יבשת תוך שימוש בפונקציית האומדן שלה (5.1)[7]. נקודת ההשוואה נבחרה, כרגיל, בממוצע הכללי של המשתנים הבלתי־תלויים. השוואות אלו אינן מביאות בחשבון את ההבדלים בין היבשות מבחינת משלח־היד וההתפלגות לפי ותק (במידה ששני גורמים אלה משפיעים על צריכת הלא־מזון). אי לכך מראה ההשוואה שלנו את ההבדלים בין יוצאי אסיה ליוצאי אירופה בעלי אותה רמת הכנסה וגודל משפחה, אך בעלי משלח־יד והתפלגות של ותק בהתאם למצוי ביבשות המוצא שלהם.

מלוח 29 טור (3) מסתבר שקיימים הבדלים מובהקים בין היבשות ברמות הצריכה המחושבת מחוץ לשני מצרכים (ריהוט וציוד, ובידור). את ההבדל היחסי הגדול ביותר מצאנו בחינוך, תרבות, ובריאות, כאשר הרמה של יוצאי אירופה גבוהה מזו של יוצאי אסיה ב־140 אחוז, 90 אחוז ו־70 אחוז, בהתאמה. חלק גדול מההבדלים האלה אפשר לזקוף לרמת החינוך הנמוכה יחסית של יוצאי אסיה. בניגוד להוצאה על מצרכים אלה, מצאנו שיוצאי אסיה מוציאים יותר מיוצאי אירופה על הלבשה, הנעלה וטבק.

מעניין להרהר במגמה אותה ציינו אצל יוצאי אסיה — הוצאה גדולה על הלבשה. אם יוצאי אסיה מוציאים פחות מיוצאי אירופה על חינוך ושאר צרכי תרבות, ברור שהם מוציאים יותר על מצרכים אחרים. אולם ההרגשה שלנו היא שישנו כנראה הסבר מיוחד לכך שמבחינת היקף ההוצאה ה"מצרכים האחרים" הינם, למעשה, בעיקר הלבשה. מנקודת־ראות סוציולוגית אפשר לטעון שההוצאה הגבוהה על הלבשה אצל יוצאי אסיה היא תגובה לעמדתם, לעומת יוצאי אירופה, כשמדובר ב"הצלחה" ומעמד חברתי. הנטייה להגיב בצורה כזאת, כלומר בהוצאות על מצרכים שיש להם קשר שטחי עם סטטוס ועושר, אינה תופעה חדשה[8].

לוח 30: נטיות ממוצעות לצרוך[1] מצרכי לא־מזון לפי יבשת מוצא

המצרך	יבשת מוצא: אסיה (1)	יבשת מוצא: אירופה (2)
הלבשה	0.1237 (±0.0045)	0.0897 (±0.0019)
הנעלה	0.0426 (±0.0017)	0.0359 (±0.0007)
ריהוט וציוד	0.0571 (±0.0060)	0.0512 (±0.0027)
החזקת דירה	0.0801 (±0.0029)	0.0935 (±0.0015)
סיגריות וטבק	0.0253 (±0.0008)	0.0188 (±0.0004)
חינוך	0.0134 (±0.0014)	0.0319 (±0.0011)
תרבות	0.0084 (±0.0008)	0.0163 (±0.0005)
בריאות	0.0133 (±0.0013)	0.0227 (±0.0012)
מסי אירגון	0.0375 (±0.0011)	0.0455 (±0.0006)
בידור	0.0351 (±0.0024)	0.0335 (±0.0014)

1 הנטיות הממוצעות לצרוך חושבו כ־X^*/C^* כאשר X^* נתון בטור (1) ו־(2) של לוח 29, ו־C^* הוא אותו ערך של C בו חושב X^*. (במקרה זה, C^* שווה לממוצע הכללי של C במדגם).

7 ראה דיון בפרק 4, עמ' 39.

8 כמו כן נציין שעיון בחומר מפורט יותר מראה שההוצאה הגבוהה של יוצאי אסיה על הלבשה מתבטאת בעיקר בהלבשה עליונה וברור שעובדה זו מחזקת את ההשערה שלנו. כמו כן מצאנו שההוצאה של יוצאי אסיה (בעיקר חדשים) על תכשיטים גבוהה בהרבה מזו של יוצאי אירופה. ראה: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שנתון סטטיסטי לישראל מס' 9, עמ' 9–118 עבור נתונים על נושא זה.

לוח 31: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון לפי ארץ מוצא בצורת מדדים
(אירופה המזרחית = 100)

	ארץ מוצא						
	אסיה־אפריקה				אירופה־אמריקה		
	עירק, פרס (1)	תימן, עדן (2)	מרוקו, טוניס אלג'יריה (3)	שאר ארצות אסיה־אפריקה (4)	אירופה המזרחית (5)	ארצות הבלקן (6)	שאר אירופה־אמריקה (7)
הלבשה	140	145	136	133	100	107	87
הנעלה	121	110	119	118	100	101	91
ריהוט וציוד	133	107	99	96	100	100	99
החזקת דירה	69	106	79	82	100	90	98
סיגריות וטבק	166	120	143	163	100	141	112
חינוך	37	49	27	42	100	75	99
תרבות	45	57	47	51	100	82	105
בריאות	60	72	44	69	100	93	123
מסי אירגון	75	79	85	84	100	102	85
בידור	105	101	127	126	100	114	89
מספר המשפחות	468	266	293	566	2,194	1,133	878

ה ע ר ה: הערכים של הצריכה המחושבת המהווים בסיס ללוח חושבו בנקודת הממוצע הכללי של C ו־S.

לוח 32: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון לפי יבשת מוצא ותק
(בל"י לחודש)

	יוצאי אסיה		יוצאי אירופה	
המצרך	חדשים (1)	ותיקים (2)	חדשים (3)	ותיקים (4)
הלבשה	34.80 (±1.40)	30.64 (±1.92)	24.78 (±0.52)	24.13 (±0.75)
הנעלה	12.08 (±0.53)	10.33 (±0.72)	10.39 (±0.29)	9.30 (±0.27)
ריהוט וציוד	15.03 (±1.88)	16.95 (±2.58)	13.87 (±1.06)	13.97 (±0.99)
החזקת דירה	21.23 (±0.91)	23.38 (±1.25)	23.87 (±0.59)	26.72 (±0.55)
סיגריות וטבק	6.93 (±0.26)	6.68 (±0.36)	5.81 (±0.17)	4.54 (±0.16)
חינוך	3.52 (±0.45)	4.55 (±0.61)	6.77 (±0.45)	10.21 (±0.42)
תרבות	2.23 (±0.25)	2.43 (±0.34)	3.90 (±0.20)	4.85 (±0.18)
בריאות	3.19 (±0.42)	4.81 (±0.57)	5.45 (±0.49)	6.32 (±0.46)
מסי אירגון	10.34 (±0.39)	9.87 (±0.47)	12.99 (±0.26)	11.92 (±0.24)
בידור	8.86 (±0.73)	11.44 (±1.53)	9.30 (±0.56)	8.97 (±0.52)

ה ע ר ה: ראה ההערה ללוח 28.
יש לציין שהמספרים בטורים (1) ו־(2) אינם בלתי־תלויים מבחינה סטטיסטית, מאחר שחושבו מתוך אותה פונקציית אומדן. משום כך איננו יכולים לחשב מלוח זה את טעות הדגימה של ההפרש בין שני הטורים. הוא הדין לגבי טורים (3) ו־(4).

נפנה עכשיו לבדיקת ההבדלים ברמות צריכה לפי ארץ מוצא. התוצאות בלוח 31 מורות כי בדרך כלל תופסים המימצאים שלנו לגבי X^* של שתי ה"יבשות" גם בין ה"ארצות" הכלולות בתוך היבשות. כך, לדוגמא, מוציאים יוצאי ארצות אסיה יותר מיוצאי כל אחת מארצות אירופה על הלבשה ופחות מהם על חינוך. עם זאת נציין את המגמה הברורה של

יוצאי ארצות הבלקן להיבדל מיתר יוצאי ארצות אירופה, ולהתקרב להרגלי הצריכה של יוצאי אסיה. במיוחד נוטים יוצאי ארצות הבלקן להוציא יותר מיוצאי שאר ארצות אירופה על הלבשה וטבק, ופחות על חינוך, תרבות, ובריאות.

4. הבדלים ברמות הצריכה במצרכי לא־מזון בין ותיקים לחדשים

נראה עכשיו אם קיימת מגמה של צמצום ההבדלים ברמות הצריכה בין יוצאי אירופה ליוצאי אסיה עם גידול הוותק שלהם בארץ. בדומה לפרק 4 ייעשה הדבר על־ידי השוואת רמות צריכה (מתוקנות לפי הבדלי הכנסה וגודל משפחה) בין ותיקים לחדשים. הערכים של הרמות המתוקנות המתאימות למיון לפי יבשת מוצא וותק, רשומים בלוח 32 (אותם מספרים, אולם בצורת מספרי אינדקס, רשומים בלוח 33). למטרות שלנו נוח יותר להציג את הנתונים בצורה שבה הם רשומים בלוחות 34 ו־35.

לוח 33: נתוני לוח 32 בצורת מדדים
(עולים חדשים יוצאי אסיה = 100)

מצרך	יוצאי אסיה		יוצאי אירופה	
	חדשים (1)	ותיקים (2)	חדשים (3)	ותיקים (4)
הלבשה	100	88	71	69
הנעלה	100	86	86	77
ריהוט וציוד	100	113	92	93
החזקת דירה	100	110	112	126
סיגריות וטבק	100	96	84	66
חינוך	100	129	192	290
תרבות	100	109	175	217
בריאות	100	151	171	198
מסי אירגון	100	95	126	115
בידור	100	129	105	101

לוח 34: הפרשים ברמות מחושבות של צריכת לא־מזון בין יוצאי אסיה לבין יוצאי אירופה, לפי ותק

מצרך	הפרשים מוחלטים (בל"י לחודש)		הפרשים יחסיים	
	א.ח. פחות אס.ח. (1)	א.ו. פחות אס.ו. (2)	א.ח. פחות אס.ח. / אס.ח. (3)	א.ו. פחות אס.ו. / אס.ו. (4)
הלבשה	−10.02 (±1.59)	−6.51 (±2.04)	−0.288	−0.212
הנעלה	−1.69 (±0.60)	−1.03 (±0.77)	−0.140	−0.100
ריהוט וציוד	−1.16 (±2.16)	−2.98 (±2.77)	−0.078	−0.176
החזקת דירה	2.64 (±1.09)	3.34 (±1.37)	0.124	0.143
סיגריות וטבק	−1.12 (±0.31)	−2.14 (±0.39)	−0.162	−0.320
חינוך	3.25 (±0.64)	5.66 (±0.74)	0.923	1.244
תרבות	1.67 (±0.32)	2.42 (±0.39)	0.749	0.996
חינוך	2.26 (±0.64)	1.51 (±0.74)	0.708	0.314
מסי אירגון	2.65 (±0.43)	2.05 (±0.53)	0.256	−0.208
בידור	0.43 (±0.92)	−2.47 (±1.62)	0.050	−0.216

1 ראשי התיבות בדומה ללוח 24.

לוח 34 מראה ש"השפעת היבשת" פועלת באותו כיוון על ותיקים וחדשים כאחד. מסקנה חשובה יותר היא זו שאין כל מגמה כללית לצמצום ההבדלים בין היבשות (כלומר שאצל ותיקים ההבדלים בין יוצאי היבשות השונות יהיו קטנים יותר). זהו המצב בעיקר אם מדובר על ההבדלים היחסיים בטורים (3) ו-(4). בעוד אשר לגבי הלבשה והנעלה ההבדלים היחסיים מורים על מגמה של ירידה מסוימת, הרי במקרים של טבק, חינוך ותרבות אנו מוצאים כי ההבדלים אף גדלים. רק במקרה של בריאות מצאנו ירידה מכרעת של ההבדלים היחסיים בהוצאות.

לוח 35 שופך אור נוסף על תהליך ההתאמה של הרגלי הצריכה של העולים. הלוח מורה על מגמה ברורה של שינוי ברמות הצריכה של יוצאי אסיה מתוך התקרבות לנוהג האירופי. הראשונים נוטים לצמצם את הוצאותיהם על הלבשה והנעלה ולהגדיל אותן על חינוך, תרבות, ובריאות. אולם אותם דפוסי שינוי חלים גם אצל יוצאי אירופה, כך שהתוצאה "נטו" הינה, לעיתים, הרחבת הפער בהרגלי צריכה. העובדה שההוצאות על חינוך שייכות לקטגוריה האחרונה יכולה לגרום לתוצאות חברתיות חמורות. אם קיים הסבר פשוט להשפעת הוותק על הרגלי צריכה של יוצאי אסיה — דהיינו, הרצון לחקות דפוסים אירופיים — הרי קשה למצוא הסבר לצורה שבה משפיע הוותק על יוצאי אירופה. שאלה זו מחייבת ניתוח מפורט יותר.

5. השפעת "משלח־יד"

בניגוד למשוואות האומדן במצרכי מזון לא כללה המשוואה (5.1) משתנה מיוחד לציון ההשפעה של משלח־היד. אולם הבאנו בחשבון משתנה זה בצורה סמויה, על־ידי כך שכל התצפיות הדרושות לשם אומדן (5.1) בוטאו (בין שאר דברים) כסטיות מממוצעי קבוצות משלח־היד (ראה עמ' 44 — 45). לא נותר עכשיו אלא להשתמש בטכניקה של ממוצעים מתוקנים כדי לבדוק את ההשפעה של משתנה זה על רמת הצריכה של מצרכי לא־מזון.

לוח 35: רמות מחושבות של צריכת לא־מזון, בין ותיקים וחדשים בתוך כל יבשת מוצא

המצרך	הפרשים מוחלטים (בלירות לחודש)		הפרשים יחסיים	
	אס.ו.פחות אס.ח.	א.ו.פחות א.ח.	אס.ו.פחות אס.ח. / אס.ח.	א.ו. פחות א.ח. / א.ח.
	(1)	(2)	(3)	(4)
הלבשה	−4.16	−0.65	−0.120	−0.026
הנעלה	−1.75	−1.09	−0.145	−0.105
ריהוט וציוד	1.92	0.10	0.128	0.007
החזקת דירה	2.15	2.85	0.101	0.119
סיגריות וטבק	−0.25	−1.27	−0.036	−0.219
חינוך	1.03	3.44	0.293	0.508
תרבות	0.20	0.95	0.090	0.244
בריאות	1.62	0.87	0.508	0.160
מסי אירגון	0.47	−1.07	0.045	−0.082
בידור	2.58	−0.33	0.291	−0.035

הערה: טעויות הדגימה של ההפרשים בטורים (1) ו-(2) לא חושבו, מאחר שהדבר היה כרוך בקשיים כתוצאה מתלות בין המספרים המקוריים. ראה הערה ללוח 32. ראשי התיבות בדומה ללוח 24.

הניתוח אותו נציג עכשו, נערך למעשה בשלב מוקדם של המחקר שלנו, שעה שהש־תמשנו בפונקציות אומדן חצי־שנתיות. לגבי כל מצרך מקבוצת הלא־מזון יש לנו, איפוא, ארבע פונקציות אומדן כמו (5.1) (אחת לכל חצי שנה ולכל "יבשת"). בעזרת כל אחת מארבע המשוואות חישבנו ארבעה ממוצעים מתוקנים X^* — לגבי ותיקים וחדשים בתוך כל קבוצה של משלח־יד. מכאן שהיו לנו לכל מצרך 16 ממוצעים מתוקנים. ולכן לכל בחינת מיון (כמו יבשת, משלח־יד) היו לנו 8 השוואות. אלו חולקו לרוב לשתי תת־קבוצות, של ארבע השוואות, שבהן השתמשנו לאומדן של המקדמים החשובים לעניין[9].

בסעיף זה נציג רק כמה מתוצאות הניתוח ובעיקר את השפעת משלח־היד. אולם יש לזכור כי שעה שאנו משלבים משלח־יד לתוך הניתוח שלנו, אנו עשויים להשפיע על המקדמים של משתנים אחרים בהם טיפלנו בסעיף הקודם. אך, למעשה, במקרה שלנו לא הושפע המבנה הכללי שלהת וצאות שהוצגו בסעיף הקודם על־ידי שהכנסנו את משלח־היד. זאת אפשר לראות מתוך השוואת טורים (1) ו־(2) בלוח 36, המציגים את השפעת ה"יבשת" בתוך קבוצות של משלח־יד, עם הטורים המקבילים [(1) ו־(2)] בלוח 34 בהם לא הבאנו בחשבון הבדלים במשלח־יד. אולם למספרים בלוח 36 יש להתייחס כאל אומדנים יותר מדוייקים של "השפעת היבשת", מאחר שבמקרה זה לקחנו בחשבון לא רק את ההכנסה, גודל המשפחה והוותק — אלא גם את משלח־היד.

לוח 36: ההשפעה נטו של יבשת המוצא ו"משלח־יד"

(בל"י לחודש)

המצרך	השפעה נטו של יבשת "(אירופה פחות "אסיה") בין: חדשים (1)	ותיקים (2)	השפעה נטו של משלח־יד ("פקידים" פחות "פועלים") בין: יוצאי אסיה (3)	יוצאי אירופה (4)
הלבשה	−9.20 (±1.50)	−5.67 (±1.86)	−6.26 (±2.35)	−0.39 (±1.07)
הנעלה	−1.95 (±0.62)	−1.11 (±0.78)	−1.09 (±0.99)	−0.35 (±0.41)
ריהוט וציוד	−0.98 (±1.93)	0.44 (±2.32)	0.57 (±2.86)	−4.84 (±1.49)
החזקת דירה	2.01 (±1.11)	2.09 (±1.39)	2.29 (±1.73)	1.87 (±0.87)
סיגריות וטבק	−0.95 (±0.32)	−1.50 (±0.48)	−1.29 (±0.49)	−1.66 (±0.26)
חינוך	2.96 (±0.66)	5.57 (±0.73)	2.89 (±0.76)	2.49 (±0.66)
תרבות	1.59 (±0.26)	2.18 (±0.28)	1.25 (±0.29)	1.52 (±0.26)
בריאות	2.40 (±0.70)	1.48 (±0.78)	1.11 (±0.80)	0.13 (±0.73)
מסי אירגון	2.67 (±0.41)	2.53 (±0.49)	0.69 (±0.52)	−0.74 (±0.42)
בידור	−1.32 (±1.26)	−2.46 (±1.61)	−1.36 (±2.06)	−0.10 (±0.77)

בניחוח מצרכי מ ז ו ן, אפשר לחשוב על השפעת "משלח־יד" כקשורה בהבדלי תפריט הנהוגים אצל עובדי עבודה גופנית לעומת עובדים אחרים ("פקידים"). נשאלת השאלה מדוע יש לצפות של "משלח־יד" תהיה השפעה כלשהי על צריכת מצרכי ל א־ מ ז ו ן? ראשית, אפשר לטעון שאם למשלח־יד יש השפעה על צריכת מצרכי מזון, הרי בגלל הגבלת התקציב חייבת להיות השפעה גם על מצרכי לא־מזון. אבל ראינו בפרק 4 שהשפעת

9 תיאור מלא של השיטות הסטטיסטיות, שבהן נקטנו בניתוח זה ראה: נ. לויתן, "האומדן של גמישויות הכנסה מתקציבי משפחות וניתוח פונקציות חצריכה בישראל", עבודת דוקטור שטרם פורסמה, האוניברסיטה העברית, ירושלים, 1961.

משלח־יד על ההוצאה לסך־הכל המזון קטנה יחסית. לדעתנו אין צריך לצפות לכך ש״משלח־יד״ ישפיע על צריכת לא־מזון בזכות עצמו, אלא בגלל הקשר עם גורמים אחרים — ובעיקר רמת החינוך של המשפחה (שעליה אין לנו כל נתונים ישירים). במקרה שלנו ידוע שרמת ההשכלה של ״פקידים״ גבוהה בשיעור ניכר מזו של ״פועלים״. רמת ההשכלה והתרבות עשויה בהחלט להשפיע על דפוסי ההוצאה על מצרכי לא־מזון.

אם נפנה לטורים (3) ו־(4) נמצא, כי ל״משלח־יד״ השפעה חיובית מובהקת על ההוצאות בסעיפי תרבות וחינוך; דבר זה הינו כפי המצופה — בהתחשב בטיעון הקודם שלנו. הבולטת ביותר בתוצאות הטורים (3) ו־(4) היא העובדה שהן, בדרך כלל, בעלות אותו סימן כמו המספרים בטורים (1) ו־(2). במלים אחרות, מצאנו שהשפעת משלח־יד על הוצאה בסעיפי לא־מזון נוטה להיות באותו כיוון כהשפעת ה״יבשת״. מבנה ההבדלים בין יוצאי אסיה ואירופה, הוא מאותו סוג, כמו ההבדלים בין פועלים ופקידים בתוך כל קבוצת עולים. מכאן מתבקשת המסקנה, שההבדלים בדפוסי צריכת הלא־מזון בין ה״יבשות״ נובעים בעיקרם מאותה סיבה כמו ההבדלים בין פועלים ופקידים, דהיינו מהבדלים ברמת ההשכלה.

נספח א׳

תיאור הסקרים

1. סקר הוצאות המשפחה 1956/57

סקר זה נערך על־ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה על מנת לקבוע את משקלי המדד החדש של המחירים לצרכן. המידגם נלקח מתוך רשימה של סקרי כוח אדם ורשימת הבוחרים לכנסת, וכלל משפחות שכירים הגרות בערים בעלות 10,000 תושבים ומעלה. ה״אוכלוסיה״ כוללת שלושה רבעים ממשפחות השכירים בישראל. שיטת הדגימה שנקטה היא זו של מדגם שכבות בעל שקלול עצמי, כאשר לכל משפחה הסתברות שווה להיכלל במידגם.

המחקר נערך במשך תקופה של שנים־עשר חודש (ממאי 1956 עד מאי 1957), ונכללו בו למעלה מ־6,500 משפחות יהודיות וכמאתיים משפחות לא־יהודיות. בכל חודש נחקרו משפחות שונות, כך שכל חודש מהווה מדגם בלתי־תלוי של בין 500 ל־600 משפחות. ברוב החודשים היתה גם חלוקה נוספת של המשפחות לשלוש שטחות: השיטחה הראשונה הקיפה את המשפחות שרשמו את כל הוצאותיהן במשך חודש שלם, בשניה נכללו אלו שרשמו את הוצאותיהן למזון במשך השבועיים הראשונים של החודש ואת שאר הוצ־אותיהן במשך כל החודש, והשלישית כוללת את אלו שרשמו את הוצאותיהן למזון בשבועיים האחרונים של החודש ואת שאר ההוצאות במשך כל החודש. כל אחת משלוש השטחות בתוך כל חודש מהווה מידגם בלתי־תלוי. במחקר שלנו לא נעשתה כל הבחנה בין השטחות השונות.

מתוך כל 6,614 משפחות יהודיות שנחקרו הוצאנו כ־3 אחוזים שכללו את אלו שלא ניתן לוודא את הכנסותיהן, וכן מספר קטן של משפחות שהוצאותיהן על פריטים מסוימים היו גבוהות באופן בלתי סביר. מספר המשפחות שנכללו במחקר שלנו והתפלגותן לפי יבשת המוצא, ותק ותקופת חקירה רשומים בלוח־נספח א—1.

2. הסקר של 1959/60[1]

סקר זה נערך על־ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בתקופה אוקטובר 1959 — ספטמבר 1960 והקיף 1,112 משפחות שכירים עירוניות. בכל חודש נבחרו משפחות חדשות. מסגרת המדגם היתה רשימת הדירות (בחלקו הראשון של הסקר) ורשימות הבוחרים לכנסת (בחלקו השני). כל המשפחות רשמו את הוצאותיהן על מזון ולא־מזון במשך כל החודש.

בנתוני סקר זה השתמשנו רק בפרק 2, סעיף 6, לצרכי השוואה.

1 לשם תיאור מפורט יותר של הסקר ושיטות החקירה ראה סקר הוצאות משפחות שכירים עירוניות, 1959/60 סדרת פרסומים מיוחדים מס׳ 123, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירושלים, מרץ 1962.

נספח א׳

לוח־נספח א–1: מספר המשפחות בסקר לפי יבשת המוצא, ותקופת החקירה

	תקופת חקירה ראשונה (1)	תקופת חקירה שניה (2)	סך־הכל (3)
אסיה ותיקים	237	191	*428*
אסיה חדשים	581	572	*1,153*
אירופה ותיקים	1,170	1,165	*2,335*
אירופה חדשים	936	940	*1,876*
ישראל	270	313	*583*
סך כל משפחות	**3,194**	**3,181**	**6,275**

נספח ב׳

הגדרות המצרכים

ההוצאה על כל מצרך נרשמה בערכה המלא, מבלי להביא בחשבון אם התשלום נעשה במזומן או לא. הוצאות לשירותים כגון חשמל, מים, שכר־לימוד נרשמו על בסיס שוטף ולא על בסיס מצטבר (accrual).

1. סך־כל המזון — כולל משקאות אלכוהוליים ובשר.
2. לחם — כל סוגי הלחם כולל חלות ולחמניות.
3. דגנים — עוגות, ביסקויטים, קמח, אטריות, מקרוני, קורנפלור, אורז ועוד כמה פריטים קטנים.

3א׳. לחם ודגנים — 2 פלוס 3.

4. בשר — כל סוגי הבשר כולל שימורים, נקניק ונקניקיות.
5. דגים — דגים טריים, משומרים, סרדינים ודג מעושן.
6. שמנים — מרגרינה, חמאה, שמן ושמנים אחרים.
7. חלב — חלב ניגר מכל הסוגים, לבן, לבניה, שמנת וגבינות מכל הסוגים.
8. ירקות — כל הירקות הטריים, תפוחי־אדמה, קטניות ושימורי ירקות.
9. פירות — כל הפירות הטריים, פירות משומרים ויבשים, מיצי פירות, בוטנים ואגוזים אחרים.
10. החזקת דירה — כולל הוצאה על גאז, נפט, חשמל, מים, צביעה וסיוד, הוצאות משק־בית (כגון קרח, סבון וחומרי חיטוי) ומסי עירייה (ארנונה כללית).
11. ריהוט וציוד — קניית ריהוט, ציוד חשמלי כבד (כמקררים חשמליים, מכונות כביסה חשמליות, תנורים) ציוד חשמלי קל (כגון מגהצים, קומקומים חשמליים), מכשירי גאז, כלי אוכל, כלי מיטה וקישוט הבית.
12. הלבשה — הוצאות הלבשה למבוגרים וילדים כולל הוצאה על מכבסות, תכשיטים, בדים וצרכי תפירה.
13. הנעלה — כולל תיקונים.

13א׳. הלבשה והנעלה.

14. בריאות — שירותי בריאות פרטיים, בתי חולים, תרופות, אביזרים רפואיים (למשל משקפיים), ביטוח בריאות מחוץ למסגרת ההסתדרות.
15. חינוך — שכר לימוד בגן־הילדים, בית־ספר יסודי, בית־ספר תיכון ואוניברסיטה, בתי־ספר מקצועיים, חינוך למבוגרים, שיעורים פרטיים והרצאות, הוצאות על ספרי לימוד וצרכי חינוך אחרים.
16. תרבות — הוצאות על עתונים, ספרים וצרכי כתיבה.
17. שונות — סגריות, טבק וצרכי עישון, נסיעות, דואר, החזקת רכב פרטי, שירותים אישיים וטיפולי יופי, עזרה בבית ובידור.
18. טבק — כולל סיגריות, טבק וצרכי עישון (כגון מקטרת, מצית ועוד).
19. בידור — קולנוע, תיאטרון, קונצרטים, חופשה, חגיגות ונשפים.

20. בריאות, חינוך ותרבות — צירוף שלושת המרכיבים.
21. מסי ארגון — מסי הסתדרות וארגוני עבודה אחרים.
22. סך־כל ההוצאות — אינו כולל הוצאה זקופה לשכר־דירה, וגם לא הוצאה זקופה ל"דמי מפתח". אולם כולל שכר־דירה במזומן (סכומים פעוטים). אינו כולל מסים ישירים ופריטי חסכון.

הפריטים 1—9, 10, 11, 13א', 17 ו־20 מופיעים בלוח 1 בפרק 2. הניתוח בפרק 3 מבוסס על פריטים 1, 4, 5, 7, 8, 9 וביצים. בפרק 4 ניתחנו את הפריטים 1, 3א', 4, 6—9. המצרכים בהם טיפלנו בפרק 5 הם 10—16 (אינו כולל 13א'), 18, 19, 21.

בלוח־נספח ב' הצגנו את משקלי הסעיפים השונים בתוך סך־כל ההוצאה לצריכה של כל המשפחות היהודיות בסקר 1956/57, אשר נכללו במחקר שלנו. טור (1) מראה את ההוצאה החודשית הממוצעת למשפחה וטור (2) מראה הוצאה זו כשיעור בסך־כל ההוצאה לצריכה.

לוח־נספח ב'–1 המשקל של סעיפי ההוצאה בסך הצריכה

סעיף הוצאה[1]	הוצאה ממוצעת למשפחה (בל"י לחודש) (1)	החלק מסך ההוצאה (2)
סך כל המזון	123.4	0.453
לחם ודגנים	16.4	0.059
שמנים	6.1	0.022
דגים	5.2	0.019
בשר	27.4	0.101
חלב	11.9	0.044
ביצים	10.5	0.038
ירקות	13.9	0.051
פירות	13.9	0.051
החזקת דירה	24.4	0.090
ריהוט וציוד	15.3	0.056
הלבשה	27.6	0.101
הנעלה	10.0	0.037
בריאות	5.2	0.020
חינוך	6.8	0.025
תרבות	3.9	0.014
סיגריות וטבק	5.6	0.020
בידור	9.6	0.035
מסי אירגון	11.7	0.043

[1] הסעיפים בלוח אינם כוללים את כל סעיפי ההוצאה, אלא רק את אלה שבהם השתמשנו ברוב חלקי המחקר.

נספח ג׳

שיטות סטטיסטיות

בנספח זה נתאר בקצרה את שיטות האומדן שלנו. ניתוחן המפורט נדון במקומות אחרים[1].

1. השימוש במשתני־עזר במחקרים של תקציבי משפחות

נתייחס קודם כל לבעיה שהביאה אותנו לדחות את שיטת האומדן הרגילה בתקציבי משפחות. נניח ש־X (ההוצאה על מצרך מסויים) ו־C (סך־כל ההוצאה) הן פונקציות ליניאריות של איזו הכנסה "אמיתית" (או הכנסה "נורמלית") — Y' למשל:

$$X = \alpha_{01} + \alpha_1 Y' + U_1 \tag{1.ג}$$

$$C = \alpha_0 + \alpha Y' + U, \tag{2.ג}$$

כאשר U_1 ו־U הם הגורמים המקריים.

למעשה אין לנו נתונים על Y'. לכל היותר יש לנו נתונים על הכנסה פנויה שנתקבלה בתקופת החקירה Y. אולם משתנה זה אינו מספק כתחליף ל־Y' משתי סיבות. ראשית, תקופת החקירה היא, בדרך כלל, קצרה מאוד (חודש, למשל) ולכן אין ההכנסה הנמדדת אינדיקטור טוב להכנסה ה"נורמלית" של המשפחה. שנית, המטרה העיקרית של סקרי ההוצאה הינה לקבוע משקלים למדד המחירים לצרכן, ולשם כך אין כלל צורך בנתונים של הכנסה (חוץ מאשר למטרות בדיקה). לכן, אפילו נתוני ההכנסה של תקופת הסקר עצמה לקויים, ולעתים קרובות מושמטים מרכיבי הכנסה שונים (בעיקר הכנסות של שכירים נוספים במשפחה והכנסה שנתקבלה מרכוש). בגלל סיבות אלו מחליפים בהרבה מקרים את Y ב־C בתור משתנה מסביר בניתוח תקציבי משפחות. אפשר לראות את משמעות היחס בין X ו־C מתוך (1.ג) ו־(2.ג)

$$X = \beta_0 + \beta C + W \tag{3.ג}$$

$$\beta_0 = \alpha_{01} - \frac{\alpha_1 \alpha_0}{\alpha}; \quad \beta = \frac{\alpha_1}{\alpha} \text{ and } W = U_1 - \beta U.$$

ראשית נציין שעל־ידי שימוש ב־C כמשתנה מסביר אנחנו מוותרים על אומדן של α_1 (MPC מתוך Y') ומסתפקים ב־β (ידוע ש־β גדול בדרך כלל מ־α_1 מאחר ש־$\alpha<1$). במונחי גמישויות (η) מתקבל (בהזנחת גורמים מקריים) $\eta_{xc} = \frac{\eta_{xy'}}{\eta_{cy'}}$. מכאן שאם $\eta_{cy'}$ קרוב ל־1 (כפי שחושבים כמה כלכלנים[2]) אפשר להתעלם מההבדלים בין $\eta_{xy'}$ לבין η_{xc}.

1 N. Liviatan, "Errors in Variables and Engel Curve Analysis", *Econometrica*, Vol. 29, No. 3, 1961 (מאמר מחקר מס׳ 11 של מרכז פאלק). וכן: נ. ליתן "האומדן של גמישויות הכנסה מתקציבי משפחות והניתוח של פונקציות הצריכה בישראל", עבודת דוקטור שטרם פורסמה, האוניברסיטה העברית, ירושלים, 1961.

2 ראה M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957. וכן: H. Wold and L. Jureen, *Demand Analysis*, Wiley, New York, 1952, p. 221.

קושי זה אינו אלא הפחות חשוב. הבעיה המרכזית נובעת מכך שקיים בדרך כלל מיתאם בין C לבין W (יצויין שיש להם מרכיבים משותפים) ולכן השימוש ב־C כמשתנה בלתי־תלוי ברגסיה של ריבועים פחותים גורם לאומדנים בלתי־עקיבים של β.

יצויין כי ההכנסה הנמדדת (Y), אף שאינה מתאימה לשמש כמשתנה בלתי־תלוי, הרי אפשר להניח שהיא מקיימת שתי דרישות:

(א) מיתאם גבוה עם (Y') ו—(ב) העדר מיתאם עם הגורמים המקריים בצריכה — U_1 ו־U. לכן אפשר להשתמש בשיטת משתני־עזר[3] כדי לקבל אומדנים עקיבים של β. נחשב את האומדן (המשתנים בתוך סימני הסיכום — Σ, מבוטאים כסטיות ממוצעי המידגם ומסומנים באותיות קטנות)

$$b = \frac{\Sigma xy}{\Sigma cy} = \frac{\Sigma(\beta c + w)y}{\Sigma cy} = \beta + \frac{\Sigma wy}{\Sigma cy}, \qquad (4.ג)$$

שהוא אומדן עקיב של β בהנחה שהשונות המשותפת $\text{cov}\ (W, Y) = 0$ ו—$\text{cov}\ (C, Y) \neq 0$ המתאימה להנחות (א) ו—(ב) דלעיל (Y משמש כמשתנה־עזר).

שיטה אלטרנטיבית (אך פחות יעילה) היא לבטל בשלב הראשון את הטעויות U_1 ו־U על־ידי קיבוץ התצפיות בקבוצות של (Y). נניח שאנחנו ממיינים את המשפחות לשתי קבוצות של Y (כשההכנסה החציונית תהווה, למשל, את הקו המפריד), ונחשב ממוצעים (למשפחה) של X ו־C בתוך כל אחת משתי הקבוצות. מתוך שימוש ב־(ג.3) נוכל לקבל

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\bar{C}_1 - \bar{C}_2} = \beta + \frac{\bar{W}_1 - \bar{W}_2}{\bar{C}_1 - \bar{C}_2}. \qquad (5.ג)$$

(כאשר הקו מעל לאות מציין ממוצע ו—1,2 הם אינדקסים של שתי קבוצות ההכנסה). בהנחה (א) דלעיל $\bar{W}_1 - \bar{W}_2$ שואף לאפס בגבול, ובהנחה (ב) $\bar{C}_1 - \bar{C}_2$ שואפת לערך השונה מאפס. לכן (ג.5) הוא אומדן עקיב של β. החישובים שבעזרתם קבלנו את הנתונים בפרק 2 לוח 1 מבוססים על השיטה דלעיל, הנקראת "שיטת הקיבוץ" ("grouping"); ההבדל היחיד הוא בכך שבמקום רק בשתיים, השתמשנו בקבוצות הכנסה רבות יותר. הקשר בין ממוצעי הקבוצות נקבע בשיטת הריבועים הפחותים. באותם הנתונים השתמשנו בפרק 3. בפרקים 4 ו—5 מיינו את המשתנים לפי Y (ומשתנים חיצוניים אחרים) אך הקבוצות היו קטנות מכדי שהטעויות תתבטלנה. לכן השתמשנו במקרה זה בשיטת אומדן מסוג (ג.4).

2. טיפול במשתנים רבים

בפרקים 4 ו־5 צריכים היינו לאמוד קשר הבנוי על משחנים רבים בעזרת השיטה של משתני־העזר. אולם אין בכך כל בעיה מושגית חדשה. בפרק 4, למשל, המשתנים המסבירים הנוספים היו S_1, S_2 ו־D. מאחר שאפשר להניח כי משתנים אלה הם בלתי־תלויים בגורמים המקריים בצריכה בתקופת החקירה, אפשר להשתמש בהם כמשתנים בלתי תלויים וכמשתני־עזר כאחד. בצורה כללית אם $C_1 \ldots\ldots C_m$ מציינים את המשתנים

3 ראה J. Durbin, "Errors in Variables", *Review of the International Statistical Institute*, Vol 22, 1954, p. 23.

המסבירים במשוואת ההתנהגות ו—Z_1 ..... Z_m משתני־העזר כאשר חלק (או כל) ה—C—ים זהים עם ה—Z—ים תהיה פונקציית ההוצאה:

$$x = \sum_{j=1}^{m} \beta_j c_j + w. \tag{6.ג}$$

כדי לאמוד את ה—β—ים על־ידי משתני־עזר נכפול את (6.ג) ב—z_1 ..... z_m בזה אחר זה ונסכם על פני כל התצפיות. נשוה את המכפלות בין $Z_1 \ldots Z_m$ ל־W לאפס ונקבל m משוואות נורמליות אותן אפשר לפתור ל־m הנעלמים $b_1 \ldots b_m$. בשיטה זו השתמשנו כדי לאמוד (4.1) ו—(5.1) בגוף העבודה.

3. טעויות הדגימה של המקדמים

שיטת החישוב של טעויות הדגימה האסימפטוטיות של האומדנים שנתקבלו בשיטת משתני־העזר מחוארות אצל סרגן[5]. נניח ש—M_{zc} מציינת את מטריצת השונויות המשותפות האסימפטוטית[6] של משתני־העזר (Z) עם המשתנים המסבירים (C), ונניח ש—M_{zz} מציינת בצורה דומה את מטריצת השונות המשותפות האסימפטוטית של ה—Z—ים. σ^2 תציין את השונות האסימפטוטית של W, ו־N את מספר המקרים. מטריצת השונות האסימפטוטית של האומדנים b_1.....b_m נתונה על־ידי (7.ג).

$$V = \frac{\sigma^2}{N} \left[M_{zc}{}^{1-} M_{zz}\ M_{cz}{}^{-1} \right], \tag{7.ג}$$

כאשר M_{zc}—1 היא המטריצה ההפכית ו־M_{cz} היא המחלפת של M_{zc}. באופן מעשי היצבנו בזמן החישובים במקום השונויות האסימפטוטיות את המומנטים שנתקבלו מהמדגם. כל טעויות הדגימה של המקדמים במשוואות (4.1) ו—(5.1) בפרקים 4 ו—5 חושבו בהתאם לכך.

4. ניתוח שונות משותפת

נניח שאנו אומדים וקטור עמוד של מקדמים

$$B = \begin{bmatrix} b_1 \\ \vdots \\ b_m \end{bmatrix}$$

4 לדוגמא: בפונקציית האומדן (4.1) נכפול את שני הצדדים ב־Y, $\log S_1$, $\log S_2$ ו־D בזה אחר זה.

5 J. D. Sargan, "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables", *Econometrica*, Vol. 26, July 1958, pp. 393–415.
היות ושיטת משתני־העזר במקרה של "זיהוי בדיוק" (just identified) זהה עם "שיטת חריבועים הפחותים בשני שלבים" יוכל הקורא לפנות ל:
H. Theil, *Economic Forecasts and Policy*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, 1958. שם מתוארות השיטה והנוסחאות של טעויות הדגימה.

6 אלמנט אופייני (מומנט) במטריצת M_{zc} הוא

$$\operatorname*{plim}_{N \to \infty} \frac{1}{N} \sum (Z_q - \bar{Z}_p)(C_p - \bar{C}_p).$$

על־ידי משתני־עזר לכל אחת מ—h הקבוצות הדמוגרפיות (נניח, יוצאי אסיה ואירופה). ווקטורים אלה יסומנו ב—B_i $(i=1...h)$. כמו־כן נניח שידועות מטריצות השונויות המשו־תפות האסימפטוטיות של כל B_i (כלומר $V_1.....V_h$). נרצה לבחון עכשיו את מובהקות ההבדלים בין ה—B—ים. במקרה זה אי־אפשר להשתמש בניתוח הקלאסי של השונות המשותפת[7], מאחר שהווקטורים B_i נאמדו בשיטת משתני־עזר ולא בשיטה המקובלת של ריבועים פחותים. לכן ננסח ניתוח של שונות משותפת, המבוסס על שיטות של מידגמים גדולים, שיתאים למקרה שלנו.

תהא השערת האפס (H_0)

$$H_0 : \operatorname{plim} B_i = \beta \qquad i = 1 \dots h. \tag{8.ג}$$

ניצור את התבנית הריבועית

$$F_i = (B_i - \beta)' V_i^{-1} (B_i - \beta). \tag{9.ג}$$

מאחר ש—B_i נורמליים אסימפטוטית, מתקבל שב—H_0, (9.ג) הוא המעריך של ההתפלגות הנורמלית המשותפת של האלמנטים של B_i. דבר זה גורר מצדו ש—(9.ג) מתפלג כמו χ^2 עם m דרגות חופש. לו היתה לנו השערה לגבי β אפשר היה לבחון את (8.ג) בעזרת הסכום $\sum_{i=1}^{h} F_i$ המתפלג (אסימפטוטית) ב—H_0 כמו χ^2 עם $m \times h$ דרגות חופש[8].

אולם מבחינה מעשית אין לנו כל השערה לגבי β; כל מה שרצינו הוא לבחון את השוויון של ה—B_i—ים. לכן השתמשנו בתחליף ל—β בצורת וקטור B

$$B = \left[\sum_g V_g^{-1} \right]^{-1} \sum_i V_i^{-1} B_i, \qquad g, i = 1 \cdots h \tag{10.ג}$$

שהוא הצירוף של ה—B_i—ים כשכל B_i שוקלל על־ידי ההפכית של מטריצת השונויות המשותפות שלו. אפשר להראות שהשוויון הבא מתקיים באופן זהותי

$$\begin{aligned} &\sum_i (B_i - \beta)' V_i^{-1} (B_i - \beta) \\ &= \sum_i (B_i - B)' V_i^{-1} (B_i - B) + (B - \beta)' \left(\sum_g V_g^{-1} \right) (B - \beta), \end{aligned} \tag{11.ג}$$

או בקיצור $Q = Q_1 + Q_2$. ציינו כבר ש־Q מתפלג (אסימפטוטית) כמו χ^2 עם $m \times h$ דרגות חופש. בצורה דומה Q_1 ו־Q_2 מתפלגים כמו χ^2 עם $m(h-1)$ ו־m דרגות חופש. מאחר ש־Q_1 אינו כולל את הווקטור הלא־ידוע β אפשר להשתמש בו כמבחן של (8.ג). במבחן זה השתמשנו בלוח 17 פרק 4 ובלוח 26 פרק 5.

7 ביחס לאפליקציה של השיטה הקלאסית של ניתוח שונות משותפת לגבי תקציבי משפחות ראה: G. Stuvel and S. F. James, "Household Expenditure on Food in Holland", *The Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, Vol. 113, 1950, p. 59.

8 ה־F_i בלתי־תלויים מאחר שהם מבוססים על מידגמים בלתי־תלויים.

5. השונות של ה"ממוצעים המתוקנים"

לבסוף נתייחס לטעויות הדגימה של ר מ ו ת הצריכה המחושבות ולהבדלים באותן הרמות בקבוצות דמוגרפיות שונות. הממוצע המתוקן (או "רמת הצריכה המחושבת") נתון על־ידי

$$X^* = \bar{X} + \sum_{j=1}^{m} b_j(C_j^* - \bar{C}_j). \qquad (12.ג)$$

השונויות האסימפטוטיות של X^* נתונות על־ידי

$$\mathrm{var}(X^*) = \frac{\mathrm{var}(W)}{N} + \sum_j \sum_k (C_j^* - \bar{C}_j)(C_k^* - \bar{C}_k)\,\mathrm{cov}(b_j, b_k), \qquad (13.ג)$$

כאשר $k,j = 1.....m$ ו־N הוא מספר המקרים. כל טעויות הדגימה של רמות הצריכה (לדוגמא בלוח 19 בפרק 4) חושב בעזרת נוסחה זו. השונות של ההבדלים בין ה־X^*־ים בשתי קבוצות דמוגרפיות (מתוך שימוש במשוואות אומדן שונות) הוא פשוט הסכום של השונויות הבודדות.

בהתאם לעקרון זה חישבנו את טעויות הדגימה בלוח 24 בפרק 4.

נספח ד׳

מקדמים של משתנים לוגריתמיים במשוואות (4.1) ו־(5.1)

בלוח־נספח ד—1 הצגנו את המקדמים של $\log C$, $\log S_1$, $\log S_2$ מתוך המשוואה

$$X = b_0 + b_1 \log C + b_2 \log S_1 + b_3 \log S_2 + b_4 D$$

בה השתמשנו בפרק 4 כדי לקבל את ה־MPC והגמישויות למצרכי מזון.

לוח־נספח ד־1: המקדמים של משוואה (4.1)

המצרך	יבשת	לוג C	לוג S_1	לוג S_2
סך המזון	אסיה	179.51	55.72	42.65
	אירופה	155.99	78.78	42.56
לחם ודגנים	אסיה	12.81	27.06	22.61
	אירופה	2.47	18.78	10.98
שמנים	אסיה	6.36	6.81	4.45
	אירופה	4.27	6.54	3.42
ירקות	אסיה	15.81	13.23	9.36
	אירופה	9.46	14.41	5.90
חלב	אסיה	14.69	−1.96	0.70
	אירופה	14.07	7.82	8.05
ביצים	אסיה	15.17	1.27	1.82
	אירופה	16.30	3.39	6.17
בשר	אסיה	41.86	4.24	−1.61
	אירופה	48.66	14.70	−0.48
פירות	אסיה	26.32	−3.12	0.18
	אירופה	24.22	3.37	4.91

C נמדד בל״י לחודש. חלוגריתמים הם לפי בסיס 10.

בלוח־נספח ד—2 הצגנו את המקדמים של $\log S$ מתוך המשוואה

$$X = b_0 + b_1 C + b_2 \log S$$

בה השתמשנו בפרק 5 למצרכי לא־מזון.

לוח־נספח ד־2: המקדם של לוג S במשוואה (5.1)

המצרך	יבשת	לוג S
הלבשה	אסיה	−14.84
	אירופה	−16.90
הנעלה	אסיה	6.34
	אירופה	8.49
ריהוט וציוד	אסיה	−4.39
	אירופה	−21.27
החזקת דירה	אסיה	−4.68
	אירופה	1.45
סיגריות וטבק	אסיה	−2.21
	אירופה	−1.68
חינוך	אסיה	2.08
	אירופה	11.99
תרבות	אסיה	−4.25
	אירופה	−4.48
בריאות	אסיה	−5.26
	אירופה	−3.06
מסי אירגון	אסיה	−3.96
	אירופה	−3.90
בידור	אסיה	−9.18
	אירופה	−15.41

הלוגריתם הוא לפי בסיס 10.

נספח ה׳

גמישויות הכנסה למצרכי מזון בארצות אירופה

בלוח־נספח ה—1 אנו מביאים רשימה מפורטת של גמישויות הכנסה עליהן מבוסס לוח 2 בפרק 2. למעשה נלקחו כל הגמישויות מעבודתו המעניינת של גורו. הקורא יוכל למצוא בעבודתו תאור מפורט של הנתונים ושיטות האומדן.

לוח־נספח ה—1: גמישויות הכנסה שחושבו מתוך נתונים של תקציבי משפחות בארצות אירופה

מספר הקוד	הארץ	גמישות הכנסה (η_{xc}) של: בשר (1)	דגים (2)	ביצים (3)	חלב (4)	לחם ודגנים (5)	סך המזון (6)	הלבשה (7)
1	אוסטריה	[1]0.52	[1]0.77	[1]0.34	[1]0.22	[1]0.21	0.55	1.97
10	דניה	[1]0.35	[2]	[2]	[1]0.13	[1]0.11	0.37	[2]
12	פינלנד	0.73	0.54	0.67	0.34	0.45	0.58	1.58
16	צרפת	[1]0.72	[1]0.74	[1]0.68	[1]0.36	0.37	0.62	1.35
18	גרמניה	0.54	0.51	0.96	0.36	0.23	0.61	1.71
26	יוון	1.00	0.80	[2]	0.85	0.20	0.70	1.40
32	אירלנד	[1]0.70	[1]0.94	[1]0.72	[1]0.40	[1]0.35	0.62	1.39
35	איטליה	[1]0.80	[1]0.75	[2]	[2]	[1]0.21	0.63	1.23
47	הולנד	0.43	0.37	0.84	0.22	0.24	0.46	1.25
	שוודיה	0.49	0.57	0.51	0.27	[2]	0.53	1.15
60	שוויץ	[1]0.51	[2]	[1]0.65	0.06	[1]0.18	0.48	1.17
	הממלכה המאוחדת	0.40	0.38	0.56	0.43	0.29	0.53	1.01

1 השפעת נודל המשפחה לא הובאה בחשבון ישירות. גמישות הכנסה במקרים אלה תוקנו על בסיס נתונים אחרים. ראה Goreux, *op. cit.*, pp. 36–37.

2 אין נתונים.

המקורות: Goreux. *op. cit.*, פרט לשוודיה והממלכה המאוחדת. המספרים בטור הראשון מימין הם מספרי המפתח (קוד) בהם השתמש גורו; מכאן יוכל הקורא המעוניין להשיג אצל גורו אינפורמציה מפורטת יותר על תקציבי המשפחות שבנתוניהן השתמשנו.

הנתונים לגבי שוודיה — טורים (4)—(1) — נלקחו מלוח 16,5,2 אצל Wold and Jureen, *op. cit.*, p. 265, והם מתייחסים לסקר עובדים ומועסקים בדרגות נמוכות שנערך ב־1933. טורים (6) ו־(7) מבוכסים על Goreux, *op. cit.*

הגמישויות לגבי הממלכה המאוחדת — טורים (6)—(1) — נלקחו מתוך Prais and Houthakker, *op. cit.*, וטור (7) נלקח מאותו מקור, עמ׳ 151, לוח 31.

1 L. M. Goreux, *Income Elasticity of the Demand for Food*, FAO, Rome, 1959.

מפתח העניינים

אומדנים קונסיסטנטים: 60

איטרציות, שיטת —: 27

גודל משפחה:
השפעה על תצרוכת, 21, 22, 29, 31
גמישויות:
קבועות, 3, 5, 21, 22, 27;
של מצרכי מזון, 3, 4, 5, 11, 38, 63;
מתוך מחקרים אחרים, 13, 17;
של כמות, 17;
מתוך פונקצות אומדן שונות, 29;
השוואה בין יבשות, 38, 47 ;
של מצרכי לא־מזון, 3, 4, 46;
של מחיר ממוצע (איכות), 2, 17, 18;
שינוי במבנה, 20;
מוטות, 34;
של מצרכי מזון מפורטים, 16;
בנקודת הממוצע של המדגם, 29, 30, 44;
אמיתיות, 21;
ביחס לגודל משפחה, 11;
בקבוצות הכנסה שונות, 30

הכנסה:
מצרפית, 2;
השפעה על תצרוכת, 2, 21, 29, 31, 33;
נורמלית, 59;
לנפש כקובעת התנהגות, 4, 10, 12, 18
הרגלי צריכה: 3, 6, 7, 14, 31;
לפי יבשת, 7, 8, 32, 33, 42, 52, 53, 54;
לפי ארץ מוצא, 32, 41;
של פועלים ושל לא־פועלים, 8;
של ותיקים ושל חדשים, 6, 7, 34, 42, 44, 52, 53;
של מוצרי לא־מזון, 54;
לפי משלח יד, 5, 31, 32, 35, 52, 53, 54
השערת האפס: 25, 62
השתנות לא־מוסברת: 22, 25

חי בריבוע: 24, 37, 46, 62

טיב ההתאמה: 23
טעויות דגימה: 61;
אסימפטוטיות, 61

יעילות סטטיסטית: 9
יתרונות לגודל: 4, 29, 33, 44

מבנה דמוגרפי: 2, 5
מדד המחירים לצרכן: 1, 9, 59
מחקרי ביקוש סטטיסטיים: 1
מחקרי־חתך: 1, 2, 17, 31
מחקרים מתוך סדרות עיתיות: 2
ממוצעים מתוקנים: 39; 45, 53, 63
מיצוע ההשתנות: 9
מצרך נחות: 11, 12, 26
מקבצים:
מבחן, 24
מקדם מיתאם: 22
משתנה מדומה: 33, 34
משתנה עזר: 9, 34, 45, 60, 61, 62
מקריות:
גורמים מקריים, 9, 59, 60;
השתנות מקרית, 9, 21;
מקריות השאריות, 23, 24, 25;
מבחן—, 24

נטייה ממוצעת לצרוך: 40, 49
נטייה שולית לצרוך: 26, 30, 35, 36, 38;
מתוך הכנסה אמיתית, 59;
השוואה בין יבשות, 46, 47;
קבועה, 22, 44;
משתנה, 23; 25, 30, 44

סקר הוצאות המשפחה: 1

עקום (פונקציה):
חצי־לוגריתמי, 22, 23, 25, 26, 29, 30;
ליניארי, 22;
לוגריתמי, 22, 29;
לוג־נורמלי, 26
עקומת אנגל: 5, 10, 12, 23, 26, 30;
למצרכי מזון, 21, 25, 31;
למצרכי לא־מזון, 44

פונקציה:
תצרוכת, 3, 10, 33, 34, 37;
אומדן, 13, 20, 34, 44, 53, 63

ריבועים פחותים: 9, 60;
בשני שלבים, 61
רגרסיה: 60, 62;
משוואה, 22;
משוקללת, 10;
קו־, 25;
ליניארית, 23
רוויה:
רמת־, 26, 27;
מגמת־, 5, 30
רמת החיים: 11, 12, 18, 32, 47
רמת צריכה: 38, 39, 40, 42, 47—50, 63
רמות צריכה מתוקנות: 51

שונות:
אסימפטוטית, 61, 63;
של השאריות, 39
משותפת (ניתוח, מטריצה), 61, 62
שיטת "הקיבוץ": 60

תבנית ריבועית: 62
תצרוכת ראווה: 7
תקציבי משפחות:
מחקרים, 1, 2, 3, 10, 21, 21, 31, 159
בחו"ל, 12

ביבליוגרפיה

ALLEN, R. G. D., "Expenditure Patterns of Families of Different Sizes", *Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, edited by O. Lange, F. McIntyre, and Th. Yntema, Chicago University Press, 1942.

BROWN, J. A. C. and AITCHISON, J., "A Synthesis of Engel Curve Theory", *Review of Economic Studies*, Vol. 22, No. 1, 1954, pp. 35–46.

DURBIN, J., "Errors in Variables", *Review of the International Statistical Institute*, Vol. 22, 1954, p. 23.

FRIEDMAN, M., "The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 32, September 1937, pp. 86–92.

FRIEDMAN, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.

GOREUX, L. M., *Income Elasticity of the Demand for Food*, FAO, Rome, 1959.

HOUTHAKKER, H. S., "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law", *Econometrica*, Vol. 25, October 1957, pp. 532–51.

LIVIATAN, N., "Errors in Variables and Engel Curve Analysis", *Econometrica*, Vol. 29, July 1961, pp. 336–62.

LIVIATAN, N., "The Estimation of Income Elasticities from Family Budgets and the Analysis of Consumption Functions in Israel", *Unpublished Ph.D. Thesis*, The Hebrew University, Jerusalem, 1961.

PRAIS, S. J. and HOUTHAKKER, H. S., *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge University Press, 1955.

STIGLER, G. J., "The Early History of Empirical Studies of Consumer Behavior", *Journal of Political Economy*, Vol. 62, April 1954, pp. 95–113.

STUVEL, G. and JAMES. S. F., "Household Expenditure on Food in Holland", *The Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, Vol. 113, 1950, pp. 59–80.

THEIL, H., "Qualities, Prices, and Budget Enquiries", *Review of Economic Studies*, Vol. 19, No. 3, 1952, pp. 129–47.

THEIL, H., *Economic Forecasts and Policy*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1958.

WOLD, H. and JUREEN, L., *Demand Analysis*, Wiley, New York, 1952.

WOODBURY, R. M., "Economic Consumption Scales and Their Uses", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 39, December 1944, pp. 455–68.

ZIMMERMAN, C. C., *Consumption and Standards of Living*, Van Nostrand, New York, 1936.