מכון פאלק למחקר כלכלי
בנין פרץ נפתלי, הר הצופים
ירושלים 91905 טל. 02-883130

עיונים בכלכלה
1984 ,1982

בעריכת

צבי זוסמן
מיכה מיכאלי
משה פלבר

האגודה הישראלית לכלכלה

עיונים בכלכלה

1982, 1984

בעריכת

צבי זוסמן, מיכה מיכאלי ומשה פלבר

האגודה הישראלית לכלכלה

ירושלים, 1986

הבאה לדפוס: בנק ישראל, היחידה להוצאה לאור, 1987
ISSN 0333-6484
מפעלי דפוס בן־צבי בע"מ, ירושלים

נושאי תפקידים באגודה הישראלית לכלכלה

1983–1982

נשיא: צבי זוסמן
סגן נשיא: איתן ברגלס
מזכיר: רוברט צנטלר

1985–1984

נשיא: איתן ברגלס
סגן נשיא: פנחס (סיקו) זוסמן
גזבר כבוד: מאיר חת
מזכיר: מרדכי פיין

חברי מועצת האגודה

1983–1982

צבי אופיר
טוביה בלומנטל
זאב הירש
מיכאל לנדסברגר
שלמה מי־טל
משה סיקרון
ג'ון פלנדרס
מרדכי פרנקל
רות קלינוב

1985–1984

טוביה בלומנטל
אבי בן־בסט
אורי בן־ציון
ראובן גרונאו
אשר הלפרין
מרשל סרנת
אהרן פוגל
יעקב פרוש
אפרים קליימן
אליעזר שפר

התוכן

מבוא

א. מקרו־כלכלה

עשר שנות רזון
מיכה מיכאלי 5

ביטחון וצמיחה כלכלית בישראל
אהרון גילשון 13

מודל אקונומטרי שנתי למשק הישראלי,1965–1981, 1982
יעקב קונדור 35

מאזן התשלומים של ישראל וגיוס מטבע חוץ
אשר טישלר 63

השפעת התקצרות אפשרית בתוחלת חיי הציוד על גודלו של מלאי ההון
אפרים גרוס ורפי מרון 79

אומדני "הכלכלה השחורה" בישראל: 1954 עד 1977
מאיר אונגר ובן־ציון זילברפרב 85

מזומן ופיקדונות עו"ש — נכסים דומים? אומדן פונקציות ביקוש בישראל לאחר "המהפך הכלכלי"
צבי הרקוביץ וליאו לידרמן 97

שונות המחירים היחסיים בתנאי האינפלציה והשלכותיה על שיעור הריבית בישראל
אורי בן־ציון, יהודה מנזלי ואוריאל שפיגל 107

תכנון אזורי מקרו־כלכלי באמצעות מודל תשומה־תפוקה רב אזורי (תתר"א)
דניאל פרימן, גרשון אלפרוביץ ויצחק וקסלר 123

ביקוש הסקטור הציבורי, המחיר היחסי ועידוד היצוא
יעקב רוזנברג 139

ב. תעשייה ותחבורה

ציפיות בתעשייה הישראלית
ג'ימי וינבלט ואביה ספיבק 149

מחקר ופיתוח וביצועי יצוא בסקטור התעשייתי
זאב הירש ואילן ביז'אוי 159

השוואה בין־מפעלית של פריון הייצור
יעקב רול, שלמה מי־טל ויוחנן ארזי 171

תחרות ופיקוח בקווי התעופה הבינלאומיים של ישראל
דב בוברוביץ 181

ג. כלכלה של הגירה ושל דת

הגירה וכלכלת מיעוטים — שינויים במבנה התעסוקתי של אוכלוסיית עולי עיראק
תקוה דרויש 193

מודל אקונומטרי של הגירת תושבים מהגדה המערבית ומרצועת עזה
סטיוארט גבריאל 203

הקצאת זמן לפעילות דתית: תכנון ההקצאה לאורך מסלול החיים
שושנה נוימן 221

מבוא

קובץ זה מכיל עבודות מחקר, שהוצגו בכנסים השישי והשביעי של "עיונים בכלכלה". הכנסים התקיימו מטעם האגודה הישראלית לכלכלה בירושלים, בשנים 1982 ו־1984.

העבודות נערכו בידי משה פלבר, והובאו לדפוס בידי יחידת ההוצאה לאור של בנק ישראל.

אנו מודים לרוברט צנטלר, שארגן את הכנסים, וכן לחולה לוין וליפה סלור, שסייעו בידו.

תודתנו נתונה גם למוסדות ולגופים שנטלו חלק במימון הכנסים: "בנק אגוד", "בנק דיסקונט", "בנק לאומי", "בנק המזרחי", "בנק הפועלים", חברת הביטוח "אריה", חברת "כלל" ו"החברה לישראל".

העורכים

א. מקרו־כלכלה

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 5–12
ISSN 0333-6484

עשר שנות רזון

מיכה מיכאלי*

שנת 1973 היתה מעין "קו פרשת מים" בתולדות המשק הישראלי. עד אותה שנה צמח המשק — לפי כל אמת מידה — בקצב מהיר, שאף גילה מידה מפתיעה של יציבות. לאחר אותה שנה התחולל שינוי דראסטי: קצב הצמיחה הצטמצם במידה מפליגה, כפי שניתן להבחין מן הנתונים התמציתיים של לוח 1.

לוח 1

התוצר והתוצר לנפש, 1953 עד 1983
(אחוזים)

התקופה*	שיעור הגידול השנתי הממוצע	
	התל"ג	התל"ג לנפש
1953 עד 1962	9.6	5.8
1963 עד 1972	9.3	5.7
1974 עד 1983	2.9	0.6

* שנת 1973 — שלבר מהיותה שנת מעבר, היתה, כידוע, שנה של אירועים מובהקים מיוחדים — מוצאת כאן מכלל ההשוואות.

שיעור הגידול של התוצר ירד, כפי שמראים נתוני הלוח, לכדי פחות מ־30 אחוזים מרמתו בשני העשורים הקודמים. התוצר לנפש, שעלה קודם לכן ב־6 אחוזים בקירוב לשנה, לא עלה כמעט כלל בעשור האחרון; ואף שבולטת בעשור זה התחזקות של התנודתיות בשיעורי הצמיחה — אין בו אפילו שנה אחת, שבה הגיע קצב גידולו של התוצר לנפש אף למחצית משיעור גידולו הממוצע בשנים שלפני כן. משמע, שלפנינו תופעה מובהקת של עשר שנות רזון.

היתה זו, כמובן, גם תקופה של התפתחות אינפלציונית רחבת ממדים, בשיעורים שחרגו לחלוטין מן המוכר בשנים שלפני כן, אך כאן לא אייחד את הדיבור לתהליך זה, לבד מהתייחסות אליו כאל אחד הגורמים הנוטלים חלק ביצירת הקיפאון במשק.

כאשר תופעה מן הסוג הנדון מתקיימת תקופה כה ממושכת, אין היא יכולה להיות תוצאה מקרית של גורמים בני־חלוף. מן ההכרח להניח, שפעלו כאן גורמים בעלי משמעות כמותית נכבדת, שהשפיעו באופן מתמיד על ההתרחשויות במשך התקופה. בהרצאה זו אנסה לעמוד על העיקריים שבגורמים אלו, ועל השלכותיהם, וזאת בהינפש של "מברשת רחבה": תיאור כולל של תהליכים בסיסיים, ללא עיסוק מעמיק בפרטים. הדיון מכוון להצביע על קשרים עיקריים, בלי להסביר את התהליכים המקשרים סיבה למסובב; לכן, כמובן, גם לא אנסה להוכיח, באמצעות ניתוח אנליטי־אמפירי, את נכונותן של הקביעות המוצעות[1].

* הרצאת נשיא האגודה הישראלית לכלכלה.

[1] ניתוחים מעמיקים יותר של חלק ניכר מהקשרים והבעיות מתוארים בעבודות שהוצגו בכנס. ראה, במיוחד: ברגלס, א', "כלכלה וביטחון: הניסיון הישראלי"; ברונו, מ', "תגובות מקרו־כלכליות וזעזועים חיצוניים, ישראל 1965–1982"; זוסמן, צ', ולביא י', "ההרעה בתנאי הסחר של ישראל בשנות ה־70': תגובת הסקטור הפרטי והציבורי והגירעון בחשבון השוטף של מאזן התשלומים"; מצר, י', "האטת הצמיחה הכלכלית בישראל".

בעיקרו של דבר, אתייחס לעשור הנדון כאל יחידה אחת, בלי להבחין בשנים נפרדות או בתקופות משנה. למעשה, חלק מן הגורמים והקשרים שאצביע עליהם חשובים לחלק אחד של התקופה יותר מאשר לחלק אחר; אך מאחר שאין בכוונתי לערוך ניתוח מדוקדק של התרחשויות על־פני התקופה, הרי כאשר אעסוק בגורם שחשיבותו מתרכזת בפרק מסוים שלה, אסתפק בהערות־אגב.

1. הזעזועים ה"חיצוניים" לאחר 1973

בעשור שלאחר 1973 פקדה את המשק סדרה של זעזועים "חיצוניים", שגררה ירידה רבת־היקף של המקורות העומדים לרשותו לצריכה ולהשקעה. חלקם של זעזועים אלה נשאר בתוקף במשך התקופה כולה, וחלק אחר חל רק בחלקה, או פעל בעוצמות שונות בפרקי זמן שונים שלה. בציון סדרי הגודל הכמותיים, להלן, אתעלם מן השינויים על־פני התקופה (שחלקם קיזזו, בערך, אלו את אלו), ואעסוק בעשור כולו כבמקשה אחת. ברור אפוא, כי הגדלים ה"שנתיים", המצוינים להלן, אינם תופסים לגבי שנה ספציפית כלשהי במשך התקופה, ואף הכפלתם ב־10 אינה מייצגת את הסכום המצטבר של הפסדים במשך העשור, אלא רק קירוב גולמי לגודל זה.

ההתייחסות לשינויים הנדונים כאל "חיצוניים" משמעותה ראייתם כתופעות הנמצאות מחוץ לשליטתו של המשק הישראלי — קביעה שלפעמים היא נכונה ולעתים אינה מדויקת. חלק מהשינויים עוסקים בתופעות הניתנות לשליטה (גודל הוצאות הביטחון הוא דוגמה מובהקת לכך) — אך בכל זאת אתייחס אליהם כאן כאל "חיצוניים", במובן של תופעה הנגזרת, במידה רבה, מתופעות אחרות, שהמשק הישראלי לא שלט בהן. תופעות נוספות — שדוגמתן המובהקת היא תשלומי הריבית — אולי הוכתבו במועד נתון, אך נגזרו מהתפתחויות קודמות, שלא היו בבחינת "כוח עליון".

השינויים החיצוניים, הנסקרים להלן, מהווים כולם גורמי הפסד למשק, וגודלו של כל הפסד נאמד בשיטות גולמיות למדי[2]. השינויים אינם מוצגים דווקא לפי סדר חשיבותם הכמותי, או לפי סדר הופעתם הכרונולוגי; כל הערכים המופיעים באומדנים נקובים **במחירים קבועים של 1950**.

א. עליית הוצאות הביטחון: השוואת ממוצעי השנים 1971 ו־1972 עם אלו של השנים 1975 עד 1980 מראה, כי הוצאות הביטחון עלו ב־850 מיליוני דולרים לשנה. גודל זה מופחת מן המקורות העומדים לרשות הצריכה האזרחית וההשקעה של המשק. רכיב היבוא הישיר של הוצאות הביטחון עלה, לפי אותה השוואה, ב־330 מיליוני דולרים לשנה — שינוי המשפיע ישירות על מאזן התשלומים.

ב. ירידת יבוא ההון: בין 1971 ו־1972 לבין 1981 ו־1982 ירד יבוא ההון האוטונומי (העברות חד־צדדיות ומילוות לזמן ארוך מחו"ל), במחירים קבועים, ב־330 מיליוני דולרים. גם שינוי זה מתבטא בירידת המקורות העומדים לרשות המשק ובלחץ ישיר על מאזן התשלומים.

ג. הרעת תנאי החליפין: השינויים במחירים הבינלאומיים של היבוא והיצוא של ישראל הרעו את תנאי החליפין — בעיקר, כמובן, כתוצאה מהעלייה הגדולה־יחסית במחיר הדלק. הרעת תנאי החליפין בין שנת 1972 לשנת 1982 גררה הפסד שנתי של 90 מיליוני דולרים[3].

---

[2] את הנתונים שהאומדנים מתבססים עליהם, ואת הסבר שיטות האומדן, ניתן לקבל מן המחבר.

[3] הערכה זו יכולה להיראות נמוכה להפתיע, לנוכח גודלו של יבוא הדלק ושיעור עליית מחירו; אך היא תולדה של שיטת האומדן, המחייבת עקיבות. לפי שיטה זו רק חלק מעליית מחיר היבוא גורר הפסד הנובע מהרעת תנאי החליפין, בעוד החלק האחר הוא ירידת הערך הריאלי של יבוא ההון, הפסד המשתקף בסעיף 2. לשון אחרת: "הרעת תנאי החליפין" מסמלת את יכולתו הפוחתת של היצוא לקנות מוצרי יבוא, עקב שינויי המחירים של היבוא והיצוא — אך מאחר שחלק מן היבוא נרכש בעזרת יבוא ההון, מתבטא חלק מהפחתת היכולת לרכוש מוצרי יבוא בירידת "הערך הריאלי" של יבוא ההון. יש לזכור, כי כל האומדנים נקובים בערכים של 1950. שימוש במחירים שוטפים (במטבע חוץ) היה גורר, כמובן, ערכים גדולים כמה מונים מאלה המופיעים כאן.

ד. תשלום בעד יבוא הדלק מסיני: גורם זה הופיע, כמובן, רק לאחר שנת 1977. באומדן משוער וגס, גרמה יצירת התשלום בעד דלק מיובא זה למשק הפסד של כ־200 מיליוני דולרים[4].

ה. עליית תשלומי הריבית לחו"ל: שינוי זה, המפחית אף הוא מן המקורות העומדים בפועל לרשות המשק, נעשה משמעותי בעיקר לקראת סופה של התקופה. בהשוואת 1982 עם 1972, נראית עלייה של 280 מיליוני דולרים בתשלומים הללו.

כל רכיבי ההפסד הללו מסוכמים בלוח 2, שבו מוצגים, לשם השוואה, גם כמה גדלים עיקריים של מקורות בשנת 1972 — השנה שעל סף ההתפתחויות הנדונות.

לוח 2

ההפסד השנתי הממוצע לעומת המקורות, 1972

הפסדים	(מיל' דולרים של 1950)
(1) סכום כל רכיבי ההפסד [(1) עד (5)]	1,480
(2) מזה: במטבע חוץ [(1) פחות הוצאות הביטחון המקומיות]	1,230
מקורות	
(3) התוצר	7,820
(4) המקורות	8,600
(5) היבוא	2,630
(6) היבוא האזרחי	1,970
גדלים יחסיים	(אחוזים)
(7) ההפסד השנתי ביחס לתוצר [(1) חלקי (3)]	18.9
(8) ההפסד השנתי ביחס למקורות [(1) חלקי (4)]	17.2
(9) ההפסד הישיר במט"ח ביחס ליבוא [(2) חלקי (5)]	46.8
(10) ההפסד הישיר במט"ח ביחס ליבוא האזרחי [(2) חלקי (6)]	62.4

לפי נתונים אלה, גררו השינויים ה"חיצוניים" בעשור הנדון הפסד משמעותי למשק: ירידה חריפה במקורות העומדים לרשותו לשימושים "אזרחיים" וירידה דרסטית במיוחד (קרוב לשני שלישים!) במטבע החוץ העומד לרשותו למימון היבוא האזרחי של מוצרים ושירותים (להוציא שירותי הון).

2. הבעיה והמדיניות הנדרשת לפתרונה

לנוכח השינויים הללו, ניצב המשק בפני בעיה רחבת ממדים, שבתמצית ניתן לבטאה בשתי המשימות הבאות:

א. בעקבות הירידה במקורות העומדים לרשות המשק, יש להביא לירידה דומה בשימושים — בלי לפגוע בקצב בצמיחה שלו.

ב. במקביל דרושים ביבוא וביצוא שינויים, שיאפשרו לקיים את קצב הצמיחה, בלי להיתקל במחסום של זמינות היבוא.

---

4 אומדן זה הוא גולמי במיוחד, מאחר שהנתונים הנוגעים ליבוא הדלק בכלל — וליבוא הדלק האמור בפרט — לקויים ביותר. כך, למשל, אין כל נתונים על התמלוגים ששולמו לגורמים בחו"ל, בעת שהדלק בסיני הופק בידי ישראל — תמלוגים שהיוו, כנראה, את עיקר מחירו של דלק זה באותה תקופה. חלק מהאומדן המוצג כאן הוא אפוא, במידה רבה, בבחינת ניחוש.

אקדים ואומר, כי אף שטכנית ניתן בנקל להציע מערכת שינויים, שתאפשר את ביצוע המשימות הללו במלואן — אין אני סבור, כי הגשמתן מעשית. אחת הסיבות לכך היא אילוצים חברתיים־פוליטיים, המונעים כמעט לחלוטין שינויים בהיקף הנדרש כדי למלא את המשימות במלואן, תוך זמן קצר. גורם אחר, שחשיבותו תלויה אף היא בממד הזמן, הוא ההפסדים ה"חיכוכיים" הנגרמים בתקופת המעבר, בגלל גורמי ייצור בלתי הומוגניים שבשוקיהם שוררות קשיחויות שונות ומרובות, ואין הם ערוכים באופן מלא ומידי למעבר מייצור לשימוש אחד לייצור חלופי. לכן איני סבור, כי ניתן היה להמשיך ולקיים בפועל את קצב הצמיחה של המשק, ללא כל פגיעה, במשך כל התקופה; אך בהחלט ניתן היה, במדיניות מתאימה, להביא לפגיעה מצומצמת בלבד בקצב זה — ואף לחזור, כעבור שנים מספר, לתוואי הצמיחה ה"מסורתי" של המשק. עיקריה של מדיניות זו דורשים:

א. צמצום ההכנסה הפרטית הפנויה, ובעקבות זאת — צמצום הצריכה הפרטית בכללה. מן הראוי להעיר, כי בהתפתחות כזאת יפגר שיעור הירידה של הצריכה אחר שיעור הירידה של ההכנסה הפנויה — שכן קרוב לוודאי שההכנסה הפרמננטית נתפסת בעיני מקבליה כגבוהה מן ההכנסה השוטפת, והתאמת התצרוכת היא תהליך ממושך.

ב. מדיניות כספית, שתצמצם את הנכסים הכספיים של הציבור ובכך תגרום לירידת שיעור הצריכה הפרטית בכל רמה של הכנסה פנויה שוטפת.

ג. הפחתת ההוצאה הציבורית לצריכה אזרחית של מוצרים ושירותים.

ד. הפחתת ההוצאה הציבורית ביטחונית. אמנם בסקירת גורמי ההפסד למשק נמנתה הוצאה זו בין הגורמים ה"חיצוניים" — אך בפועל, נתון יסוד זה לשליטתה של הממשלה ולהחלטתה, ובגלל גודלו הריהו אחד מכלי המדיניות הראשונים במעלה.

ה. העלאת שער החליפין היחסי (או ה"ריאלי"), כלומר עליית שער החליפין הנומינלי בשיעור גבוה מההפרש בין עליית המחירים המקומיים לבין עליית מחירי היבוא והיצוא בחו"ל. שינוי יחסי זה דרוש כדי שגורמי ייצור, המשתחררים בעקבות הצעדים שנמנו עד כה, לא ייוותרו מובטלים ברובם — אלא יופנו במידה מכרעת להחלפת יבוא, ובעיקר להגדלת היצוא. את שער החליפין ניתן להעלות, עקרונית, בין אם בדרך של שינוי השער ה"פורמלי" ובין אם בשינויי רכיבים אחרים (מכסים, פרמיות וכיו"ב) של שער החליפין האפקטיבי.

3. המדיניות שנוהלה בפועל

בחינת מהלכי המדיניות בעשור האחרון מגלה, כי בפועל ננקטה מדיניות כמעט הפוכה מזו הנדרשת.

מערכת המדיניות שהותוותה לעיל מורכבת משלושה אלמנטים: מדיניות פיסקלית (המהלכים המצוינים בסעיפים 1, 3, ו־4), מדיניות כספית (סעיף 2) ומדיניות שער החליפין (סעיף 5). על המדיניות הכספית אפסח כאן, בעיקר מאחר שקשה לתת לה ביטוי תמציתי. אציין רק (בלא לנסות לבסס זאת במסגרת הנוכחית), כי בעיקרה היתה המדיניות הכספית "נייטרלית", או אף מרחיבה. כתוצאה מכך, עלו הנכסים הכספיים — במשך חלקים ניכרים של התקופה — מעבר למה שהיה מתחייב כתוצאה בלתי־נמנעת מן המדיניות התקציבית.

להלן אסקור בקצרה את עיקרי התפתחותם של שני רכיבי המדיניות האחרים. תחילה אתאר את מדיניות שער החליפין, ולאחר מכן — את המדיניות הפיסקלית, שהיא ללא ספק רכיב המדיניות הראשון במעלה.

א. מדיניות שער החליפין

השוואה של שנת 1982 לשנת 1972 מגלה, כי שער החליפין הפורמלי היחסי (כלומר, שער החליפין שבו מותאם השער הנומינלי לשינוי המחירים במשק ולשינויים במחירי היבוא והיצוא במטבע חוץ) עלה בכ־28 אחוזים בעסקות היבוא ובכ־22 אחוזים בעסקות היצוא — מעבר לרמת "שווי כוח הקנייה". קשה

להשיג נתונים על שערי החליפין האפקטיביים לתקופה זו, אך לפי אינדיקציות חלקיות נראה, כי שיעור עלייתו של שער החליפין האפקטיבי קטן מזה של השער הפורמלי, לפחות בצד היצוא. באופן גס ניתן לשער, כי השער האפקטיבי היחסי ליצוא עלה בעשור הנדון באחוז אחד בקירוב לשנה, לכל היותר. זה אמנם שינוי בכיוון הנכון — אך לנוכח הגדלים שצוינו לעיל, אין לו משמעות למעשה.

ב. המדיניות הפיסקלית

הגדלים העיקריים ביסודה של המדיניות הפיסקלית מוצגים בלוח 3.

לוח 3

נתונים תמציתיים של המדיניות הפיסקלית, 1953 עד 1982*

	האחוז בתוצר הלאומי הגולמי של								היחס	
	צריכה ציבורית									
התקופה	ביטחונית	אזרחית	סך הכול	מסים נטו	מסים ברוטו	העברות למשקי בית	עודף הביקוש המקומי	מסים נטו+ עודף הביקוש המקומי	מסים ברוטו חלקי מסים נטו	עודף הביקוש המקומי חלקי מסים נטו
1962–1953	7.9	10.0	17.9	18.2	26.4	3.7	..	..	1.45	..
1972–1963	16.6	11.1	27.7	19.9	34.2	7.2	5.1	25.0	1.72	0.26
1982–1974	27.3	11.9	39.2	14.1	51.3	14.0	12.0	26.1	3.64	0.85

* ר' הערה ללוח 1.

נתוני הלוח מבליטים כמה מגמות בסיסיות:

1) ההכנסה הפנויה של הציבור לא צומצמה; אדרבא, המיסוי נטו ירד מכ־20 אחוזים מן התוצר בעשור הקודם לכ־14 אחוזים בלבד בעשור הנדון. לנוכח סדרי הגודל השכיחים של החיסכון, העלאה זו של ההכנסה הפנויה — בכ־6 אחוזים מן התוצר — היא כבדת משקל.

יש להוסיף, כי מעבר לכך גדל במידה ניכרת שיעור הצריכה: חלקה של הצריכה הפרטית בהכנסה הפרטית הפנויה (מכל המקורות) עלה מכ־64 אחוזים בתקופה 1970 עד 1972 לכ־70 אחוזים בתקופה 1974 עד 1982. כפי שהוזכר לעיל, הרי בתקופה שבה חל מפנה בהתפתחות התוצר וההכנסה, צפויה עלייה מעין זו ממילא — לפחות בשנים הראשונות; אך יש לשער, כי המדיניות הכספית, לכל היבטיה, כמו גם התפתחות העושר הפיננסי, תרמו למגמה זו של עליית שיעור הצריכה.

2) הצריכה הציבורית לא צומצמה. שוב, ההיפך הוא הנכון: לצד העלייה רבת המשמעות של הצריכה הציבורית הביטחונית, מ־16.6 אחוזים מהתוצר ב־1963 עד 1972 ל־27.3 אחוזים ממנו בעשור האחרון, עלתה במידת־מה גם הצריכה הציבורית האזרחית — מ־11.1 ל־11.9 אחוזים מן התוצר. רמה זו עולה ב־2 אחוזים על זו שהיתה בעשור 1953 עד 1962, שבו עמדה הצריכה הציבורית האזרחית על כ־10 אחוזים בלבד מן התוצר. כך עלה סך הצריכה הציבורית מ־27.7 אחוזים מן התוצר ב־1963 עד 1972 ל־39.2 אחוזים בעשור שלאחר מכן. (שיעור זה היה נמוך מ־18 אחוזים(!) בעשור הראשון, 1953 עד 1962.)

ההפרש בין השינוי בצריכה הציבורית לבין השינוי במיסוי נטו מוסבר, לפי הגדרה, בשינויים בהשקעה הממשלתית ובעודף הביקוש של הממשלה. ואמנם, עודף הביקוש של הממשלה — הכללי והמקומי — עלה במידה מפליגה: עודף הביקוש המקומי עלה בין התקופה 1963 עד 1972 לתקופה 1974 עד 1982, מכ־5 ל־12 אחוזים מן התוצר. כך, בעוד שהמיצרף של המיסוי נטו ועודף הביקוש המקומי נשאר כמעט

ללא שינוי (עלייה של כ־25 לכ־26 אחוזים), השתנתה באורח קיצוני החלוקה בין שני מקורות אלה של מימון הממשלה: היחס בין עודף הביקוש לבין המיסוי נטו עלה מכ־26 לכ־85 אחוזים.

3) נוסף על העלייה הגדולה של הצריכה הציבורית, גדלו במידה מפליגה גם תשלומי ההעברה של הממשלה. ההעברות למשקי הבית עלו, בין העשור הקודם לעשור האחרון, מכ־7 לכ־14 אחוזים מן התוצר (לאחר שהיוו פחות מ־4 אחוזים בעשור 1953 עד 1962). סך ההעברות (הכולל, לבד מן ההעברות למשקי הבית, גם את הסובסידיות לייצור) עלה מ־14.3 ל־36.8 אחוזים מן התוצר. משמע שבעשור האחרון שימש תקציב המדינה אמצעי להעברת הכנסות בהיקף של שליש התוצר הלאומי ולמעלה מזה.

4) ההפרש בין המגמות שצוינו לעיל — עלייה גדולה של הצריכה הציבורית, עליית תשלומי ההעברה של הממשלה וירידת המיסוי נטו — מוסבר הן בעליית עודף הביקוש של הממשלה, והן בעלייה נכבדת של רמת המיסוי ברוטו: מיסוי זה כמעט הוכפל (!) — מכ־26 אחוזים מן התוצר בעשור הראשון הוא הגיע לכ־34 אחוזים בעשור השני, ולכ־51 אחוזים מן התוצר בעשור האחרון, רמה שהיא מן הגבוהות בעולם. היחס בין המיסוי ברוטו למיסוי נטו יותר מאשר הוכפל, כאשר עלה מ־1.72 בעשור הקודם (יחס גבוה במקצת מזה ששרר בעשור שלפניו) ל־3.64 בעשור האחרון — שוב, יחס שקשה למצוא כדוגמתו במשקים אחרים.

נראה אפוא בעליל, כי המדיניות הפיסקלית היתה היפוכה הגמור של זו הנדרשת לשם שמירת תוואי הצמיחה המהירה של המשק.

4. השפעות עיקריות על הצמיחה

צירוף השינויים ה"חיצוניים" למדיניות שננקטה, בעיקר המדיניות הפיסקלית, היה חייב להביא לשינוי רדיקלי במגמת התפתחותו של המשק. שינוי זה נסקר בראש המאמר, אך כדאי לציין כמה קשרים עיקריים, שרכם היתה צפויה ההשפעה של ההתפתחויות הנדונות על צמיחת המשק.

א. ירידת ההשקעה

ירידה זו מתבטאת, בתמצית, בלוח 4 להלן.

לוח 4

ממדי ההשקעה במשק, 1953 עד 1982*

(אחוזים)

התקופה	חלקה של ההשקעה הגולמית בתוצר	שיעור הגידול השנתי הממוצע של ההשקעה
1953 עד 1962	35.8	10.2
1963 עד 1972	33.8	12.8
1974 עד 1982	27.9	−1.2

* ראה הערה ללוח 1.

נראה, שבעשור האחרון הצטמצם גודלה המוחלט של ההשקעה, בניגוד לעלייה של למעלה מ־10 אחוזים לשנה בעשורים הקודמים, וחלקה של ההשקעה בתוצר ירד ירידה בולטת. כך הואט גידולו של מלאי ההון במשק, ועמו — צמיחת המשק.

ב. ההשפעה של מגבלת היבוא

צירוף ההתפתחויות שנסקרו מכתיב את האטת צמיחתו של המשק עד לאותו קצב המתאפשר מהיקף היבוא, שהמשק מסוגל לקיימו. "הכתבה" זו בוצעה, למעשה, במדיניות של "עצור/סע", שנקטו הממשלות בישראל, מאז שנת 1974. אפיזודות בולטות של "עצור" חלו בשנים 1975 ו־1976 ובשנת 1980[5].

לנוכח סדרי הגודל של השינויים החיצוניים, שנסקרו עד כאן, צפוי היה, כי השפעת צמצומו של היבוא העומד לרשות המשק תתהיה גדולה בהרבה משהיתה בפועל — וכי היא תביא לא רק להפסקת הצמיחה, אלא להורדה מוחלטת וניכרת של רמת הייצור במשק. בפועל נמנעה מגמה קיצונית כזאת, בעיקר הודות לצירוף של שלוש התפתחויות:

1) עליית היצוא: עלייה זו נמשכה בעשור האחרון, אמנם בקצב נמוך בהרבה מזה של העשורים הקודמים. יש לשער, כי חלק ממנה היה תוצאה של ירידת הפעילות במשק — שגררה הפניית חלק גדול יותר של התוצר לשוקי חו"ל: בעוד שהתוצר עלה בכ־33 אחוזים מ־1972 ל־1982, עלה היצוא בתקופה זו בכ־76 אחוזים. כך העמידה עלייה זו לרשותו של המשק רמת יבוא גבוהה יותר מזו שהיה ניתן לצפות לה רק על סמך אומדן ה"הפסדים" דלעיל.

2) מילוות מחו"ל: בעוד שיבוא ההון האוטונומי ירד (ריאלית), כאמור, גברה הזדקקות המשק ליבוא הון לזמן קצר ובינוני, במיוחד בשנים האחרונות של התקופה. למותר לציין, כי גידול מעין זה אינו יכול להיות בר־קיימא, וקיומו מהווה היום מקור עיקרי לדאגה לגבי יכולתו של המשק לפרוע את חובותיו בעתיד.

3) שינוי מבנה המשק: כתוצאה מהמגמות שנסקרו לעיל, חל במבנה המשק שינוי, שצמצם את הזדקקותו ליבוא. השינוי המבני משתקף בלוח 5 להלן, המתאר את החלוקה בין סקטורי הייצור והשירותים.

לוח 5

חלקם* של ענפי המשק בתוצר המקומי הנקי, 1962, 1972 ו־1982
(אחוזים)

		שירותים		
השנה	חרושת וחקלאות	סך הכול	שירותי הסקטור הציבורי	שירותים אחרים
1962	34.8	40.0	17.7	22.3
1972	29.3	39.6	17.9	21.7
1982	24.3	52.4	22.3	30.1

* חלקם של הענפים המצוינים בלוח אינו מסתכם ב־100 אחוזים, שכן הלוח אינו כולל את כל הענפים במשק.

מן הלוח נראה, כי בעשור האחרון חל גידול מפליג בחלקו של סקטור השירותים במשק — הן שירותי הממשלה והן שירותים אחרים (מגמה, שלא היתה בעשור שלפני כן). בהשוואה לסקטור המוצרים (ובעיקר לענפי החרושת), הרי סקטור השירותים עתיר ערך מוסף מקומי. לפיכך תרם גידול חלקו של סקטור זה לירידת רכיב היבוא המיצרפי — כלומר העלה את רמת התוצר שניתן לקיים בסיוע גודל נתון של יבוא. מן הראוי להעיר, כי גידול חלקם של השירותים פועל להורדת קצב הצמיחה של המשק כפי שהוא נאמד, שכן אומדני התוצר מבוססים על ההנחה כי בסקטור השירותים אין שינוי בפריון הייצור.

[5] ייתכן, כי אפשר לצרף לאלו גם תקופה קצרה בשלהי שנת 1983 ואת תחילת 1984.

ג. השפעת עודף הביקוש של הממשלה

השפעה זו אינה ניתנת למדידה ישירה — אך כמעט אין ספק, כי המגמה האינפלציונית החזקה, שמקורה בעודף הביקוש של הממשלה, תרמה להורדת קצב הצמיחה של המשק.

ד. השפעת רמת המיסוי (ברוטו)

אף השפעה זו אינה ניתנת למדידה ישירה — אך ייתכן, כי היא עולה בעוצמתה על זו של כל הגורמים האחרים. רמת מיסוי זו גוררת בהכרח עיוות כללי בהתנהגותם של כל הגורמים במשק. קרוב לוודאי, כי רמת המיסוי היא ההסבר העיקרי לירידת פריונם של גורמי הייצור — ירידה שהיא שינוי בולט ממגמת העשורים הקודמים[6], ומבחינה חשבונאית ניתן לתלות בה את עיקר ה"אשמה" להפסקת הצמיחה במשק.

5. סיכום: כשל המדיניות

על סף העשור, ובהמשכו, ניצב המשק בפני שינויים חיצוניים שליליים כבדי משקל. אין דרך המאפשרת למשק להימנע כליל מן ההפסדים, שגורמים שינויים כאלה; אך מדיניות נכונה היתה עשויה להפוך אותם, בעיקרו של דבר, לתופעה של זמן קצר, ולהותיר את המשק — לאחר תקופת מעבר בת שנים ספורות — על תוואי של צמיחה מהירה.

במשק צומח מושגת, במרוצת הטווח הארוך, רמה גבוהה ועולה של רווחה וביטחון גם יחד[7]. במשק כזה יש אף לצפות למידה רבה של יציבות מחירים, ליציבות פוליטית, ולגידול בעלייה מחו"ל. לעומת זאת, במשק שצמיחתו קפאה, מוצאים אנו את היפוכו של דבר: הרגשת ניוון, אינפלציה, העדר ביטחון וערעורו של המשטר הפוליטי. לטווח ארוך, הברירה בין שני התוואים היא כמעט ברירה שבין קיום לחידלון.

לכאורה — ברירה פשוטה, שההכרעה בה מובנת מאליה; למעשה ראינו, כי הממשלה בחרה במדיניות המעדיפה את תוואי הדשדוש במקום. לא זו בלבד שלא ביצעה את הוויתורים הריאליים ההכרחיים; היא אף הגדילה את הנתח הריאלי של הצריכה הציבורית. יתירה מזו: בעת ובעונה אחת ערכה הממשלה גם חלוקה מחדש של ההכנסה, בעוצמה רבה, באמצעות התקציב. התוצאה הבלתי נמנעת היתה עלייה על מסלול של קיפאון.

ההסבר למדיניות זו אינו מצוי כולו בתחום כישוריו של הכלכלן. ברור, כי בבסיס ההכרעות המדיניות מונח קוצר־ראות של הציבור, ובמיוחד של הממשלה. כמה מביטויו של קוצר־ראות זה הם הבדלים בתפיסת המחיר והתמורה בין משלמים (רבים ומפוזרים) למקבלים (מעטים ומרוכזים), חשש מופלג מקשיים של תקופת מעבר (בייחוד בתחום התעסוקה) וחוסר הבנה של יחסי תחלופה בין תמורה בהווה לתמורה בעתיד.

הכלכלן אינו מקבל החלטות פוליטיות ואינו אחראי להן, אך מידה מרובה של אחריות מוטלת עליו: להקנות מודעות ציבורית־פוליטית לתוצאות אפשריות של הכרעות מדיניות. במובן זה ייתכן, כי חלק מהאחריות למדיניות הכושלת נופל על ציבור הכלכלנים — שאולי לא עשה דיו בתחום שעליו הוא מופקד בלעדית כמעט. במידה רבה, מוטל עלינו גם התפקיד — ועמו האחריות — להביא למפנה במדיניות, בטרם פורענות.

---

[6] לעניין זה ראה את עבודתו של מצר, י', "האטת הצמיחה הכלכלית", שנזכרה לעיל.

[7] קל להראות, כי אילו ננקטה המדיניות הנדרשת להמשך הצמיחה — לא זו בלבד שרמת החיים ורמת הביטחון היו היום גבוהות בהרבה משהן בפועל; גם הרמות הממוצעות של הצריכה ושל הוצאות הביטחון במרוצת העשור היו גבוהות יותר.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 13–33
ISSN 0333-6484

ביטחון וצמיחה כלכלית בישראל*

אהרון גילשון

הוצאות הביטחון בישראל כבדות ביותר, וכנטל רצוף הן הגבוהות בעולם. כן חלה בנטל זה עלייה מכ־10 אחוזים מהתל"ג בתקופה שקדמה למלחמת ששת הימים עד ל־23 אחוז בשנת 1982.

מאז הקמת המדינה מקובל להצביע על הביטחון, בצד קליטת העלייה, כגורם עלות אדיר־ממדים, הנכפה עליה ומשפיע על כל הווייתה — במיוחד על הישגיה וקשייה הכלכליים, דהיינו שיעור הצמיחה, רמת החיים, מאזן התשלומים, כוח העבודה ודומיהם. אין בכלכלה תיאוריה מוסכמת אחת בדבר ההשלכות הנודעות להוצאות הביטחון והאופן שבו יש לקבוע הוצאות אלה. החוקרים נחלקים ביניהם אם הוצאות הביטחון מעכבות פיתוח כלכלי, או מזרזות אותו; אם רמת הוצאות הביטחון והרכבן נקבעים לפי צורכי הביטחון לבדם, או שישנם גם גורמים ושיקולים אחרים, לא אסטרטגיים (כלכליים, חברתיים ומדיניים), המשפיעים על החלטותיהן של ממשלות בעניינים אלה. התשובות לשאלות אלו יכולות להיות שונות ממדינה למדינה, ואף לגבי אותה מדינה עשויות התשובות להשתנות מתקופה לתקופה ומשלטון לשלטון. בישראל מתחדש הוויכוח כמעט מדי שנה, והוא מתמקד סביב שאלת צורכי הביטחון מצד אחד, לעומת האפשרויות הכלכליות לשאת בנטל, מצד שני. למרות תכיפות העיסוק בנושא, טרם זכו לדיון יסודי פומבי הקריטריונים הנוגעים לשאלות הבסיסיות — מהן הוצאות הביטחון ההולמות את הצרכים והיכולת, ומה השפעתן הכלכלית. הטיפול בהיבטים הכמותיים, שהוא הכרחי לדיון משמעותי, סובל מהמגבלה של סודיות הנתונים; במיוחד בכל הנוגע לפירוט, להרכב ולמיון של המיצרפים הביטחוניים־הכספיים, במונחים שאינם טכניים בלבד — יחידות, כוחות, סוגי נשק — אלא גם של תיפקוד צבאי משימתי וייעוד אסטרטגי. עם זאת, כפי שיכולים להעיד אנשי מודיעין, ניתן ללקט מידע במידת דיוק סבירה גם ממקורות גלויים — לפחות לצורכי ניתוח עקרוני.

המחקר הנוכחי דן בשאלה הנוגעת לאפשרויות הכלכליות לשאת בהוצאות ביטחון; או, יותר ספציפית, בהשלכות על הצמיחה הכלכלית. אפשר לראות בקשר שבין ביטחון לצמיחת התל"ג מודד מיצרפי לעלות הביטחון — בתנאי שכוללים בבחינה זו גם את הטווח הארוך — שכן קשר זה משקף את התוצאות הסופיות של ההשלכות בכמה מגזרים ובחינות של הפעילות המשקית, כמו מאזן התשלומים, החוב החיצוני, כוח העבודה וההשקעה.

המחקר צמח מעיסוק בנושא הרחב יותר — של צורכי הביטחון והלימות הוצאות הביטחון. השאלה של "מחיר הביטחון" במובן הנדון כאן, היא בגדר נדבך בבניין מחשבת הביטחון — שיש להניחו ולהבהירו, בטרם יידון גובהן של הוצאות הביטחון. מידע מהימן על עלות הביטחון עשוי לתרום להחלטה שקולה יותר לגבי היקף המשאבים שיש להקצות לביטחון מדי שנה בשנה.

אף שההשפעה של הביטחון על הצמיחה נראית לכלכלנים רבים כשאלה, שהתשובה עליה מובנת מאליה — יש לבדוק נושא זה באופן אמפירי, ולקבוע את מהות הקשר מבחינה איכותית וכמותית. צורך זה מתחזק לנוכח העובדה, שהסתכלות בלתי אמצעית — כמו גם רעות רווחות ואף מחקרים מסוימים המתייחסים למדינות אחרות — מציגה ראיות, כי הקשר הוא חיובי, כלומר, שהביטחון מזרז את הצמיחה והפיתוח ולא מעכבם, לפי ההגיון הכלכלי המקובל. ממצאי המחקר שלפנינו מאשרים, כי התשובה אינה חד־משמעית, וכי לפחות לכאורה אין לדחות על הסף את האפשרות, שבנסיבות מסוימות, אכן אין ניגוד בין הגדלת הוצאות

---

* מחקר זה נערך בעיקרו בתקופת עבודתי בבנק ישראל, אך אין הבנק אחראי לתוכנו. אני מודה לחיים ברקאי, לאיתן ברגלס, לצבי אורבך ולאמרי טוב על הערותיהם על גירסה קודמת, ולמרים שוקרון — על סיועה בעיבודי המחשב.

הביטחון להחשת הצמיחה. מכל מקום נראה, כי כובד משקלו של נושא זה בישראל מחייב הבהרה, ומצדיק עיסוק נוסף בסוגייה זו, אף מעבר לדיון דלהלן.

המחלוקת בשאלה זו, בקרב החוקרים ובפרסומים המקצועיים הבינלאומיים, מפורטת להלן בחלק א'. בחלק ב' מתוארים הממצאים העיקריים, הנובעים מהרגרסיות ומהבדיקות הסטאטיסטיות של הקשרים בין נטל הביטחון לבין הצמיחה מאז שנת 1950. בחלקים ג' ו־ד' מוסברים תהליכי המשק התלויים בהוצאות הביטחון ומשמעותו של הסיוע הביטחוני האמריקאי. חלק ה' מביא, כהדגמה סכימטית (אך מקורבת למציאות), את האופציות לאסטרטגיה כלכלית־ביטחונית, אגב הבלטת המשמעות של צמצום אפשרי בנטל — בלא לפגוע בצורכי הביטחון (על־ידי החזר החסר כעבור שנים מספר).

מן הראוי להדגיש, כי אין במחקר זה משום תשובה מלאה לשאלה שהוצגה, ועולה ממנו הצורך בהמשך הבדיקות, לשם קביעת הקשרים הסיבתיים בין הביטחון לבין התחומים האחרים — במיוחד מאזן התשלומים ושימושים אזרחיים במקורות.

1. המחלוקת בספרות

רבים מן המחקרים הקשורים בהוצאות הביטחון, שנתפרסמו בספרות הכלכלית, עוסקים בקשרים בין נטל הביטחון לצמיחה. בשנים האחרונות נטוש הוויכוח בעיקר סביב שתי שאלות:

— האם הוצאות הביטחון פוגעות בצמיחה, או מסייעות לה?

— מה הם הגורמים הקובעים את ממדי הוצאות הביטחון וכיצד הם פועלים?

בעבודת יסוד בנושא של השפעת הוצאות הביטחון על הצמיחה הכלכלית, מצא בנואה[1], במדגם של 40 מדינות מתפתחות, מיתאם חיובי בין נטל הביטחון לשיעור הצמיחה: 11 המדינות בעלות הנטל הגבוה ביותר צמחו ב־56 אחוזים מהר יותר מאשר 11 המדינות עם הנטל הנמוך ביותר ($R^2 = 0.538$). בנואה גם מצא מיתאם חיובי בין אינפלציה לצמיחה: שיעורי הצמיחה במדינות שהמחירים בהן עלו בשיעורים של 5 עד 15 אחוזים לשנה, עלו במידה ניכרת על שיעורי הצמיחה במדינות שהיתה בהן יציבות מחירים. ב־19 מדינות מפותחות נמצא, כי המיתאם הפשוט בין נטל הביטחון לצמיחה הוא הפוך, כלומר שלילי — אך חלש מלהיחשב מובהק (מקדם של 0.2532− עד 0.2557−). כהסבר לתופעה זו, במיוחד לגבי הקשר החיובי במדינות המתפתחות, מועלים גורמים מספר — כגון זירוז תהליכים טכנולוגיים, העלאת סטנדרטים של צריכה והשקעות בתשתית דו־שימושית (צבאית־אזרחית).

אך ההסבר התיאורטי העיקרי הוא הרחבת הביקוש המיצרפי (במובן הקיינסיאני) בתנאי תת־ניצולת של גורמי ייצור מקומיים. מן הראוי לציין, שבניתוח זה לא ניתן תפקיד ברור למאזן התשלומים; ומכל מקום, מגבלת מטבע החוץ — המתבטאת בדלדול יתרות ובגידול עודף היבוא, או בנטל החוב החיצוני — אינה משתנה מסביר. בכך גם ניתן לראות חלק חשוב מהבסיס לביקורת המתודולוגית על ממצאים אלה.

תמיכה בממצאים ובמסקנות של בנואה יש אצל אינאודי[2], וכן בשני ספריו של קנדי[3], שבהם הוא טוען להשפעה נייטרלית או חיובית, אך לא שלילית; וכן אצל קאלדור[4] שמצא "קשר חזק", אך מקדם רגרסיה של 0.18.

פרדריקסון ולוני[5] קובעים שההשלכות של הוצאות הביטחון על הצמיחה אינן אחידות, בהתבסס על

---

1 Benoit, E., "Defence and Economic Growth in Developing Countries", *Lexington Books,* 1973.

2 Einaudi, L., et al., "Arms Transfer to Latin America", *Rand Corporation, R 1173,* June 1973.

3 Kennedy, G., "The Military in the Third world", London, 1974.
——— "The Economics of Defence", *Faber and Faber,* London, 1975.

4 Kaldor, M., "The Arms Trade and Society", *Economic and Political Weekly*, Feb. 1976.

5 Fredriksen, P.C. and Looney, R., "Defence Expenditures and Economic Growth in Development Countries: Some Further Empirical evidence", *Journal of Economic Development*, July 1982.

מדגם של 90 מדינות מתפתחות בשנים 1970 עד 1978. ההשפעה יכולה להיות חיובית או שלילית, בהתאם למגבלות המייחדות כל מדינה בכל תקופה. גם בקרב המדינות המתפתחות, יש מדינות עתירות משאבים לעומת אחרות שהן דלות בהם; בראשונות המיתאם חיובי ומובהק, ובאחרונות — ההשפעה של הוצאות הביטחון נייטרלית.

ביקורת על ממצאי בנואה כלולה בעבודותיהם של שלושה כלכלנים. לים[6] מביא מדגם של 54 מדינות בשנים 1965 עד 1973, עם ממצאים הפוכים מאלה של בנואה, וטוען כי לגבי מדינות המזרח התיכון, יבוא ההון משבש את הממצאים. בול[7] חריף ושיטתי בביקורתו, ומונה פגמים מתודולוגיים אצל בנואה, נוסף על טענתו, כי מחקרים מאוחרים יותר סותרים את ממצאיו. לדבריו "הביטחון איננו המסביר של הצמיחה".

דגר[8] טוען, על פי מדגם־חתך של 50 מדינות, שלהוצאות הביטחון השפעה שלילית על החיסכון. לדבריו, הורדת שיעור החיסכון פועלת, לעיתים, דרך הגברת הלחצים האינפלציוניים; אך בהודו, בעת המלחמה נגד סין (1963 עד 1964) נתלווה למימון האינפלציוני גיוס של משאבים מובטלים. אף שהוא מדגיש את המכניזם של השפעה על שיעור החיסכון (ולפיכך — צמצום ההשקעה), הרי תוצאות רגרסיה שהוא מביא לגבי נטל הביטחון על התוצר[9] דומות לאלה של בנואה: "יותר ביטחון — יותר צמיחה".

רוב המחקרים על ישראל מתמקדים בשאלת עלות הביטחון ומדידתה, ומיעוטם — בקריטריונים למדיניות הנכונה. שפר[10] מצא, כי מדינות ערב שינו את העדפותיהן מאז מלחמת יום הכיפורים, ונקטו אסטרטגיה של פיתוח כלכלי על חשבון התעצמות צבאית — בעוד ישראל נהגה להיפך. מסקנתו היא, שיש לוותר בתחום הוצאות הביטחון — לפחות לתקופת ביניים, כל עוד לא נשקפת סכנת מלחמה מיידית — ולהחיש את הצמיחה, כדי להקטין בעתיד את הנטל היחסי של הביטחון (אף שיוקצו לו אותם משאבים).

ברקאי[11] קובע, כי ישראל לא תוכל להמשיך במירוץ הכמותי של החימוש עם ארצות ערב, ולפיכך עליה להסתמך על היתרון האיכותי. מחיר ההתעצמות הצבאית, ששילם המשק בעבר, התבטא בהאטת הצמיחה, בהחשת האינפלציה ובהרעה במאזן התשלומים. פנחס זוסמן[12] פיתח מודל סימולציה לביטחון, כדי לבחון את המשמעות של אסטרטגיות אלטרנטיביות של מדיניות כלכלית־ביטחונית. מסקנותיו העיקריות הן, שההשפעה של הורדת נטל הביטחון מ־0.28 ל־0.20 מהתל"ג תעלה את קצב הצמיחה הכלכלית מ־3.1 אחוזים לשנה בתקופת הבסיס (1974–1979) ל־4.3 אחוזים לשנה. ההחשה תתאפשר הודות להקטנת הלחץ על מאזן התשלומים.

מחקריהם של לויתן[13] ושל ברגלס[14] מאפשרים דיון מדויק יותר בהשלכות הביטחון, כיוון שהם מביאים

---

6 Lim, D., "Another Look at Growth and defence in Less Developed countries", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 31, Jan. 1983.

7 Ball, N., "defence and Development — a Critique of the Benoit Study", *Economic Development and Cultural Change*, April 1983.

8 Deger, S., "Does Defence Expenditures Mobilize Resources", in *Conference Paper ICSS*, Sep. 1982.

——— and Smith, R., "Military Expenditures and Growth in L.D.C.", *Birbeck College, Discussion-Paper No. 38*, Sept. 1980.

——— and Sen, S., "Military Expedniture, Spin off and Economic Development", *(Draft) Dept. of Economics, Birbeck College, Un. of London*, 1981.

9 משוואה אחת עם צמיחה כמשתנה תלוי ונטל ביטחון כמשתנה בלתי תלוי, ועוד כמה משתנים חיצוניים.

10 שפר, א', "המירוץ הביטחוני ארצות העימות — ישראל", **עיונים בכלכלה 1981**, האגודה הישראלית לכלכלה.

11 ברקאי, ח', "עלות הביטחון במבט רטרוספקטיבי", **מאמר מחקר מס' 511**, מכון פאלק, 1980.

12 Zussman, P., "The Dynamics of Economic Growth, Technological Progress and Force Build-Up — Some Strategic Trade-Offs", Paper presented at the International *Conference on Defence and National Economy in the 1980*'s, C.S.S., Tel-Aviv University, Dec. 1981.

13 לויתן, ע', "הערכת חריפותה של בעיית מאזן התשלומים בישראל", **רבעון לכלכלה**, פברואר 1982.

——— "נטל החזר החוב החיצוני של המשק הישראלי 1960–1974", **עיונים בכלכלה 1976**.

14 Berglas, E., "Defence and the Economy: The Israeli Experience", *Falk Institute*, Jan. 1983.

סדרות נתונים מתוקנים, רציפים ועקיבים, לפי הגדרות מורחבות והבהרות מושגיות. לדעת ברגלס, כוללת עלות הביטחון הבלתי מדווחת אובדן חיים ונכות, אובדן תפוקה בעתיד, טיפול רפואי — וכן השפעות עקיפות, כגון הרתעת משקיעים פוטנציאליים או פגיעה בהזמנות יצוא, המחייבות אמינות לגבי רצף אספקה בטווח ארוך. ישנם גם external economies, הפועלים להפחתת ההוצאה והנטל, נטו: חינוך, הכשרה מקצועית, גלישה של מו"פ, יצוא. התיקונים שהוא מוסיף למדידה כוללים אומדנים לפי העלות האלטרנטיבית לגבי שירות החובה (5 אחוזים מהתוצר), המילואים, מלאים ביטחוניים, הגנה אזרחית, שטחי אימונים וכדומה. תת־הדיווח, בגין רכיבים אלה, מסתכם בכדי מחצית מהוצאות הביטחון המדווחות. גם באשר ליבוא הביטחוני קיים תת־דיווח, (הפרשי שער). לגבי המדיניות טוען המחבר, כי האסטרטגיה שנקטה הממשלה — לא לקצץ בשימושים אחרים במקביל לעלייה בהוצאות הביטחון, אלא לממן את תוספת ההוצאה מגיוס מימון בשוק ההון — תרמה ללחצים האינפלציוניים.

לויתן מבהיר ומנתח במחקריו את המושג "נטל החוב החיצוני", לפי שלושה אינדיקטורים אלטרנטיביים, מתברר כי הנטל עלה במידה משמעותית מאז שנת 1974, לאחר שכבר ב־1967 חלה הרעה בהרכבו.

לגבי הסברים אפשריים להאטת קצב הצמיחה נזכיר את דעתו של צבי זוסמן[15], המייחס 5 מתוך 8 אחוזים של ההאטה בצמיחה (בשנים 1974 עד 1980) לירידה בפריון גורמי הייצור, ואת 3 האחוזים הנותרים — להאטה בתשומת ההון והעבודה. הגורמים החיצוניים בשורש ההאטה הם ההרעה במאזן התשלומים עקב משבר הנפט, הרעת תנאי הסחר והתגברות האינפלציה[16]. מגמה זו הביאה את הממשלה לנקיטת מדיניות של האטת הצמיחה, באמצעות קיצוץ ההשקעות והגדלת המיסוי.

בהקשר זה, מבדיל ברגמן[17] בין ההשפעות קצרות הטווח של ירידת ההשקעות על הצמיחה לבין השפעותיה לטווח ארוך. הראשונות פועלות דרך צמצום התוצר השוטף, בהתאם לחלקם של נכסי ההשקעה בביקוש, בעוד האחרונות מטביעות חותמן באמצעות ההאטה בגידול מלאי ההון. היבטים מסוימים של גישה זו ישימים גם לגבי נטל הביטחון, המשפיע על הביקוש השוטף לתוצר ועל הצבר ההון והתוצר העתידי. חלק מן העבודות הנזכרות תורמות בעיקר לשיפור בסיס הנתונים הנוגע לנטל הביטחוני, לעומת אחרות, המצביעות על ההשלכות הכלכליות ועל האופציות האלטרנטיביות; אולם הקשר, שבין נטל הביטחון לבין קצב הצמיחה — היחסים הכמותיים שביניהם, תיאור התהליך ומנגנון ההשפעה — נותר עדיין מעורפל. מצב זה משאיר את הוויכוח בחזקת תיקו, בין הסבורים כי ההשפעה השלילית של הוצאות ביטחון על הצמיחה היא מכרעת לבין חסידי ההשפעות החיוביות. ברור, כי מצב זה אינו מסייע לבחירת המדיניות הנכונה.

2. הביטחון והצמיחה הכלכלית בישראל, 1950 עד 1982

השפעת הוצאות הביטחון על שיעור הצמיחה של המשק הישראלי נבדקה אמפירית לאורך תקופה של 33 שנים (1950 עד 1982). מקדמי הרגרסיה (והמיתאם) הליניארית חושבו לפי הנוסחה הבאה:

$$\ln T = \alpha + \beta \ln D,$$

15 זוסמן, צ', "האם אפשרית צמיחה בישראל?" **רבעון לכלכלה**, יוני 1982.

16 המחקר הנדון אינו מציין גורמים כמותיים כגון הגדלת היבוא הביטחוני. ראוי לציין, כי הרמה השנתית של היבוא הביטחוני זינקה מ־450 מיליון דולרים בשנים 1968 עד 1972 ל־1,392 מיליון בתקופה 1973 עד 1977 — פי שלושה! בשנים 1974 עד 1977 היה הגירעון השוטף כולו גבוה ב־2,223 מיליוני דולרים מזה שהיה קיים בשנים 1968 עד 1972; פירושו של דבר, כי כמעט מחצית הגידול בגירעון מקורה ביבוא הביטחוני, שעלה הרבה מעבר לעליית המחירים.

17 ברגמן, א', "השפעת השינויים בהשקעה על התוצר והתעסוקה בתקופות מיתון וגיאות בישראל (1965–1968)", **סקר בנק ישראל** 34, 1970.

כאשר:

D = הוצאות הביטחון (DD = הוצאות ביטחון מקומיות);
T = שיעור הצמיחה, הנמדד לפי המשתנים הבאים[18]:
= התוצר הלאומי הגולמי;
Y/P = התל"ג לנפש;
K = מלאי ההון;
I = ההשקעה הגולמית במשק;
L = מספר המועסקים;
P = האוכלוסייה הממוצעת.

כל הסדרות המקוריות הן במחירי 1980.

נבדקו 28 וריאנטים שונים של קשרים בין משתנים אלה במרוצת התקופה כולה (A), וכן ב־4 תקופות־משנה הומוגניות, מבחינת קצבי הצמיחה של התוצר ושיעורי הגידול של הוצאות הביטחון. כל הבדיקות התייחסו להוצאות הביטחון כמשתנה בלתי תלוי, ונבדקו הכיוון והגודל של השפעתן על התוצר, על מלאי ההון או על ההשקעות.

הממצאים העיקריים

1. מקרב 140 הקשרים שנבדקו, נמצאו רק 39 בלתי מובהקים (28 אחוזים). רוב הממצאים הבלתי מובהקים הם גם רוב הממצאים המתייחסים לסדרה C, שהיא תקופת הגידול האטי בתל"ג בעשור האחרון. יתר הממצאים הבלתי מובהקים נוגעים להשפעת הוצאות הביטחון על השינויים השנתיים במלאי ההון למועסק (להוציא רגרסיות מס' 23, 24 בסדרה C, שנמצאו מובהקות).

2. משמעות הממצאים הבלתי מובהקים היא, שבמקרים אלה לא ניתן לקבוע — באופן אמפירי ובעזרת מודל זה — אם אפשר לייחס להוצאות הביטחון (לפי הגדרה זו או אחרת) השפעה כלשהי על הצמיחה, על מידתה או כיוונה — כפי שהיא מתבטאת באחד המודדים: התל"ג, התל"ג לנפש, ההשקעה, מלאי ההון ומלאי ההון למועסק. מן הראוי להדגיש, שאין להסיק מכך שלא היתה להן השפעה כלשהי. יש לזכור את מגבלותיה של בדיקה זו, שהיא סטטיסטית בעיקרה וגולמית למדי. אין היא מתעמקת במהות הקשרים, בתהליך ההשפעה ובמנגנוניה — אלא במיתאם ובתזמון של הוצאות הביטחון (והשינויים בהן) ושל מייצגי הצמיחה, וכן בעקיבות השינויים בגורמים אלה, בהנחה שיש ביניהם קשר סיבתי.

ייתכן מאוד, כי שיטת בדיקה מורכבת יותר — שהיתה מביאה בחשבון גורמים נוספים, כגון עוצמת האינפלציה או השינויים בשער החליפין, בריבית הריאלית, באבטלה, במלאי ההון ובגורם הזמן (פיגורים) — היתה מעלה תוצאות מובהקות. יש לזכור מגבלות אלה של הרגרסיה גם בהערכת הממצאים המובהקים. לעומת זאת, יש יתרון גם לפשטות הבדיקה, המבליטה את השפעתן של הוצאות הביטחון, כשלעצמן, על שיעור צמיחת המשק. המסקנה הבלתי נמנעת מבדיקת הנתונים היא, כי במצבים רבים אין להשיג את רמת ההשקעה ואת רמת הצמיחה הרצויות רק בדרך של שינויים בהוצאות הביטחון.

3. רק ב־4 מתוך 101 הבדיקות (המובהקות) שנערכו נמצא קשר התואם את הנצפה מראש, המעיד על מיתאם שלילי בין ביטחון לצמיחה (סימן מינוס למקדם β). קשר שלילי כזה נמצא רק ברגרסיות 2, 4, 7, 8 בסדרה C. הממצאים מראים, כי רק בתקופה של צמיחה איטית היתה עליית הוצאות הביטחון מלווה בירידה בת 40 אחוזים ממנה ברמת התל"ג (רגרסיה 2). השפעתן של הוצאות הביטחון המקומיות (DD) בולטת עוד יותר, כאשר הן נמדדות יחסית לתוצר: הירידה בקצב גידול התוצר, בעקבות עלייה בנטל הביטחון, היא בשיעור של שני שליש מהעלייה בנטל זה. כאשר נבחנת ההשפעה של נטל הביטחון המקומי בלבד (DD/Y, רגרסיה 8) על התל"ג לנפש, נמצא, כי עוצמת ההשפעה היתה בין 10 ל־18 אחוזים מהשינוי בנטל הביטחון.

---

[18] ראה לוח 1 ונספח א'.

לוח 1: רגרסיה לינארית של הוצאות הביטחון על התוצר, ההשקעה, ומלאי ההון, 1950 עד 1982

הרגרסיה	T משתנה תלוי	D משתנה בלתי תלוי	מובהקות* (PR > |T|) A	B	C	D	E	המקדם (β) A	B	C	D	E
1	Y	D	0.0001	0.0001	[0.0934]	0.0001	0.0001	0.567	0.450	[−0.403]	0.524	0.575
2	Y	DD	0.0001	0.0001	0.0024	0.0001	0.0001	0.544	0.457	−0.397	0.498	0.560
3	Y	D/Y	0.0001	0.0001	[0.2791]	0.0037	0.0001	1.087	0.898	[−0.084]	0.808	1.228
4	Y	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0046	0.0002	0.0003	1.027	0.765	−0.666	0.868	1.104
5	Y/P	D	0.0001	0.0001	[0.2791	0.0001	0.0001	0.330	0.326	[−0.084	0.309	0.334
6	Y/P	DD	0.0001	0.0001	0.7054]	0.0001	0.0001	0.313	0.279	0.059]	0.293	0.318
7	Y/P	D/Y	0.0001	0.0002	0.0231	0.0031	0.0001	0.638	0.540	−0.102	0.480	0.720
8	Y/P	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0213	0.0002	0.0001	0.600	0.463	−0.178	0.512	0.643
9	K_{t+1}	D	0.0001	0.0001	[0.7549	0.0001	0.0001	0.570	0.465	[0.104	0.544	0.599
10	K_{t+1}	DD	0.0001	0.0001	0.2888	0.0001	0.0004	0.595	0.447	0.581	0.549	0.637
11	K_{t+1}	D/Y	0.0001	0.0001	0.2618	0.0001	0.0022	1.008	0.759	−0.329	0.919	1.043
12	K_{t+1}	DD/Y	0.0001	0.0001	0.1411	0.0003	0.0370	1.095	0.730	−0.709	0.971	0.957
13	dk	D	0.0002	0.0060	0.7161	0.0010	[0.1748	0.281	0.295	0.209	0.347	[0.245
14	dk	DD	0.0002	0.0049	0.9540	0.0008	0.2368]	0.294	0.303	−0.056	0.350	0.228]
15	dk	D/Y	0.0001	0.0236	0.1042]	0.0109	0.0164	0.561	0.438	0.788]	0.570	0.731
16	dk	DD/Y	0.0001	0.0177	0.0253	0.0076	0.0280	0.631	0.466	1.707	0.601	0.779
17	K_{t+1}/L_{t+1}	D	0.0001	0.0001	[0.4471	0.0001	0.0001	0.383	0.316	[0.147	0.369	0.400
18	K_{t+1}/L_{t+1}	DD	0.0001	0.0001	0.1290	0.0001	0.0001	0.402	0.310	0.472	0.372	0.437
19	K_{t+1}/L_{t+1}	D/Y	0.0001	0.0001	0.5282	0.0005	0.0011	0.686	0.518	−0.112	0.629	0.709
20	K_{t+1}/L_{t+1}	DD/Y	0.0001	0.0001	0.3411	0.0002	0.0201	0.750	0.508	−0.282	0.664	0.688
21	$d\ K/L$	D	[0.9543	[0.6675	0.2980	[0.7048	[0.8255	[−0.010	[0.124	1.713	[0.098	[0.115
22	$d\ K/L$	DD	0.9171	0.5652	0.7069]	0.6552	0.9737	−0.021	0.166	1.084]	0.116	−0.018
23	$d\ K/L$	D/Y	0.7364	0.9675	0.0328	0.8829	0.2241	0.126	0.020	2.879	0.074	0.138
24	$d\ K/L$	DD/Y	0.7761]	0.7789]	0.0251	0.7786]	0.4294]	0.119]	0.142]	5.039	0.144]	0.861]
25	I	D	0.0001	0.0001	0.4869	0.0001	0.0001	0.391	0.424	[−0.140	0.413	0.366
26	I	DD	0.0001	0.0001	0.2159	0.0001	0.0019	0.401	0.413	−0.409	0.414	0.282
27	I	D/Y	0.0001	0.0001	0.8801	0.0002	0.0002	0.739	0.729	0.029	0.756	0.706
28	I	DD/Y	0.0001	0.0001	0.7928	0.0001	0.0010	0.802	0.703	0.087]	0.784	0.584

A = כל התקופה 1950–1982 (33 תצפיות) לגבי Y; 1955–1982 (28 תצפיות) לגבי D; 1960–1982 (23 תצפיות) לגבי L, K, DD;

B = גידול מהיר בתוצר — 10.2% לשנה (1950–1972);

C = גידול איטי בתוצר — 3.2% לשנה; (1973–1982)

D = גידול מהיר בהוצאות הביטחון (13 תצפיות, $D > 10\%$)

E = גידול איטי בהוצאות הביטחון (14 תצפיות, $D < 10\%$)

* "מובהקות" — ההסתברות לקבל מקדם β גדול מ־0, כאשר ערכו האמיתי 0. ערך |T| נמוך מ־0.05 מעיד על מובהקות.

הנתונים בסוגריים, [ ], הם התוצאות הבלתי מובהקות.

המקור: ראה הנספח.

לוח 2

שיעור השינוי השנתי הריאלי על התוצר, הביטחון, הצריכה וההשקעות, 1973 עד 1982
(אחוזים)

השנה	התל"ג	הצריכה הפרטית	הצריכה הביטחונית	ההשקעה הגולמית
1973	4.2	8.2	64.7	5.2
1974	5.5	7.6	2.3	−4.2
1975	3.5	0.6	12.1	4.2
1976	1.8	4.3	−14.4	−12.6
1977	2.2	4.8	−19.6	−7.9
1978	3.4	8.1	9.8	1.4
1979	4.4	8.0	−13.7	13.7
1980	2.7	−2.7	14.7	−16.3
1981	4.6	11.0	9.2	−5.4
1982	−0.2	7.5	−9.8	13.7

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, השנתון הסטטיסטי 1982.

במרוצת העשור האחרון (סדרה C) התרחשו השינויים במלאי ההון במשק (dK, רגרסיה 16) באותו כיוון שבו השתנה הנטל היחסי של ההוצאות המקומיות של הביטחון. ככל שנטל זה היה גבוה יותר, כן היה השינוי במלאי ההון נכבד יותר. ההשערה המתקבלת ביותר על הדעת היא אפוא, שה"מחיר" של הגדלת הוצאות הביטחון לא התבטא בירידת ההשקעות, אלא בצמצום השימושים האחרים (הצריכה האזרחית) ובגידול עודף היבוא[19]. ה־trade-off הוא אם כך, בין ביטחון לבין צריכה, **או** צמיחה, **או** גידול החוב החיצון ו/**או** הגדלת התלות הכלכלית־מדינית עקב תמיכות ממדינות אחרות.

מלוח 2 אפשר לראות באיזו מידה רופף הקשר בין קצב הצמיחה של המשק לבין הוצאות הביטחון, כגורם יחיד. בשנת 1982 פחתה הצריכה הביטחונית, דבר שאיפשר את הגדלת ההשקעה המקומית, בד בבד עם עלייה בצריכה הפרטית גם ללא גידול התוצר — אבל יש לזכור, שהדבר התאפשר גם הודות לגידול עודף היבוא וחלקו במקורות. בשנת 1973 גדלו הוצאות הביטחון, בעקבות מלחמת יום הכיפורים, ועם זאת גדלו גם ההשקעות והצריכה הפרטית — שוב, רק הודות לגידול בעודף היבוא. לעומת זאת היו שנים כמו 1967 או 1977, שבהן ירדו ההשקעות, אגב גידול איטי בתוצר, אף שהוצאות הביטחון פחתו וגם גידולה של הצריכה הפרטית היה מתון ביותר. שינוי חד בהוצאות הביטחון לא גרם אף באחת מהשנים לשינוי בולט בתוצר, כשם שלא ניתן להבחין בהשפעת התנודות ברמת ההשקעות על קצב גידול התוצר באותה שנה. כאמור, מחקרים שנערכו בנושא האטת הצריכה לא ייחסו אותה להעדר כושר ייצור. מכאן חיזוק למסקנה, כי מגבלת המקורות אינה מחייבת מראש, בכל מצב, שגידול בהוצאות הביטחון יבוא על חשבון השימושים האזרחיים במקורות, או יגרום לגידול בעודף היבוא[20,19]; ייתכן שהוא יביא דווקא לעליית הניצולת של גורמי הייצור.

4. בכל התקופות האחרות נמצא מיתאם חיובי, ולרוב מובהק, בין הוצאות הביטחון לבין משתנים המייצגים את הצמיחה — התל"ג (הכולל ולנפש), מלאי ההון וההשקעה. במספר מקרים הקשר היה חזק במיוחד. בבדיקה C, 24 הגיע מקדם המיתאם ל־5.039. משמע, שקצב השינוי במלאי ההון למועסק היה גדול פי חמישה משיעור השינוי בנטל הביטחון המקומי. המיתאמים החיוביים משקפים את העובדה, שבקרב

---

19 מחקרים בארצות אחרות אכן מראים, שהוצאות הביטחון אינן גדלות רק על־חשבון ההשקעות אלא גם על־חשבון הצריכה ו/או החיסכון. ראה: Chester, E., "Military Spedning and Capitalist Stability", *Cambridge Journal of Economics*, 1978.

20 Hartley, K. and McLean, "U.K. Defence Expenditure", *Public Finance*, No. 2, 1981.

הגורמים הקובעים את שיעור הצמיחה אין משקלן של הוצאות הביטחון גדול כפי שניתן היה לשער מראש. עוצמתם של הגורמים האחרים היתה חזקה יותר, כך שבתקופות של צמיחה מהירה נבלעה ההשפעה הבולטת שהיתה לגידול הוצאות הביטחון. יש לזכור, שנטל הביטחון אינו מתבטא רק בהוצאות הביטחון הנמדדות; יש לו גם "גלגולים" חשובים אחרים, כמו כוח העבודה, המושפע מממדי הגיוס, או התעסוקה והפריון, המושפעים משירות המילואים; גם מגבלת מאזן התשלומים, שעוד תידון בהמשך, רגישה ביותר להיקף היבוא הביטחוני, הישיר והעקיף.

5. יש להיזהר מן המסקנה המוטעית, שמיתאם גבוה בין ביטחון לצמיחה משקף קשר סיבתי. בממצאים, שנויים במחלוקת, לגבי מדינות מתפתחות שבהן נמצא מיתאם זה חיובי, מדובר במשקים עם קצבי צמיחה איטיים — בעוד שבישראל נמצא מיתאם שלילי, בתקופות של צמיחה איטית. אפילו משקף המיתאם החיובי, בארצות מתפתחות, קשר סיבתי — מתאפשר תהליך זה הודות לניצול גורמי ייצור מובטלים, בעקבות הפעילות המתעוררת עם ההתעצמות הביטחונית[21]. מצב כזה לא היה אופייני למשק הישראלי באיזו עת שהיא — שכן זהו משק המצטיין, לאורך זמן, בתעסוקה מלאה ובעודף ביקוש מתמיד[22].

במידה שקיים "מכפיל" של ביקוש אזרחי להוצאות הביטחון, הוא נתקל במגבלת עודף היבוא ומתבטא בלחץ אינפלציוני.

6. כפי שניתן לראות מן הנספח, היו כל מקדמי ההסבר של המיתאמים המובהקים (R^2) גבוהים למדי. עובדה זו אין בה כדי לסתור את האמור לגבי הקשר הסיבתי. ניתן לשער, שהן הוצאות הביטחון והן שיעור הצמיחה נמצאים במיתאם סדרתי עם זמינות מקורות המימון של עודף היבוא. במלים אחרות, ככל שיבוא ההון גדל, הוא מאפשר את הגדלת הוצאות הביטחון ואת המשך הצמיחה של המשק בעת ובעונה אחת — ואינו מחייב העברת מקורות מתחום לתחום.

3. טיעון "התרומה החיובית" — הבהרות וביקורת

הטיעון בזכות "ריבוי ביטחון" נשען על כמה תופעות, המעידות לכאורה על "תרומה חיובית" של הוצאות הביטחון לצמיחה ולשיפור מאזן התשלומים. כפי שיוסבר להלן, מדובר לרוב בתרומה מדומה, והטיעון האמור אינו אלא פרשנות מוטעית ופרי ניתוח חד־צדדי ובלתי מאוזן.

הטענה הראשונה היא ה"גלישה" הטכנולוגית (Spill-over effect). לפי טענה זו, מתנהל תהליך יישום של טכנולוגיות — שפותחו במקורן לצורכי ביטחון וצבא — למטרות אחרות ובתחומים אחרים. ברם, תהליך זה אינו ייחודי לנושאים צבאיים. גלישה טכנולוגית היא תופעה דו־סיטרית, בין־ענפית ובין־תחומית. אנו עדים ליישומים מדי יום ביומו — בין מחקר בסיסי לשימושי, בין מחקר שימושי לייצור מסחרי, ובין תחום מחקר, או ייצור, אחד למשנהו. בתעשיות צבאיות מיישמים טכנולוגיות, שמקורן בתחומים אחרים — כלומר "גולשים" בכיוון ההפוך. לכן קיים מיתאם גבוה בין הרמה הטכנולוגית הכללית לבין הפוטנציאל הטכנולוגי הצבאי.

אין כל סיבה להניח, שמקורות המושקעים בפיתוח טכנולוגי צבאי מניבים יותר טכנולוגיה ומאפשרים יותר גלישה משהיו מניבים אילו הוקצו לתחומים אחרים[23]. אין סיבה הגיונית לקבוע, כי מדענים וטכנאים — המועסקים בפיתוח ובייצור כלי משחית ומערכות צבאיות — יגלו בפעילותם זו יותר סגולות יצירתיות משהיו מגלים אילו עסקו במחקר בסיסי, או שימושי, שלא למטרות הרס והרג. לפיכך, הטיעון שריבוי

---

21 כגון גידול בביקוש האזרחי, בעקבות הרגלי צריכה חדשים של החיילים; הכשרה מקצועית של יוצאי הצבא; פיתוח כושר הייצור של המערכת המשקית, באמצעות שירותים דו־שימושיים (צבאיים־אזרחיים) כרשתות התחבורה, התקשורת, המטאורולוגיה וכיוצא באלו.

22 להוציא אולי את התקופה שלאחר מלחמת ששת הימים, שבאה מיד לאחר המיתון.

23 לעיתים מטילה הסודיות הביטחונית יותר הגבלות על גלישה כזאת מאשר על תחומים אחרים, שגם בהם ישנם מכשולים לרוב להתפשטות הטכנולוגית על רקע מסחרי, באמצעות פטנטים וזכויות יוצרים.

הוצאות הביטחון והקדשת אמצעים לפיתוח אמצעי לחימה מעלה את רמת הטכנולוגיה לטובת כלל המשק מופרך מיסודו, ומתעלם מהשימושים האלטרנטיביים של מקורות אלה — שהיו עשויים לתרום למשק לא־פחות ואולי אף יותר.

התופעה השנייה היא תרומתה הגדולה והישירה של התעשייה הביטחונית לגידול היצוא והתל"ג. העובדה, שחלק גדול ביותר מן היצוא התעשייתי מקורו במפעלים המייצרים כלי נשק וציוד צבאי — או שהקמתם ופיתוחם נשענו בעיקר על הזמנות מערכת הביטחון (כמו התעשייה האווירית ומפעלי העזר בתחומי האלקטרוניקה והקשר), והם נהנים באופן מסחרי מהמוניטין של ניסיון מבצעי — אינה עדות לתרומה של מערכת הביטחון לצמיחה ולמאזן התשלומים, אלא בעיקר למשקלן הגדול של הוצאות הביטחון המקומיות בכלל השימושים.

אם תפוקת התעשייה הביטחונית מהווה כ־25 אחוזים מכלל התוצר בתעשייה, אין תמה שהיצוא הצבאי־ביטחוני מהווה כ־20 אחוזים מהיצוא התעשייתי[24].

מכל מקום, אין לראות בממדים אלה של יצוא, המגיע לשליש עד 40 אחוזים מתפוקת תעשיות הביטחון, תופעה יוצאת דופן. מפעלי תעשייה לא מעטים מייצאים שיעור גבוה בהרבה מתוך תפוקתם, ואילו קמו — במקום תעשיות ביטחון אלו — מפעלים אזרחיים (או אילו הוסבו חלק ממפעלים אלה לפסי ייצור אזרחיים) ייתכן כי היו משיגים אחוזי יצוא גדולים יותר. בממוצע, מגיע היצוא לכ־50 אחוזים מהייצור בתעשייה.

אך הבעייתיות של היצוא הביטחוני מורכבת עוד הרבה יותר. עקב הספקות באשר לבסיסה הכלכלי, שכן חלק לא מבוטל ממנו מבוסס על תמחיר שולי — בעוד שעלות הפיתוח והשקעות היסוד מכוסות על־ידי הקניות המקומיות של מערכת הביטחון. למעשה, הבעיה איננה היצוא — אלא כלל הייצור העצמי, שהוא בעל השפעה כבדה על הצמיחה דרך החלפת יבוא או יצוא: אם עלותו עולה על מחירי היבוא או על תמורת היצוא, הוא עלול לעכב את הצמיחה ולהרע את מאזן התשלומים; רק אם העלות שווה לאלה, או פחותה מהם, תרומתו לצמיחה ולמאזן התשלומים חיובית. קביעה נכונה של עמדה והערכה בנושא זה כרוכה בדיון ספציפי ובהשוואת איכות וביצועים.

יש אפוא להבחין, כללית, בין שני סוגי ייצור:

1. מוצרים שניתן לייצרם במחיר תחרותי למחירי היבוא או היצוא. ייצור ויצוא זה כדאי למשק ותורם לעידוד הצמיחה ולשיפור מאזן התשלומים. ה"עוקץ" שביצוא זה, כפי שמלמד נסיונה של ישראל בעבר, טמון בקיום מיגבלה מדינית ומוסרית באשר לממדיו — מגבלה שהיא חמורה ואפקטיבית, אולי יותר מכל מגבלה כלכלית או טכנולוגית. מכל מקום, יצוא זה עומד על רגליו הכלכליות — ואינו נזקק לגידול השוק הביטחוני המקומי לשם הרחבתו.

2. מוצרים שעלות ייצורם המקומי גבוהה ממחירי היבוא או תמורת היצוא. ההחלטה בדבר ייצורם המקומי היא, בעיקר, פרי השיקול של הפחתת התלות המדינית והסיכון שבאמברגו — שיקול שמכל מקום אינו מסייע לצמיחה, אלא מעכב אותה, במנעו שימוש אלטרנטיבי בגורמי הייצור לתפוקה בעלת ערך גבוה יותר. משהוחלט על ייצורם, חשוב ביותר להישאר במסגרת היקף ייצור מינימלי ולצרכים עצמיים בלבד. במציאות קיים לא מעט עודף כושר ייצור — קבוע או זמני — המאפשר יצוא המתבסס על תמחיר שולי. מצב זה מעיד על השקעות ופיתוח־יתר בלתי כדאיים בעבר. הנזק הכלכלי במצבים אלה כפול: לא זו בלבד שפותח ייצור בלתי־כדאי, אלא שמסיבות שונות (לעיתים בתקווה להופכו לכדאי בעתיד על־ידי הגדלת סדרות הייצור) נבנה עודף כושר ייצור הדרוף ליצוא שולי.

אי אפשר למיין ולהעריך את היצוא הביטחוני, או את כלל הייצור, לפי קריטריונים כלכליים אלה, בלי לחשוף ולנתח את נתוניו הכלכליים החסויים, אולם סביר להניח, שבכל אחת משתי הקטיגוריות הנזכרות, הכדאית והבלתי־כדאית, מצוי חלק בלתי מבוטל מהייצור ומהיצוא. השאלה המכרעת כאן היא, מה המחיר — במונחים של סטייה ממחירי היבוא — המשמש כהנחייה לאישור פרוייקטים לייצור מקומי? דוגמה בולטת לכך הם הפרוייקטים ה"כבדים" של פיתוח טנק ה"מרכבה" ומטוסי ה"כפיר" וה"לביא".

---

[24] ראה נויבך, א', "נטל הביטחון על כלכלת ישראל", מחיר העוצמה, הוצאת מערכות, תל־אביב, 1984. יתר הנתונים מבוססים על לוח ו–11 בדו"ח בנק ישראל לשנת 1983.

אין כל ספק, כי ההצלחות הטכנולוגיות (גם אם מתעלמים מההערכות והמחמאות העצמיות של מומחים הקרובים או קשורים לממסד הייצור) אינן כלל עדות לתבונה הכלכלית שבהחלטה על ייצור עצמי. אין בהן כדי להוכיח, כי האמצעים שהושקעו בפיתוח הכלים הללו בעבר (ולגבי ה"לביא", גם בעתיד) לא היו יכולים להתבטא במספר גדול יותר של טנקים ומטוסים מיובאים (באיכות קרובה, לפחות) ובהבטחת עוצמה צבאית גבוהה יותר — גם היא מיבוא, תוך השגת תוצר לאומי גולמי גדול יותר. גם היתרון של השתחררות מתלות לוגיסטית, באמצעות ייצור עצמי, טרם עמדה במבחן מעשי קריטי. התלות ברכיבים מיוחדים כמנועים, חלקים ומערכות שונות, ואף בסיוע כספי, דייה כדי להטיל ספק ביעילותו של הטיעון לאי־תלות.

הטענה בזכות היתרון לייצור העצמי ביישום לקחים מבצעיים — משקלה מזערי. לרוב ניתן להתקין שיפורים וערכות ספציפיות, לפי דרישות המזמין, גם במוצרי יבוא. קשה להניח, כי מגבלה זו יכולה להכריע את הכף לטובת ייצור עצמי של כלים כבדים ומורכבים, שרק מדינות מספר בעולם — מעצמות תעשייתיות וטכנולוגיות עם סדרות ייצור גדולות ביותר — מסוגלות לייצרם ביעילות. מכל מקום, חובה למנוע חריגה מעל לכ־10 אחוזים ממחיר השוק, בגין יתרונות שאינם ניתנים לכימות.

ייתכן אפוא, כי בעטיה של ההחלטה על ייצור עצמי, לא זו בלבד שנפגעה הצמיחה של המשק; גם מלאי הכלים האלה קטן, הצטמצם יותר משיכול היה להיות אלמלא כן. העוצמה הצבאית נפגעה והאפשרות של שיתוק הייצור המקומי על ידי אמברגו מדיני נשארה בעינה.

ניתוח התהליכים והבעיות אינו מסייע, אם כך, להצדיק את הטענה שריבוי הוצאות ביטחון וייצור מקומי — בעלות שמעל למחירי היבוא — יכולים להחיש את צמיחת המשק, לשפר את מאזן התשלומים או אפילו להגביר את העוצמה הצבאית ולהפחית מהתלות בגורמי חוץ.

לוח 3

נטל הביטחון וקצב הצמיחה, 1950–1981

(באחוזים, ממוצעים חמש־שנתיים)

התקופה	נטל הביטחון	גידול התל"ג לנפש
1955–1951	6.5	7.2
1960–1956	10.2	4.9
1965–1961	9.6	6.0
1970–1966	18.6	5.4
1975–1971	27.9	3.5
1980–1976	24.8	2.8
1982–1981	21.9	0.4
1982–1973	22.8	1.4

המקור: מעובד לפי הירחון הסטטיסטי, מוספ מס' 6, יוני 1983 והשנתון הסטטיסטי, 1983.

4. התהליכים וקשרי הגומלין המקרו־כלכליים

נטל הביטחון הוא גורם אחד מרבים המשפיעים על הפעילות הכלכלית ועל צמיחת התוצר. אפשר ששינויים בנטל לא יתבטאו בו־זמנית בתוצר, או שיתבטאו בו אך במעט, עקב פעולה מקזזת של גורמים אחרים. אלה האחרונים עשויים לפעול הן על השימושים, כצריכה אזרחית (ציבורית ופרטית) והשקעה, והן על המקורות — כתעסוקה ופריון ייצור או עודף היבוא ויבוא ההון. משום כך לא תמיד יש קשר סטטיסטי גלוי בין הוצאות הביטחון לרמת התל"ג. לעיתים מגמתם אף מקבילה — לכאורה, בניגוד להיגיון הכלכלי. תהא זו אפוא טעות לראות קשר סיבתי בין מגמות מקבילות אלה.

לוח 2 ודיאגרמה 1 (הקווים הדקים) מראים עד כמה חסרות עקיבות בין התנודות השנתיות של משתנים אלה. לעומת זאת, בולטות (במיוחד באופן גרפי) מגמות עקיבות יותר, לפחות מבחינת הכיוון על פני תקופות יותר ארוכות (ממוצעים חמש־שנתיים בלוח 3, והקווים העבים בציור 1). ממלחמת ששת הימים ועד לאחר מלחמת יום הכיפורים עלה הנטל הביטחוני באופן תלול, כאשר קצב הצמיחה פוחת והולך. במחצית השנייה של שנות ה־70 פחת הנטל הביטחוני, בלי שתתלווה לכך התאוששות הצמיחה. מאז שנת 1980 התייצב הנטל אגב נטייה לגידול, וקצב הצמיחה לנפש הואט. נראה כי מאז אמצע שנות השבעים נחלשה הרגישות של הצמיחה לגודל נטל הביטחון.

לא כאן המקום להסברים אפשריים להאטה בצמיחה[25], שאינה נובעת במישרין משינויים בנטל הביטחון. אולם מהניתוח דלעיל עולה, כי למרות ההשפעה הנכבדת הנודעת לנטל הביטחון על צמיחת המשק — בוודאי שבטווח הארוך, לאחר שהשפעתו המצטברת חייבת להתבטא — יכולים גורמים מסוימים לפעול במגמה סותרת ולדחות ולטשטש, לתקופת ביניים ובאופן ארעי, את ההשפעה הבולמת שיש להוצאות הביטחון על הצמיחה. בתקופות ביניים אלה ניתן להבחין בכיוונים זהים של מגמות נטל הביטחון והתוצר; אך רב המרחק מכאן עד למסקנה, כי "יותר ביטחון — יותר צמיחה".

לשם הבנת התהליכים, מן הראוי לאתר את הגורמים האקסוגניים, ולזהות השפעות מקוריות וראשוניות — להבדיל מאלה התוצאתיות. לפנינו שני מכלולים אקסוגניים וראשוניים: קווי המדיניות של שתי הממשלות, זו של ישראל וזו של ארצות הברית, בכל הנוגע לסיוע הביטחוני והכלכלי.

בעצם קביעת גובהן של הוצאות הביטחון קובעת ממשלת ישראל, בו־זמנית או בהמשך השנה, את גובה השימושים המקומיים האחרים על־ידי הפעלת מיגוון של כלי המדיניות שבידיה: פיסקלית, מוניטרית, שער חליפין, השפעה על מדיניות השכר וכדומה. כלים אלה משפיעים במישרין — ובעקיפין, באמצעות תהליכי התאמה הנגזרים או המתעוררים מהפעלתם — על שיעורי החיסכון, הצריכה הפרטית וההשקעה של המגזר העסקי וכן על משתני המפתח, שהם שיעורי ההשתתפות בכוח העבודה, רמת התעסוקה והאבטלה, פריון הייצור ודומיהם. הואיל והן ההשפעות הראשוניות של צעדי הממשלה והן אלו המשניות פועלות על שיעור צמיחת המשק, לא יהיה נכון לייחס לגורם הביטחון בלבד את השינויים בצמיחה. לא פחות משמעותית מהעלאת הוצאות הביטחון היא ההחלטה, או אי ההחלטה, בדבר צמצום פעילות אחרת של הסקטור הציבורי או אי־שינוי במיסוי. במלים אחרות, המצרף "חבילת" המדיניות כולו הוא הגורם לשינויים בצמיחה — ואין לשלוף מתוכו רכיב אחד, חשוב ככל שיהיה, וליחס לו את השינוי בצמיחה. אין מדובר כאן רק בניסוח או בסמנטיקה, אלא במהות — שכן אילו הוגדל המיסוי וצומצמה הצריכה האזרחית הציבורית, אפשר היה להגדיל את נטל הביטחון בממדים המתאימים — בלי לצמצם את ההשקעה או להאט את קצב הצמיחה. אפשרית גם אסטרטגיה אחרת: להגדיל את נטל הביטחון לא בדרך של צמצום בשימושים המקומיים, אלא באמצעות הגדלת היקף המקורות — דרך יבוא הון ועודף יבוא גדול יותר. ואכן, זה מה שאירע בפועל — יבוא הון מוגדל בד בבד עם ניפוח רמת המחירים המקומיים מחמת עודף ביקוש מקומי.

הגורם החיצוני השני הוא הסיוע הכלכלי והביטחוני של ממשלת ארה"ב[26] הקובע, בגובה נתון של הוצאות ביטחון ויבוא הון אחר, את רמת השימושים המקומיים והתוצר. עם זאת יש להדגיש, כי הקשר בין גודל הסיוע לגובה הוצאות הביטחון ושיעור הצמיחה אינו חד־סיטרי — קיימת ביניהם תלות הדדית הדרוקה למדי: מחד גיסא, מושפע גובה הסיוע מהערכת "צורכי הביטחון" המוגשים לממשלת ארה"ב, ומאידך, נקבעת רמת הוצאות הביטחון סופית בהתחשב בגובה הסיוע המובטח. אף אחד משני גורמים אלה אינו "חיצוני" לחלוטין, ולמעשה הם נקבעים סימולטנית.

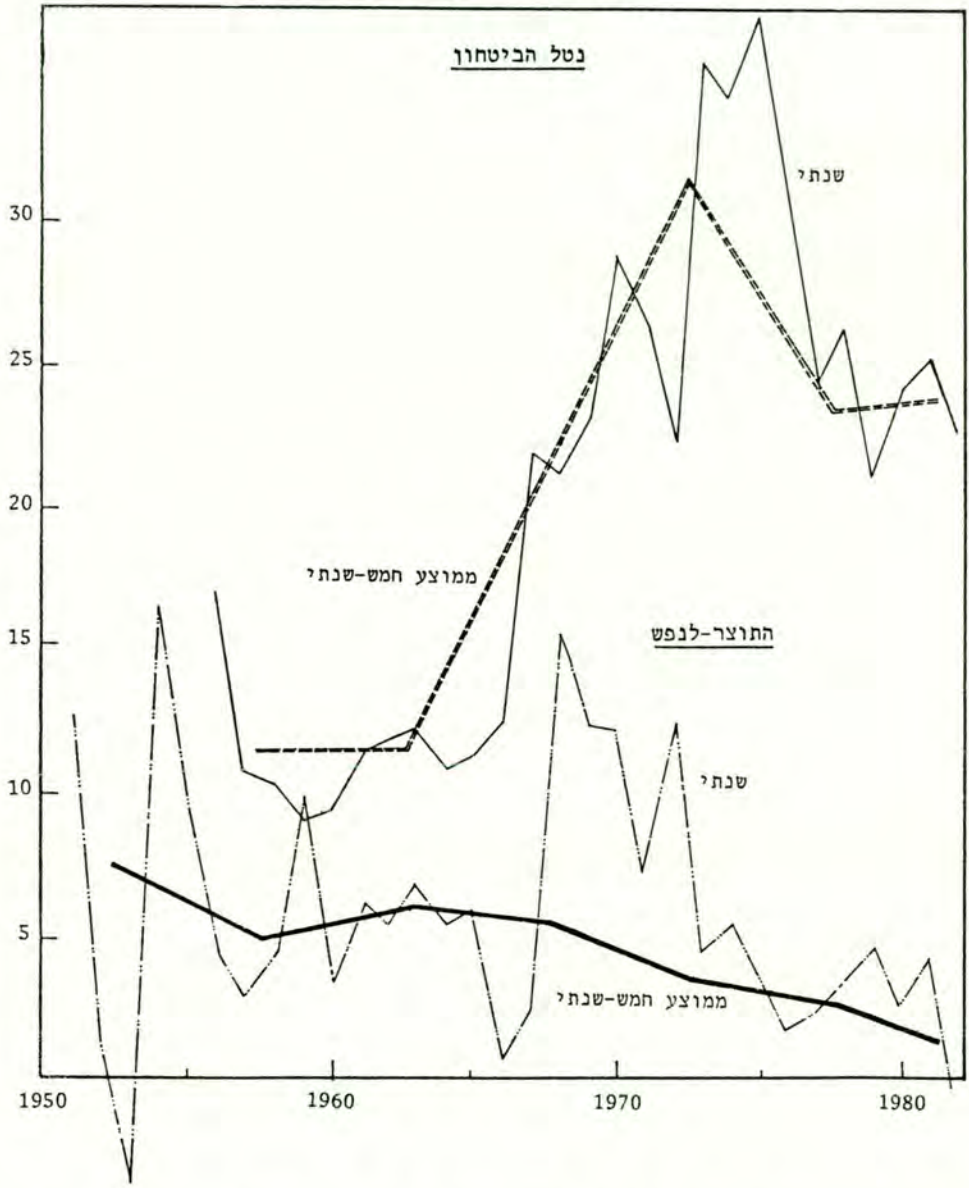
---

[25] ניתוח של סיבות אלה אפשר למצוא אצל זוסמן 15 ואצל אבלין, ד', "עשור אבוד של צמיחה?" **סקר בנק ישראל** 49–48, 1979, ירושלים.

[26] גם למקורות האחרים של יבוא הון יש השפעה דומה, אולם אין הם פונקציה של החלטה ריכוזית חיצונית, אלא פרי החלטת הממשלה בישראל (אולי לא תמיד במודע) להזרקק להם — לפי תנאיהם, ובמסגרת מערכת השיקולים המסחרית.

דיאגרמה 1

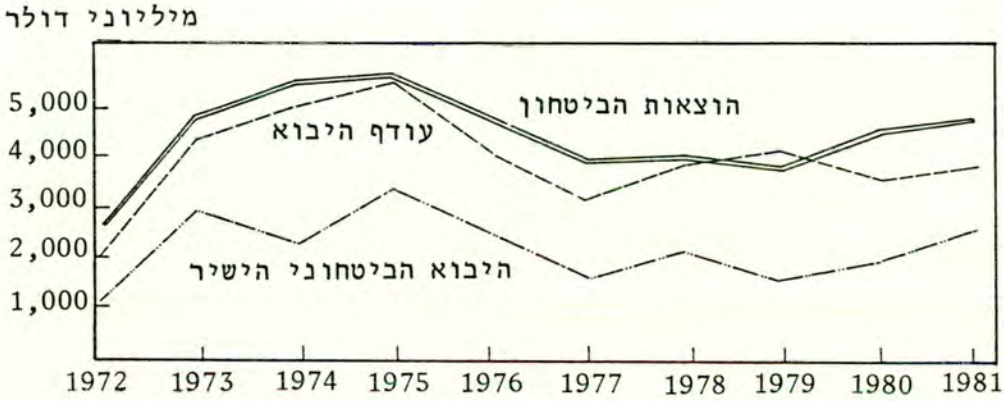
נטל הביטחון (D/Y) וקצב גידול התוצר הריאלי לנפש (dy/p), 1950–1982
(אחוז שנתי, וממוצע של חומש)



תוספת יבוא ההון שאיפשרה את הגדלת הוצאות הביטחון התבטאה גם בגידול החוב החיצוני ובנטל על מאזן התשלומים. מכאן, שייחוס ההאטה בצמיחה במרוצת העשור האחרון למגבלת מאזן התשלומים מצביע, בעקיפין, על הביטחון כגורם הראשוני. הקשר ההדוק שבין גובה הוצאות הביטחון לעודף היבוא בולט מעיון בלוח 4 ובדיאגרמה 2: ב־8 מתוך 10 השנים האחרונות היווה היבוא הביטחוני מעל למחצית של עודף היבוא, ושלושת המשתנים התפתחו באופן מקביל למדי.

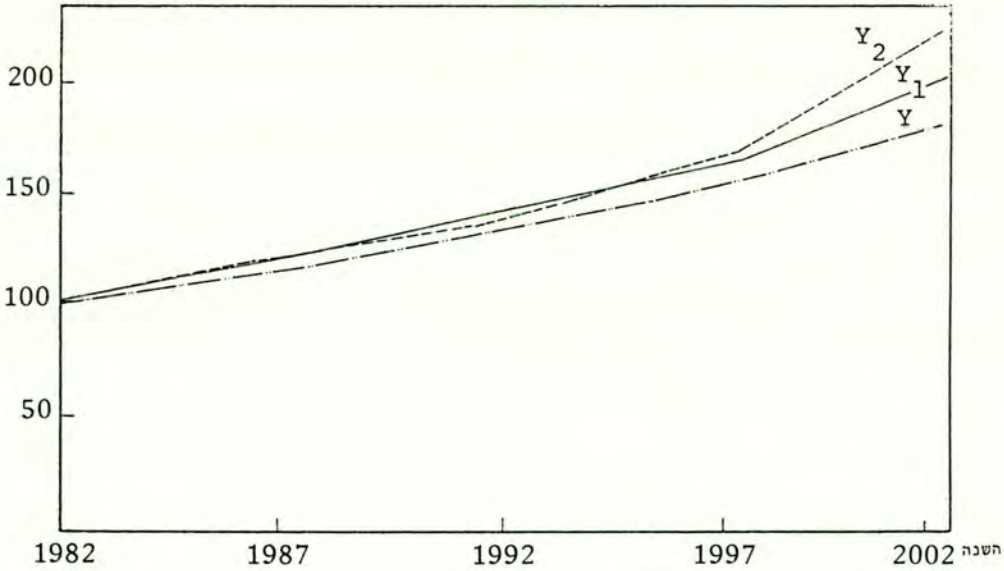
דיאגרמה 2

הוצאות הביטחון ועודף היבוא, 1972 עד 1981



דיאגרמה 3

התל"ג במסלולי צמיחה לפי פריסה אלטרנטיבית של נטל הביטחון*, 1982 עד 2002



* להגדרת המסלולים ראה לוח 5 ופרק 6.ב.

לוח 4

סך הוצאות הביטחון, היבוא הביטחוני ועודף היבוא, 1972–1981
(במיליוני דולרים של 1980*, באחוזים)

השנה (1)	סך כל הוצאות הביטחון (2)	היבוא הביטחוני: ישיר (3)	היבוא הביטחוני: עקיף (4)	היבוא הביטחוני: סך הכול (5)	עודף היבוא (6)	הוצאות הביטחון כאחוז מעודף היבוא (7) = (2):(6)	היבוא הביטחוני כאחוז מעודף היבוא (8) = (5):(6)
1972	2,722	889	221	1,110	2,022	135	55
1973	5,011	2,149	907	3,056	4,508	111	68
1974	5,742	1,923	421	2,344	5,210	110	45
1975	5,863	2,641	886	3,527	5,745	102	61
1976	5,065	2,116	532	2,648	4,354	116	61
1977	4,181	1,392	307	1,699	3,291	127	52
1978	4,155	1,933	406	2,339	4,043	103	58
1979	4,065	1,304	357	1,661	4,281	95	39
1980	4,815	1,692	457	2,149	3,832	126	56
1981	5,001	2,002	680	2,682	4,021	124	67

* כל הנתונים הועברו למחירי 1980 לפי שער החליפין השוטף והדפלטור של התל"ג בארה"ב.
מקור: עודף היבוא והיבוא הביטחוני הישיר — השנתון הסטטיסטי לישראל, 1982; היבוא הביטחוני העקיף — לפי ברגלס (ר' הערה 14), סך הוצאות הביטחון — מוסף לירחון הסטטיסטי לישראל, יוני 1983.

לסיכום, העלייה התלולה של הוצאות הביטחון בעקבות מלחמת יום הכיפורים, וההחלטה לקיים רמה גבוהה זו ללא הקיצוץ המתחייב בצריכה המקומית, הם שהביאו — בצד משבר הדלק וההרעה בתנאי הסחר של ישראל — לקיפאון בצמיחה לקראת סוף העשור. המחשבה, כי הסיוע האמריקני יאפשר להימנע מפגיעה ברמת החיים או בכושר הצמיחה, נתגלתה כאשליה. כל שהסיוע עשה היה להקל, במידת מה, על הקיצוץ המתחייב בצריכה — ובעיקר, לדחות את "יום הדין" של האטת הצמיחה ורמת החיים למועד מאוחר יותר. הסיוע גם לא מנע את הסחרור האינפלציוני המתמשך ואת נזקיו ארוכי הטווח — למאזן התשלומים, ליעילות השימוש במקורות ולשיעור החיסכון והצבירה במשק — אף כי אין לטעון, כי הוא לא תרם למיתון תהליך זה.

5. הסיוע האמריקני

שוררת מידה ניכרת של אי־בהירות באשר להתייחסות לסיוע האמריקני — הן לעובדות והן להשלכותיו על מאזן התשלומים ועל הנטל הביטחוני ה"אמיתי" (בניכוי הסיוע) של ישראל.

לויתן וברגלס[27] מפרידים בין רכיב האשראי לרכיב המענק בסיוע האמריקני. לדברי ברגלס הגיע ערך המענקים (לרבות שווה־הערך של הריבית הנמוכה על ההלוואות) בתקופה 1974 עד 1980 ל־775 מיליוני דולרים לשנה, סכום השווה לפחות להלוואות הביטחוניות. מענק מעין זה מהווה 17 אחוזים מסך הוצאות הביטחון בתקופה הנדונה. מאחר שהנטל הביטחוני הכולל באותה תקופה היה כ־23 אחוזים מהתל"ג, הרי שכ־3.9 אחוזים מנטל זה מומן בסיועה של ממשלת ארה"ב ו־19.5 אחוזים הם "הנטל הנקי" על המשק הישראלי. נ' חסיד וי' לסר[28] אומדים את ה"מקורות העצמיים כאחוז ממקורות לשימושים מקומיים ללא

[27] ראה הערות 14, 13.
[28] נ' חסיד וי' לסר, "הביטחון והעוגה הלאומית", מחיר העוצמה, הוצאת מערכות, תל־אביב, 1984.

סיוע" (מדד האמור לבטא את נטל הביטחון, בניכוי הסיוע האמריקני והיבוא הממומן מסיוע זה) בשיעור של 14.2 אחוזים מהשימושים המקומיים (או 13.3 אחוזים בלי ההוצאות להיערכות הצבאית החדשה בנגב), בהשוואה לשיעור של 20.5 (18.7 אחוזים ללא ההיערכות) בלא ניכוי הסיוע. משמע, שהסיוע מתבטא בצמצום הנטל בשיעור של בין 6.3 ל־5.4 אחוזים מהשימושים המקומיים, שהם 6.3 עד 7.3 אחוזים מהתוצר. לעומת ממדי הסיוע, מעורר הניתוח של טיבו כמה ספקות באשר למסקנות ולפירושן. ראשית, קיימת הערכה (ראה ברגלס), כי ייתכן שגם הסיוע הכלכלי הלא־צבאי קשור בגידול הצרכים הצבאיים — ונועד למנוע ירידה של רמת הפעילות האזרחית עקב העלייה בצורכי הביטחון. (נקודה זו נדונה גם במאמרו של אסף רזין[29]).

שנית, אפשר להניח שאילו צומצם הסיוע הביטחוני, לא היה הצמצום מתבטא במלואו בקיצוץ היבוא הביטחוני. לדברי חסיד ולסר היווה היבוא הביטחוני, הממומן בכספי־סיוע, 42 אחוזים ב־1975 ו־36 אחוזים ב־1980. אפשר להניח, כי קיצוץ רב־ממדי בסיוע היה מחייב להגדיל את חלקו של המטבע החופשי במימון, לא רק באופן יחסי אלא גם באופן מוחלט, כדי להחליף מימון סיוע בנושאים חיוניים.

לפיכך ניתן, למעשה, לראות גם בסיוע המוגדר כ"ביטחוני" סיוע כלכלי אזרחי, שכן הוא מונע לפחות בחלקו צמצום פעילות כלכלית שהיתה מתחייבת בהיעדרו. הסיוע של ממשלת ארה"ב (לרבות זה שאינו ביטחוני), שהסתכם ב־417.6 מיליוני דולרים בשנים 1974 עד 1980, עמד לפי ברגלס על שווי של 1.25 מיליארדי דולרים לשנה (כולל שווה־ערך המענקים הכלולים באשראי זול). סיוע זה איפשר לישראל לקיים הן רמת הוצאות ביטחון והן פעילות כלכלית גבוהות יותר משניתן היה לקיים ללא סיוע בהיקף כזה.

כיצד מתחלקת ההשפעה של הסיוע בין שני התחומים היא שאלה היפותטית, כי התשובה עליה מחייבת להניח "מה היה אילולא?" — דבר שאיש אינו יכול לקבוע בוודאות וללא שרירותיות וסובייקטיביות. מכל מקום ברור, כי ההסתמכות על ההבחנה הפורמלית־הסטטיסטית בין מה שנקרא "סיוע ביטחוני" לבין הרשום כ"סיוע כלכלי" היא לכל היותר בגדר אינדיקציה קלושה או קירוב. מסקנה זו אמורה גם לגבי הקביעה מהו "נטל הביטחון הממשי" שנושא המשק הישראלי, בניכוי הסיוע האמריקני; או, בניסוח אחר — איזה חלק מהנטל הביטחוני של הישראל מוטל למעשה על משלם המסים האמריקני. יש להעריך את הסיוע האמריקני בכללו — הביטחוני והאזרחי כאחד — ואי אפשר להפריד בין תחומים אלה, המשולבים זה בזה.

6. אוסציות לאסטרטגיה כלכלית־ביטחונית לעתיד

צמצום נטל הביטחון יביא לשחרור מקורות לשימושים אחרים — אולם מהם השימושים שייהנו ממקורות מתפנים אלה? האם ניתן לכוון את השימוש במקורות המתפנים לעדיפויות הרצויות? ואם כן, מהן ההשלכות של שינויי כיוון אלה?

השפעה ישירה של הממשלה על השימושים האלטרנטיביים, במלוא ערך הקיצוץ ובלי להשפיע על הביקוש המיצרפי במשק, יכולה לחול — בתנאי שלא יצומצמו המסים או היקפו הריאלי הכולל של תקציב הממשלה[30]. במקרה זה, ההפחתה בהוצאות הביטחון תעמוד בשלמותה לרשות השימושים האזרחיים של הסקטור הציבורי — ועל הממשלה יהיה להקצותם בין העלאת רמת השירותים הציבוריים והרווחה לבין השקעות בפיתוח. התוספת הפוטנציאלית לצמיחת המשק תהיה גדולה יותר, ככל שיגדל חלקן של ההשקעות במשאבים המתפנים, וכן חלקם של שירותים המהווים צוואר בקבוק לפיתוח (הכשרה מקצועית, פיקוח איכות, מחקר מדעי יישומי ודומיהם).

אם תעדיף הממשלה להפחית את נטל המס, במקביל להפחתת נטל הביטחון, יש להניח כי רק חלק מהעלייה בהכנסה הפרטית הפנויה יופנה לחיסכון והשקעה — בעוד שחלקה האחר ישמש להגדלת

---

29 א' רזין, "על הדבש ועל העוקץ — השפעת הסיוע האמריקני", **מחיר העוצמה**, הוצאת מערכות, תל־אביב, 1984.

30 אם יחולו בו־זמנית שינויים הן במסים והן בסך הוצאות הסקטור הציבורי, תהיינה לכך השפעות רבות, עקיפות — אך בניתוח זה הדגש הוא על ההשלכות הישירות, הניתנות להכוונה על־פי החלטות מינהליות של הממשלה.

הצריכה הפרטית. עם זאת יש להביא בחשבון גם השפעה אפשרית, בטווח הארוך, על התמריץ לעבודה, שהגברתו כמוה כעידוד הפריון.

א. תרגיל חיזוי

כדי להדגים את הקשר הכמותי שבין נטל הביטחון לבין שיעור הצמיחה נערך תרגיל חיזוי, המשווה מסלולים שונים של צמיחה וביטחון לפי הנחות מוגדרות. ברור, כי תיאור זה הוא סכימטי, ונועד להצביע על כיוון וסדר־גודל — כשהחישובים גולמיים, מעוגלים ומבוססים על אומדן מקורב של ה־trade off בעבר בין צמיחה לביטחון.

בלוח 5 מוצג, בהתאם לכך, מודל פשטני — המדגים את הברירה בין צמיחה לביטחון, בשני מסלולים אלטרנטיביים, כאשר השפעת הגורמים האחרים הונחה כניטרלית. בשניהם הונחה ירידה של נטל הביטחון מתחת ל"צורכי הביטחון" למשך תקופה של 5 שנים, לשם הגדלת ההשקעה והחשת קצב צמיחת התוצר. באלטרנטיבה אחת, חוזר הנטל הביטחוני (D_1) לשיעורו הקודם עד תום השלמת הפיגור שנוצר בצורכי הביטחון — כעבור 10 שנים. באלטרנטיבה שנייה (D_2) מוחזר הפיגור בצורכי הביטחון תוך 5 שנים, מה שמחייב הגדלת הנטל מעבר לצורכי הביטחון השוטפים בתקופה זו. הנחות נוספות:

— הירידה בנטל הביטחון תופנה כולה להשקעות בנכסים קבועים, שיחישו את גידול מלאי ההון.
— המשק יחזור לפעילות, לפי מלוא כושר הייצור — ושיעור הצמיחה בפועל יתאם לפוטנציאל של גורמי הייצור (תעסוקה מלאה).
— נטל הביטחון יירד מ־23 ל־30 אחוזים מן התוצר, בתקופה 1983–1987, בעוד שההשקעה במשק תעלה מ־14 ל־17 אחוזים מהתוצר — דהיינו גידול של כ־20 אחוזים ברמת ההשקעה השנתית. שיעור גידולו הממוצע של מלאי ההון יעלה אף הוא בקצב מהיר יותר של 20 אחוזים, דהיינו ב־7.7 אחוזים לשנה — לעומת 6.4 אחוזים לשנה[31] בתקופה 1972–1983. היחס השולי הון/תפוקה היה בתקופה זו 2.00 (6.4:3.2);[32] זאת אומרת, ששיעור גידולו של התוצר יעלה ב־0.7 נקודות אחוז[33] על השיעור בעבר: 3.9 אחוזים לשנה, לעומת 3.2 אחוזים לשנה בעשור שחלף.

אולם בהתחשב בהאטת הצמיחה, שחלה בפועל בתחילת שנות השמונים (1.2 אחוז גידול בתוצר ב־1982 ואי גידול ב־1983), בד בבד עם המשך גידול מלאי ההון (4 אחוזים לשנה) — דבר המצביע על ירידה בניצולת — הונח יחס הון/תוצר נמוך יותר, כך שההפרש בשיעור הצמיחה בין שני המסלולים עוגל לאחוז אחד (מ־3 ל־4 אחוזים). לפיכך משקף אומדן זה trade-off בין נטל הביטחון לצמיחת התוצר ביחס של 3:1 (הפחתה של הנטל ב־3 אחוזים תתבטא בהחשת גידול התוצר באחוז אחד).

— צורכי הביטחון[34] (D טור (7)) היוו 23 אחוזים מהתוצר בשנת 1982 ויגדלו בעתיד, באופן בלתי תלוי, בשיעור שנתי של 3 אחוזים.

ב. התוצאות

הורדת נטל הביטחון למשך 5 שנים בשיעור של 3 אחוזים מהתל"ג, תיצור "גירעון ביטחוני" שיצטבר במהלך אותה תקופה ל־16.4 אחוזים מהתוצר של שנת הבסיס, 1982. פיגור זה בביטחון ייסגר בתקופה

---

31 לפי דו"ח בנק ישראל לשנת 1982 (לוח ב'–5). הנחה זו לגבי הגידול הנובע במלאי ההון, מוטה כנראה כלפי מעלה, שכן תוספת ההשקעה בשיעור 20 אחוז היא ברוטו, ללא ניכוי בלאי או גריטה.

32 אחוז השינוי במלאי ההון מחולק באחוז השינוי בתוצר. יחס זה מבטא גמישות התוצר להון = 0.5. אין זו גמישות "טהורה", שכן היא מושפעת משינויים בגורמים אחרים, בעיקר ביחס עבודה/הון ובפריון הייצור.

33 בהנחה של פונקציית ייצור מטיפוס קוב־דוגלס.

34 המושג "צורכי הביטחון הלגיטימיים" הוא פרובלמטי, והגדרתו המפורטת לא תנוסח כאן. מכל מקום, כוונתנו היא לממדי ההוצאה הניגזרים משמירת מאזן הכוחות עם ארצות העימות, תוך סבירות גבוהה של מלחמה.

המתחילה בשנת 1988, לפי שני מסלולים אלטרנטיביים (לצורך הדוגמה. ניתן, כמובן, לבחור במסלולים אחרים): האחד, חזרה לנטל של 23 אחוזים (טור 15) כפי שהיה לפני 1983 — עד לחיסול הפיגור. במקרה זה יימשך הפיגור עד שנת 1997/98, כלומר כ־15 שנים.

מסלול אלטרנטיבי שני (D_2) "מחייב" את חיסול הפיגור תוך 5 שנים, באותו קצב שבו נוצר. ההבדל בהנחות בין שתי האלטרנטיבות הוא אפוא באורך תקופת הפיגור בביטחון, היוצר חשיפה לסיכון ביטחוני.

אם תיבחר האלטרנטיבה של המסלול הראשון (לפי טורים 3, 4, 8) יחזור משנת 1988 גם קצב הגידול השנתי של התל"ג ל־3 אחוזים, עד לחיסול הגירעון הביטחוני (אך ברמה גבוהה יותר של התוצר — מדד 125.4 לפי Y_1, לעומת 119.5 לפי Y). משנת 1998 ואילך ישווה תקציב הביטחון ל־D, דבר שיתבטא בירידת נטל הביטחון ל־21.8 אחוזים (טור 15), ובתום תקופת התחזית, 5 שנים לאחר סגירת הפער הביטחוני, ירד הנטל עד ל־20.4 אחוזים. הירידה בנטל ממועד זה היא תוצאה של שני תהליכים: ירידה ישירה של הוצאות הביטחון לנוכח חיסול הפיגור מחד גיסא, ומאידך — החשה, בקצב מתגבר, של שיעור גידול התוצר, כפועל יוצא מירידת נטל הביטחון. קצב צמיחה זה יגבר בהדרגה עד ל־5.5 אחוזים לשנה בשנת 2002 (טורים 3 ו־4).

אם ייבחר המסלול האלטרנטיבי השני, יעלה נטל הביטחון בראשית החומש השני, בתום ההקלה בו, ל־24.5 אחוזים (טור 16) — פירושו של דבר, שהנטל יהיה כבד מאשר בתקופה שלפני הוויתור על צורכי הביטחון. לאחר חומש זה (משנת 1993 ואילך) תחול ירידה משמעותית בנטל, והוא יגיע, בתום תקופת התחזית, ל־18.5 אחוזים בלבד — אף כי הוצאות הביטחון (D_2) ישתוו לרמת D החל משנת 1993.

הכבדת נטל הביטחון במרוצת החומש השני, לשיעור גבוה מזה ששרר בתקופה שקדמה לשנת 1983, תגרור האטה בקצב הצמיחה השנתי של התוצר לכ־2.5 אחוזים. אך ההורדה בנטל לאחר שנת 1992 תשתקף בזינוק מחודש של קצב הצמיחה, העשוי להגיע ל־5.5 אחוזים בשנת 1997 (טור 6) ולאחר מכן ל־6 אחוזים לשנה — שיעור, שלפי ההנחה הבסיסית מהווה גבול לכושר הצמיחה, אפילו יפחת נטל הביטחון עוד יותר.

המסקנות העיקריות מתרגיל זה הן, כי עקרונית ניתן "להרוויח" צמיחה מזורזת תמורת צמצום מתוכנן בהוצאות הביטחון — בלי פגיעה בצורכי הביטחון בטווח הארוך. הואיל ואסטרטגיה כלכלית־ביטחונית מעין זו מחייבת הורדת הוצאות הביטחון, בטווח הקצר או הבינוני, אל מתחת לרמה של צורכי הביטחון — אפשר לנקוט מדיניות זו רק בתנאי, שלפי ההערכה לא יהווה הדבר סיכון־יתר. כלומר, שהתקופה שבה יהיו הוצאות הביטחון נמוכות מצורכי הביטחון לא תארך יותר מאשר תקופה של ירידה בסבירות המלחמה. במקרה של התגברות סכנת המלחמה, תחייב מדיניות כזאת הגדלה מהירה של נטל הביטחון לחיסול הפיגור המודע והמחושב.

"תרגיל" מעין זה המתואר לעיל הוא נטילת סיכון מחושב, דבר שהוא לחם חוקם של מדינאים. אפילו אין הדבר ערב לחכם של מפקדי הצבא, זו בהחלט בגדר מדיניות אחראית — שאנשי ציבור נבחרים מוסמכים לנקוט, ולעתים גם חייבים, עם כל הזהירות המתחייבת.

ההדמיה דלעיל מדגימה, שבעיקרון, אסטרטגיה של הקרבת הביטחון בתקופת רגיעה למען החשת הצמיחה — היא אופציה ישימה — אלא שפירותיה נראים רק בטווח ארוך למדי. בתום 20 שנה אפשר להגיע בה לרמת חיים גבוהה עד כדי 25 אחוזים (תוצר של 225.4 לעומת 180.8, בשנת 2002) מזו שתושג במסלול של אי־הקרבה. רווח זה אינו מתקבל על־חשבון פגיעה בביטחון בתום התקופה. עם זאת, יש לזכור, לב ש"הרווח" בצמיחה וברמת החיים מתחיל להצטבר רק כעבור מספר ניכר של שנים, עקב הצורך לאזן מחדש את יחס הכוחות הצבאי, שהופר זמנית (דיאגרמה 3). למרבית הוצאות הביטחון נודעת משמעות מצטברת (רכש, מלאים, אימונים, ביצורים), ו"משיכת יתר" בתקופה אחת מחייבת פירעון בתקופה שנייה, שפירושו עלייה זמנית בנטל הביטחון מעל לצרכים השוטפים.

לוח 5

הנחות שונות באשר לקצב גידול משוער של התל"ג ונטל הביטחון, 1982 עד 2002

(באחוזים ובמדד — 1982 = 100)

	Y		Y_1		Y_2										
	מדד	אחוז השינוי השנתי	מדד	אחוז השינוי השנתי	מדד	אחוז השינוי השנתי	D/Y_{82}	D_1/Y_{82}	D_2/Y_{82}	$D_1/Y_{82} - D/Y_{82}$		$D_2/Y_{82} - D/Y_{82}$		D/Y_{82}	D_1/Y_{82}	D_2/Y_{82}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)=Σ(10)	(12)	(13)=Σ(12)	(14)	(15)	(16)
1983	103.0	3.0	104.0	4.0	104.0	4.0	23.7	20.6	20.6	−3.1	−3.1	−3.1	−3.1	23.0	20.0	20.0
1984	106.1	3.0	108.2	4.0	106.2	4.0	24.4	21.2	21.2	−3.2	−6.3	−3.3	−6.3	23.0	20.0	20.0
1985	109.3	3.0	112.5	4.0	112.5	4.0	25.1	21.9	21.9	−3.2	−9.5	−3.2	−9.5	23.0	20.0	20.0
1986	112.6	3.0	117.0	4.0	117.0	4.0	25.9	22.5	22.5	−3.4	−12.9	−3.4	−12.9	23.0	20.0	20.0
1987	116.0	3.0	121.7	4.0	121.7	4.0	26.7	23.2	23.2	−3.5	−16.4	−3.5	−16.4	23.0	20.0	20.0
1988	119.5	3.0	125.4	3.0	124.7	2.5	27.5	28.8	30.6	1.3	−15.1	3.1	−13.3	23.0	23.0	24.5
1989	123.1	3.0	129.1	3.0	127.8	2.5	28.3	29.7	31.5	1.4	−13.7	3.2	−10.1	23.0	21.0	24.6
1990	126.8	3.0	133.0	3.0	131.0	2.5	29.2	30.6	32.4	1.4	−12.3	3.2	−6.9	23.0	23.0	24.7
1991	130.6	3.0	137.0	3.0	134.3	2.5	30.0	31.5	33.4	1.5	−10.8	3.4	−3.5	23.0	23.0	24.9
1992	134.5	3.0	141.1	3.0	137.7	2.5	30.9	32.5	34.4	1.6	−9.2	3.5	–	23.0	23.0	23.6
1993	138.5	3.0	145.3	3.0	141.8	3.0	31.8	33.4	31.8	1.6	−7.6	–	–	23.0	23.0	22.4
1994	142.7	3.0	149.7	3.0	146.8	3.5	32.8	34.4	32.8	1.6	−6.0	–	–	23.0	23.0	22.3
1995	147.0	3.0	154.2	3.0	152.7	4.0	33.8	35.5	33.8	1.7	−4.3	–	–	23.0	23.0	22.3
1996	151.4	3.0	158.8	3.0	159.6	4.5	34.8	36.5	34.8	1.7	−2.6	–	–	23.0	23.0	22.1
1997	156.0	3.0	163.6	3.0	168.4	5.5	35.9	37.6	35.9	1.7	−0.9	–	–	23.0	23.0	21.8
1998	160.6	3.0	169.7	3.7	178.5	6.0	37.0	37.0	37.0	–	−0.9	–	–	23.0	21.8	20.7
1999	165.4	3.0	176.1	3.8	189.2	6.0	38.1	38.1	38.1	–	−0.9	–	–	23.0	21.6	20.1
2000	170.4	3.0	184.0	4.4	200.6	6.0	39.3	39.3	39.3	–	−0.9	–	–	23.0	21.4	19.7
2001	175.5	3.0	193.2	4.9	212.6	6.0	40.4	40.4	40.4	–	−0.9	–	–	23.0	20.9	19.0
2002	180.8	3.0	203.8	5.5	225.4	6.0	41.6	41.6	41.6	–	−0.9	–	–	23.0	20.4	18.5

Y — גידול רצוף של התל"ג בשיעור שנתי של 3 אחוזים.

Y_1 — גידול שנתי של 4 אחוזים בתל"ג למשך 5 שנים. משנת 1988 — חזרה לקצב של 3 אחוזים עד להשלמת ה"גירעון" בביטחון. משנת 1998 — הגברת קצב הצמיחה, עד ל־6 אחוזים לשנה. עם ירידת נטל הביטחון (מעבר לקצב זה פועלות מגבלות אחרות — ככוח עבודה או שווקים).

Y_2 — גידול התל"ג עד שנת 1987 כמו ב־Y_1 ו"החזרת הגירעון" במשך 5 השנים שלאחריהן, אגב ירידת שיעור גידול התוצר ל־2.5 אחוזים לשנה. החל מ־1993, חזרה למסלול D/Y_{82} והחשת הגידול בתוצר עקב ירידת נטל הביטחון.

D/Y_{82} — נטל הביטחון לפי שנת הבסיס 1982 המייצג את "צורכי הביטחון" — גידול שנתי של 3 אחוזים.

D_1/Y_{82} — נטל הביטחון לפי שנת הבסיס 1982 המופחת ב־5 השנים הראשונות ומוחזר ל־23 אחוזים עד להחזרת הפיגור (1997). לאחר מכן — חזרה למסלול D.

D_2/Y_{82} — נטל הביטחון לפי שנת הבסיס 1982 המופחת ב־5 השנים הראשונות ומועלה לאחר מכן ככל הדרוש להחזרת הפיגור תוך 5 השנים הבאות. לאחר מכן — חזרה למסלול D.

$D_1/Y_{82} - D/Y_{82}$ — ה"גירעון" בצורכי הביטחון — שנתי (12), (10);

$D_2/Y_{82} - D/Y_{82}$ — ה"גירעון" בצורכי הביטחון — מצטבר (13), (11).

$\frac{D/Y_{82}}{Y_{(1)}}$ — נטל הביטחון השוטף לפי צורכי הביטחון.

$\frac{D_1/Y_{82}}{Y_{1(3)}}$ — נטל הביטחון השוטף מופחת ומוחזר לרמתו הקודמת בתום 5 שנים, עד להחזרת "הגירעון" כעבור 15 שנים.

$\frac{D_2/Y_{82}}{Y_{2(5)}}$ — נטל הביטחון השוטף מופחת למשך 5 שנים, ואחר כך מועלה ככל הדרוש לשם החזרת מלוא "הגירעון" בתום 10 שנים.

נספח

רגרסיה לינארית של הוצאות הביטחון על התוצר, ההשקעה ומלאי הז

$(ln\,\mathrm{T} = \alpha + \beta\, ln\, D)$

המקדמים														
α (החותך)					β					R^2 (ההסבר)				
A	B	C	D	E	A	B	C	D	E	A	B	C	D	E
5.662	5.875	15.550	6.006	0.638	0.567	0.450	−0.403	0.524	0.575	0.941	0.904	0.312	0.882	0.971
6.168	6.867	10.945	6.535	6.064	0.544	0.457	−0.397	0.498	0.560	0.945	0.942	0.704	0.936	0.953
12.686	12.241	4.091	12.134	13.050	1.087	0.898	−0.084	0.808	1.228	0.717	0.604	0.144	0.551	0.846
13.186	12.473	10.241	12.752	13.436	1.027	0.765	−0.666	0.868	1.104	0.756	0.811	0.655	0.763	0.777
−0.120	−0.090	4.091	0.051	−0.136	0.360	0.326	−0.084	0.309	0.334	0.948	0.898	0.144	0.887	0.977
0.201	0.477	0.677	0.365	0.181	0.313	0.279	0.059	0.293	0.318	0.956	0.916	0.019	0.936	0.976
3.981	3.747	3.110	3.664	4.184	0.638	0.540	−0.102	0.480	0.720	0.735	0.597	0.495	0.564	0.866
4.264	3.892	2.916	4.025	4.402	0.600	0.463	−0.178	0.512	0.643	0.786	0.774	0.505	0.766	0.835
10.955	11.826	15.734	11.191	10.666	0.570	0.465	0.104	0.544	0.599	0.914	0.929	0.013	0.909	0.891
11.022	12.202	11.218	11.390	10.657	0.595	0.447	0.581	0.549	0.637	0.914	0.939	0.139	0.924	0.813
17.928	17.330	16.365	17.741	18.004	1.008	0.759	−0.329	0.919	1.043	0.725	0.808	0.154	0.697	0.666
18.625	17.634	15.491	18.272	18.450	1.095	0.720	−0.709	0.971	0.957	0.714	0.834	0.250	0.748	0.438
10.999	10.879	11.722	10.438	11.321	0.281	0.295	0.209	0.347	0.245	0.517	0.547	0.017	0.679	0.212
11.026	10.950	12.388	10.569	11.618	0.294	0.303	−0.056	0.350	0.228	0.513	0.564	0.000	0.688	0.170
14.544	14.294	14.860	14.589	14.739	0.561	0.438	0.788	0.570	0.731	0.538	0.416	0.296	0.493	0.534
14.972	14.564	16.971	14.915	15.242	0.631	0.466	1.707	0.601	0.779	0.545	0.445	0.485	0.526	0.473
5.752	6.315	8.180	5.886	5.585	0.383	0.316	0.147	0.369	0.400	0.932	0.937	0.074	0.922	0.917
5.776	6.518	0.143	6.022	5.471	0.402	0.310	0.472	0.372	0.437	0.932	0.946	0.264	0.937	0.862
10.455	10.056	0.528	10.336	10.504	0.686	0.518	−0.112	0.629	0.709	0.760	0.822	0.051	0.721	0.710
10.939	10.284	9.157	10.698	10.877	0.750	0.508	−0.282	0.664	0.688	0.748	0.848	0.114	0.772	0.511
6.166	5.059	11.397	5.286	4.797	−0.010	0.124	1.713	0.098	0.115	0.000	0.019	0.134	0.015	0.006
6.249	4.757	−4.436	5.181	6.107	−0.021	0.166	1.084	0.116	−0.018	0.000	0.034	0.019	0.021	0.000
6.265	6.183	9.673	6.300	7.469	0.126	0.020	2.879	0.074	1.138	0.006	0.000	0.453	0.002	0.178
6.313	6.476	15.193	6.492	7.583	0.119	0.142	5.039	0.144	0.861	0.003	0.008	0.486	0.008	0.080
10.299	10.013	15.678	10.100	10.551	0.391	0.424	−0.140	0.413	0.366	0.885	0.866	0.071	0.852	0.887
10.410	10.312	18.176	10.287	11.552	0.401	0.413	−0.409	0.414	0.282	0.867	0.816	0.209	0.852	0.768
15.155	15.103	14.294	15.179	15.115	0.739	0.729	0.029	0.756	0.706	0.829	0.836	0.003	0.766	0.842
15.663	15.380	14.417	15.582	15.300	0.802	0.703	0.087	0.784	0.584	0.827	0.789	0.011	0.793	0.804

A = כל התקופה (33 תצפיות לגבי Y; 1955–1982 (28 תצפיות) לגבי D; 1960–1982 (23 תצפיות) לגבי L, K, DD

B = גידול מהיר בתוצר, 1950 עד 1972 (10.2 אחוזים לשנה);

C = גידול איטי בתוצר, 1973–1982 (3.2 אחוזים לשנה);

D = גידול מהיר בהוצאות הביטחון, $D > 10\%$ (13 תצפיות);

מובהקות = $PR > |T|$

הרגרסיה	T משתנה תלוי	D משתנה בלתי תלוי	α A	α B	α C	α D	α E	β A	β B	β C	β D	β E
1	Y	D	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0934	0.0001	0.0001
2	Y	DD	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0024	0.0001	0.0001
3	Y	D/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.2791	0.0037	0.0001
4	Y	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0046	0.0002	0.0003
5	Y/P	D	0.3959	0.7095	0.0005	0.8690	0.3434	0.0001	0.0001	0.2791	0.0001	0.0001
6	Y/P	DD	0.1419	0.0255	0.1003	0.1150	0.2746	0.0001	0.0001	0.7054	0.0001	0.0001
7	Y/P	D/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0231	0.0031	0.0001
8	Y/P	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0213	0.0002	0.0001
9	K_{t+1}	D	0.0001	0.0001	0.0003	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.7549	0.0001	0.0001
10	K_{t+1}	DD	0.0001	0.0001	0.0515	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.2888	0.0001	0.0004
11	K_{t+1}	D/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.2618	0.0001	0.0022
12	K_{t+1}	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.1411	0.0003	0.0370
13	dk	D	0.0001	0.0001	0.0711	0.0001	0.0001	0.0002	0.0060	0.7161	0.0010	0.1748
14	dk	DD	0.0001	0.0001	0.1538	0.0001	0.0001	0.0002	0.0049	0.9540	0.0008	0.2368
15	dk	D/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0236	0.1042	0.0109	0.0164
16	dk	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0177	0.0253	0.0076	0.0280
17	K_{t+1}/L_{t+1}	D	0.0001	0.0001	0.0024	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.4471	0.0001	0.0001
18	K_{t+1}/L_{t+1}	DD	0.0001	0.0001	0.0905	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.1290	0.0001	0.0001
19	K_{t+1}/L_{t+1}	D/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.5282	0.0005	0.0011
20	K_{t+1}/L_{t+1}	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.3411	0.0002	0.0201
21	$d\ K/L$	D	0.0025	0.0671	0.4859	0.0418	0.3672	0.9543	0.6675	0.2980	0.7048	0.8255
22	$d\ K/L$	DD	0.0022	0.0696	0.8721	0.0366	0.2521	0.9171	0.5652	0.7069	0.6552	0.9737
23	$d\ K/L$	D/Y	0.0001	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002	0.7364	0.9675	0.0328	0.8829	0.2241
24	$d\ K/L$	DD/Y	0.0001	0.0002	0.0020	0.0002	0.0052	0.7761	0.7789	0.0251	0.7786	0.4294
25	I	D	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.4869	0.0001	0.0001
26	I	DD	0.0001	0.0001	0.0004	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.2159	0.0001	0.0019
27	I	D/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.8801	0.0002	0.0002
28	I	DD/Y	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.7928	0.0001	0.0010

E = גידול איטי בהוצאות הביטחון, $D < 10\%$ (14 תצפיות);

$PR > |T|$ = מובהקות: ההסתברות לקבל מקדם β גדול מ־0 כאשר ערכו האמיתי — 0. ערך $|T|$ נמוך מ־0.05 מעיד על מובהקות.

המקור: מעובד לפי נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. הוצאות הבטחון: מוסף לירחון הסטטיסטי, יוני 1983. יתר הנתונים: השנתונים הסטטיסטיים.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 35–61
ISSN 0333-6484

מודל אוקנומטרי שנתי למשק הישראלי, 1965–1981, 1982

יעקב קונדורי*

1. סיכום: הנחות וממצאים

מודל זה מיועד לחיזוי ולתכנון מקרוכלכלי בטווח של שנה. לפי גודלו, הוא משתייך לסוג הבינוני־הקטן, עם 27 משוואות אמפיריות. מערכת המשוואות בנויה לפי הדגם הקיינסיאני, עם כמה תוספות שלא הופיעו במודלים ישראליים קודמים[1] בהרכב כזה. התוספות העיקריות הן:

— הסבר יבוא התשומות ומחירי השימושים הסופיים באמצעות קשרי תשומה־תפוקה, וליתר דיוק — באמצעות רכיבי היבוא, השכר והמסים בשימושים הסופיים.

— חיקוי שורה של מנגנונים הבולמים תנודות חזקות בשיעור האבטלה, למרות תנודות חזקות בביקוש המיצרפי.

— שימוש בתורת הכמות של הכסף, שבחשבון שנתי הוכיחה את עצמה בישראל — כשהכסף הוגדר באופן רחב למדי; ואף שהנסיון לשתול את השפעת היתרות הריאליות לתוך גוף המודל לא עלה יפה, באה משוואת הכסף ומתקנת — גם אם בצורה בלתי מהוקצעת — את המעוות.

א. ממצאי המשוואות הבודדות

(א) הצרכן הישראלי שמרן ודבק ברמת חייו יותר מבני ארצות אחרות. לכן מיסוי קונבנציונלי אינו משפיע על הצריכה בישראל בשנת הפעלתו אלא במידה מועטת. הדברים אמורים בייחוד בצריכה השוטפת.

(ב) גמישות ההכנסה של הצריכה השוטפת נמוכה אף בטווח הארוך (0.6), בעוד שהגמישות למוצרים בני קיימא נעה בין 2 ל־3. קניות של מוצרים אלה מושפעות גם מהחלק החולף של ההכנסה.

(ג) ההשקעות בסקטור העסקי רגישות לשיעור הריבית הריאלי. מכאן ניתן לחשב את הנזק, שגרמו שיעורים ריאליים שליליים למשק מאז מלחמת יום הכיפורים: הוא מדהים בגודלו.

(ד) ההשקעה בבנייה הפרטית למגורים (הבנייה הציבורית חיצונית במודל זה) ניתנת לאומדן טוב, לפי שטחי ההתחלות והגמר של הבנייה. שטח הגמר ניתן לאומדן טוב לפי ההתחלות ב־13 הרבעונים הקודמים. ההתחלות הן פונקציה עולה של זמינות עובדי השטחים וסטיית המחירים היחסיים של

---

* המרכז לפיתוח ע"ש פנחס ספיר, ליד אוניברסיטת תל־אביב.
מאמר זה מתמצת את הרעיונות ואת הממצאים שהופצו ב־16 חיבורים קודמים, רובם מאמרי דיון של מרכז ספיר. הם מפורטים בנספח, ויצוטטו להלן לפי מספריהם הסידוריים שם. שמותיהם של עשרות חברים למקצוע, שבעזרתם נבנה המודל, צוינו בחיבורים אלה. כאן ברצוני להודות עוד לאיתן ברגלס על הערותיו למאמר הדיון המסכם [16]. האחריות לטעויות מוטלת, כמובן, עלי בלבד.

[1] על המודלים הללו הורחב הדיבור ב־[1]. כאן יצוינו רק המקומות שבהם פורסמו: י' ארטשטיין, פ' וידר, צ' זוסמן, ל' מרידור, **מודל אקונומטרי למשק הישראלי**, י"ם (בנק ישראל), 1978; ברגלס, א., **מודל של המשק הישראלי, 1959–1969**, ת"א (מכון פורדר), 1972; פזנר, א., א. צוקרמן, א. רזין, "מודל מקרו־כלכלי למשק הישראלי: 1956–1974", **סקר בנק ישראל**, 44 (1976), 51–23; קליין, ד', **מודל לקביעת מדיניות סיפקלית**, י"ם (האוצר), 1976; Chazan, D. and associates, *An econometric Model of the Israeli Economy*, Haifa (IBM), 1984; Evans, M.K., "An econometric model for the Israeli economy, 1952–1965", *Econometrica*, 38 (1970), 624–659.

הדירות מהמגמה הרב־שנתית, ופונקציה יורדת של ההתחלות בבנייה הציבורית. השינוי השנתי במחירים היחסיים של הדירות תלוי בשינויי הביקוש, לעומת **מלאי** הדירות הנתון. גמישות הביקוש גבוהה מ־1 לשינוי בו־זמני של ההכנסה המתמדת והרכוש. הגמישות למחיר נמוכה מאוד.

(ה) נראה, שבטווח הארוך, גמישות היצוא לשער החליפין הריאלי גבוהה מ־1, אולם רק כמחצית מהשפעה זו מופיעה בשנת הפיחות. כן משפיעים גודל המשק, הביקוש העולמי ועודף הביקוש המקומי.

(ו) היבוא הישיר לצריכה אישית גמיש לשער החליפין, וחלקו בכלל הצריכה עולה עם העלייה ברמת החיים. בחלקו של יבוא הציוד בהשקעה העסקית לא אובחנה גמישות לשער החליפין[2]. יבוא התשומות ניתן להסבר סביר על־ידי רכיבי היבוא בקניות מקומיות לשימושים הסופיים השונים; אולם אין להימנע כאן מטעויות ניכרות, כל עוד אין בישראל נתונים טובים על שינויי המלאי.

(ז) פונקציית הייצור מראה, שגידול הפריון הכולל בסקטור העסקי ירד מ־4 אחוזים לשנה לפני מלחמת יום הכיפורים, ל־1 אחוז אחריה. באותה תקופה נתגלתה גם ירידה גדולה בנצילות ההון — אם כי ייתכן, שחלק ממנה משקף הטיה באומדן מלאי ההון. כן נתגלו סימנים לתשואה עולה לגודל בסקטור העסקי.

(ח) לשכירי ישראל אין אשליית כסף, והם מגיבים על אבטלה (בפיגור של שנה) בדומה לאחרים. אולם בשנים 81–1979 הגיבו תגובות־יתר, כנראה עקב הפגיעה הבלתי־סבירה בתוספת היוקר. מוסבר בנושא זה, שחוסר אשליית כסף גורר, באינפלציה מהירה, (בניגוד לדעה המקובלת) מקדם גבוה מ־1 לעליית המחירים — ואמנם, מקדם כזה נמצא במיפרט (ספציפיקציה) המתוקן.

(ט) השינויים במדדי המחירים של השימושים הסופיים ניתנים להסבר טוב על־ידי כפל וקטור שינוי המחירים של התשומות הראשוניות בווקטור הרכיבים הכוללים שלהם בשימושים השונים.

(י) מהירות המחזור של הכסף, בהגדרתו הרחבה, כמעט קבועה בישראל — עם תזוזות נדירות ומעט השפעה (חיובית) של האבטלה. תזוזה בולטת במהירות המחזור, וכן בביקוש לדירות ולמוצרים בני קיימא, התרחשה ב־1979 — כאשר, עקב משבר אימון והתפתחויות בבורסה, השתנו העדפות הציבור ביחס להרכב תיק הנכסים שלו.

ב. ממצאי ההפעלה הסימולטנית

הפעלה סימולטנית של מערכת המשוואות (לשנות התצפית, 81–1965 ולשנת התחזית בדיעבד, 1982) בוצעה רק לכל שנה בנפרד, ולא דרך סימולציה דינמית.

המודל נותן אומדנים טובים לתוצר ולתעסוקה, עם טעות ריבועית ממוצעת של כאחוז אחד. לעומת זאת, באומדנים הנותרים של סעיפי המקורות והשימושים נתגלו כמה סטיות גדולות: הממוצע הריבועי נע כאן, וכן באומדני השכר והמחירים, בתחום 3 עד 5 אחוזים. התחזיות בדיעבד ל־1982 אינן גרועות יותר מהאומדנים לתקופת התצפיות. מכאן, שהמודל נראה מבטיח אם גם הוא עדיין טעון שיפורים.

המכפיל הקיינסיאני המסורתי נתגלה בישראל כנמוך מאוד, לפעמים אף קרוב ל־0, מכמה סיבות: ראשית, חושבו רק מכפילים מידיים (כלומר, לשנה השוטפת); שנית, כזכור, נמוכה מאוד בארץ הנטייה לצרוך מההכנסה השוטפת; שלישית, רכיב היבוא הכולל מגיע, ברוב השימושים, לשליש ויותר, ורביעית, באין שינוי מפורש בכמות הכסף, לא יגדלו במודל זה הזרמים הריאליים — ללא ירידת המחירים.

בו בזמן, לפי עצם ההנחות (הטעונות עדיין אימות נוסף), ההשפעה החיובית של יתרות הכסף על הכמויות חזקה יותר מאשר על המחירים; לכן נתקבלו מכפילים גבוהים יחסית עבור שינוי כמות הכסף (עם שינוי המסים או בלעדיו) כל עוד המדובר בטווח הקצר ובאין תעסוקה מלאה.

כן נמצא (לפי אותן ההנחות), שאם העלאת מסים עקיפים מקומיים גוררת צמצום מקביל בכמות הכסף,

---

[2] אולם קרוב לוודאי שממצא זה נובע מתימרון מחירי היבוא לצורך העלמת הכנסות. ראה מאת המחבר הנוכחי: **משק במחתרת בישראל: סגיעתו באומדני ההשקעות, הייצוא והייבוא**, תל־אביב (מרכז ספיר 85–6), 1985.

כי אז היא תגרום לאבטלה, אגב העלאת המחירים. בו בזמן יגדל במקצת עודף היבוא, מחמת הייסוף הריאלי.

לבסוף: **אם** מעקרים את הגידול בכמות הכסף הצמוד, הנובע מפיחות (היא גדלה בגלל עליית המחירים והקטנת עודף היבוא), תהיה הגמישות המיידית של עודף היבוא לפיחות 3.5 — ובגמישות יחידתית יצטמצמו השימושים הפרטיים המקומיים ויעלו המחירים — בעוד שגמישות התעסוקה תהיה 0.2-. אולם אם מעקרים את הפיחות מתוספת היוקר, יקטן עודף היבוא עוד יותר — ואילו הפגיעה בתוצר ובתעסוקה תרד למחציתה.

מסקנה חשובה, שהוסקה בכל שלבי בניית המודל, היא, כי יש לשפר בישראל את הדיווח הסטטיסטי בכמה נקודות תורפה (שינוי המלאי, זרמי כספים, מחירי קרקע ועוד), שהטעויות בהן מונעות אומדן יעיל של תפקודי המשק.

2. ייעוד המודל, מבנהו, אומדנו, הגדרותיו

א. מטרות

מודל מדעי מסביר עובדות ובכך הוא מאפשר לנבא אותן (מידת ההצלחה של הניבוי היא המיבחן לנכונות ההסבר). במדע שימושי, כגון הכלכלה, בונים מודלים גם למטרות מעשיות — למשל תכנון כלכלי[3].

ממשלה, שיש לה יעדים כלכליים, יכולה להשיג אותם רק אם תכיר את חוקי הכלכלה ותתחשב בהם. יתר על כן, כיוון שלניסוח חוקי הכלכלה צורה של משוואות — שהרי מתייחסים למשתנים כמותיים — לא ניתן להשיג m יעדים מספריים של מדיניות כלכלית, אלא באמצעות פתרון מערכת של לפחות m משוואות: אם אין להן פתרון, משמעות הדבר היא שהיעדים אינם בני־ביצוע. זה אחד השלבים של תכנון כלכלי, וללא תכנון כלכלי אין להשיג יעדים כלכליים מספריים — ממש כפי שאין להגיע לירח לפי ניחוש גרידא. משמע: אותו מודל עצמו, שבו השתמש הכלכלן **להסבר** העובדות, ישמש את המדינאי **לקביעת** העובדות.

אלא שחלק מהמשתנים מחליפים בינתיים את מקומם: המכשירים המקרוכלכליים, שבהם מעצבת הממשלה את המשק (כגון מסים, כמות הכסף או שער החליפין) שהיו במודל הפוזיטיבי (המסביר) המקורי משתנים חיצוניים — נהפכים לפנימיים, כפופים ליעדים הנתונים מראש, כגון רמת חיים, שיעור האינפלציה או עודף יבוא. משתני מדיניות אלה, שהיו פנימיים במודל המקורי, נהפכים כך לחיצוניים. קיים חוק ידוע, שלפיו על מספר המכשירים להיות, בדרך כלל, לפחות כמספר היעדים הבלתי־תלויים[4].

אולם, לא לכל ממשלה יעדים מספריים ברורים. לממשלות ישראל לא היו מעולם יעדים כאלה, אפילו הפריחו לפעמים סיסמאות מספריות באוויר — ולכן לא נזקקו מעולם למודלים אקונומטריים. ממשלה ללא יעדים ברורים, מפורשים ועקיבים, משולה לקברניט ללא מצפן. קברניט כזה ינווט את אנייתו, בדרך כלל, במסלול בלתי יעיל, בזבזני. בישראל של תשמ"ד אין צורך להכביר דברים על כך.

המודל הנוכחי נועד לממשלה שתתכנן את מעשיה. ביתר פירוט — הוא נועד למטרות תכנון **שנתי**. לטווח הארוך יש צורך במודלים מסוג אחר, כאלה המתרכזים יותר בברירות הבסיסיות הניצבות בפני המשק, בשינויים מבניים צפויים — והמפרטים פחות את המכשירים השוטפים, הכספיים, הדרושים כאן ועכשיו להעברת המשק בהדרגה אל המגמה הכללית שנבחרה[5].

---

3 דיון במושגים ראשוניים של מודל כלכלי, ראה ב[16], סעיף 2.1.

4 ראה: Johansen, L., *Lectures on Macroeconomic Planning*, Vol. 1, Amsterdam (N. Holl.), 1977; Tinbergen, J., *On the Theory of Economic Policy*, Amsterdam (N. Holl.), 1955.

5 ראה: Bruno, M., "A programming model for Israel", in: I. Adelman, E. Thorbecke, *The Theory and Design of Economic Development*, Baltimore (J. Hopkins), 1966, pp. 327–354; ———, H.B. Chenery, "Development alternatives in an open economy: the case of Israel", *Economic Journal*,

לטווח הקצר מאוד קיימים, שוב, מודלים אחרים — רבעוניים (לישראל עוד לא נבנו כאלה), שבהם מודגשת השפעת הפיגורים בתפקוד השוטף של המכשירים הממשלתיים השונים.

ב. מבנה המודל הקיינסיאני המסורתי והתאמתו למציאות הישראלית

רוב המודלים המקובלים כיום בעולם הם "קיינסיאניים", תואר המבטא שתי תכונות:

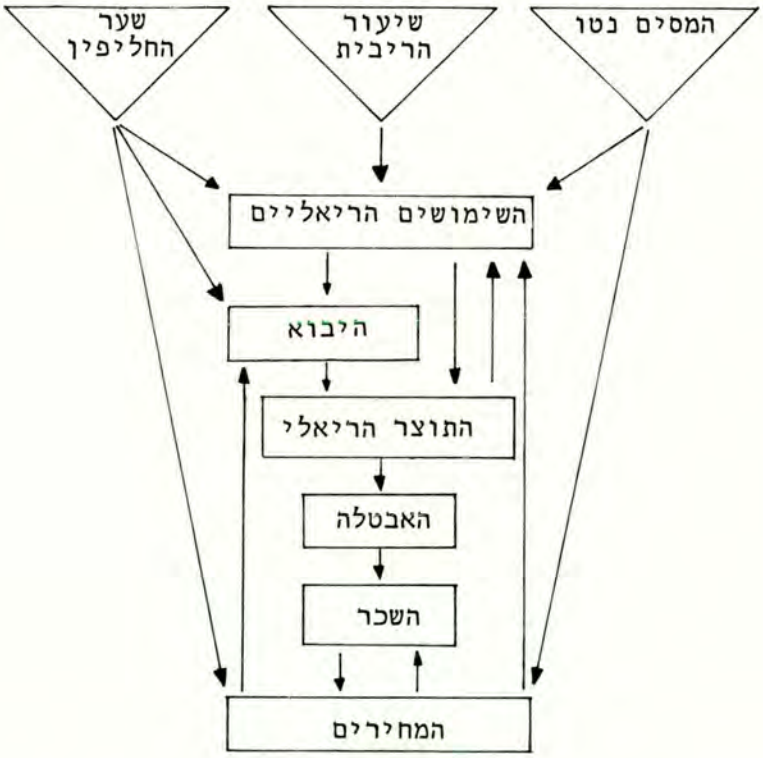
— במרכז ההתעניינות עומדים המשתנים הריאליים, ובייחוד התוצר והתעסוקה;

— מניחים שמכשירים ממשלתיים, לרבות כמות הכסף, משפיעים על משתנים אלה, לפחות בטווח הקצר.

משפחה גדולה זו של מודלים, מקורה באב־טיפוס, שהתפתח אחרי מלחמת העולם השניה[6] ומאופיין בשתי תכונות נוספות: הדגשת יתר של תפקיד הביקוש המיצרפי והזנחת ההשפעות הישירות של כמות הכסף. לאב־טיפוס מסורתי זה מבנה פשוט כל כך, שכדאי להתחיל בו את הדיון — בטרם עוברים אל התוספות, שמבדילות את המודל הנוכחי ממנו.

דיאגרמה 1

המודל הקיינסיאני המסורתי



72 (1962), pp. 79–103; ———, C. Dougherty, M. Frenkel, "Dynamic input-output, trade and development", in: A. Brody and P. Carter (eds.), *Applications of Input-Output Analysis,* Vol. 2, Amsterdam (N. Holl.), 1970, pp. 48–69.

6 ראה, למשל: Evans, M.K., *Macroeconomic Activity,* N.Y. (Harper and Row), 1969.

במודל שבדיאגרמה 1 צוינו — מקרב כל המשתנים החיצוניים האפשריים — רק שלושה מכשירים ממשלתיים מרכזיים: מסים נטו (על "פנימיותם" — בהמשך), שיעור הריבית ושער החליפין. הצריכה הציבורית הושמטה, שכן אין היא מכשיר אלא יעד בפני עצמו. הדיאגרמה ממחישה את התהליך הבסיסי הבא:

השימושים הסופיים הריאליים (צריכה, השקעה, יצוא, במחירים קבועים) תלויים בתוצר הריאלי ובמכשירים הממשלתיים הפועלים באמצעות ההכנסה הפנויה והמחירים היחסיים. היבוא תלוי בשימושים הסופיים ובמחירו היחסי. התוצר נקבע לפי מאזן המקורות והשימושים. התעסוקה, וממילא האבטלה, תלויות בתוצר — דרך פונקציית הייצור. (מלאי ההון נתון בטווח הקצר.) האבטלה ועליית המחירים קובעות את שיעור הגידול של השכר הנקוב, ואילו עליית השכר קובעת, יחד עם המסים העקיפים נטו ומחירי היבוא, את עליית המחירים. כיוון ששער החליפין הריאלי תלוי ברמת המחירים המקומיים, משתתפת רמה זו בקביעת גודל היצוא והיבוא.

בתעסוקה מלאה נתקל מודל כזה בקשיים. למשל, כאשר השימושים הסופיים גדלים ללא הגבלה מצד ההיצע (השפעת האבטלה על השכר, ודרכו על היבוא והיצוא, עלולה לפגר), עשוי המודל להגיע בנקל לאבטלה שלילית! בעיות מסוג זה אילצו בוני מודלים לעקור את ליבה של הגישה הקיינסיאנית, את תלות האבטלה בביקוש המיצרפי, ולפנות לפתרונות מסופקים ([1], [11]). אולם ברגלס (ראה הערה 1) מצא אצלנו פתרון חיובי לבעיה. לפי שיטתו, פועל התהליך, כמתואר לעיל, במצב של אבטלה בלבד; בנקודה שבה מגיעים לתעסוקה מלאה (כלומר, לאבטלה של 3 אחוזים) נהפכים היוצרות: התעסוקה מוקפאת, והיא קובעת מעתה, דרך פונקציית הייצור, את התוצר; ההפרש בין סך השימושים לתוצר קובע, לבסוף, דרך מאזן המקורות והשימושים — את היבוא. במלים אחרות, את עודף הביקוש הריאלי, מעל לתוצר של תעסוקה מלאה, יספק היבוא. באופן פורמלי מתרחש כאן מעבר ממודל אחד למשנהו — בנקודת התעסוקה המלאה. להלן ייקרא למעבר זה בקיצור, **התמרת ברגלס**.

התמרת ברגלס מונעת את הגרוע ביותר, אבל אינה מחסלת את כל הבעיות. האבטלה נמדדת כהפרש קטן בין שני מספרים גדולים, כוח העבודה והביקוש לו. טעויות קטנות יחסית באומדן הביקוש עלולות להביא לטעויות יחסיות גדולות מאוד באומדן האבטלה, אפילו בתחום שמעל ל־3 אחוזים. התשובה לבעיה הנותרת ניתנה מתוך התבוננות בעובדות המשק הישראלי: לא פעם מתחוללים אצלנו שינויים ניכרים משנה לשנה בסך השימושים. כיצד זה מתנדנדת אפוא, האבטלה, ברוב הגדול של 25 השנים האחרונות — רק בתחום הצר שבין 3 ל־5 אחוזים?

התשובה טמונה בקיומם של מספר מנגנוני היזון חוזר, בין האבטלה לביקוש לעבודה — דרך אבטלת ההון ועובדי השטחים המוחזקים, דרך שינוי התוצר למועסק ושינוי מהירות המחזור של הכסף. (הוויסות הבסיסי באמצעות **השכר** פועל אף הוא, אבל בפיגור של שנה.) אף שמנגנונים אלה נכללו במשוואות, הם לא שורטטו בדיאגרמה 2 להלן — פן תסתבך התמונה הכללית. לעומת זאת, כלול בדיאגרמה מנגנון חשוב נוסף, שקשור אף הוא בביקוש לכסף. הוא יובן אחרי שיוסבר מקומה של כמות הכסף במודל הנוכחי.

מהנחות האבטלה וההיצע הגמיש נובע, שבמודל קיינסיאני מסורתי משפיעים גורמי הביקוש במישרין רק על הכמויות — לא על המחירים. הנזילות משפיעה אפילו על הכמויות רק בעקיפין, דרך שיעור הריבית. במשקים של ימינו, מוכי הסטגפלציה, נמצאו לנזילות גם דרכי השפעה ישירות יותר — בעיקר על הכמויות אבל גם על המחירים[7].

הקושי במדידת השפעות אלו טמון בכך, שהציבור מתאים את כמות היתרות הריאליות לצרכיו — כך שניתן לצפות בהשפעתן רק בעיתות של אי־שיווי משקל. אולם זמנים כאלה בישראל הם קצרים משנה. בסעיף ג'(6) להלן מובהר, כי העודף נספג מהר בעליית המחירים ובגידול התוצר, או יוצא לחו"ל. בו בזמן, איפשרה עצם הקביעות הרבה במהירות המחזור של הכסף, שנצפתה בישראל, לחקות שוב את המציאות — בדרך של כפיית זהות הכסף המסורתית (עם מהירות מחזור שנאמדה במודל) על אומדני המחירים והכמויות.

---

[7] ראה, למשל: Laidler, D., M. Parkin, "Inflation — a survey", *Economic Journal*, 85 (1976), pp. 741–809 במיוחד עמ' 767–8, וכן סעיף ג'6. להלן.

אופן ההתאמה היה תלוי בשיעור האבטלה: הונח, שבאבטלה העולה על 5 אחוזים מכוח העבודה — כאשר שיעור גידולה של כמות הכסף רב מזה של העלויות, נוצרת התרחבות ריאלית בלבד; לעומת זאת בתעסוקה מלאה (3 אחוזי אבטלה, וכן במקרה של צמצום מוניטרי) הונחו השפעות פרופורציונליות, בקירוב, על הכמויות ועל המחירים; נקבע גם איזור ביניים בין שני המצבים, עם אופן התאמה מעורב.

עיקרי שינויים אלה, לעומת המודל הקיינסיאני המסורתי, מתוארים בדיאגרמה 2 בקווים ובמלבנים מרוסקים.

יושם לב לעובדה, שאת כמות הכסף עצמה קובעים למעשה, המכשירים הפיסקליים והמוניטריים השונים וכן שער החליפין, המשפיע דרך עודף היבוא. לכן, אף כי במודל הנוכחי מופיעה כמות הכסף כמשתנה חיצוני, ברור שלצורך תכנון מעשי יש להוסיף כאן תת־מודל כספי, שיסכם את הקשרים בין האשראי לסוגיו, כספי הממשלה, מאזן התשלומים, רמת המחירים וכמות הכסף במשק[8]. הוא הדין לגבי המסים נטו: גם עבורם נחוץ תת־מודל, שיקבע את סכומם כפונקציה של **שיעורי** המסים, התמיכות וההעברות, ובסיסיהם.

החצים המרוסקים בדיאגרמה 2, העולים אל התוצר הריאלי ואל היבוא, מייצגים את המצב אחרי התמרת ברגלס. ההשפעה הישירה של האבטלה על השימושים הריאליים ועל המחירים מתייחסת להכוונת השפעת עודף הכסף כמתואר לעיל: האבטלה פועלת כאן כעין סרבו־מכניסם, המפנה את עודף הכסף פעם לכמויות ופעם למחירים — ואגב כך מווסתת את עצמה. את ההשפעה הישירה של כמות הכסף מתארים, לבסוף, שני החצים היורדים ממנה — אחד לשימושים הריאליים ואחד למחירים. העוצמה היחסית של הקשרים האלה, היא שתלויה בשיעור האבטלה.

ג. דרכי האומדן, סדר ההצגה, הגדרות

הפרמטרים של המשוואות האמפיריות נאמדו, בדרך כלל, מתוך חשבונות רגרסיה, אולם יש גם יוצאים מן הכלל: רכיבי התשומות הראשוניות בשימושים הסופיים נאמדו כממוצעים אריתמטיים מתוך 6 לוחות תשומה־תפוקה; הפרמטרים של המשוואה המחלקת את השפעת היתרות הריאליות בשוק בין כמויות למחירים (54) נקבעו לפי השערה בלבד, שמבחנה היחיד הוא התפקוד הכללי של המודל (ואמנם, משוואת הכסף שיפרה בדרך זו את האומדנים). התרת מערכות המשוואות בוצעה באמצעות התוכנה *IMSL*, בשיטה מספרית מעורבת[9].

משוואות הרגרסיה (פרט למקרה בודד) נאמדו לפי שיטת הריבועים הפחותים הרגילה. כך נהוג, בגלל ריבוי המשוואות והמשתנים החיצוניים, ברוב המודלים מסוג זה[10]. כל המשוואות, שנאמדו כך, יוצגו להלן בתוספת ארבעה מודדים סטטיסטיים: ערכי t (האומדן, חלקי טעות התקן שלו) שיופיעו בסוגריים תחת אומדני הפרמטרים; ריבוע מקדם המיתאם, $\bar{R}^2$, מתוקן למספר המשתנים, מודד דרבין־ווטסון, DW, לאיתור מיתאם סדרתי; וטעות התקן של המשוואה, מחולקת בממוצע המשתנה המוסבר, $\frac{\sigma}{M}$. במשוואות לוגריתמיות נותנת σ (בקירוב) ישר את טעות התקן היחסית, וכן נעשה שימוש ב־σ בלבד כשהמשתנה המוסבר נמדד באחוזים.

המשוואות הבודדות, לרבות זהויות, יפורטו ויידונו דיון כלכלי בהמשך. הסדר יהיה: שימושים סופיים, יבוא, פונקציית ייצור, תעסוקה, שכר, מחירים, כסף. אחרי הדיון במשוואות הבודדות, מוצגים ממצאי ההפעלה הסימולטנית, לרבות המכפילים המודדים את השפעת המכשירים הממשלתיים השונים.

---

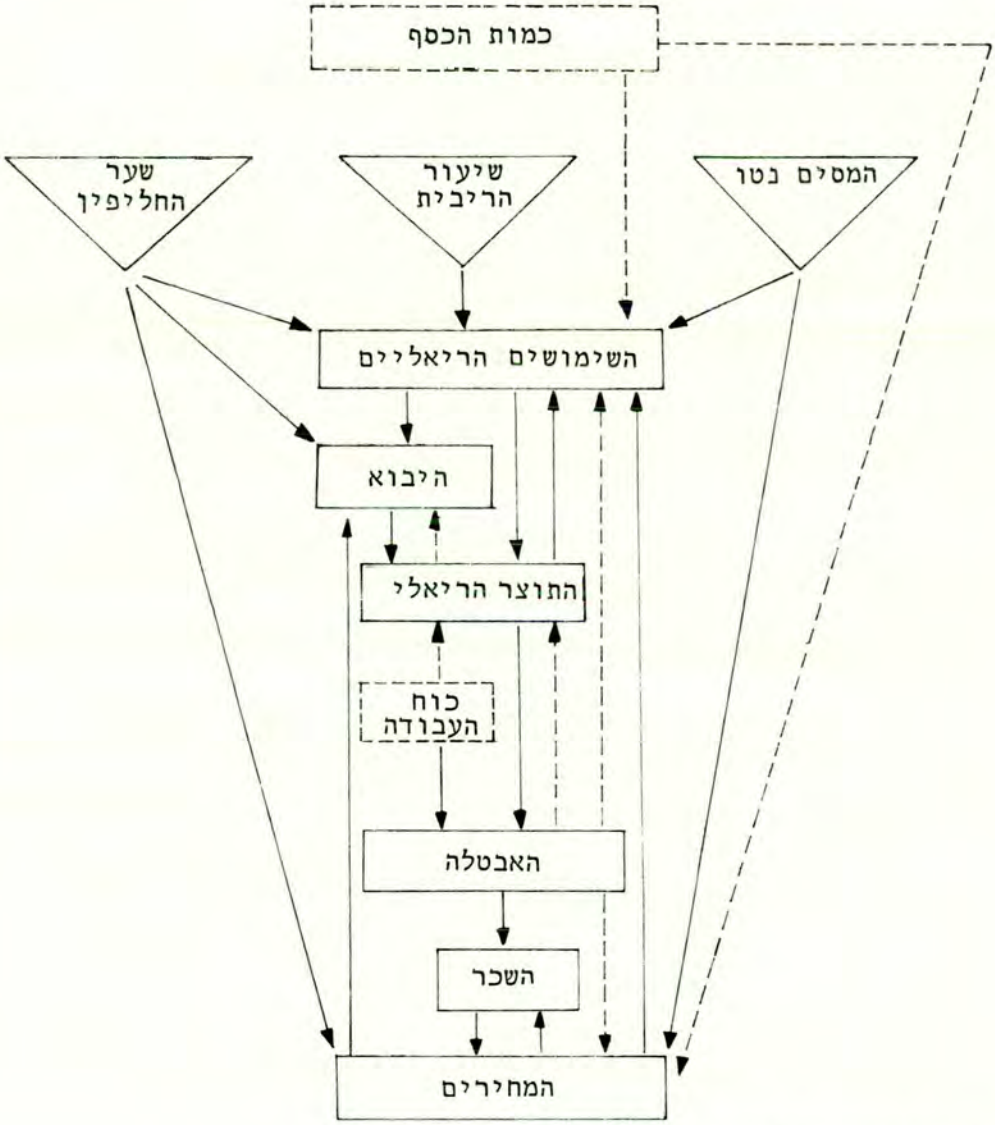
8 בינתיים הוכן תת־מודל כזה; ראה: י' קונדור, **דרכי היווי הכסף והשפעותיו במשק צמוד: תוספת למודל הקונומטרי קיינסיאני**, מכון הורוביץ, תל־אביב 1984.

9 לתיאורה ראה: Powel, M.J.D., "A hybrid method for nonlinear equations", in P. Rabinowitz (ed.), *Numerical Methods for Nonlinear Algebraic Equations*, London (Gordon and Breach), 1970.

10 ראה: Howrey, E.P., L.R. Klein, M.D. Mccarthy, G.R. Schink, "The practice of macroeconomic model building", in J. Kmenta, J.B. Ramsey (eds.), *Large Scale Macroeconometric Models*, Amsterdam (N. Holl.), 1981, pp. 19–58.

דיאגרמה 2

עיקר תהליכי המשק לפי המודל הנוכחי



בפרקים הבאים יש לזכור את ההגדרות הכלליות הבאות:

(א) משתנה, הנמדד בכסף, מבוטא במיליוני שקלים ישנים, במחירים קבועים של 1970 — אלא אם כן יצויין אחרת.

(ב) לכל מדדי המחירים: 1000 = 1970; ולכל שינויי המדדים 1000 = השנה הקודמת, אלא אם כן יצויין אחרת.

(ג) יבוא ביטחוני ישיר אינו כלול בשום משתנה במודל זה.

(ד) אף התוצר הזקוף של דירות אינו כלול כאן.

(ה) צריכת מלכ"ר נחשבת כחלק מהצריכה הציבורית.

3. משוואות המודל

א. הצריכה

הצריכה האישית, כפי שהיא רשומה בחשבונות הלאומיים, מתחלקת לצריכה שוטפת ולקניות מוצרים בני־קיימא:

$$CC = CI + CD \tag{1}$$

כאשר: CC = צריכה אישית כוללת (ללא מלכ"ר וללא שירותי דירות זקופים),
CD = קניות מוצרים בני־קיימא,
CI = צריכה אישית אחרת (כ־3/4 מהס"ה).

קניית מוצרים בני־קיימא היא השקעה מבחינתו של הפרט, על כן שולטים בה חוקי התנהגות שונים מאלה שבצריכה השוטפת. לפיכך נאמדו שני הסוגים בנפרד. עבור הצריכה השוטפת נתקבל:

$$CI/N = \underset{(2.5)}{31.1} + \underset{(3.2)}{0.097}\,YDP/N + \underset{(9.1)}{0.736}(CI/N)_{-1} \tag{2}$$

$$\bar{R}^2 = 0.97, \qquad DW = 1.98, \qquad \sigma/M = 2.1\%$$

כאשר: YDP = הכנסה פנויה,
N = האוכלוסייה הממוצעת הקבועה (מיליוני נפשות).

משוואה זאת בנויה על תורת ההכנסה המתמדת[11]. מהמקדמים שלה וממשוואות חילופיות [16] מסתבר, שעיקר הצריכה לנפש נקבעת על־ידי הרמה של השנה הקודמת — ואילו ההכנסה השוטפת משפיעה רק בפיגור רב. קשיחות זאת, העולה בהרבה על התמדת צרכני חו"ל, מביאה לתנודות גדולות בשיעור החיסכון השנתי — תנודות, שלא תמיד פורשו כראוי. כן מסתבר (שם), שהנטייה לצרוך צריכה שוטפת **בטווח הארוך** היא כ־60 אחוז מההכנסה הפנויה. האיבר הקבוע הינו ביטוי לגמישות הכנסה קטנה מ־1 (0.6, שם) גם בטווח הארוך: היא אינה נוגדת את תורת ההכנסה המתמדת, בהתייחסה רק לחלק מסך הצריכה האישית. עבור החלק השני, קניות של מוצרים בני־קיימא, נתקבל:

$$\ln(CD/N - SCRCD/N) = \underset{(-3.5)}{-20.78} + \underset{(3.4)}{4.78}\ln(CI/N) - \underset{(-3.4)}{1.48}\ln(KD/N) + \tag{3}$$

$$+ \underset{(2.6)}{0.55}\ln(YDP/N - CI/N) + \underset{(1.9)}{0.54}\ln(PULL_{-1} + 200) + \underset{(4.6)}{0.52}D79PL$$

$$\bar{R}^2 = 0.90, \qquad DW = 2.37, \qquad \sigma = 13\%$$

כאשר: CD = קניות בני קיימא,
CI = צריכה שוטפת,
N = האוכלוסייה הממוצעת הקבועה (מיליוני נפשות),
KD = מלאי בני קיימא בראשית השנה אצל הצרכנים,
$SCRCD$ = גרט של מוצרים בני־קיימא,
$PULL$ = מודד עודף הביקוש,
$D79PL$ = דמי: 1 מ־1979, 0 מקודם.

---

11 ראה, למשל: Evans, op cit, p. 19, ff.

משוואה (3) אומדת את ההשקעה הנקייה בבני־קיימא לנפש, לפי עקרון התאמת המלאי לרמת החיים — כאשר קצב ההתאמה תלוי בנזילות הצרכן, שמייצג אותה ההפרש בין ההכנסה השוטפת לצריכה השוטפת. לדיון מפורט יותר במשוואה, ראה [16]. המשתנה $PULL$ ידון בסעיף ו להלן. כאן יצוינו רק עוד שתי נקודות: ראשית, גמישות אנגל לטווח ארוך לקניית בני־קיימא הנגזרת מהמשוואה היא 2.7, מספר המתיישב יפה עם ממצאים ממחקרי חתך (שם); שנית, מקדם הדמי מצביע על תזוזת הביקוש לבני־קיימא ב־$^2/_3$ (שם) החל מ־1979 — אחד הביטויים לבריחה מהכסף הצמוד (ראה סעיף ו להלן).

ההכנסה הפנויה עדיין טעונה הגדרה:

$$YDP = (YEP + GWP + RE - NHD - TT - Z) \;/\; (PCC/1000) \tag{4}$$

כאשר (כל הזרמים במיליוני שקלים, במחירים שוטפים):

YEP = התוצר המקומי הגולמי של הסקטור העסקי,
GWP = תוצר הסקטור הציבורי (כולל מלכ"ר),
RE = גימלאות מגרמניה,
NHD = פחת בסקטור העסקי,
TT = ס"ה מסים נטו + מחצית תקבולי מילווה חובה נטו + הכנסות מקומיות של הסקטור הציבורי מרכוש,
Z = עודף יבוא גורמי ייצור,
PCC = מדד מחירי הצריכה האישית, ללא שירותי דירות.

למקורות הנתונים, שיטות חישוב, ספרות, וכן לדיון נוסף במשוואות הצריכה האישית, ראה [2], [3] ו־[16]. הצריכה הציבורית (כולל מלכ"ר) חיצונית במודל זה.

ב. ה ש ק ע ו ת

נדון ראשית בהשקעה העסקית. האומדן לא יכלול את ענפי החשמל והמים, מבני תחבורה וקשר, אניות ומטוסים — השקעות שייחשבו כולן כחיצוניות. בשביל השארית נאמדה המשוואה:

$$\underset{}{IEE} = \underset{(1.5)}{24} + \underset{(11.9)}{0.238YE_{-1}} - \underset{(-4.1)}{0.88(R \times YE)} + \underset{(7.7)}{0.266\Delta YE} + \underset{(-8.4)}{0.124KK_{-1}} \tag{5}$$

$$\bar{R}^2 = 0.97, \qquad DW = 2.45, \qquad \sigma/M = 5\%$$

כאשר IEE = ההשקעה הגולמית בנכסים קבועים בסקטור העסקי, פרט לסוגים שהוצאו,
YE = התוצר העסקי המקומי הגולמי,
R = שיעור הריבית הריאלי האפקטיבי בהלוואות פיתוח,
KK = ממוצע מלאי ההון בראשית השנה ובסופה, למעט הסוגים שהוצאו.

משוואה (5) בנויה על עקרון "המאיץ הכפיף", כאשר כדאיות ההשקעה תלויה בשיעור הריבית [9]. שיעור הריבית הריאלי האפקטיבי מוגדר כך:

$$R = \frac{(1-t)i - \Pi}{1 + \Pi}$$

כאשר i = שיעור הריבית הנקוב (כולל הפרשי הצמדה) בהלוואות פיתוח,
Π = העליה במדד המחירים לצרכן במשך השנה (שבר עשרוני),
t = שיעור מס ההכנסה המוטל על העסק.

משוואה זו לא סופררה, כיוון שהשער הוא משתנה חיצוני — אחד ממכשיריה החשובים של הממשלה. מתוך (5) מסתבר (ראה [9]) כי עלייה של אחוז אחד (מהקרן) בשיעור זה מביאה לירידת ההשקעה העסקית בחצי אחוז בשנה השוטפת וב־2.5 אחוזים בטווח הארוך. (שיעור הריבית מופיע כשהוא מוכפל בתוצר, שכן השפעתו המוחלטת תלויה בגודל המשק.) כיוון שהסקטור העסקי השיג בתקופה הנסקרת הלוואות בשיעורי ריבית שליליים עד למינוס 30 אחוז ואף למטה מזה, עקב שילוב של האינפלציה עם אי־הצמדה ועם חוק מס הכנסה מיושן, נגרם בזבוז הון בממדים גדולים מאוד. בהנחות סבירות נמצא [9] כי שליש ממלאי ההון העסקי הושקע בטעות. הנזק השנתי הנובע מכך מגיע עד ל־5 אחוזים מהתוצר של הסקטור הנידון. מסתבר, שהממשלה השתמשה במכשיר האשראי בדרך בזבזנית. יצוין, שלא היה קיצוב בהלוואות הפיתוח — כל מי שהציע פרויקט סביר, זכה בהן. השיעור היה על כן אפקטיבי.

אם ייתוספו להשקעות, שנאמדו כך, שני משתנים חיצוניים, יתקבל:

$$INH = IEE + IW + IX \tag{6}$$

כאשר INH = ס"ה ההשקעות בנכסים קבועים, פרט לדירות,
IW = השקעות בענפי החשמל והמים,
IX = השקעות במיבני תחבורה, בשירותים ציבוריים, באניות ובמטוסים.

גם ההשקעה במלאי, II, תיחשב במודל זה כמשתנה חיצוני. הסיבה לכך היא, שנמצאו טעויות כבדות, (ראה [14][12]) באומדני שינוי המלאי לפי החשבונות הלאומיים — לרבות טעויות בסימן המשתנה — ואין סיבה לבנות "תיאוריה" סביב אומדנים מוטעים אלה. ברור שפגם זה, שאינו מחויב המציאות, מוריד את ערכו של כל מודל ישראלי אפשרי. יש לצפות לכך שהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה תיגש בהקדם לביצוע פעולות השדה אשר יחסלו אותו.

ההשקעה בבניית דירות מתחלקת לשתיים:

$$IH = IHP + IHPUB \tag{7}$$

כאשר IH = ס"ה ההשקעה בדירות,
IHP = החלק הפרטי,
$IHPUB$ = החלק הציבורי (משתנה חיצוני; לאפיונו, ראה את [10]).

משוואת ההשקעות בבניית הדירות הפרטית היא:

$$IHP/WW = \underset{(5.5)}{0.0116CMP} + \underset{(12.5)}{0.0167STP} + \underset{(5.2)}{0.012STP_{-1}} + \underset{(5.2)}{9D72PL} \tag{8}$$

$$\bar{R}^2 = 0.99, \qquad DW = 1.90, \qquad \sigma/M = 2\%$$

כאשר WW = מקדם שיפור טיב הבנייה למ"ר לפי הנחות הלמ"ס, 1.00 = 1965,
CMP = שטח גמר הבנייה הפרטית (אלפי מ"ר),
STP = שטח התחלות הבנייה הפרטית (אלפי מ"ר),
$D72PL$ = דמי עבור שינוי בשיטות האומדן בלמ"ס: 0 עד 1971, 1 אחר כך.

משוואה זאת מחקה את חישובי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, האומדת את ההשקעה הריאלית בדירות לפי שטחי הדירות שעבדו עליהן ולפי שלבי הבנייה במשך השנה (הבנייה נמשכת סביב ל־20 חודש). לפרטים נוספים ראה את [10].

שטח גמר הבנייה הפרטית נאמד לפי ההתחלות ב־13 הרבעונים הקודמים לשנת האומדן ולפי התפלגות

---

12 עיין גם: הרשות לתכנון כלכלי, תוצר, צריכה אישית, חיסכון וחלוקת הכנסות ב־1980: חידות ופתרונותיהן, תזכיר מס' 10, י"ם, 1981.

משך הבנייה בתקופה האחרונה, שלגביה היו נתונים. אומדן זה היה טוב למדי, למרות שלא ניתן להשתמש כאן בשיטות רגרסיה. (לפרטים נוספים, ראה: [6] ו[16].) המשוואה טעונה אומדן מחדש מדי שנה, מחמת שינויים במשך הבנייה. ל־1982 היא היתה:

$$CMP = \frac{1}{100}(22,28,39,55,51,42,32,27,19,16,10,5,3)\, STPQ_{-1}^{-13}$$

כאשר הווקטור $STPQ_{-1}^{-13}$ כולל את שטחי ההתחלות ב־13 הרבעונים שקדמו ל־1982 (אלפי מ"ר). הוא מוכפל בווקטור שבסוגריים. הטעות לעומת הגמר בפועל ב־1982 היתה 0.4 אחוז. כיוון שכל המשתנים המסבירים שבמשוואה חיצוניים, נחשב גם שטח הגמר כמשתנה חיצוני — והמשוואה נשארה מחוץ למודל.

הונח, כי שטח **התחלות** הבנייה נקבע על ידי פונקציית היצע — שכן מתחילים לבנות כרגיל, לפני המכירה. הגורמים המרכזיים בפונקציה כזאת הם המחיר היחסי של הדירה והמחיר היחסי של הקרקע (שינויים במחירים היחסיים של הבנייה אינם גדולים). למרבה הצער, אין סטטיסטיקה מסודרת כלשהי על מחירי הקרקע. לכן קשה לאמוד את תגובת הקבלנים לשינויים במחירי הדירות. בלית ברירה הונח, שאת השינויים במחירי הקרקע מייצגת **מגמת** העלייה הרב־שנתית במחירים היחסיים של הדירות, כך ששטח ההתחלות תלוי בסטיית המחיר מהמגמה [10]. המחיר היחסי של הדירות מוגדר כך:

$$PHC = 1000PH/PP \tag{9}$$

PH = מדד מחיר הדירות,
PP = מדד המחירים לצרכן.

מכאן מגיעים להגדרת סטיית המחיר היחסי:

$$PHCTRW = PHC/(TPHC \times WW) \tag{10}$$

כאשר $TPHC$ = המגמה הרב־שנתית של המחיר היחסי (משתנה חיצוני)

והחילוק במדד שיפור הטיב (ראה לעיל) נחוץ, כדי לתרגם את השפעת מחיר **הדירה** על היצע **שטח** הדירות [10]. משוואת שטח התחלת הדירות הפרטיות היא

$$\begin{aligned} STP = & \underset{(-2.5)}{-1,473} + \underset{(9.2)}{2,391DTER} + \underset{(4.7)}{3,676PHCTRW} - \underset{(-3.5)}{0.667STPUB} + \\ & \underset{(3.9)}{+778D72} + \underset{(1.7)}{0.384CORRLO} \end{aligned} \tag{11}$$

$$\bar{R}^2 = 0.94, \qquad DW = 1.57, \qquad \sigma/M = 7\%$$

כאשר

$DTER$ = דמי לזמינות עובדי השטחים: 0 לפני 1968, $\frac{1}{4}$ ב־1968, $\frac{1}{2}$ ב־1969, $\frac{3}{4}$ ב־1970, 1 אחר כך,

$D72$ = דמי ל־1972 (1 ב־1972, 0 אחרת), בה היו בעיות אבחנה בין בנייה ציבורית לפרטית,

$CORRLO$ = סטיית המספר בפועל בשנה הקודמת מן האומדן לפי יתר אברי המשוואה (הוסף להקטנת מיתאם סדרתי).

גמישות ההיצע למחיר בטווח הקצר היא 1.2, לפי הערכים הממוצעים. בולטת השפעת זמינות עובדי השטחים וכן ההשפעה השלילית של הבנייה הציבורית: כל מ"ר נוסף של התחלות בנייה ציבורית מקטין את הבנייה הפרטית ב־$\frac{2}{3}$ מ"ר. משמע, הבנייה הציבורית תוכל לווסת באופן יעיל את הפעילות בענף רק אם משרד השיכון יהיה מוכן לקבל על עצמו אחריות לרוב הבנייה.

כדי לסגור את מעגל ההשקעות בדיור, היה צורך לאמוד את המחירים היחסיים של הדירות. הונח שהם

נקבעים בשוק מלאי הדירות. (השינוי השנתי של מלאי הדירות הוא שולי, והשוק המשני קובע את המחירים, כמו בבורסה.) ההיצע נתון כאן מראש, בטווח הקצר, ושינויי המחיר תלויים בשינויי הביקוש. את ההיצע ייצג מלאי הון הדירות היציר בראשית השנה. לגבי הביקוש (לנפש) הונח, שהוא תלוי בהכנסה המתמדת (שאותה מייצגת הצריכה השוטפת), ברכוש הפרטי הנקי (הכול לנפש) ובמחירים היחסיים של הדירות. (לא נמצאה השפעה של שיעור הריבית על המשכנתאות או של היקפן.) בהנחות דינמיות, שפורטו ב־[10], נתקבלה מכאן המשוואה:

$$(12)\qquad PHC = \underset{(6.7)}{10.76CI/N} + \underset{(5.1)}{0.871WDG/N} - \underset{(-5.6)}{5.09KH/N} + \underset{(-3.5)}{0.411PHC_{-1}} + \underset{(3.1)}{211D79PL}$$

$$\bar{R}^2 = 0.88, \qquad DW = 2.02, \qquad \sigma/M = 7\%$$

כאשר KH = שווי מלאי הדירות היציר בראשית השנה,
N = האוכלוסייה הקבועה הממוצעת (מיליוני נפשות),
$D79PL$ = דמי: 0 עד 1978, 1 אחר כך.

באין נתונים סטטיסטיים, חושב הרכוש הפרטי הנקי המצטבר כך [10]:

$$(13)\qquad WDG = WDG1 + \tfrac{1}{2}(YDP - CI + NRE + SUBCR - 0.1KD) + 2{,}000$$

כאשר (נוסף לסמלים שפורשו כבר לעיל)

$WDG1$ = שווי הרכוש הנקי המצטבר החל מ־1.1.65 עד ראשית השנה,
WDG = הרכוש הנקי הממוצע,
NRE = פיצויים אישיים חד־פעמיים מגרמניה,
$SUBCR$ = רווחי הון על הלוואות פיתוח,
KD = המלאי הגולמי של מוצרים בני־קיימא, (לפי [3], מתוקן).

מתוך משוואה (12) מסתבר (בתוקף ההנחות הדינמיות), שבמשך שנה עושה המחיר רק את מחצית הדרך לקראת שיווי משקל, כלומר למעשה שורר בשוק אי־שיווי משקל מתמיד. כן פוגשים אנו כאן שוב את דמי התזוזה ב־1979: בריחה מהכסף לא רק אל מוצרים בני־קיימא כי אם גם אל דירות (שמחירן היחסי עלה ב־1979 ב־39 אחוז). מתוך משוואות חילופיות [10] נמצא, כי גמישות אנגל של הביקוש לדירות — לפי ההכנסה המתמדת והרכוש הנקי ביחד — עולה במקצת על 1. גמישות המחיר היא רק 0.2-.

לפירוט נוסף של נושאי סעיף זה, מקורות הנתונים וסיפרות, ראה את [6], [9], [10], [16].

ג. יצוא ויבוא

היצוא, שיידון כאן, אינו כולל יהלומים — כיוון שליצואם גורמים מיוחדים, הטעונים מחקר נפרד. כאן נחשב יצוא יהלומים כחיצוני. עבור יתר חלקי היצוא נתקבלה המשוואה הבאה:

$$(14)\qquad \ln XX - 0.6\ln YEUN = \underset{(-5.1)}{-7.89} + \underset{(3.4)}{0.552\ln RYX} + \underset{(2.8)}{0.605\ln RYX_{-3}} + \underset{(8.3)}{0.643\ln Q} - \underset{(-2.3)}{0.232\ln(PULL_{-1} + 200)}$$

$$\bar{R}^2 = 0.98, \qquad DW = 2.40, \qquad \sigma = 4\%$$

כאשר XX = היצוא ללא יהלומים, בשער אפקטיבי,
$YEUN$ = התוצר העסקי המתוקנן לתעסוקה מלאה,
RYX = מדד המחיר היחסי של הערך המוסף ביצוא ללא יהלומים,
Q = מדד הסחר העולמי (100 = 1970).

מהמשוואה רואים, שגמישות היצוא למחירו היחסי (ראה להלן) היא למעלה מיחידתית בטווח הארוך — אך רק חצי מזה בשנה השוטפת. גמישות מובהקת של $\frac{2}{3}$ נצפתה לגבי הסחר העולמי (עדות לתחרות לא־משוכללת) וגמישות דומה לגודל המשק (ראה להלן). עודף הביקוש בשוק המקומי, שהופיע כבר בסעיף 3.א לעיל, מקטין את היצוא; בסעיף 3.ו יוסבר ההכרח להסתפק כאן בהשפעה שבפיגור. להלן הסבר ליתר המשתנים:

כיוון שמחירי היצוא ויבוא התשומות אינם נעים יחדיו, מייצגים מחירי **הערך המוסף** שביצוא את כדאיותו; במה הדברים אמורים, אם מייחסים אותם למחירי התוצר (הערך המוסף) העסקי בשימושים המקומיים. (רק התוצר **העסקי** הוא לעניין; השכר בשירותים הציבוריים ושכר הדירה אינם שייכים לכאן). מדד מחירי התוצר העסקי בשימושים המקומיים מחושב כך:

$$PYNX = \frac{1000YEP - (PXX - 0.328PMM)XX - (PXD - 0.78PMD)XD}{YE - 0.672XX - 0.22XD} \qquad (15)$$

כאשר XD = יצוא יהלומים,
PXX = מדד מחיר היצוא,
PMM = מדד מחיר יבוא התשומות, ללא יהלומים,
PXD = מדד מחיר יצוא היהלומים,
PMD = מדד מחיר יבוא יהלומים גולמיים,
YE = התוצר העסקי המקומי הגולמי,
YEP = כנ"ל במחירים שוטפים (מיליוני ש').

הסבר ל־(15) ניתן ב־[12] וב־[16] כאן יצוין רק, שהשברים העשרוניים שבנוסחה הם מרכיבי היבוא הכוללים[13] בשני סוגי היצוא או המשלימים שלהם (מרכיבי התוצר). מדד המחיר היחסי של התוצר ביצוא (ללא יהלומים), חלקי המדד הנ"ל נותן את מדד המחיר היחסי המבוקש:

$$RYX = 1000((PXX - 0.328PMM)/0.672)/PYNX \qquad (16)$$

כיוון שאבטלה אינה מקטינה את היצוא, נעשה שימוש בתוצר העסקי המתוקנן לתעסוקה מלאה (דהיינו לאבטלה של 3 אחוזים) לביטוי השפעת גודל המשק:

$$YEUN = YE(0.97 + UN) \qquad (17)$$

כאשר UN = שיעור האבטלה.

משתנה זה הועבר לצד שמאל של (14), כי בצורה הנוכחית סבל ממולטיקולינאריות. המקדם הופק ממשוואה של שינויים שנתיים.

היבוא פורק לחלקים כדלקמן:

$$M = MM + MDC + MDCD + MTRPS + MDIE + MDT + MD + MSP + MG \qquad (18)$$

[13] לגבי המשמעות והנוסחה של מרכיבי יבוא כוללים ראה למשל: קונדור, י', **בלבלת ישראל**, ת"א (שוקן), 1984.

כאשר חלקי היבוא הישיר הם

MDC = מצרכים, פרט לבני־קיימא, מעבר לים,
$MDCD$ = בני־קיימא,
$MTRPS$ = הוצאות בחו"ל וכרטיסי נסיעה מחברות זרות,
$MDIE$ = מוצרי השקעה, פרט לאניות ולמטוסים,
MSP = אניות ומטוסים,
MDT = יבוא ישיר מהשטחים המוחזקים (בעיקר מצרכים),
MG = יבוא ישיר לצריכה ציבורית אזרחית ("ממשלה לנמ"א")

ואילו יבוא התשומות חולק לשניים:

MD = יהלומים,
MM = תשומות אחרות, כולל שירותים.

יבוא יהלומים, אניות ומטוסים, היבוא מהשטחים [14] ויבוא ממשלתי הם חיצוניים. היבוא הישיר הזעיר של מלכ"ר, נכלל ביתר הסעיפים. בהמשך יהיה צורך גם בסך היבוא במחירים שוטפים. הוא מוגדר כך:

$$MP = \frac{1}{1000}(MM, MDC, MDCD, MDT, MTRPS, MDIE, MD)\times \tag{19}$$
$$\times(PMM, PMDC, PMDCD, PP, PMTRPS, PMDIE, PMD) + MGP + MSPP$$

כאשר הסוגריים כוללים וקטורים, והווקטור השני כולל מדדי מחירים (בשערים אפקטיביים) מקבילים לחלקי היבוא. כמו כן:

PP = מדד המחירים לצרכן,
MGP = יבוא ישיר לצריכה ציבורית אזרחית, במחירים שוטפים (מיליוני ש'),
$MSPP$ = יבוא אניות ומטוסים, במחירים שוטפים (מיליוני ש').

סך היבוא חושב מרכיביו לפי (18) ו־(19) במצבי אבטלה בלבד. בתעסוקה מלאה הופעלה התמרת ברגלס (סעיף 2ב לעיל), וסך היבוא נקבע לפי מאזן המקורות והשימושים. במקרה זה שימשו רכיבי היבוא רק לשקלול עליית מחיריו, כדלקמן:

$$RM = (MM + MDC + MDCD + MDT + MTRPS + \tag{18a}$$
$$+ MDIE + MD + MSP + MG)/M$$

$$MP = \frac{1}{RM}\left(\frac{1}{1000}(MM, MDC, MDCD, MDT, MTRPS, MDIE, MD)\times\right. \tag{19a}$$
$$\left.\times(PMM, PMDC, PMDCD, PP, PMTRPS, PMDIE, PMD) + MG + MSPP\right)$$

לגבי היבוא הישיר של הסחורות הונחה גמישות יחידתית ביחס לשימוש לו היה מיועד. פשוט ביותר היה אומדן מקדם יבוא הציוד להשקעות,

$$\frac{MDIE}{IEE + IW} = 0.549, \qquad \sigma/M = 6\% \tag{20}$$

שכן לא נתגלה שום קשר בין יחס זה למשתנים אחרים.

מתוך יתר סוגי היבוא הישיר נתגלו רק נסיעות לחו"ל (שאין להן, כנראה, תחליף) כבלתי רגישות לשער

החליפין הריאלי. יבוא בני־קיימא מגיב לשער בגמישות 0.9- בטווח הקצר (3.7- בטווח הארוך) ויבוא מצרכים אחרים — בגמישות 1.3-. יש לשער, שגמישויות אלו מבטאות את ההיצע של תחליפים מקומיים, לפחות באותה מידה בה הן נובעות מהתנהגות הצרכנים. נסיעות חוץ ואחוז היבוא הישיר של בני־קיימא רגישים גם לרמת החיים. המשוואות, שנאמדו ליבוא ישיר לצריכה אישית, היו:

$$\text{(21)}\quad \ln\frac{MDCD}{CD} = \underset{(-2.8)}{-4.368} - \underset{(-4.4)}{0.932}\ln\frac{PMDCD}{PCC} + \underset{(5.3)}{0.505}\ln\frac{CD}{CD_{-1}} + \underset{(2.6)}{0.737}\ln\frac{CI}{N} +$$

$$+ \underset{(6.7)}{0.727}\ln\left(\frac{MDCD}{CD}\right)_{-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.85, \qquad DW = 2.37, \qquad \sigma = 7\%;$$

$$\text{(22)}\quad \ln\frac{MDC}{CI} = \underset{(64.5)}{-2.878} - \underset{(-4.5)}{1.289}\ln\frac{PMDC}{PCC} + \underset{(4.8)}{0.294}DS$$

$$\bar{R}^2 = 0.64, \qquad DW = 1.95, \qquad \sigma = 8\%;$$

$$\ln\frac{TR}{N} = \underset{(-2.9)}{-4.64} + \underset{(3.3)}{1.2}\ln\frac{CI}{N} + \underset{(3.7)}{0.506}\ln\left(\frac{TR}{N}\right)_{-1} + \underset{(3.4)}{0.21}DT$$

$$\bar{R}^2 = 0.98, \qquad DW = 2.79, \qquad \sigma = 6\%$$

כאשר

$MDCD$ = יבוא בני־קיימא,
MDC = יבוא מצרכים מעבר לים, פרט לבני־קיימא,
$PMDCD$ = מדד מחירי יבוא בני־קיימא בשוק המקומי,
$PMDC$ = מדד מחירי יבוא מצרכים אחרים,
PCC = מדד מחירי הצריכה האישית, ללא שירותי דיור,
TR = מספר התיירים היוצאים (אלפים),
DS = דמי להתחלת טרנזיט לשטחים: 0 עד סוף 1976, 1 אחר כך,
DT = דמי לשינוי המשטר: 0 עד אמצע 1977, 1 אחר כך.

המשוואה האחרונה מתייחסת למספר הנוסעים לחו"ל, לא להוצאותיהם. כיוון שלפני 1978 לא היו נתונים אמינים על ההוצאות [8], לא ניתן לאמוד את ההוצאה לנוסע באמצעות חשבון רגרסיה. במקומו, נלקחה ההוצאה הממוצעת לנוסע בתקופה 1978–81 (220 שקל במחירי 1970, כולל קניות כרטיסי נסיעה בחב' זרות; $\sigma/M = 2\%$). מכאן האומדן הבא של יבוא זה:

$$\text{(23)}\quad \ln MTRSP = \ln(N/1000) + \ln 220 - 4.64 + 1.2\ln CI/N +$$

$$+ 0.506\ln\left(\frac{TR}{N}\right)_{-1} + 0.21DT.$$

אף יבוא **התשומות** (ללא יהלומים) לא נמצא רגיש לשער החליפין, והוסבר על־ידי הרכב השימושים הסופיים. לכל שימוש סופי **רכיב יבוא עקיף** (מחושב ממקדמי תשומה־תפוקה): הוא מראה את יבוא התשומות, הנובע מכל שקל נוסף המוצא לשימוש כזה, דרך קניות מהענפים המקומיים. לכן נאמד סך יבוא

התשומות כמכפלה של וקטור המרכיבים הללו עם וקטור הקניות המקומיות לשימושים סופיים. פרטי החישוב מתוארים בהרחבה ב־[14] ותוקנו ב־[16]. נתקבלה המשוואה:

$$(24)\qquad MM = \underset{(39.2)}{0.956MMM} + \underset{(2.1)}{43.7D1}, \quad \bar{R}^2 = 0.98, \quad DW = 2.04, \quad \sigma/M = 5\%$$

כאשר $D1$ = דמי, עם 0 עד מלחמת יום כיפור, 1 אחריה.

MMM הוא שם מקוצר למכפלת הווקטורים הנ"ל:

$$MMM = 0.328XX + 0.156IH + 0.208CC(1 - MUZCT) +$$
$$+ 0.206INH(1 - MUZI) + 0.207MLKRL + 0.17NBL + 0.3BL$$

כאשר הקניות המקומיות בצריכה אישית ובהשקעות חושבו על־ידי ניכוי מרכיבי היבוא הישירים, שהם:

$$(25)\qquad MUZCT = (MDC + MDCD + MTRPS + MDT)/CC$$

$$(26)\qquad MUZI = (MDIE + MSP)/INH$$

וכן:

$MLKRL$ = קניות מקומיות של מלכ"ר,
NBL = קניות מקומיות בצריכה ציבורית אזרחית אחרת,
BL = קניות מקומיות בצריכה הבטחונית.

חסר בנוסחאות שימוש סופי אחד: גידול המלאי. התברר (ראה [14]) שאומדני גידול המלאי של הלמ"ס הם כה חלשים, שהוספתם לא היתה משפרת את התוצאות. הפראמטרים של (24) באים להתאים את הנוסחה למצב זה, וכן לגשר על סתירות בין החשבונות הלאומיים לבין חשבונות תשומה־תפוקה [18]. אף הדמי אינו מבטא, כנראה, שינוי טכנולוגי, אלא טעויות מדידה גרידא [14].

לפרטים נוספים על משואות סחר החוץ, דרכי חישוב, מקורות הנתונים וסיפרות — ראה [7], [8], [12], [14] וכן [16] המפרט גם את כל הסדרות העיתיות.

ד. תוצר, תעסוקה, אבטלה

השימושים הסופיים נקבעו; היבוא, נקבע אף הוא. על כן, בהתאם למסורת הקיינסיאנית, נקבע גם התוצר, בתוקף זהות המקורות והשימושים:

$$(27)\qquad YE = CC + IH + INH + II + XX + XD + G - M - GW + A$$

כאשר שלושת המשתנים החיצוניים החדשים הם:

G = צריכה ציבורית (כולל מלכ"ר, אינו כולל יבוא ביטחוני),
GW = תוצר ישיר בשירותים הציבוריים,
A = סטיות סטטיסטיות (ראה נספח 1 ב־[16]).

כך באבטלה. בתעסוקה מלאה תיאור כזה לא יהיה נכון, ולכן תופעל התמרת ברגלס (סעיף 2.ב לעיל):

התוצר ייקבע דרך פונקציית הייצור, לפי מספר המועסקים הנתון, ואילו (27) תקבע אז את היבוא (ראה את הסעיף הקודם). פונקציית הייצור היא:

$$(28)\qquad r(YE) = 0.04 + \underset{(3.8)}{0.61}r(\mathrm{LHO}) + \underset{(4.8)}{0.43}r(K \times CP) - \underset{(3.0)}{0.03}D1 - \underset{(-2.6)}{0.04}D2 \quad (-2.8)$$

$$\bar{R} = 0.91 \qquad DW = 1.97, \qquad \sigma = 2\%$$

כאשר האופרטור r מסמל שיעורי גידול שנתיים, טעות התקן מבוטאת באחוזים מן התוצר בשנה הקודמת, וכמו כן

LHO = שעות עבודה לשבוע בסקטור העסקי (מליונים),
K = מלאי ההון בראשית השנה בסקטור, להוציא מים, חשמל ומבני תחבורה,
CP = מדד נצילות ההון, 1972 = 1000,
$D2$ = דמי לאבטלה סמויה ב־1966 (1) ושיחרורה ב־1967 (1−), (0 אחרת).

המשוואה מראה, שגידול הפריון הכולל בסקטור העסקי ירד בעקבות מלחמת יום הכיפורים מ־4 אחוזים לאחוז אחד בשנה. תוצאות אלו נתקבלו, לאחר ניכוי ירידה של 30 אחוז בנצילות ההון באותה תקופה.

הקשר בין תשומת העבודה לתעסוקה ניתן על ידי המשוואה

$$LHO = (LE \times HO + 40LT)/1000 \tag{29}$$

כאשר LE = תעסוקה בסקטור העסקי (אלפים),
LT = מספר העובדים מהשטחים המוחזקים (אלפים),
HO = שעות העבודה השבועיות הממוצעות של מועסק ישראלי בסקטור העסקי.

(29) מתרגמת את מספר השעות השבועיות למספר מועסקים (בהנחה הלא־מדויקת, שלעובדי השטחים היו בממוצע 40 שעות לשבוע, כולן בסקטור העסקי). התעסוקה קובעת את האבטלה. אולם, לפי הנחות המודל אין האבטלה יכולה לרדת אל מתחת ל־3 אחוזים מכוח העבודה:

$$UN = \begin{cases} (LF - LG - LE)/LF, & UN > 0.03 \\ 0.03 & \text{אחרת} \end{cases} \tag{30}$$

כאשר LF = כוח העבודה האזרחי (אלפים),
LG = מועסקים בשירותים הציבוריים (אלפים).

התעסוקה בשירותים הציבוריים היא משתנה חיצוני. עבור כוח העבודה נמצא [16], שהשינויים השנתיים בשיעור ההשתתפות בו (של האוכלוסייה בגיל העבודה) הם זניחים, להוציא תקופות של שינוי אורך השירות הצבאי. לכן הוגדר גם כוח העבודה האזרחי כמשתנה חיצוני.

אם תרד האבטלה לחסם התחתון שלה, תופעל התמרת ברגלס: (30) תקבע את התעסוקה; (29) — את תשומת העבודה בסקטור העסקי; (28) — את התוצר העסקי, ו־(27) — את היבוא. התמרת ברגלס מונעת אומדני אבטלה אבסורדיים, בכך שהיא מפנה את עודף הביקוש ליבוא. שלוש המשוואות הבאות מחקות מנגנונים נוספים לבלימת תנודות קיצוניות באבטלה:

$$HO = \underset{(113.9)}{41.0} - \underset{(-10.3)}{1.9DHO} - \underset{(-2.2)}{16.3UN}, \quad \bar{R}^2 = 0.89, \quad DW = 2.41, \quad \sigma/M = 1\%; \tag{31}$$

$$1000LT/(LE + LG) = \underset{(8.5)}{54} + \underset{(2.5)}{0.049IH} - \underset{(-1.5)}{128UN}, \tag{32}$$

$$\bar{R}^2 = 0.67, \quad DW = 1.31, \quad \sigma/M = 3\%;$$

$$CP = \underset{(1.1)}{42.4} + \underset{(19.5)}{0.888CP_{-1}} + \underset{(7.6)}{0.636r(YE)}, \quad \bar{R}^2 = 0.98, \quad DW = 1.84, \quad \sigma/M = 2\% \tag{33}$$

כאשר $DHO = 0$ לפני 1973, 1 אחריה. (31) מראה, כי שבוע העבודה מתקצר עם גידול האבטלה:

מ־(32) רואים, שעובדי השטחים נפגעים באבטלה יותר מאשר המקומיים, ואילו מ־(33) למדים שאבטלה של הון ואנשים מתרחשות יחדיו, והראשונה מקלה על השנייה.

לדיון נוסף בנושאי התוצר והאבטלה, ספרות, דרכי חישוב, נתונים ומקורותיהם — ראה: [4], [11] ו־[16].

ה. שכר ומחירים

פונקציית שכר נאמדה רק לסקטור העסקי:

$$W = 103.5 + 1.041PPI - 928UP - 1768TP - 70.6D72 + 133.8D7981, \tag{34}$$
$$(3.7) \quad (20.7) \quad (-2.3) \quad (-1.5) \quad (-1.8) \quad (2.8)$$
$$\bar{R}^2 = 0.99, \qquad DW = 1.80, \qquad \sigma = 3\%$$

כשטעות התקן מבוטאת כאחוז מהשכר בשנה הקודמת וכן:

$$PPI = 0.3PI_{-1} + 0.7PI, \qquad UP = (1 + PPI/1000)UN_{-1},$$
$$TP = (1 + PPI/1000)\,\Delta\frac{LT}{LE + LG},$$

W = שיעור השינוי השנתי בשכר הממוצע לשעה בסקטור העסקי (אלפיות),
PI = השינוי השנתי במדד המחירים לצרכן הממוצע,
$D72$ = דמי: 1 ב־1972, 0 אחרת (היו בעיות מדידה בשנה זו),
$D7981$ = דמי: 1 ב־1979–81, 0 אחרת,
Δ = אופרטור של הפרש שנתי.

מהמשוואה רואים שהממוצע המשוקלל של עליית מחירי השנה והשנה הקודמת (המשקלות נאמדו בנפרד: [13]) מסביר כמעט את כל עליית השכר הנקוב — תוצאה של האינפלציה המהירה. עם זאת, אין עליית המחירים מבטלת את ההשפעות הריאליות. האבטלה משפיעה בפיגור של שנה (בקו ישר דווקא, לא היפרבולי): אחוז נוסף של אבטלה מכוח העבודה מוריד את השכר הריאלי באחוז אחד, באין שינויים אחרים. גידול חלקם של עובדי השטחים בכלל המועסקים יוריד את השכר בשיעור גבוה יותר. לא נמצאה השפעה שוטפת לגידול התוצר לעובד — ההשפעה הרב־שנתית נבלעה באיבר הקבוע. בתקופה הנסקרת עלה התוצר לעובד בסקטור העסקי ב־3 אחוזים לשנה, ואילו השכר הריאלי — ב־7 אחוזים. מהפראמטרים מסתבר, כי באין גידול באחוז עובדי השטחים ובאין מדיניות הכנסות (שלא נמצאו לה עקבות במחקר זה), נחוצה אבטלה של 7 אחוזים כדי להגביל את עליית השכר הריאלי ל־3 אחוזים לשנה. הדמי לשנים 1979–81 מצביע על עלייה בלתי מוסברת בשכר בשנים אלה: היא נובעת, אולי, מהתנגדות העובדים לפגיעה העיוורת בתוספת היוקר באותה תקופה[14] — התנגדות שקלעה מעבר למטרה.

כפל המשתנים הריאליים במדד המשוקלל של עליית המחירים מעיד על טעות במיפרט (ספציפיקציה) של פונקציית השכר המסורתית. לפי פונקציה זאת (בקיצור) $W - \Pi = a + bz$ כאשר Π = עליית המחירים, z = משתנים ריאליים בשוק העבודה.

כוונת המישוואה לומר, שהשכר הריאלי תלוי במשתנים ריאליים בלבד. מכאן הסברה, שחוסר אשליית כסף גורר מקדם יחידתי לעליית המחירים. אולם הגדרה מדויקת לעליית השכר הריאלי איננה הצד השמאלי של המשוואה הזאת אלא:

$$\frac{1 + W}{1 + \Pi} - 1 = \frac{W - \Pi}{1 + \Pi}.$$

מכאן מתקבלת הנוסחה

$$W = a + (1 + a)\Pi + b(1 + \Pi)z,$$

[14] השווה: קונגדור, י', "תוספת יוקר של 143%", **רבעון לכלכלה**, 105 (1980), ע' 187.

כמו ב־(34). משמע, השפעת המקדמים הריאליים טעונה ניפוח במדד עליית המחירים — ואילו מקדם המחירים צריך להיות **גבוה מ־1**, כדי להעיד על חוסר אשליית כסף. באינפלציה מהירה יהיו ההבדלים בין המיפרט המסורתי למדויק גדולים, ולכן יש להקפיד על הניסוח המדויק.

מחירי סחר חוץ, הצריכה הציבורית וההשקעה במלאי חיצוניים במודל זה. המחירים הפנימיים, שנאמדו במפורש (וניתן לגזור מהם את מחיר התוצר) הם מחירי הצריכה האישית — היא הצריכה הפרטית ללא מלכ"ר — ההשקעות בדירות ובמשק, מחירי הדירות עצמן, וכן מדד המחירים לצרכן. שלושת הראשונים נאמדו לפי העלויות; הרביעי, שאין לו קשר עם העלויות — לפי (12) לעיל; ואילו מדד המחירים לצרכן נאמד לפי מחירי הצריכה האישית (ללא שירותי דירות) ומחירי הדירות.

האומדן לפי העלויות נעשה, כמובן, לפי הנחת המיכפול (mark up): הוספת אחוז רווח קבוע לעלויות. ליתר דיוק, הונח שאחוז התמורה להון קבוע — כך, שעליית המחירים בכל שימוש היא ממוצע משוקלל של עליית מחירי הגורמים הראשוניים הנותרים: עבודה, יבוא, מסים. עליית "מחיר" המס מוגדרת, בהקשר זה, כשינוי יחסי בסכום המסים הנקוב ליחידת שימוש ריאלי. כמשקלות שימשו בכל שימוש **רכיבי התשומות הראשוניות**, שחושבו כממוצעים רב־שנתיים מלוחות תשומה־תפוקה. רכיב כזה פירושו ערך התשומה הראשונית הנחוץ לייצור (סיפוק) יחידה של השימוש הסופי הנידון במישרין ו/או בעקיפין. ליבוא חושבו, בנפרד, רכיבים ישירים ועקיפים — כי עליות מחירי היבוא הישיר והעקיף היו שונות. (בסעיף ג'3. נעשה שימוש רק ברכיבי יבוא **עקיפים**, במחירים **קבועים**. לעומת רכיבים כוללים ובמחירים שוטפים — **לכל** הגורמים הראשוניים — הנחוצים כאן). יצוין, שמחיר העבודה השייך לעניין זה אינו השכר — אלא העלות ליחידה (שאי אפשר היה לכלול בה תשלומים נלווים). המשוואות, שנתקבלו מחשבונות תשומה־תפוקה, הן:

רכיב השכר בצריכה האישית:

$$LCCP = 0.407(1 - MUZCT(PMC/PCC)_{-1}, \tag{35}$$

רכיב השכר בהשקעות שלא בדירות:

$$LINHP = 0.527\ (1 - MUZI(PMI/PNH)_{-1}), \tag{36}$$

השינוי השנתי של מחיר העבודה:

$$PIL = (1000 + W)(LHO/LHO_{-1})/(YE/YE_{-1}) - 1000, \tag{37}$$

השינוי השנתי ב"מחיר" המסים העקיפים בצריכה:

$$PIT = (RTT + 1000)/(CC/CC_{-1})/1000, \tag{38}$$

השינוי השנתי במחירי הצריכה האישית, לפי מחירי העלויות:

$$\begin{aligned} PIACC = (&LCCP \times PIL + 0.208(1 - MUZCT)(PMM/PCC)_{-1} + \\ &+ MUZC(PMC/PCC)_{-1}PIMC + 0.1PIT)/ \\ &/(LCCP + 0.208(1 - MUZCT)(PMM/PCC)_{-1} + \\ &+ MUZC(PMC/PCC)_{-1} + 0.1), \end{aligned} \tag{39}$$

השינוי השנתי במחירי ההשקעה, פרט לדירות (כנ"ל):

$$\begin{aligned} PIAINH = (&LINPH \times PIL + 0.206(1 - MUZI)(PMM/PHI)_{-1}PIMM + \\ &+ MUZI(PMI/PNH)_{-1}PIMI)/(LINHP + \\ &+ 0.206(1 - MUZI)(PMI/PNH)_{-1} + MUZI(PMI/PNH)_{-1}), \end{aligned} \tag{40}$$

השינוי השנתי במחירי ההשקעות בדירות (כנ"ל):

$$PIAIH = (1000 + (0.513PIL + 0.156(PMM/PHI)_{-1}PIMM)/ /(0.513 + 0.156(PMM/PHI)_{-1}))VAT - 1000 \quad (41)$$

כאשר המקדמים המספריים הם רכיבי התשומות הראשוניות, וכן

$$MUZC = MUZCT - MDT/CC \quad (42)$$

והמשתנים, שעוד לא פורשו, הם כדלקמן:
מדדי מחירים של

PMC = היבוא הישיר לצריכה אישית מעבר לים,
PCC = הצריכה האישית,
PMM = יבוא התשומות,
PMI = היבוא הישיר להשקעה,
PNH = ההשקעה בנכסים קבועים, פרט לדירות,
PHI = ההשקעה בדירות;

שינוי מחירים שנתיים של יבוא

$PIMM$ = התשומות,
$PIMC$ = ישיר לצריכה אישית מעבר לים,
$PIMI$ = מוצרי השקעה:

ומשתנים אחרים:

RTT = שיעור גידול שנתי של המסים העקיפים נטו (אלפיות),
VAT = מקדם השינוי השנתי במע"מ (עבור ההשקעה בדירות).

השינוי במדד המחירים לצרכן, PI, נאמד לפי השינוי במחירי הצריכה האישית ובמחירי הדירות:

$$PI = \underset{(38.1)}{0.878PIACC} + \underset{(6.0)}{116(PH/PH_{-1} - 1)}, \quad \bar{R}^2 = 0.997, \quad DW = 2.62, \quad \sigma = 2\% \quad (43)$$

כאשר טעות התקן נאמדה באחוזים ממדד השנה הקודמת.
האומדנים של מדדי המחירים הממוצעים השנתיים עצמם נובעים זהותית משינוייהם:

$$PACC = PCC_{-1}(1 + PIACC/1000), \quad (44)$$

$$PAINH = PNH_{-1}(1 + PIAINH/1000), \quad (45)$$

$$PAIH = PHI_{-1}(1 + PIAIH/1000), \quad (46)$$

$$PP = PP_{-1}(1 + PI/1000) \quad (47)$$

כאשר

$PACC$ = אומדן מדד מחירי הצריכה האישית,
$PAINH$ = ההשקעה במשק,
$PAIH$ = ההשקעה בדירות.

נגדיר עתה את אומדן סך ההשקעה והצריכה האישית, במחירים שוטפים (מיליוני ש'):

$$USPCF = (PACC \times CC + PAINH \times INH + PAIH \times IH)/1000 \tag{48}$$

ובמקביל, את כלל היצוא, במחירים שוטפים (מיליוני ש'):

$$XP = (PXX \times XX + PXD \times XD)/1000. \tag{49}$$

מכאן מקבלים את התוצר העסקי, במחירים שוטפים (מיליוני ש'):

$$YEP = USPCF + IIP + XP + GP - GWP - MP + B \tag{50}$$

כאשר המשתנים החיצוניים החדשים הם (במחירים שוטפים, מיליוני ש'):

IIP = גידול המלאי,
GP = צריכה ציבורית,
B = סטיות סטטיסטיות (ראה נספח 1 ב־[16]).

לדיון נוסף באומדני השכר והמחירים, לספרות, לנתונים ולמקורותיהם, ראה: [13], [15] ו־[16].

ו. כסף

אילו היו המשוואות שעד כאן מותוות ונאמדות באופן משביע רצון, לא היה מה להוסיף להן: מספרן שווה למספר הנעלמים (המשתנים הפנימיים), והם חובקים, יחד עם הנתונים (המשתנים החיצוניים) את כל זרמי המשק המרכזיים, הריאליים והנקובים גם יחד. ברם, הן לא הותוו באופן משביע רצון: השפעת היתרות הריאליות על המחירים ועל הכמויות אינה מורגשת בהן די הצורך. ואמנם, כצפוי, נתנה הפעלה סימולטנית של המודל, כפי שנוסח עד כה, תוצאות גרועות.

המעוות ניתן לתיקון, במידה רבה, על־ידי הפעלת תורת הכמות של הכסף, לפיה מהירות מחזור הכסף קבועה או משתנית בדרך הניתנת לחיזוי. תורה זאת עמדה יפה במבחן בישראל. במה דברים אמורים, אם מושג הכסף הוגדר הגדרה רחבה למדי. תריסר שנות אינפלציה מואצת הביאו בישראל למנוסה רבתי מאמצעי התשלום — וכמות ה"כסף", לפי הגדרה מסורתית זאת, שואפת עתה (1983) לאפס. אף על פי כן, ולמרות שהשקל שוב אינו מודד ערך — נתמלאו תפקידי הכסף, בתור מאגר ערך נזיל, בידי שורה של תחליפים והתברר שמהירות המחזור של כלל הנכסים הכספיים האלה נשארה כמעט קבועה[15]. פירושו של דבר, שבישראל תקף חוק הכמות הקלסי: אם תדע מראש את כמות הכסף (במובנו הרחב) תוכל לחזות (ולכן לתכנן), במידה ניכרת של דיוק, גם את השימושים במחירים שוטפים. (לשם תכנון השימושים הריאליים ורמת המחירים בנפרד, נחוצה כמובן גם שליטה בעלויות). ההגדרה הרחבה, שנעשה בה שימוש, היא:

כסף = אמצעי תשלום
+ תביעות הציבור על הבנקים, פרט לפיקדונות למתן אשראי ותכניות חיסכון
+ תוכניות חיסכון בנקאיות, פחות מחצית הפרשי ההצמדה והריבית
+ איגרות חוב צמודות וסחירות.

מהירות המחזור חושבה כך, שסך השימושים הסופיים, למעט יבוא בטחוני ישיר (ובעבודה הנוכחית: גם למעט שירותי דירות זקופים) חולק במיצרף זה. התוצאות היו טובות למדי[16]. מהירות המחזור היתה קבועה

[15] ראה, למשל: הרשות לתכנון כלכלי, **תוקף התיאוריה הכמותית בישראל והגדרת הכסף**, תזכיר מס' 2, ירושלים, 1978.

[16] ראה את [5], את הרשות לתכנון כלכלי המצוטטת בהערה הקודמת, וכן: הרשות לתכנון כלכלי, **כמות הכסף ב־1979: עובדות, הסברים ומסקנות**, תזכיר מס' 6, ירושלים, 1980, שם כלולים גם פרטי ההגדרה ומקורות הנתונים.

למעשה בשנים 78–1970, עם טעות תקן של חצי אחוז. אולם ביציאה מהמיתון הואטה מהירות המחזור, ואילו ב־1979 עלתה ב־7 אחוזים, כנראה עקב התערערות אימון הציבור ובריחתו לנכסים פיסיים (משוואות (3) ו־(12) לעיל). לכן נעשה כאן שימוש באומדן הבא:

$$V = 1.883 + 2.954UN + 0.123D79PL, \tag{51}$$
$$(71.5) \quad (4.6) \qquad (4.7)$$

$$\bar{R}^2 = 0.75, \qquad DW = 2.04, \qquad \sigma/M = 2\%$$

כאשר $V =$ מהירות מחזור הכסף במובנו הרחב.

אומדן נכון של מהירות המחזור מאפשר, מתוך הגדרה, לאמוד נכון גם את סך השימושים הסופיים במחירים שוטפים. השאלה היא, איך מתחלקת השפעת היתרות הריאליות בין הווקטור של הכמויות לבין הווקטור של המחירים, שסך השימושים במחירים שוטפים הוא המכפלה שלהם. הקושי למדוד, במודל שנתי, את השפעת הכסף בשווקים מפורטים נעוץ בכך, שהיא נתפסת רק באי־שיווי משקל — בעוד שעצם קביעות מהירות המחזור מראה, שמצבים כאלה מתחסלים אצלנו תוך חודשים.

כדי למדוד, בכל זאת, השפעות מפורטות כאלו, הוגדר מודד לכלל עודף הביקוש בשוקי הסחורות והשירותים: $PULL$, הרי הוא היחס בין מדד המחירים המשוקלל של הצריכה האישית וההשקעות **בפועל**, לבין המדד **המחושב** לפי העלויות — (48) לעיל. מודד זה (בצירוף ערכו בפיגור) אכן נתן תוצאות מובהקות במשוואות מחירי הצריכה, מחירי הדירות, שטחי התחלת דירות, קניות של בני־קיימא, ההשקעות העסקיות והיצוא (שם היתה לו, כמובן, השפעה שלילית). ואולם, כשנאמד $PULL$ מתוך הפתרון הסימולטני של המודל עצמו, כיחס בין **שני** אומדנים — סך השימושים במחירים שוטפים לפי (51) ולפי (48) — נכשלה השיטה: כיוון ש־$PULL$ עצמו מודד רק סטיות קטנות, התגברו עליו הטעויות שבאומדנים ולא איפשרו לאמוד אותו באופן סביר. (פרטים: [16].) מניסוי בלתי־מוצלח זה נשאר לפליטה רק $PULL_{-1}$, שנאמד לפי המחירים בפועל של השנה הקודמת ומופיע כאן במשוואות (3) ו־(14).

אי־היכולת לאמוד את השפעת היתרות הריאליות בשווקים הבודדים אינה משחררת אותנו מהחובה להתחשב בהשפעתן הכוללת. ויתור על שימוש באומדן מהירות המחזור, (51), פירושו ויתור בלתי־מוצדק על מידע קיים. במצב זה, באין קנה מידה אמפירי טוב לחלוקת השפעת הכסף לפרטיה, מוטב **להניח** חלוקה כלשהי, סבירה ככל האפשר. ואמנם כך נעשה, כשנקודת המוצא היתה זהות הכסף:

$$USSPCF = V \times MO \tag{52}$$

כאשר

$MO =$ כמות הכסף השנתית הממוצעת, לפי ההגדרה לעיל,

$USSPCF =$ סך השימושים במחירים שוטפים, ללא יבוא בטחוני ושכר דירה זקוף.

לאומדן כולל זה, של סך השימושים הסופיים, הותאמו אומדני השימושים הבודדים ומחיריהם בשלושה שלבים. בשלב ראשון הוגדר:

$$USSPCF = USPCF \times S^2 + IIP + XP + GP \tag{53}$$

כאשר $S^2 =$ מקדם תיקון לקיום זהות הכסף.

משוואה (53) פירושה, שאומדן היצוא במחירים (חיצוניים) שוטפים, וכן הזרמים החיצוניים של צריכה ציבורית וגידול המלאי, עוברים לאומדן החדש של רכיבי סך השימושים הנקובים ללא שינוי; ואילו האומדן הקודם לסך הצריכה האישית וההשקעות בנכסים קבועים במחירים שוטפים, (48), מוכפל במקדם שמתאים אותו לזהות הכסף. אי־התאמת היצוא נובעת מכך, שלא ברור אם הסטייה בין אומדני השימושים מצד העלויות ומצד כמות הכסף נובעת מעודף ביקוש בשוק המקומי, או מטעויות באומדנים: במקרה הראשון יקטן היצוא (בכמות): במקרה השני היה סביר להגדיל את אומדנו.

בשלב השני חולק התיקון בין מחירים לכמויות (של צריכה והשקעה) כך:

$$(54)\qquad SP = \begin{cases} S^2 + UN(1-S^2)/0.05, & S \geqslant 1, \quad UN \leqslant 0.05, \\ 1, & S \geqslant 1, \quad UN > 0.05, \\ S, & S < 1; \end{cases}$$

$$(55)\qquad SQ = S^2/SP$$

כאשר SP = מקדם תיקון המחירים.
SQ = מקדם תיקון הכמויות.

פירוש (54) ו־(55): אם התיקון הוא כלפי מטה ($S < 1$), יוכפלו כל המחירים והכמויות באותו מקדם (S); אם התיקון הוא כלפי מעלה, יופנה (במצב היפותיטי של 0 אבטלה) כל התיקון למחירים. אבל עם גידול האבטלה, יירד מקדם תיקון המחירים בקו ישר — עד שבאבטלה של 5 אחוזים ויותר יופנה כל התיקון לכמויות ($SP = 1$), ואז יעלו המחירים לפי העלויות בלבד.

בשלב שלישי חולקו כל התיקונים, באופן פרופורציונלי, בין כל סוגי הצריכה (האישית) וההשקעה (בנכסים קבועים) על־ידי האומדנים המתוקנים:

$$(56)\qquad CIS = CI \times SQ,$$

$$(57)\qquad CDS = CD \times SQ,$$

$$(58)\qquad CCS = CC \times SQ,$$

$$(59)\qquad IEES = IEE \times SQ,$$

$$(60)\qquad IHS = IH \times SQ,$$

$$(61)\qquad INHS = INH \times SQ,$$

$$(62)\qquad PIACCS = (1000 + PIACC)SP,$$

$$(63)\qquad PCC = PACC \times SP.$$

בכל משוואות המודל באו המשתנים המתוקנים במקום האומדנים המקוריים, להוציא את המשוואות שבהן נאמדו (או הוגדרו) המשתנים המקוריים והחדשים. המשוואות המתוקנות לא יפורטו כאן מחדש: הן מופיעות ברשימת המשוואות בנספח 3 של [16]. כן מצוי באותה חוברת וב־[15] דיון מפורט בכל נושאי הסעיף הזה.

4. ממצאי המערכת בפעולתה

א. כושר האומדן והחיזוי

טעויות האומדן של המשתנים הפנימיים עשויות להשתנות כאשר עוברים ממשוואות בודדות (שבהן כל המשתנים המסבירים נרשמים כנתונים) להפעלת המודל בשלמותו, שנה אחר שנה[17], באמצעות התרת מערכת לא־לינארית של 63 משוואות ב־63 נעלמים (המשתנים הפנימיים). התחזיות, הנערכות לפי מודל זה,

[17] יש להזכיר, שלא נוסתה סימולציה דינמית: המשתנים שבפיגור נחשבו כולם חיצוניים.

עלולות לתת טעויות שונות (לרוב גדולות) עוד יותר. מידע מרוכז על טעויות כאלו של המודל כלול בלוח 1.

הטור הראשון בלוח מפרט את הממוצעים הריבועיים של הטעויות במשתנים המרכזיים, שנתקבלו מתוך 17 פתרונות שנתיים של המודל לתקופת התצפיות, 81–1965. בטור השני ניתנות הטעויות המקבילות ל־1982, אשר שימשה כשנת "תחזית בדיעבד", כלומר שנה שמחוץ לתקופת אותן תצפיות שמהן הוסקו המשוואות האמפיריות — אבל, שלא כבתחזיות אמיתיות, נלקחו כאן המשתנים החיצוניים לפי ערכיהם בפועל.

התוצאות, שנתקבלו לתוצר ולשיעור האבטלה, טובות לפי קנה מידה בינלאומי[18]. אף הסטיות באומדני המחירים והשכר אינן גדולות ביחס לממדי האינפלציה. אולם הטעויות באומדן היבוא והשימושים הסופיים העיקריים גדולות מדי: כאן עדיין יש מקום לשיפור, כדי להפוך את המודל למכשיר תכנון שימושי ויעיל. כפי שרואים מהלוח, אין ה"תחזית" ל־1982 גרועה יותר, באופן כללי, מאומדני תקופת התצפיות. דיון מפורט יותר באמדנים ובטעויות מצוי ב־[16].

לוח 1

טעויות אמידה מרכזיות

הטעויות מבוטאות באחוזים כדלקמן: בזרמים — אחוז מהעוצמה בפועל; באבטלה — אחוז מכוח העבודה; מחירים ושכר — אחוז ממדד השינוי השנתי.

	ממוצע ריבועי: 1965–1981	1982
התוצר העסקי	1.5	0.0
היבוא האזרחי	4.7	−5.9
היצוא, ללא יהלומים	3.9	−2.8
הצריכה האישית	3.4	−1.8
ההשקעה בנכסים קבועים	4.8	−4.2
שיעור האבטלה	0.6	0.0
מדד המחירים לצרכן	4.2	2.7
השכר הנקוב	3.7	1.9

ב. המכפילים

המכפילים מאפיינים את תיפקוד המודל, דהיינו את תגובותיו לשינויים חיצוניים. לכן, במידה שהמודל מתאר את המציאות, יכולים המכפילים להדריך את המדינאי בהחלטותיו על שינויים כאלה במכשירים הממשלתיים. משמעות המכפילים תובן, אם יתואר המודל ב"צורה מצומצמת" — דהיינו, כך שכל משתנה פנימי יהיה פונקציה מפורשת של המשתנים החיצוניים, ושלהם בלבד. מכפיל הוא הנגזרת החלקית של משתנה פנימי, לפי משתנה חיצוני, בצורה המצומצמת — או סכום משוקלל של נגזרות כאלה (כשבוחנים את השפעת השינוי המתואם של כמה משתנים חיצוניים). ואף שהצורה המצומצמת עצמה אינה ניתנת, בדרך כלל, לביטוי במודל לא־ליניארי — הרי את המכפילים אפשר תמיד לחשב, פשוט על ידי הוספת יחידה לאחד המשתנים החיצוניים (או לכמה מהם) ורישום השינויים במשתנים הפנימיים.

[18] ראה למשל: Intrilligator, M.D., *Econometric Models, Techniques and Applications*, Englewood Cliffs (Prentice-Hall), 1978, p. 528; McNees, S.K., "The accuracy of macroeconometric models and forecasts of the U.S. economy", in: P. Ormerod (ed.), *Economic Modelling*, London (Heineman), 1979, pp. 245–264.

לוח 2

מכפילים מיידיים במשק הישראלי, 1982

טעויות עד 0.1 ± עלולות לנבוע מעיגול המספרים

סוג השינוי במכשירים הממשלתיים	תוצאות השינוי							
	במחירי 1982				באחוזים			
	התוצר העסקי	היבוא	היצוא	הצריכה האישית	ההשקעות	התעסוקה	מדד המחירים לצרכן	שכר העבודה
	נגזרות							
(1) העלאת המסים הישירים	0.0	0.0	0.0	−0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
(2) גידול כמות הכסף	0.6	0.7	0.0	0.8	0.4	0.3	0.4	0.3
(3) העלאת המסים הישירים, עם הקטנה מקבילה בכמות הכסף	−0.6	−0.7	0.0	−0.8	−0.4	−0.4	−0.4	−0.2
(4) העלאת המסים העקיפים המקומיים, עם הקטנה מקבילה בכמות הכסף	−1.0	−0.8	−0.7	−0.4	−0.6	−0.7	1.4	1.1
(5) גידול בקנייה הביטחונית המקומית, ממומן במסים ישירים	0.1	−0.1	0.0	−0.7	−0.2	0.0	−0.1	0.0
(6) גידול בקנייה הביטחונית המקומית, ממומן בהדפסת כסף	0.7	0.6	0.0	0.1	0.2	0.4	0.3	0.2
	גמישויות							
(7) פיחות	−0.4	−0.7	0.3	−0.9	−1.0	−0.2	0.9	0.7
(8) פיחות, מעוקר מתוספת היוקר	−0.2	−0.7	0.4	−0.9	−1.0	−0.1	0.5	0.0

במודל לא־ליניארי אין המכפיל קבוע, אלא פונקציה של כל המשתנים החיצוניים. כאן חושבו מכפילים רק לשנת 1982. הם "מיידיים" (impact multipliers) כלומר, מתארים רק את ההשפעה בשנת השינוי עצמה. בהערכת מכפילי 1982 יש להתחשב במספרים שאפיינו שנה זאת, לרבות סימנים של עודף ביקוש ($S > 1$) ואבטלה של 5 אחוזים. כיוון שהמודל נעשה קשיח בתנאים אלה ($SP = 1$), נערכו הניסויים בהנחה של 4.9 אחוזי אבטלה, כדי לתת לכמות הכסף — ולשינויים אחרים בביקוש — להשפיע גם על המחירים. לוח 2 מפרט מספר מכפילים חשובים של המודל, לפי משתנים פנימיים וחיצוניים נבחרים. כל המשתנים החיצוניים בלוח זה הם מכשירים ממשלתיים.

פרט לשתי השורות האחרונות ושלושת הטורים האחרונים, יש לפרש את מספרי לוח 2 בממדים של שקל/שקל. למשל, גידול כמות הכסף בשקל, כשהמשתנים החיצוניים הנותרים עומדים בעינם, יגדיל את היבוא במחירי 1982 ב־70 אגורות. בשלושת הטורים האחרונים מבוטאת ההשפעה של שינוי המשתנה החיצוני בסכום השוה לאחוז מהתוצר העסקי ב־1982 (ב־3.9 מיליארד שקל), כאחוז מהמשתנה הפנימי. למשל, הגדלת כמות הכסף בסכום זה תעלה את השכר בסקטור העסקי ב־3 אלפיות. הוא הדין בכל השורות, להוציא את שתי האחרונות, שנותנות — בכל הטורים — גמישויות פשוטות לפיחות נקוב בשער החליפין (אחוז שינוי במשתנה הפנימי לאחוז השינוי בשער). להלן סקירת הממצאים, שורה־שורה.

(1) **שינוי המסים הישירים.** כאן מניחים, שכמות הכסף נשארת קבועה, למשל עקב קיזוז ספיגת המס בהגדלת האשראי. בניגוד למכפיל המסורתי, אין כאן כמעט כל השפעה — נוכח היות המכפיל "מיידי" בלבד וקיום הפיגור הרב, בישראל, בין הכנסה פנויה לבין צריכה.

(2) **הגדלת כמות הכסף.** השפעתו המרשימה של השינוי המוניטרי, בניגוד לחוסר האונים של הפעולה הפיסקלית הטהורה (בטווח הקצר), נובעת מהנחות המודל (סעיף 1.3) ומהעובדה שב־1982 היה המשק על סף האבטלה. שורה (3) נובעת במישרין משתי הראשונות. על כן נדלג עליה.

(4) **גידול המסים העקיפים, עם צמצום כמות הכסף.** ניתן לראות השפעה מיידית חזקה על המחירים דרך העלויות. מכפיל התוצר העסקי יחידתי, ומכפיל סך השימושים העסקיים — 1.8. עליית המחירים המקומיים פוגעת גם ביצוא. ההשפעה על הצריכה חלשה יחסית וכולה מוניטרית. יש להזכיר, שכמות הכסף מוגדרת כאן במובן הרחב. משמע, עליית המחירים מביא לגידול **פנימי** בה. לכן מחייבת ההנחה צמצום **חיצוני** רב בכמות הכסף, נוסף על הטלת המסים. מסקנה: הרוצה להימנע מסטגפלציה לא יעלה מסים עקיפים מקומיים.

(5) **קנייה ביטחונית ממומנת במס ישיר.** כך נראים "מכפילים של תקציב מאוזן" כשמתחשבים גם בכסף. מה רחוקים הם מהדגם הקלסי! רוב ההשפעות המשניות שליליות (ולא רק ההשקעות "נדחקות"): כיוון שכמות הכסף לא השתנתה, מקטין הביקוש הממשלתי הנוסף את הביקוש הפרטי (למס, כשלעצמו, עדיין אין השפעה). שורה (6) היא סיכום פשוט של (2) ו־(5). לכן נדלג עליה.

(7) **פיחות.** עלייה של אחוז בכל מחירי סחר החוץ המקומיים תביא, **אם** כמות הכסף תישמר בעינה, לירידה של 3.5 אחוזים בעודף היבוא בשנה השוטפת. עיקר השינוי נובע כאן מצמצום הביקוש המקומי: המחירים היחסיים ישתנו אך מעט, מחמת עליית השכר הנקוב. עקב הגידול הפנימי הרב בכמות הכסף (בשל עליית המחירים וצמצום עודף היבוא) תתקיים ההנחה (והשיפור במאזן התשלומים) רק אם יחול צמצום חריף של האשראי הנקוב, או יוטלו מסים ישירים במקביל לפיחות.

(8) **פיחות מעוקר מתוספת היוקר.** במקרה זה יימצא המשק במצב נוח יותר, כי חלק גדול יותר מהפיחות נשאר ריאלי. גמישות עודף היבוא עולה, גידול האבטלה מצטמצם, השכר הריאלי יורד — אך אין, למעשה, פיחות ריאלי ללא ירידת השכר הריאלי. הצורך בצמצום מוניטרי פוחת, לכן קל יותר לעמוד בו. כמו כן, בעוד שבמקרה הקודם לא היה ברור מה יקרה בשנה העוקבת, הרי כאן ברורים לפחות כיווני השינויים: עודף היבוא יקטן עוד יותר, עקב ההשפעה־בפיגור של השער הריאלי, ומשום כך יגדלו הן התוצר והן התעסוקה.

נספח

רשימת החיבורים במסגרת המודל הנוכחי

קיצורים: רת"כ = הרשות לתכנון כלכלי (תזכירים להערות), ירושלים.
מ"ס = מרכז ספיר (מאמרי דיון), תל־אביב.

[1] **מודלים אקונומטריים למשק הישראלי: ביקורת והצעות**, הוגש לכנס "עיונים בכלכלה 1981", י"ם, 1980.
[2] **סונקציית הצריכה, 1979–1965**, רת"כ, 1981.
[3] **סונקציית הביקוש לבני קיימא, 1979–1965**, רת"כ, 1981.
[4] "נצילות הון, תשואה לגודל ופריון בסקטור העסקי, 1980–1964", **רבעון לכלכלה**, 110 (1981), 242–235.
[5] **מחירות מחזור הכסף: תרומת מספרי 1980**, רת"כ, 1981.
[6] **חיזוי גמר בניית מגורים פרטית**, מ"ס, 1981.
[7] **גמישויות ביקוש לייבוא בני קיימא בטווח הקצר והארוך**, מ"ס, 1982.
[8] **גמישויות יבוא לביקוש סופי, פרט למיצרכים בני קיימא**, מ"ס, 1982.
[9] **סונקציית ההשקעה, והחפסד למשק עקב תמיכת יתר בהון**, מ"ס, 1982.
[10] **מערכת שוקי הדירות והבניה, 1980–1965**, מ"ס, 1982.
[11] **תוצר, תעסוקה, אבטלה**, מ"ס, 1982.
[12] **סונקציית הייצוא, 1981–1965**, מ"ס, 1982.
[13] **שפר העבודה בסקטור העסקי**, מ"ס, 1982.
[14] **מרכיבי הייבוא העקיף בצריכה, בהשקעה ובייצוא, והשימוש בהם לחיזוי יבוא התשומות, 1981–1965**, מ"ס, 1983.
[15] **מחירים, מרכיבי העלויות, כסף: מיבחן השילוב של שלוש תורות פשוטות, 1981–1965**, מ"ס, 1983.
[16] **מודל אקונומטרי שנתי למשק הישראלי, 1981–1965, 1982**, מ"ס, 1983.

מכון פאלק למחקר כלכלי
בנין פרץ נפתלי, הר הצופים
ירושלים 91905 טל. 02-883130

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 63–78
ISSN 0333-6484

מאזן התשלומים של ישראל וגיוס מטבע חוץ

אשר טישלר*

מזה שנים מספר גדל הגירעון בחשבון השוטף של מאזן התשלומים של ישראל, וזאת בגלל שינוי איטי ביצוא לעומת גידול מהיר ביבוא. גידול הגירעון הוחש מחמת מדיניות ייסוף השקל של האוצר עד אמצע 1983. במועד זה חזרה הממשלה להדגיש את חשיבותו של שיפור מהיר במאזן התשלומים של ישראל, במדיניות שהתבטאה, בין היתר, בפיחות השקל בחודשים אוגוסט ואוקטובר 1983.

כדי לאפשר פיחות ריאלי של השקל לקראת סוף 1983 וב־1984, נקטה הממשלה שורת צעדים נוספים: בוטלה הליברליזציה במטבע־חוץ, הופחתו הסובסידיות על מוצרי היסוד, הוכנו תכניות שונות לקיצוצים בתקציב המדינה, ונעשים מאמצים ניכרים להוריד את רמת ה"עושר" וההכנסה הפנויה של הציבור. כן מתכננים האוצר ובנק ישראל הקצאת אשראי, שתעדיף את היצוא על פני שימושים מקומיים. צעדים אלה ואחרים נועדו לצמצם את הביקושים המקומיים ולאפשר את הקטנת עודף היבוא. בעוד שב־1982 הגיע עודף היבוא האזרחי[1] (כולל תשלומי ריבית נטו) ל־3.5 מיליארד דולר, נאמד עודף זה ב־4.3 מיליארד ב־1983. אם הממשלה אכן תנקוט מדיניות מאזן תשלומים נמרצת, חזוי עודף יבוא אזרחי (כולל תשלומי ריבית נטו) של כ־4.4 ו־4.7 מיליארד דולר ב־1984 וב־1985, בהתאמה, ופירושו של דבר, כי עודף היבוא, כולל שירותי הון, ילך ויקטן בערכים ריאליים בשנים אלו.

את בעיית מאזן התשלומים של ישראל אפשר לחלק לשניים: הבעיה העיקרית בטווח הקצר היא האפשרות לגייס הון; בטווח הארוך קיימת השאלה, אם ישראל תוכל לעמוד בנטל התחייבויותיה לחו"ל לקראת אמצע שנות השמונים וסופן. נראה לנו, שבמדיניות הכלכלית הנוכחית, ניתן להשיג (אם גם במאמץ ניכר) את מטבע החוץ הנדרש לשנת 1984, ואולי גם ל־1985. אין ספק, שלטווח הארוך יותר (4–5 שנים) אין המדיניות הנוכחית מתאימה — ונראה שהמשק הישראלי יוכל לעמוד בהתחייבויותיו לחו"ל רק אם מדיניות זו תשתנה שינוי דרסטי בזמן הקרוב ביותר.

את המדיניות הכלכלית הנוכחית יש לשנות בשתי חזיתות: בראשונה ניצבת הבעיה העקרונית של לחץ החוב החיצוני, דבר המחייב נקיטת אמצעים להגדלת היצוא ובלימת הגידול המהיר ביבוא. תהליך זה יקח זמן רב, וחייב להתבצע בהדרגה[2]. בחזית השנייה, המעיקה יותר כרגע, קיים הצורך לשכנע חוגים

---

* ברצוני להודות למ' בן־שושן, לש' ברונפלה, לד' גוטליב, לצ' זוסמן, לד' כוכב, לרות לובנטל, לי' לוי ולג' שיפרון על הערותיהם המועילות לנוסח קודם של עבודה זו (דוח מחקר 803/84 של המכון למחקר עסקים בבית הספר למינהל עסקים, אוניברסיטת תל־אביב), ולעֲרן כהן — על עזרה בחישוב הנתונים ועיבודם. החישובים נערכו בינואר 1984.

[1] היבוא האזרחי מוגדר, במאמר זה, כיבוא האזרחי בדיווחי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועוד היבוא הביטחוני הישיר הממומן ממקורות ישראליים; כלומר: אין כאן דיון ביבוא הביטחוני הישיר — הממומן במענקים והלוואות מממשלת ארה"ב, שניתנו ישירות כדי לבצע יבוא ביטחוני זה.

חיזוי היבוא הביטחוני לשנים 1984 ואילך הוא בעיה קשה, בגלל שתי סיבות עיקריות:

א. משיקולי ביטחון אין נתונים אלו ניתנים להשגה בקלות, לפחות לא בצורה עקבית עם נתוני החשבונאות הלאומית.

ב. נתוני החשבונאות הלאומית משקפים יבוא בפועל. הואיל ומועד התשלום על היבוא הביטחוני שונה, בדרך כלל, מהמועד שבו היבוא מגיע לארץ — אין תשלום זה משקף את זרמי מטבע החוץ, שבהם עוסקת עבודה זו.

[2] אין ספק, שהבעיה הבסיסית של קיום עודף יבוא, במשך זמן כה רב, חייבת להיפתר במסגרת תכנית כלכלית לטווח ארוך, שתכלול טיפול בכל הסקטורים במשק הישראלי. בין היתר, יש לתת את הדעת לצמצום ניכר של הסקטור הציבורי, ל"שחרור" שוק ההון, לרוויזיה ניכרת (צמצום ההתערבות הממשלתית) בפיקוח על בנקים ומוסדות פיננסיים אחרים, לטיפול בבעיות המיסוי והשכר. ללא תכנית ישימה ואמינה (בעיקר פוליטית) לטווח ארוך שתעסוק בכל אלה, לא תיפתר הבעיה הבסיסית של הגירעון במאזן התשלומים. במאמר זה לא תידון תכנית רלבנטית לטווח ארוך. כאן המקום לציין, שהמאמר לא ידון גם באפשרות שמיטת החובות (במיוחד, לממשלת ארה"ב), או בשינוי המבנה הפוליטי של מדינת ישראל. דיון מעין זה הוא רלבנטי, אולם יש לערכו במסגרת המתאימה.

פיננסיים בארץ ובחו"ל — וכן את ציבור המפקידים בחו"ל — שהמשק הישראלי יעמוד בהתחייבויותיו. לשם כך יש לנקוט מדיניות שתהווה איתות ברור באשר לכוונות הממשלה בעתיד. לכן יש לצפות (ושמא לקוות?) שהממשלה תפרסם, בעתיד הקרוב ביותר, תכנית כלכלית של טווח ארוך־יחסית, שעיקריה יהיו פיחות ריאלי מתמשך, ירידה משמעותית בהתערבות הממשלה במשק בכלל וצמצום ניכר של הוצאות הממשלה בפרט, אי־גידול בהכנסה הפנויה, ואולי גם החמרה ניכרת בפיקוח על מטבע חוץ.

המסקנה העיקרית של מחקר זה היא, שאפילו תינקט מדיניות כלכלית עקיבה ונמרצת לשיפור מאזן התשלומים של ישראל — אין זה בטוח כלל וכלל, שאפשר למנוע פשיטת רגל בשוק מטבע החוץ. לעומת זאת, אם לא תופעל מדיניות כלכלית — שתביא לכך שהיצוא ישתווה ליבוא האזרחי תוך זמן קצר־יחסית (3–5 שנים) — נראה כי פשיטת רגל כזו היא בלתי נמנעת. במשך 1983 ובמחצית הראשונה של 1984 לא הבינה כנראה הממשלה את חומרת המצב בתחום מטבע החוץ, וודאי שלא נקטה מדיניות מתאימה לתיקונו.

1. המתודולוגיה

לצורך חישוב הזרמים השונים, מוצג מודל פשוט, המתאר את היבוא והיצוא של ישראל מ־1983 ואילך כפונקציה של התוצר הלאומי הגולמי, התוצר של חו"ל והמחירים היחסיים הרלבנטיים. בהנחות מתאימות, העוסקות במדיניות ייצוב שער חליפין ריאלי ובקיום יתרות מטבע חוץ בגודל נתון, אפשר לחשב את החוב הלאומי החיצוני, את תשלומי הפירעונות על חשבון הקרן ואת תשלומי הריבית על החוב החיצוני מ־1983 ואילך[3].

סיכום המודל כולו, הגדרת הנתונים ותנאי ההתחלה מופיעים בנספח. כאן המקום לציין, שיש קושי ניכר בהגדרת הזמן המדויק של ביצוע התשלומים תמורת היבוא (בעיקר הביטחוני) והיצוא מחד גיסא, ושל תאריך קבלת העברות חד־צדדיות והלוואות (בעיקר לזמן ארוך) מאידך. הילכך הניתוח לזמן הקצר לוקה בשרירותיות, ותרומתו העיקרית של המודל בעבודה זו היא אפוא בניתוח לטווח הבינוני ולטווח הארוך.

להלן מוצגים "הנהלת החשבונות" של החוב החיצוני, ושילוב פשוט שלו במערכת החשבונאות הלאומית. משוואות היבוא והיצוא (ללא שירותי הון), במונחי דולרים ריאליים, הן:

$$MC_t = MC_{t-1}(1 + \rho_t)^{\alpha}(1 + \xi_t)^{\beta} \tag{1}$$

$$MA_t = MA_{t-1}(1 + d_t) \tag{2}$$

$$E_t = E_{t-1}(1 + q_t)^{\gamma}(1 + \epsilon_t)^{\delta} \tag{3}$$

$$M_t = MC_t + MA_t \tag{4}$$

כאשר MC — יבוא אזרחי; MA — יבוא ביטחוני הממומן ממקורות ישראליים; E — יצוא; t — אינדקס הזמן; α, β, γ ו־δ הן גמישויות ההכנסה והמחיר הרלבנטיות; ξ_t ו־ϵ_t הם שיעורי השינוי השנתי של התוצר המתאים; ρ_t ו־q_t הם שיעורי השינוי של שער החליפין הריאלי ביבוא וביצוא, בהתאמה, ו־d_t הוא שיעור השינוי (האקסוגני) של היבוא הביטחוני בשנה t. לשם הפשטות נניח, שהשינוי במחירים (הדולריים) של סחורות ושל שירותי היצוא והיבוא בישראל זהים — וכי שיעור השינוי במחירים אלה שווה לשיעור השינוי של מחירי התוצר בחו"ל. כך ניתן לבטא את כל השפעות המחיר בביקושים ליבוא ויצוא בהשתנותו של שער החליפין הריאלי. ρ_t ו־q_t נתונים במונחים של שיעור השינוי של מספר השקלים לדולר, ולכן $\alpha < 0$ ואילו $\gamma > 0$. כלומר $\rho_t > 0$ מהווה פיחות ריאלי של השקל ("עליית מחירים" לגבי

---

[3] משוואות היבוא והיצוא הן "הכוח המניע" של "מודל הנהלת החשבונות", המשמש בעבודה זו. ישנן, כמובן, אפשרויות אחרות לחיזוי עודף היבוא בדולרים שוטפים — ואין הכרח להשתמש במשוואות הספציפיות המופיעות בסעיף זה.

תושבי ישראל). $q_t > 0$ מהווה גם הוא פיחות ריאלי של השקל ("ירידת מחירים", במונחי דולרים, לתושבי חו"ל).

כדי לבחון מודל מורכב יותר, שבו מקבלים מחירי היצוא, היבוא והתוצר בחו"ל ערכים שונים זה מזה — יוגדר ה"מחיר" במשוואת היבוא בצורה הבאה:

$$\rho = \frac{\left(1 + \frac{\dot{P}_W}{P_W}\right)\left(1 + \frac{\dot{P}_S}{P_S}\right)}{\left(1 + \frac{\dot{P}_L}{P_L}\right)} - 1$$

כאשר P_W, P_S ו־P_L הם מחירי היבוא בדולרים, שער החליפין האפקטיבי של הדולר ביבוא ומחירים מקומיים, בהתאמה. הניתוח לגבי מחירי היצוא זהה.

מתוך משוואות (1)–(4) ניתן לחשב את עודף היבוא הריאלי בדולרים בכל שנה. מאחר שהכוונה לחשב את החוב החיצוני ותשלומי הקרן והריבית במחירים שוטפים, יש לכפול את היבוא והיצוא המתקבלים ממשוואות (1)–(4) ב־1 פלוס שיעור האינפלציה בחו"ל. בהנחה שידועה המדיניות הממשלתית לגבי q_t ו־ρ_t, וידוע שיעור השינוי בתל"ג בארץ ובתוצר של חו"ל — ניתן לחשב את סך גיוס ההון ב־1984 לפי:

$$H_{1984} = \tilde{M}_{1984} - \tilde{E}_{1984} - D_{1984} + \bar{K}_{1984} + \bar{R}_{1984} + T_{1984} - T_{1983} - F_{1984}$$

כאשר $\tilde{M}$ ו־$\tilde{E}$ הם סך היבוא והיצוא הנומינליים, בדולרים, בהתאמה; T — יתרות מט"ח; F — ריבית על יתרות מט"ח; D — העברות חד צדדיות; $\bar{R}$, $\bar{K}$ הם התשלומים, עבור ריבית וקרן, בהתאמה (כנגד חובות "ישנים", שנלקחו לפני סוף 1983). כדי לחשב את צורכי גיוס ההון מ־1985 ואילך, יש לחזות את תשלומי הריבית והקרן נטו להחזר החוב החיצוני במשך שנת 1985 ואילך.

להמחשת החישוב של תשלומים אלה נניח, לשם פשטות, שהסקטור הממשלתי מקבל הלוואות ל־25 שנים — ואילו הסקטור הפרטי מקבל שני סוגי הלוואות, לשבע שנים ולשנה אחת (הסבר מפורט, המביא בחשבון את הסדרי ההלוואות המדויקים כולל "תקופת החסד" על הלוואות למימון יבוא ביטחוני, מופיע בנספח 3); כי הקרן מוחזרת באופן אחיד (אחד חלקי תקופת ההלוואה, בשנים, מערך ההלוואה כל שנה), ותשלומי הריבית מחושבים על יתרת ההלוואה בכל שנה, כפול שיעור הריבית המתאים (שיעורים שונים לממשלה ולסקטור הפרטי — כמוצג בנספח 3); וכי תשלומי הקרן והריבית מבוצעים בסוף השנה. סימון הלוואות הסקטור הממשלתי בשנה t יהא $H25_t$; הלוואות הסקטור הפרטי לשנה אחת ולשבע שנים, בשנה t יהיו $H1_t$ ו־$H7_t$, בהתאמה; שיעורי הריבית הנומינליים השנתיים ל־$H1_t$, $H7_t$ ו־$H25_t$ יהיו $r1_t$, $r7_t$ ו־$r25_t$, בהתאמה, ותשלום הריבית והקרן כנגד חובות חדשים (1984 ואילך) יהיו R ו־K, בהתאמה. ברור, איפוא, שפירעון החובות ב־1984 מסתכם ב:

$$K_{1984} = \bar{K}_{1984}$$

וכן מסיבה דומה

$$R_{1984} = \bar{R}_{1984}$$

עבור 1985:

$$K_{1985} = \frac{1}{25} H25_{1984} + \frac{1}{7} H7_{1984} + H1_{1984} + \bar{K}_{1985}$$

$$R_{1985} = r25_{1985} H25_{1984} + r7_{1985} H7_{1984} + r1_{1985} H1_{1984} + \bar{R}_{1985}$$

עבור 1986

$$K_{1986} = \frac{1}{25}(H25_{1985} + H25_{1984}) + \frac{1}{7}(H7_{1985} + H7_{1984}) + H1_{1985} + \bar{K}_{1986}$$

$$R_{1986} = r25_{1986}\left[H25_{1984}\left(1-\frac{1}{25}\right) + H25_{1985}\right]$$
$$+ r7_{1986}\left[H7_{1984}\left(1-\frac{1}{7}\right) + H7_{1985}\right] + r1_{1986}H1_{1985} + \bar{R}_{1986}$$

ובאופן כללי, עבור $t = 1, 2, \ldots$

$$K_t = \frac{1}{25}\sum_{i=1}^{25} H25_{t-i} + \frac{1}{7}\sum_{i=1}^{7} H7_{t-i} + H1_{t-1} + \bar{K}_t \tag{5}$$

$$R_t = r25_t \sum_{i=1}^{25} H25_{t-i}\left(1-\frac{i-1}{25}\right) + r7_t \sum_{i=1}^{7} H7_{t-i}\left(1-\frac{i-1}{7}\right) \tag{6}$$
$$+ r1_t H1_{t-1} + \bar{R}_t$$

כאשר $H25_j = 0$ כאשר $j \leqslant 0$, $H7_j = 0$ כאשר $j \leqslant 0$, וכן $H1_0 = 0$. כאשר F מסמן את תקבולי הריבית על יתרות מטבע החוץ של ישראל, ניתן גודל החוב הלאומי לחישוב בצורה הבאה:

$$HOV_t = HOV_{t-1} + \tilde{M}_t - \tilde{E}_t - D_t + R_t - F_t \tag{7}$$

"הנהלת החשבונות" המעשית של החוב החיצוני בדולרים — תשלומי הריבית, פירעון קרן וגיוס מטבע חוץ מחו"ל — נעשית בנפרד לארבעה סקטורים:

(1) הממשלה;

(2) הסקטור הפרטי הלא־פיננסי;

(3) הבנקים;

(4) הפקדות כנגד פיקדונות תושב חוץ (פת"ח) בבנק ישראל.

לחלוקה סקטוריאלית זו שתי סיבות עיקריות: ראשית, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ובנק ישראל מציגים כך את נתוני החוב החיצוני. מאחר שדרושות הנחות מסוימות בדבר גיוס מטבע חוץ ותשלומי קרן וריבית בעתיד, קל יותר לעשות זאת לפי אותה חלוקה סקטוריאלית. שנית, חלוקה זו מאפשרת למקד את הניתוח בתפקידם של הבנקים כ"בלמי זעזועים" במערכת גיוס מטבע החוץ בישראל.

2. המאזן השוטף של ישראל ומימונו

לוח 1 מציג את העובדות הבסיסיות אודות עודף היבוא ומימונו ב־1982, את האומדן ל־1983 ותחזית אופטימית ל־1984 ו־1985. ההנחות העיקריות בתחזית הן כדלקמן: פיחות ריאלי של 5 אחוזים ב־1984 ו־2 אחוזים ב־1985; שיעורי הגידול של התל"ג יהיו 0 ב־1984 ו־2 אחוזים ב־1985; תוצר חו"ל יגדל באחוז אחד ב־1984 וב־2 אחוזים ב־1985.

המקור העיקרי ל"אופטימיות" של התחזית בלוח 1 — נוסף על ההנחה כי ייתכנו פיחותים ריאליים בישראל — הוא ההנחה, שישראל תקבל מארה"ב את מלוא הסיוע הצבאי והאזרחי, אותו ביקשה בתחילת 1984, דהיינו, שארה"ב תיענה לבקשות ישראל במלואן. בקשת הסיוע הישראלית מתמקדת במענק אזרחי בסך כ־900 מיליון דולר לשנה מ־1984, ונוסף על זאת — במימון היבוא הביטחוני הישיר, כמעט כולו, במענקים.

קל לראות, שלמרות הירידה הנומינלית (והריאלית בוודאי) בעודף היבוא האזרחי של מוצרים ושירותים (למעט שירותי הון) ב־1984 ו־1985, מסתמנת עלייה תלולה בסך תשלומי הריבית נטו. כתוצאה מכך, יגדל עודף היבוא הכולל (שורה 5) ב־1984–5, והדבר יחייב את הסקטור הפרטי (למעשה, את המערכת הבנקאית)

לוח 1

עודף היבוא ומימונו, תכנית אוסטימית*, 1982–1985
(מיליוני דולרים, מחירים שוטפים)

	1982	אומדן 1983	תחזית 1984	תחזית 1985
1. יבוא (למעט שירותי הון)				
א. יבוא אזרחי	10,918	11,680	12,353	13,404
ב. יבוא ביטחוני ישיר במימון ישראלי	353**	220	250	250
2. יצוא	8,850	8,876	9,889	11,054
3. עודף יבוא מוצרים ושירותים (למעט תשלומי ריבית) [(2)–(1)]	2,421	3,024	2,714	2,600
4. תשלומי ריבית נטו	1,101	1,315	1,733	2,107
5. עודף יבוא כולל [(4)+(3)]	3,522	4,339	4,447	4,707
6. העברות חד־צדדיות (למעט העברות חד־צדדיות למימון יבוא ביטחוני ישיר)	1,423**	2,141	2,680	2,773
7. החשבון השוטף [(6)–(5)]	2,099	2,198	1,768	1,934
8. הלוואות לטווח בינוני וארוך נטו (למעט הלוואות לטווח ארוך למימון ביטחוני ישיר)	1,231	1,112	806	722
9. השינוי ביתרות	837	— 470	0	0
10. הלוואות לטווח קצר נטו [(9)]+[(8)–(7)]	1,705	616	962	1,212

* על סמך ההנחות המובאות בטקסט על שיעורי פיחות וגידול בתל"ג ב־1984 ו־1985, וכן בהנחה שיתרות מטבע החוץ בשנתיים אלו יגיעו ל־3,847 מיליון דולר.

** חלוקת היבוא הביטחוני ב־1982 ליבוא ביטחוני במימון ישראלי וליבוא ביטחוני הממומן בהעברות חד־צדדיות — מהווה הערכה בלבד.

בין היתר, לגייס כמיליארד דולר נוספים ב־1984, וכ־1.2 מיליארד דולר נוספים ב־1985 (נוסף על גלגול החוב קצר הטווח)*.

בחינת האמצעים העומדים לרשות מערכת הבנקאות הישראלית לגיוס מטבע החוץ מראה בבירור, שגיוס בהיקף כזה הוא אפשרי — אף כי ייתכן שהיא תתקשה בכך כבר ב־1984. המצב למעשה מורכב יותר, שכן לוח 1 מציג רק את גיוס ההון נטו. בלוח 2 מוצגים סך גיוס ההון ברוטו והתשלומים לקרן וריבית של ישראל בכלל, ושל הסקטור הפרטי (בעיקר מערכת הבנקאות) בפרט.

את רוב ההון לטווח ארוך מגייסת ממשלת ישראל מממשלת ארה"ב ומה"בונדס". גיוס הון זה יציב בשנים האחרונות, ונראה שיציבות זו תימשך בעתיד הקרוב (במיוחד נוכח החלטת הקונגרס בארה"ב באמצע ספטמבר 1983). ההפרש בין עודף היבוא הכולל לבין ההעברות החד־צדדיות ויבוא ההון לטווח ארוך, נטו, ימומן מגיוס ההון לטווח קצר. לוח 2 מצביע על כך, שבנטל העיקרי של גיוס ההון לטווח קצר יישאו הבנקים — שייאלצו להגדיל את גיוס ההון מ־3,862 מיליון דולרים ב־1983 ל־6,217 מיליון דולרים ב־1985. הגדלה זו תגדיל, כמובן, גם את "גלגול" החוב לטווח קצר וכן את תשלומי הריבית על החוב החיצוני.

* יתרות מטבע החוץ מהוות כלי מדיניות בידי הממשלה, היכולה בדרך כלל להגדילן, או לצמצמן, באמצעות שינוי החוב לטווח קצר (לוח 1 שורה 10). לפיכך ההפרדה בין ה"שינוי ביתרות" (שורה 9) לבין "הלוואות לטווח קצר נטו" (שורה 10) היא שרירותית מ־1984 ואילך.

לוח 2

גיוס ההון והחזר חובות*, 1983 עד 1985
(מיליוני דולרים)

		1983	1984	1985
(1)	סך גיוס ההון ברוטו (לא כולל הלוואות למימון ביטחוני ישיר)	7,481	8,709	10,186
	מזה: ממשלה	1,160	1,055	1,085
(2)	סך פירעון הקרן	5,753	6,941	8,252
	מזה: ממשלה	550	703	770
(3)	סך תשלומי הריבית	1,781	2,149	2,522
	מזה: ממשלה	1,081	1,213	1,398
(4)	סך גיוס ההון נטו** [(4)=(2)–(1)]	1,728	1,768	1,934
(5)	גיוס הון ברוטו של מערכת הבנקאות***	3,862	5,012	6,217
(6)	פירעון קרן של מערכת הבנקאות	3,154	4,185	5,173
(7)	תשלומי ריבית של מערכת הבנקאות	469	566	676
(8)	גיוס הון נטו**** של מערכת הבנקאות [(5)–(6)]	708	828	1,044

* ההנחות לגבי שער החליפין, תל"ג ואינפלציה בחו"ל זהות לאלה שבלוח 1.

** שווה גם לסך תנועות הון נטו ועוד השינוי ביתרות, ראה שורות (7) + (9) בלוח 1.

*** כולל, בשורות (5) עד (9), גם הפקדות בבנק ישראל כנגד פת"ח.

**** ההפרש בין גיוס ההון נטו של מערכת הבנקאות (שורה (8)) בלוח 2, לבין גיוס ההון נטו של הסקטור הפרטי (שורה (10)) בלוח 1 הוא גיוס ההון נטו מטעם הסקטור הפרטי הלא־פיננסי (שגם חלקו נעשה בעקיפין, בידי מערכת הבנקאות).

לוח 2 אינו משקף את מלוא המאמץ של גיוס ההון בידי מערכת הבנקים. בחישובים למחקר הנוכחי הונח, כי הסקטור הלא־פיננסי יגדיל את גיוס ההון שלו ב־1984 וב־1985 בקצב גידול היבוא; אולם חלק לא קטן מגיוס ההון של הממשלה והסקטור הלא־פיננסי ב־1983 נובע מחברות־בנות של מערכת הבנקים הישראלית בחו"ל (יתרת החוב של הסקטור הפרטי הלא־פיננסי לחברות־בנות ולשלוחות בחו"ל הסתכמה בספטמבר 1983 ב־899 מיליון דולרים, ויתרת החוב של הממשלה לחברות־בנות ולשלוחות בחו"ל הסתכמה באותו מועד ב־712 מיליוני דולרים).

בשל גודלו של גיוס ההון של ישראל, מובן כי המערכת הפיננסית המלווה לישראל רגישה ביותר לכל אינדיקציה של קשיי פירעון מצד גורם כלשהו בישראל. (למשל, סקטור תעשייתי זה או אחר). מכאן מתבקש, שממשלת ישראל תהיה חייבת להתערב ולמנוע קשיים גם בהחזר חובות של הסקטור הפרטי הלא־פיננסי — כדי למנוע את סכנת הפסקת הלוואות לישראל. לפיכך נראה, שההתערבות העתידית של הממשלה בשוק מטבע החוץ בישראל תהיה נכבדה. נוסף על כך, מבנה החוב החיצוני הולך ומשתנה: גדל חלק החוב לזמן קצר — על חשבון החוב לטווח ארוך. תהליך זה מגביר את נטל תשלומי הריבית של ישראל (והדבר בולט בלוחות 1 ו־2) ומגדיל את הסכנה שקשיי גיוס ההון, של סקטור זה או אחר, יגרמו לסירובם של מלווים בכוח להגדיל את הלוואותיהם לישראל.

3. מסקנות לטווח הארוך

שני מקורות לגידול החוב החיצוני של ישראל:

1. תשלומי הריבית על החוב החיצוני נטו;
2. עודף היבוא של סחורות ושירותים (למעט שירותי הון).

לדוגמה, בסוף 1982 היה החוב החיצוני נטו של ישראל כ־15 מיליארד דולרים. בריבית ממוצעת של 8.5 אחוזים לשנה (ישראל חייבת עדיין חובות לטווח ארוך, שנלקחו בריבית נמוכה) — מגיעים תשלומי הריבית נטו לכ־1.3 מיליארד דולר בשנה.

עודף היבוא האזרחי (ללא שירותי הון) ב־1983 הסתכם ב־3 מיליארד דולרים, וסך ההעברות החד־צדדיות — כ־2.1 מיליארד. מכאן, עודף היבוא של סחורות ושירותים (ללא שירותי הון) פחות העברות חד־צדדיות מגיע ל־900 מיליון דולר. עודף היבוא פחות תשלומי ההעברה החד־צדדיים ועוד תשלומי הריבית נטו שווה לסך הגירעון בחשבון השוטף — 2.2 מיליארד דולר בסוף 1983 (השווה לגיוס מטבע חוץ של הסקטור הפרטי + הלוואות נטו לממשלה + הקטנת היתרות, ראה לוח 1). הוספת ההלוואות של ממשלת ארה"ב למימון היבוא הביטחוני הישיר (כ־700 מיליון דולר) לגירעון שוטף זה מסבירה כיצד מגיע החוב החיצוני לכ־18 מיליארד דולר בסוף 1983.

שינויים בחוב החיצוני נובעים, בעיקר, מעודף היבוא. מאחר שסך היבוא והיצוא של ישראל אינם יכולים להשתנות מהר (במיוחד לא בכיוון של הגדלת היצוא), סביר להניח, שאפילו אם תינקט מיד מדיניות נמרצת לשיפור מאזן התשלומים, יצטרך המשק למספר שנים ניכר (7–8) כדי להגיע לאיזון החשבון השוטף. מאחר שהחוב החיצוני של ישראל כה גדול כבר עתה, מהווים תשלומי הריבית נטו לחץ כבד ביותר — שכמעט איננו מושפע משינויים במדיניות הממשלה בטווח הקצר. לחץ זה עלול לגרום למחסור במטבע חוץ (במיוחד נוכח ה"גלגול" הגדול של החוב לטווח קצר) כבר ב־1984–5, למרות שבטווח הארוך יותר עשויה מדיניות הממשלה לצמצם במידה ניכרת את גודלו של החוב החיצוני.

גם אם יוכל המשק לגייס את ההון לטווח קצר ב־1984 וב־1985, עדיין יתקשה מאוד לגייס הון בתקופה שלאחר מכן (בעיקר ל"גלגול" החוב לטווח קצר ולתשלומי הריבית נטו), וספק אם יוכל המשק לעמוד בכך ללא שינוי מידי במדיניות מאזן התשלומים. אם המלווים לישראל, בפועל ובכוח, עושים את החישוב הנעשה כאן, הרי יקשה על המשק הישראלי לקבל אשראי פרטי לטווח בינוני כבר ב־1984, ועל אחת כמה וכמה — ב־1985. יש לציין, שכבר היום נשמעים בקונגרס של ארה"ב קולות הטוענים, שמסוכן לתת לממשלת ישראל חובות לטווח ארוך, מאחר שהיא לא תוכל לעמוד בפירעונות.

כאן המקום לציין, שאם תנקוט ממשלת ישראל מדיניות כלכלית עקיבה של צמצום מתון בביקושים המקומיים, ופיחות ריאלי מסוים במשך 5–6 שנים, אפשר יהיה לעבור את 1984–5 ללא פשיטת רגל. יתירה מזו: בהנחה שההעברות החד־צדדיות לישראל ישארו בגודלן הריאלי הנוכחי, ניתן להראות, שתחול הקלה בלחץ החוב החיצוני. לעומת זאת, אם לא יחולו צמצומים בביקושים המקומיים ופיחות ריאלי לאורך מספר שנים — כי אז יעמוד המשק הישראלי על סף פשיטת רגל לקראת 1986, ואולי גם קודם לכן. הדגמת ההחמרה הניכרת הצפויה בשוק מטבע החוץ, בטווח הארוך יותר, מוצגת בלוחות 3 ו־4. כל מה ש"דרוש" לכך, שהמשק הישראלי לא יוכל לעמוד בהתחייבויות במטבע חוץ בטווח הבינוני, הוא הפסקת הפיחותים הריאליים ו/או הצמיחה הסדירה בארץ ובחו"ל.

כדי להמחיש את סכנת המשך הגירעון במאזן התשלומים לתקופה ארוכה, כדאי לבדוק את התפתחות החוב החיצוני אפילו כאשר נשמר במשק לאורך זמן "סטטוס קוו" ביחס שבין היצוא ליבוא. לשם הדגמה נניח: שיעור צמיחה קבוע (β) לתל"ג; יחס קבוע בין היצוא לתל"ג (d_1) ובין היבוא לתל"ג (d_0), כאשר $d_1 < d_0$, כלומר:

$$Y_t = Y_{t-1}(1 + \beta)$$

$$\frac{M_t}{Y_t} = d_0, \ \frac{E_t}{Y_t} = d_1$$

ולכן

$$CA_t \equiv M_t - E_t = (d_0 - d_1)Y_t \equiv \alpha Y_t$$

נוסף על כך נניח ששיעור הריבית (r) על החוב החיצוני (שיסומן D) הוא קבוע — כלומר, שהביטוי לחוב החיצוני בשנה t הוא

$$D_t = CA_t + (1 + r)D_{t-1}$$

אפשר להראות שאם קיים $\beta = r$, אזי

$$\frac{D_t}{Y_t} = \alpha t$$

כלומר, שחלקו של החוב החיצוני ביחס לתוצר הולך וגדל באופן ליניארי. לעומת זאת, אם $\beta < r$, כפי שמתאים יותר למשק הישראלי, אזי

$$\frac{D_t}{Y_t} = \alpha(1 + \beta)\ \frac{1 - \left(\frac{1 + r}{1 + \beta}\right)^t}{\beta - r}$$

כלומר, שיעור הגידול של החוב לתוצר מהיר ביותר. אין ספק, שהמשק הישראלי אינו יכול לעמוד בפני מצב של "סטטוס קוו", במיוחד כאן $r > \beta$ במשך זמן רב.

לוח 3

סך פירעון קרן וריבית* של המשק הישראלי, 1983 עד 1988
(מיליוני דולרים)

	1983	1984	1985	1988
פירעון קרן (ברוטו)				
סך־הכול	5,753	6,941	8,252	13,319
מזה: לטווח ארוך (ממשלה)	550	703	770	981
לטווח בינוני	973	1,392	1,674	1,832
לטווח קצר	4,230	4,846	5,808	10,506
תשלומי ריבית (ברוטו)				
סך־הכול	1,781	2,149	2,522	3,471
מזה: לטווח ארוך	1,081	1,213	1,398	1,605
לטווח בינוני	277	352	422	591
לטווח קצר	508	585	702	1,275

* נוסף על ההערות ללוח 1, הונח גם שאין פיחות ריאלי בשנים 1986 עד 1988, וכי שיעור גידול התוצר בארץ ובחו"ל הוא 2 אחוזים לשנה בשלוש שנים אלו.

לוח 4

החוב החיצוני של ישראל ומערכת הבנקים, לטווח הקצר ולטווח הארוך*, 1983 עד 1988
(מיליוני דולרים, מחירים שוטפים)

	1983	1984	1985	1988
החוב החיצוני ברוטו				
סך הכול	23,362	26,324	28,457	35,486
מזה: לזמן ארוך	14,694	16,239	16,755	17,119
לזמן בינוני	3,822	4,276	4,683	5,979
לזמן קצר	4,846	5,808	7,020	12,388
יתרות מטבע חוץ של המוסדות המרכזיים	3,847	3,847	3,847	3,847
אשראי של יצואנים לחו"ל	1,100	1,078	1,201	1,820
החוב החיצוני נטו**	18,437	21,276	23,268	29,819
החוב החיצוני של מערכת הבנקים***				
סך הכול	4,828	5,656	6,700	11,445
מזה: לזמן בינוני	1,611	1,611	1,611	1,611
לזמן קצר	3,217	4,045	5,089	9,834
תל"ג נומינלי	25,078	26,784	29,177	37,718

* ראה הערה ללוח 3.
** מגורל זה יש להפחית כ־150–200 מיליוני דולרים בכל שנה, כנגד פירעון של מילוות פיתוח ו"בונדס" בשקלים.
*** כולל הפקדות בבנק ישראל, כנגד פיקדונות תושבי חוץ ובנקים בחו"ל.

נספח 1 — ריבוז המשוואות

(א) יבוא, יצוא והעברות הון

משוואות מודל "נטל החוב" (עבור $t = 1, 2, 3, \ldots$)
משוואת היבוא האזרחי (דולרים קבועים)

$$MC_t = MC_{t-1}(1 + \rho_t)^{\alpha}(1 + \xi_t)^{\beta} \tag{1}$$

היבוא הביטחוני הממומן ממקורות ישראליים (דולרים קבועים)

$$MA_t = MA_{t-1}(1 + d_t) \tag{2}$$

סך היבוא הריאלי

$$M_t = MC_t + MA_t \tag{3}$$

סך היבוא הנומינלי

$$\tilde{M}_t = M_t \cdot (1 + g_t) \tag{4}$$

משוואת היצוא (בדולרים ריאליים)

(5) $$E_t = E_{t-1}(1 + q_t)^{\gamma}(1 + \epsilon_t)^{\delta}$$

סך היצוא הנומינלי

(6) $$\tilde{E}_t = E_t(1 + g_t)$$

עודף היבוא בניכוי העברות חד־צדדיות

(7) $$A_t = \tilde{M}_t - \tilde{E}_t - D_t$$

משוואת היתרות (אלא אם כן היתרות נקבעו אקסוגנית)

(8) $$T_t = bM_t$$

הריבית על היתרות

(9) $$F_t = r1_t \cdot T_{t-1}$$

סך כל גיוס מטבע חוץ

(10) $$H_t = A_t + K_t + R_t - F_t + T_t - T_{t-1} + AZ_t - AZ_{t-1}$$

גיוס מטבע חוץ בידי הממשלה

(11) $$H25_t = 780 \cdot (1 + g_t) + D25_t + C25_t$$

סך כל גיוס מטבע חוץ בידי הסקטור הפרטי

(12) $$HP_t = H_t - H25_t + D25_t$$

גיוס מטבע חוץ לטווח בינוני, סקטור פרטי לא־פיננסי

(13) $$HNF7_t = HNF7_{t-1} \cdot (MC_t/MC_{t-1})$$

גיוס מטבע חוץ לטווח קצר, סקטור פרטי לא־פיננסי

(14) $$HNF1_t = HNF1_{t-1} \cdot (MC_t/MC_{t-1})$$

פקדונות תושבי חוץ (פת"ח) בבנק ישראל

(15) $$HPAT_t = HPAT_{t-1}$$

גיוס מטבע חוץ בידי הבנקים לטווח בינוני. (שווה להחזר החוב לטווח בינוני, ראה משוואה 26)

(16) $$HF7_t = KF7_t$$

גיוס מטבע חוץ בידי הבנקים לטווח קצר

(17) $$HF1_t = HP_t - HNF7_t - HNF1_t - HF7_t - HPAT_t$$

סך כל גיוס מטבע חוץ לטווח קצר

(18) $$H1_t = HF1_t + HNF1_t + HPAT_t$$

סך כל גיוס מטבע חוץ לטווח בינוני

(19) $$H7_t = HF7_t + HNF7_t$$

(ב) תשלום ריבית על הלוואות

ממשלה

$$R25_t = r25_t \sum_{i=1}^{25} H25_{t-i}\left(1-\frac{i-1}{25}\right) + \overline{R25_t} \tag{20}$$

בנקים, טווח בינוני

$$RF7_t = r7_t \sum_{i=1}^{2} HF7_{t-i}\left(1-\frac{i-1}{2}\right) + \overline{RF7_t} \tag{21}$$

סקטור פרטי לא־פיננסי, טווח בינוני

$$RNF7_t = r7_t \sum_{i=1}^{7} HNF7_{t-i}\left(1-\frac{i-1}{7}\right) + \overline{RNF7_t} \tag{22}$$

בנקים, טווח קצר

$$RF1_t = r1_t HF1_{t-1} \tag{23}$$

סקטור פרטי לא־פיננסי, טווח קצר

$$RNF1_t = r1_t HNF1_{t-1} \tag{24}$$

כאשר $HNF7_{t-i} = HF7_{t-i} = H25_{t-i} = 0$ עבור $t-i \leqslant 0$, וכן $HNF1_0 = HF1_0 = 0$

(ג) פירעון קרן

ממשלה

$$K25_t = \frac{1}{25}\sum_{i=1}^{25} H25_{t-i} + \overline{K25_t} \tag{25}$$

בנקים, טווח בינוני

$$KF7_t = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{2} HF7_{t-i} + \overline{KF7_t} \tag{26}$$

סקטור פרטי לא־פיננסי, טווח בינוני

$$KNF7_t = \frac{1}{7}\sum_{i=1}^{7} HNF7_{t-i} + \overline{KNF7_t} \tag{27}$$

בנקים, טווח קצר

$$KF1_t = HF1_{t-1} \tag{28}$$

סקטור פרטי לא־פיננסי, טווח קצר

$$KNF1_t = HNF1_{t-1} \tag{29}$$

כאשר $HNF7_{t-i} = HF7_{t-i} = H25_{t-i} = 0$ כאשר $t-i \leqslant 0$. $\overline{K25_t}$, $\overline{KNF7_t}$, $\overline{KF7_t}$ הם ההחזרים כנגד חובות "ישנים" (שנלקחו לפני 1984), ראה נספח 2.

(30) $$R_t = R25_t + RF7_t + RNF7_t + RF1_t + RNF1_t + r1_t \cdot HPAT_{t-1}$$

(31) $$K_t = K25_t + KF7_t + KNF7_t + KF1_t + KNF1_t + HPAT_{t-1}$$

חוב חיצוני של הבנקים

(32) $$HOVF_t = HOVF_{t-1} + HF7_t + HF1_t - KF7_t - KF1_t$$

חוב חיצוני של הסקטור הלא־פיננסי

(33) $$HOVNF_t = HOVNF_{t-1} + HNF7_t + HNF1_t - KNF7_t - KNF1_t$$

חוב חיצוני של הממשלה

(34) $$HOVG_t = HOVG_{t-1} + H25_t - K25_t$$

חוב חיצוני של בנק ישראל (רק כנגד הפקדות פת"ח)

(35) $$HOVBI_t = HOVBI_{t-1} + HPAT_t - HPAT_{t-1}$$

חוב חיצוני ברוטו

(36) $$HOV_t = HOVF_t + HOVNF_t + HOVG_t + HOVBI_t$$

חוב חיצוני נטו

(37) $$HOVN_t = HOV_t - T_t - AZ_t$$

נספח 2 — הגדרת המשתנים והפרמטרים

(כל הכמויות הן ברולרים שוטפים, אלא אם כן צוין אחרת)

MC_t — יבוא אזרחי ריאלי
MA_t — יבוא ביטחוני ריאלי (ראה הערה 1 בגוף העבודה)
M_t — סך היבוא הריאלי (ראה הערה 1 בגוף העבודה)
$\tilde{M}_t$ — סך היבוא הנומינלי
E_t — סך היצוא הריאלי
$\tilde{E}_t$ — סך היצוא הנומינלי
A_t — הגירעון ביבוא לאחר ניכוי העברות חד־צדדיות
T_t — יתרות מטבע חוץ של ישראל בחו"ל (מוסדות מרכזיים)
F_t — הריבית על יתרות מטבע חוץ של ישראל בחו"ל
H_t — גיוס הון ברוטו
R_t — סך תשלומי ריבית (ברוטו) על החוב החיצוני
K_t — סך התשלומים כנגד קרן על החוב החיצוני
HOV_t — החוב החיצוני ברוטו
$HOVN_t$ — החוב החיצוני נטו
Y_t — תל"ג
ρ_t — שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי ביבוא

ξ_t — שיעור הצמיחה הריאלית של התל"ג
d_t — שיעור הגידול הריאלי ביבוא ביטחוני
g_t — האינפלציה הממוצעת בחו"ל
q_t — שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי ביצוא
ϵ_t — שיעור הצמיחה הריאלית של התוצר בחו"ל
D_t — העברות חד־צדדיות מחו"ל (סקטור פרטי וסקטור ציבורי)
$r1_t$ — הריבית על הלוואות מחו"ל לשנה אחת לסקטור הפרטי בישראל
$r7_t$ — הריבית על הלוואות מחו"ל ל־7 שנים לסקטור הפרטי בישראל (שנתיים עד שלוש לסקטור הבנקים)
$r25_t$ — הריבית על הלוואות מחו"ל לסקטור הציבורי (בעיקר מארה"ב)
AZ_t — אשראי ספקים שנותנים יצואנים ישראליים לחו"ל
$KF1_t$ — פירעון חובות לטווח קצר, בנקים
$KNF1_t$ — פירעון חובות לטווח קצר, סקטור לא־פיננסי
$HOVF_t$ — חוב חיצוני של הבנקים
$HOVNF_t$ — חוב חיצוני של הסקטור הפרטי שלא־פיננסי
$HOVG_t$ — החוב החיצוני של הממשלה
$HOVBI_t$ — סך הפקדות כנגד פת"ח בבנק ישראל
$\overline{R25_t}$ — תשלום ריבית של הלוואות הממשלה שנלקחו לפני 1984
$\overline{RF7_t}$ — תשלום ריבית על הלוואות בנקים לטווח בינוני שנלקחו לפני 1984
$\overline{RNF7_t}$ — תשלום ריבית על הלוואות לטווח בינוני של הסקטור הפרטי הלא־פיננסי לפני 1984
$\overline{K25_t}$ — פירעון הקרן של הלוואות הממשלה שנלקחו לפני 1984
$\overline{KF7_t}$ — פירעון הקרן של הלוואות הבנקים לטווח בינוני שנלקחו לפני 1984
$\overline{KNF7_t}$ — פירעון הקרן של הלוואות לטווח בינוני של הסקטור הפרטי הלא־פיננסי לפני 1984
$H25_t$ — גיוס מטבע חוץ בידי הממשלה (הלוואות ל־25 שנה)
HP_t — גיוס מטבע חוץ בידי הסקטור הפרטי (סה"כ)
$HNF7_t$ — גיוס מטבע חוץ לטווח בינוני (7 שנים) בידי הסקטור הפרטי הלא־פיננסי
$HNF1_t$ — גיוס מטבע חוץ לטווח קצר (שנה אחת) בידי הסקטור הפרטי הלא־פיננסי
$HPAT_t$ — הפקדות כנגד פת"ח בבנק ישראל
$HF7_t$ — גיוס מטבע חוץ בידי הבנקים לטווח בינוני (2–3 שנים)
$HF1_t$ — גיוס מטבע חוץ בידי הבנקים לטווח קצר (שנה אחת)
$H1_t$ — סך גיוס מטבע חוץ לטווח קצר
$H7_t$ — סך גיוס מטבע חוץ לטווח בינוני (בנקים ל־2–3 שנים, סקטור פרטי לא־פיננסי ל־7 שנים)
$R25_t$ — תשלום ריבית על הלוואות הממשלה
$D25_t$ — הלוואות ממשלת ארה"ב למימון יבוא ביטחוני ישיר
$C25_t$ — הלוואות ממשלת ארה"ב למימון אזרחי
$RF7_t$ — תשלום ריבית על הלוואות לטווח בינוני, בנקים
$RNF7_t$ — תשלום ריבית על הלוואות לטווח בינוני, סקטור פרטי לא־פיננסי
$RF1_t$ — תשלום ריבית על הלוואות לטווח קצר, בנקים
$RNF1_t$ — תשלום ריבית על הלוואות לטווח קצר, סקטור פרטי לא־פיננסי
$K25_t$ — פירעון חובות של הממשלה
$KF7_t$ — פירעון חובות לטווח בינוני, בנקים
$KNF7_t$ — פירעון חובות לטווח בינוני, סקטור לא־פיננסי

נספח 3

א. המקורות העיקריים לנתונים

1. **דין וחשבון 1982**, בנק ישראל, ירושלים, מאי 1983.
2. **מצבת החובות במטבע חוץ**, סקירה תקופתית, ינואר עד מארס 1983, יולי עד ספטמבר 1983, המפקח על מטבע חוץ, ירושלים.
3. **הירחון הסטטיסטי לישראל**, כרך ל"ד, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ירושלים, מאי, דצמבר 1983.
4. הודעות לעתונות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (במיוחד בינואר 1984).

ב. מקורות הנתונים ונתוני התחלה

(1) תשלומי ריבית וקרן עבור הלוואות שנלקחו לפני 1983: מקור הנתונים — לוחות 5, 6 ב"מצבת החובות" (ראה 2 במקורות לעיל). הנתונים במקור הם לשנים תקציביות. ל־1983 השתמשנו בנתון של 1983/4 ול־1984 ואילך בממוצע משוקלל (1/4, 3/4) של שתי שנים תקציביות סמוכות. הנחנו שהתפלגות בתשלומים ל־1988/9 עד 1992/3 היא ליניארית. הנתונים להלוואות לטווח בינוני וארוך הם כדלקמן:

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
פירעון קרן								
ממשלה	668	697	611	637	744	652	612	612
פרטי לא־פיננסי	328	306	302	240	180	75	44	44
בנקים	645	645	322	0	0	0	0	0
תשלומי ריבית								
ממשלה	1,081	1,011	957	923	919	833	804	804
פרטי לא־פיננסי	117	88	65	34	19	7	3	3
בנקים	160	97	32	0	0	0	0	0

תשלומי ריבית של הבנקים חושבו לפי 10 אחוזים מיתרת החוב שלהם. נוסף על כך, הועבר הסעיף "אשראי מחו"ל באמצעות מערכת הבנקאות" שבסקטור הציבורי אל "סקטור הבנקים", נוספו הפדיונות המוקדמים של אג"ח לפירעון הממשלה, וב־1983 הופחתה יתרת האשראי, שמועד פירעונה הגיע וטרם נפדתה, מסך הפירעון של הממשלה (201 מיליון דולר).

(2) נתוני החוב החיצוני ויתרות מטבע חוץ ב־1982: נתוני ההתחלה של החוב הלאומי, לפי סקטורים, נלקחו מלוח 3 ב"מצבת החובות" (2 במקורות לעיל). 1982 משמשת נקודת התחלה, שממנה ממשיכים "לנהל" את החוב נטו, גיוס הון ותשלומים שונים (בטוחים שונים) לכל סקטור בנפרד. ההנחה הבסיסית היא, שחוב הממשלה נוצר מהלוואות לטווח ארוך — 25 שנה (ראה פירוט ההלוואות השונות לממשלת ישראל בהמשך). החוב של הבנקים והסקטור הפרטי הלא־פיננסי הוא לטווח קצר, שנה אחת, ולטווח בינוני (7 שנים לסקטור הפרטי הלא־פיננסי ו־2–3 שנים לסקטור הבנקים). כמו בסעיף 1 — הסעיף "מערכת הבנקאות" בסקטור הציבורי הועבר לסקטור הבנקים, "הפיקדונות למתן הלוואות" הן הלוואות לטווח בינוני, וכל יתר ההלוואות — לטווח קצר.

חישוב היתרות לסוף 1982

מתוך לוח ז'–18 בדו"ח בנק ישראל לשנת 1982 נקבל (מיליוני דולרים):

יתרות מטבע חוץ של מוסדות מרכזיים	4,317
אשראי לחו"ל של יצואנים	1,100
סך הכול	5,417

ה ע ר ה: יתרות מטבע החוץ של בנק ישראל בלבד, הן (בדצמבר 1982) 2,994 מיליוני דולרים — כפי שנתון בלוח ז'–21 דו"ח בנק ישראל 1982 (1 במקורות לעיל). עבור סוף 1983 השתמשנו בנתון הארעי של הלמ"ס (3,847 מיליוני דולרים).

(3) חלוקת גיוס ההון בין הסקטורים השונים ושיעורי הריבית הרלבנטיים: סך גיוס ההון מתואר במשוואה (10) בנספח 1. כדי לחשב את תשלומי הריבית בעתיד, יש לאמוד את התפלגות גיוס ההון בין הסקטורים השונים במשק. הלוואות מסוגים שונים ולסקטורים שונים יחויבו, כמובן, בשיעורי ריבית שונים, וייפרעו (הקרן) במשך תקופות שונות.

א) מתוך לוח ז'–16 בדו"ח בנק ישראל הנ"ל מתברר, שגיוס הלוואות הממשלה (להוציא הלוואות ממשלת ארה"ב) עלה באיטיות מ־1978 עד 1982. ממוצע שלוש השנים האחרונות (1980–1982) הוא כ־780 מיליון דולר לשנה. לפיכך ניתן להניח, שהסקטור הציבורי ימשיך לגייס, ריאלית, הלוואות (להוציא ממשלת ארה"ב) בסך של 780 מיליון דולר לשנה. יתרת גיוס ההון תוטל על הסקטור הפרטי, ובעיקר על מערכת הבנקים, המשמשת כ"בולם הזעזועים" במשק.
ההנחות לגבי גיוס ההון של הסקטור הפרטי הן כדלקמן: הסקטור הפרטי הלא־פיננסי גייס לטווח בינוני 324 מיליוני דולר ב־1982 (לוח ז'–16 הנ"ל) וכ־820 מיליון דולר ב־1983. הונח, שסקטור זה ימשיך לגייס הלוואות לטווח בינוני בסכום של 1983, כפול קצב הגידול ביבוא האזרחי. לטווח קצר גייס סקטור זה 853 מיליון דולר ב־1982 (לוח 3 ב"מצבת החובות" הנ"ל), וסכום זה ימשיך לגדול בקצב הגידול ביבוא האזרחי. יתרת גיוס ההון, לאחר שהופחתו ממנה גיוס ההון של הממשלה לטווח ארוך (כולל הלוואות ממשלת ארה"ב שיפורטו בהמשך) ושל הסקטור הלא־פיננסי לטווח בינוני וקצר — תוטל על הבנקים. ההנחה הבסיסית לגבי הבנקים היא, שהם יצליחו לגלגל את החוב שלהם לטווח בינוני; פירושו של דבר, שחוב הבנקים לטווח בינוני, שעמד בשנת 1982 על 1,611 מיליוני דולר, יישאר קבוע בעתיד. כל הגידול בחוב הבנקים יהיה רק לטווח קצר. באופן טכני הונח, שבנק ישראל הוא שמגייס את ההפקדות כנגד הפת"ח בבנק ישראל (אף כי מעשית הן מגויסות, כמובן, בידי הבנקים). כן הונח, שיתרות הפת"ח שבידי בנק ישראל לא ישתנו בעתיד.

ב) הסקטור הפרטי יגייס הלוואות לטווח של שנה אחת בריבית ריאלית בת 5.5 אחוזים ולטווח בינוני — בריבית ריאלית של 4.5 אחוזים. הריבית הריאלית על הפקדות פת"ח היא 4 אחוזים[5].

(4) יתרות מט"ח כחלק מהיבוא. ערך המקדם במשוואה (8) בנספח 1 הוא 0.35. מספר זה מתקבל מחלוקת סך יתרות מטבע החוץ ב־1982 בסך היבוא, לא כולל שירותי הון. ערך זה יציב למדי בשנים האחרונות (ראה לוח ז'–18 בדוח בנק ישראל 1982 האמור לנתוני היתרות, ולוח ז'–2 שם לנתוני היבוא המתאימים). יתרות מטבע חוץ מהוות משתנה מדיניות של בנק ישראל, וכפי שמוצג בעבודה, אפשר לקבוע אותן בגודל כלשהו בתסריטי מדיניות שונים.

(5) שיעורי השינוי של התוצר בארץ ובחו"ל ושיעורי האינפלציה בחו"ל. הונח שגידול התוצר בחו"ל הוא אחוז אחד ב־1984 ו־2 אחוזים לאחר מכן. מספרים אלה נראים סבירים, בעיקר על סמך הערכת הנתונים בלוח ז'–22 בדו"ח בנק ישראל 1982 לגבי ארה"ב ואירופה. הגידול בתוצר של ישראל הוערך ב־0 ב־1984 ו־2 אחוזים מ־1985 ואילך. המקור להערכות של נתוני התוצר ורכיביו הוא לוח 1 בירחון הסטטיסטי (3 במקורות הנתונים הנ"ל), וכן הנתונים הארעיים לשנת 1983, שפרסמה הלמ"ס. האינפלציה הממוצעת בחו"ל כפי שהיא מופיעה במשוואות היבוא והיצוא, הוערכה כממוצע בין

---

5 ההנחות לגבי שיעורי ריבית אלה הן הערכות. ניתוח מפורט יותר נמצא בפרק ז' בדוח בנק ישראל 1982 (עמ' 206), וראה גם לוח ז'–26 שם), וכן במאמרו של עודד לויתן "מצבת החוב החיצוני של ישראל", **מקר בנק ישראל 48–49**, ינואר 1979.

האינפלציה של ארה"ב לזו של מדינות אירופה ב־1982. הנתונים הרלבנטיים מופיעים בלוח ז'–22 בדוח בנק ישראל הנ"ל. המשקלות — לפי חלקה של ישראל בכלל היצוא למדינות אירופה וצפון אמריקה.

החישוב נעשה כדלקמן (האינפלציה בארה"ב היא 4 אחוזים ובאירופה — 8 אחוזים):

$$\frac{18}{44+18}\,4+\frac{44}{44+18}\,8=6.8$$

חלקה של ישראל ביצוא לארה"ב ולאירופה נלקח מלוח ז'–נ'–3 בדוח בנק ישראל 1982.

(6) גמישויות מחיר והכנסה, ופרמטרים אחרים. ההערכות ביחס לגמישויות הן כדלקמן:

גמישות המחיר של היבוא האזרחי היא	$\alpha = -0.2$
גמישות המחיר של היצוא היא	$\gamma = 0.5$
גמישות ההכנסה של היבוא האזרחי היא	$\beta = 1$
גמישות ההכנסה של היצוא היא	$\delta = 1.8$

הערכות אלו נובעות ממספר מחקרים בתחומי הביקוש ליבוא וליצוא בישראל. יש לציין, שבעבודות שונות גם משתני המחיר וההכנסה הרלבנטיים שונים — ולכן קשה לסכם את תוצאות המחקרים האלה סיכום פשוט.

המקורות העיקריים, ששימשו להערכות דלעיל, הם:

א. "מודל מקרו־כלכלי של המשק הישראלי, 1956–1974", א' פזנר, א' צוקרמן, וא' רזין, **סקר בנק ישראל 44**, 1976.

ב) **מודל אקונומטרי למשק הישראלי**, י' ארטשטיין, פ' וידר, צ' זוסמן, ול' מרידור, בנק ישראל, 1978.

ג) **מודל אקונומטרי למשק הישראלי**, ד' חזן, מ' לנדסברגר, א' טישלר ואחרים, י.ב.מ., 1984.

ד) "פונקציית ביקוש ליבוא מוצרים בישראל", ל' בלום, **סקר בנק ישראל 55**, 1982.

ה) "השפעת שינוי תנאי הסחר על מאזן התשלומים בישראל", מ' קלמן, מסמך פנימי של בל"ל, 1983.

(7) גודלו של היבוא הביטחוני הוא אקסוגני במערכת. המספרים בלוח 1 מציינים את התשלומים, ממקורות ישראליים, במחיר היבוא הביטחוני — ולא את היבוא הביטחוני עצמו.

(8) העברות חד־צדדיות והסיוע האמריקאי. ההלוואות מממשלת ארה"ב חולקו לשלושה סוגים:

א) הלוואות למימון יבוא ביטחוני ישיר.

ב) הלוואות שאושרו למימון יבוא ביטחוני, אבל "הופשרו" לשימושים אזרחיים.

ג) הלוואות לשימושים אזרחיים.

כלל ההעברות החד־צדדיות לישראל חולקו כך:

א) העברות לסקטור הפרטי (1,069 מיליוני דולר ב־1982) ועוד העברות של המוסדות הלאומיים (354 מיליוני דולר ב־1982). נראה שב־1983 לא השתנו כמעט שני סעיפים אלה, והונח כי ערכם הריאלי יישמר גם בעתיד.

ב) העברות ממשלת ארה"ב למימון יבוא ביטחוני ישיר.

ג) העברות ממשלת ארה"ב למימון פרויקט ה"לביא".

ד) הסיוע האזרחי: 900,900,900,910,718 מיליוני דולרים ב־1983 עד 1987, בהתאמה.

סך ההלוואות והמענקים למימון יבוא ביטחוני ישיר הופחת מגיוס ההלוואות של הממשלה ומההעברות החד־צדדיות לישראל, בהתאמה. במקביל, נידון רק היבוא הביטחוני הממומן ממקורות ישראליים. מובן, שהריבית על הלוואות ממשלת ארה"ב למימון יבוא ביטחוני ישיר נוספה על סך תשלומי הריביות של הממשלה. יש לציין, שהלוואות שאושרו למימון יבוא ביטחוני (כולל הלוואות לפרויקט ה"לביא") זוכות ל"תקופת חסד" של 10 שנים.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 79–84
ISSN 0333-6484

השפעת התקצרות אפשרית בתוחלת חיי הציוד על גודלו של מלאי ההון

אפרים גרוס ורפי מרון*

1. מבוא

אחת המגמות בהתפתחות הסקטור העסקי במשק הישראלי, מאז 1972, מגמה ששימשה נושא למספר רב של דיונים כלכליים, היא הגידול המהיר בהון המושקע ליחידת עבודה — בהשוואה לתוצר ליחידת עבודה[1]. היות שתופעה זו משקפת ירידה בפריון, נטען לא אחת, כי בחישוב שיעורי הפריון קיימת הטיה — כי אין מביאים בחשבון את רמת הנצילות של ההון העומד לרשות המשק, וזו ירדה, כנראה, בהשוואה לתקופה שקדמה ל־1973.

בלי להתחבט בשאלה, אם רמת הנצילות אכן רלבנטית למדידת הפריון, יצוין רק שבמדדי הנצילות, שהוצעו לשם "תיקון" חישובי הפריון, הופיע מלאי ההון הגולמי במכנה; פירושו של דבר, שמדדים אלה לא היו בלתי־תלויים באומדני מלאי ההון.

תופעה נוספת, המאפיינת את התפתחות מלאי ההון בעשור האחרון, הגם שלא זכתה באותה מידה של תשומת לב כגידולו המהיר של מלאי ההון יחסית לתוצר, היא עליית משקל הציוד יחסית למבנים במלאי ההון. בשנות ה־60 נע היחס ציוד/מבנים בין 87 אחוזים ל־93 אחוזים — ואילו במהלך שנות ה־70 עלה יחס זה ל־116 אחוזים ב־1975 והגיע ל־123 אחוזים בשנת 1980. תופעה זו העלתה את הסברה, שבפועל לא גדל מלאי הציוד כה מהר — שהשינויים ביחס ציוד/מבנים היו מתונים יותר, ובסדרות מלאי ההון קיימת הטיה שיטתית, הנובעת מאומדן חסר של הגרט בציוד. אם סברה זו אכן מבוססת, כי אז גדל סך מלאי ההון בסקטור העסקי בשנות ה־70 בקצב איטי מזה שנאמד — ובהתאם לכך, אין הפער בין קצבי הגידול של ההון והתוצר העסקי כה גדול.

יש לזכור, שאומדני הגרט תלויים בהנחות בדבר תוחלת חיי הנכס והפיזור מסביב לתוחלת זו. בעוד שלשינוי בהנחה אודות התפלגות הגרט סביב התוחלת נודעת השפעה קטנה, יחסית, על גודלו המוחלט של הגרט, ולכן גם על מלאי ההון[2], הרי שלשינוי ההנחה בדבר אורך החיים עשויה להיות השפעה ניכרת על גדלים אלה. הנחות בדבר תוחלות החיים פרסם געתון[3] בסוף שנות ה־50, ובדיקות אחדות של כמה רכיבים במלאי ההון, שנערכו בשנות ה־60, לא סתרו את הנחותיו. כך, למשל, מראות תוצאות סקר מלאי ההון הקבוע בתעשייה[4], שהתוחלות ששימשו במלאי ההון התעשייתי לא התקצרו.

השוואת אומדני מלאי ההון, המתקבלים משיטת המלאי המתמיד, עם תוצאות סקר האומר את מלאי ההון ישירות, עשויה לשמש מבחן למידה, שבה תוחלת החיים (שהונחה בשיטת המלאי המתמיד) אכן תואמת את המציאות. כך, למשל, אם תתקבל מסקר מלאי ההון תוצאה הנמוכה באופן מובהק מהאומדנים שמתקבלים בשיטת המלאי המתמיד — פירוש הדבר הוא, שתוחלת החיים המשמשת בשיטת המלאי המתמיד ארוכה מדי. השוואת נתונים שהתקבלו מסקר מלאי ההון בתעשייה עם נתוני סדרת מלאי ההון הראתה, שאין הבדל מובהק ביניהם. לפיכך ניתן להסיק, שלפחות עד לסוף שנות ה־50 לא השתנו אורכי החיים של נכסי ההון בתעשייה.

---

* בנק ישראל.

1 בין השנים 1965 ו־1972 גדלו התוצר לשעת עבודה ומלאי ההון לשעת עבודה בשיעורים שנתיים ממוצעים של 5 ו־4 אחוזים, בהתאמה, לעומת 4 ו־7 אחוזים בשנים 1970 עד 1978.

2 ר' מרון, **סדרות מלאי ההון בישראל 1960–1977**, בנק ישראל, נובמבר 1978.

3 א"ל געתון, "אומדן הבלאי בחשבונות הלאומיים של ישראל", **סקר בנק ישראל מס' 11**, דצמבר 1959.

4 הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר מלאי ההון הקבוע בתעשייה 1968, פרסום מיוחד מס' 413.

כדאי לציין, שאומדן ישיר של תוחלת החיים של נכסי השקעה הוא בעייתי, ותוחלת החיים נקבעת לרוב בסדרות מלאי ההון בארצות שונות, לפי אורך החיים המשמש להפחתת הנכס לצורכי מס. בישראל לא ניתן להשתמש באינדיקטור זה, משום שהפחת המוכר שימש אחד המכשירים לעידוד השקעות הון — ולא היה אמור לשקף אורך חיים ריאלי כלשהו של נכסי השקעה.

בדיקת הרכב ההשקעות בענפי המשק במספר ארצות[5] מראה, שהתופעה של עליית משקל הציוד בהשקעות — החל באמצע שנות ה־60 — אינה ייחודית לישראל. יש מקום לסברה, שאם בארצות אלו קיימת עדות בדבר תהליך התקצרות תוחלות החיים של מכונות וציוד (כלומר, השיעור העולה של ציוד בהשקעות משקף את הצורך הגדל והולך של השקעות החלפה, עקב ההאצה בקצב הגריטה) — כי אז יש טעם לבדוק את ההשפעה של הנחת התקצרות תוחלת חיי הציוד בסדרת מלאי ההון בישראל.

לוח 1

השוואה בינלאומית של חלקם של הציוד והמבנים בכלל השקעת הסקטור העסקי, 1960–1978, שנים נבחרות

(אחוזים)

הארץ	סוג ההשקעה	1960	1965	1970	1976	1978
		השנה				
ישראל	מבנים	51.7	51.1	39.8	40.2	35.0
	ציוד	48.3	48.9	60.2	59.8	65.0
	סך הכול	100	100	100	100	100
ארה"ב	מבנים	55.6	52.8	49.2	41.3	39.1
	ציוד	44.4	47.2	50.8	58.7	60.9
	סך הכול	100	100	100	100	100
גרמניה	מבנים	51.7	51.0	46.2	44.8	43.7
	ציוד	48.3	49.0	53.8	55.2	56.3
	סך הכול	100	100	100	100	100
בריטניה	מבנים	47.6	48.1	48.3	45.8	42.1
	ציוד	52.4	51.9	51.7	54.2	57.9
	סך הכול	100	100	100	100	100
איטליה	מבנים	43.8	46.1	38.9	40.0	39.7
	ציוד	56.2	53.9	61.1	60.0	60.3
	סך הכול	100	100	100	100	100

המקור: U.N. Yearbook of National Accounts Statistics, 1979.

[5] נבחרו הארצות העיקריות, שמהן ישראל מייבאת מכונות וציוד. ב־1980 היה משקלן של ארה"ב, גרמניה, בריטניה, ואיטליה בציוד המיובא: 35, 19, 8 ו־6 אחוזים, בהתאמה.

2. ביסוס ההנחות אודות התקצרות תוחלת חיי הציוד

מבדיקת ההנחות בדבר תוחלת החיים של נכסי השקעה בגרמניה ובארה"ב, שמשקלם בסך הציוד המיובא לישראל הוא כ־55 אחוזים, עולה, שבגרמניה[6] קוצר אורך החיים לצורך הפחת המוכר מספר פעמים במהלך שנות ה־60 וה־70. כן מתברר, מסקר מפעלי תעשייה גרמניים ב־1969, שקיימת מגמת התקצרות באורך חיי המכונות מאז ראשית שנות ה־60, וכי תעשיינים צופים המשך מגמה זו במרוצת כל שנות ה־80.

הנחיות משרד האוצר האמריקאי[7] בדבר הפחת המוכר מראות, שאורך החיים לצורכי מס מתקצר — ושהנחות ההתקצרות מבוססות בחלקן על בדיקות ישירות. מגמת ההתקצרות התרחשה בציוד, בעיקר בשנות ה־60 וה־70. חוקי המס האמריקאיים מתירים למשקיע להצהיר על אורך חיים קצר מזה שנקבע בחוק, אם ביכולתו להוכיח זאת. נראה גם, שחוקי המס בארה"ב מייחסים חשיבות רבה להתאמה שבין אורך החיים המוכר לצורכי מס לבין אורך החיים הכלכלי בפועל.

יורגנסן וסאליוון[8] פיתחו מודל סימולציה, שהפרמטרים בו מבוססים על חוקי המס. כשמונח לפניהם סך כל הפחת שעליו הוצהר, הם גוזרים ממודל זה את אורכי החיים הממוצעים בשנים 1930 עד 1978 — כפי שניתן לראות בלוח 2.

לוח 2

פרמטרים מתוך מודל סימולציה, ארה"ב 1930 עד 1978

(שנים, אחוזים)

השנה	אורך החיים הממוצע: של ציוד	אורך החיים הממוצע: של מבנים	אחוז ההשקעות החדשות המתבססות על פחת מואץ	ערך הגרט בציוד כאחוז מהעלות המקורית
1930	11.80	25.67	0.00	0.08
1931	11.02	25.34	0.00	0.08
1932	11.07	24.14	0.00	0.08
1933	10.88	22.93	0.00	0.08
1934	15.72	33.18	0.00	0.10
1935	15.30	31.71	0.00	0.10
1936	15.71	32.27	0.00	0.10
1937	15.98	30.77	0.00	0.10
1938	15.00	30.13	0.00	0.10
1939	18.77	28.62	0.00	0.10
1940	14.32	28.67	0.00	0.10
1941	14.42	28.53	0.00	0.10
1942	15.65	28.68	0.00	0.10
1943	15.36	28.04	0.08	0.09
1944	14.81	27.34	0.08	0.09
1945	13.63	27.23	0.08	0.09
1946	13.16	28.14	0.08	0.09
1947	13.80	27.93	0.08	0.09
1948	13.64	28.12	0.08	0.09

6 H. Lützel: "Estimates of Capital Stock by Industries in the Federal Republic of Germany", *The Review of Income and Wealth*, March, 1977.

7 Depreciation Guidelines and Rules, U.s. Treasury Department, 1962.

8 Jorgenson and Sullivan: *Inflation and Captial Recovery in the United States*, Harvard University, March 1981.

לוח 2
(המשך)

השנה	אורך החיים הממוצע של ציוד	אורך החיים הממוצע של מבנים	אחוז ההשקעות החדשות המתבססות על פחת מואץ	ערך הגרט בציוד כאחוז מהעלות המקורית
1949	13.56	28.21	0.08	0.09
1950	13.11	27.80	0.08	0.09
1951	13.69	27.50	0.08	0.09
1952	13.72	27.09	0.09	0.09
1953	13.56	27.25	0.09	0.09
1954	13.32	27.18	0.30	0.06
1955	13.00	27.06	0.52	0.06
1956	13.33	27.59	0.52	0.06
1957	13.36	27.29	0.57	0.06
1958	12.99	27.47	0.65	0.06
1959	12.60	27.45	0.69	0.06
1960	12.65	27.38	0.70	0.06
1961	12.32	27.24	0.71	0.06
1962	11.73	27.27	0.71	0.05
1963	11.54	27.55	0.72	0.04
1964	11.44	27.48	0.72	0.03
1965	11.23	27.80	0.73	0.03
1966	11.09	27.59	0.73	0.03
1967	11.02	27.57	0.74	0.03
1968	10.43	27.39	0.75	0.03
1969	10.33	27.85	0.77	0.03
1970	10.39	27.55	0.78	0.03
1971	9.66	28.09	0.80	0.01
1972	8.51	28.06	0.81	0.01
1973	8.40	27.83	0.82	0.01
1974	8.57	27.00	0.83	0.01
1975	8.71	25.23	0.84	0.01
1976	8.43	24.75	0.84	0.01
1977	7.78	24.58	0.85	0.01
1978	7.64	24.72	0.85	0.01

המקור: Jorgenson and Sullivan, op. cit.

חישוב אורכי החיים הממוצעים של ציוד ומבנים בסך ענפי המשק בסדרות מלאי ההון במשק הישראלי מגלה, שהם תואמים את אורכי החיים הנגזרים בעבודתם של יורגנסן וסאליוון עד לאמצע שנות ה־50. בלוח 2 משתקפת גם יציבות רבה באורך חיי המבנים, דבר שהנחה אותנו להתמקד בהשפעת ההנחה של התקצרות אורכי החיים של מכונות וציוד. נוסף על כך הוגבלה הבדיקה לתעשייה, שהרי במיוחד בה בלטו התופעות שהוזכרו בראשית הדברים.

כדי להתרשם מעוצמת אותם שינויים בסדרת מלאי ההון, הנובעים מאפשרות התקצרות תוחלת החיים, נאמדה סדרת מלאי ההון התעשייתי בישראל; בהנחה כי גם כאן ירד — החל בשנת 1958 אורך החיים של ציוד תעשייתי, בשיעורים שציינו יורגנסן וסאליוון. אין כוונת הבדיקה לומר, שבמלאי ההון של המשק הישראלי התרחשו אותם שינויים שניכרו במשק האמריקאי — אלא רק לבחון את ההשפעה האפשרית של תהליך כזה. אין יסוד להניח, כאמור, שניכרה התקצרות לפני שנה זו — בגלל דמיון תוצאות סקר מלאי ההון בתעשייה לאומדני מלאי ההון בשיטת המלאי המתמיד.

כדאי לציין, שקיצור תוחלת חיי מכונות וציוד בסך התעשייה עשוי לנבוע גם מעליית משקלם של אותם ענפים בתעשייה, שתוחלת חיי הציוד המשמש בהם קצרה יותר. בן־בסט וברגמן[9] אמדו את סדרת מלאי ההון בתעשייה — בהנחה של תוחלות חיים ריפרנציאליות לציוד ב־18 ענפיה. התוחלות שהונחו נעות בין 10 שנים (בהלבשה ובעץ) לבין 17 שנים (בנייר ובמינרלים אל־מתכתיים). המשך סדרה זאת (עד שנת 1978) העלה, שתוחלת החיים הממוצעת, בהנחות אלו, יורדת ברציפות מ־14.4 שנים ב־1965 ל־13.9 ב־1978.[10]

3. תוצאות הבדיקה

כפי שמראות התוצאות המוצגות בלוח 3, ערכי מלאי ההון המחושבים בבדיקה זו דומים לאלה שבסדרה הקיימת עד שנת 1972. ההנחה בדבר התקצרות אורך החיים נותנת אותותיה בגידול הפער שבין שתי הסדרות מ־1973 ואילך, תוך האצתו בשנים 1978 עד 1981 — שנה שבה הוא מגיע לכדי 20 אחוזים — והוא עוד ימשיך להתרחב בקצב מהיר בשנים הקרובות. בגודלו של פער זה יש כדי להחליש, במידה רבה, את הסברות שהועלו בדבר הירידה בנצילות מלאי ההון.

כן מראה בחינת התפתחות רכיבי מלאי ההון התעשייתי, שהפער בין שיעורי הגידול השנתיים של מבנים וציוד מצטמצם כאשר מניחים התקצרות באורך החיים.

	מבנים	ציוד	
		הסדרה הקיימת	הסדרה החדשה
	(שיעורי גידול שנתיים ממוצעים, אחוזים)		
1981–1968	6.0	9.2	7.9
1981–1972	5.5	7.3	6.3

הפער בולט ביותר, כאשר משווים את אומני הגרט. כפי שניתן לראות מלוח 3, היה גודלו של הגרט בשתי הסדרות דומה בראשית שנות ה־70, עד שהפער ביניהן הואץ לקראת סוף העשור — כשהיקפו של הגרט בהנחת ההתקצרות גדול פי שלושה מן הגרט בסדרה הקיימת בשנים 1979 עד 1981; ואילו הגרט כשיעור מההשקעה עלה בתקופה 1972–1980 מ־30 אחוזים בממוצע ל־52 אחוזים — לעומת 30 אחוזים בסדרה הקיימת.

יש בתוצאה זו כדי להסביר את תופעת גידול משקל הציוד בסך ההשקעות, שנדונה בראשית הדברים. במשקלם היחסי של המבנים והציוד בהשקעות לצורך הרחבה לא חל שינוי מובהק, ועליית משקל הציוד משקפת את הצורך בהשקעות־החלפה גדלות והולכות בגלל ההאצה בגריטה. עם זאת יש לציין, שהתוצאות המתקבלות לשנה בודדת תלויות, במידה רבה, בעיתוי ההנחה בדבר התקצרות תוחלת החיים.

התקצרות תוחלת החיים תשפיע כמובן על חישובי הפריון. לפי ההנחות של מחקר זה עולה, שבממוצע שנתי שיעורי הפריון בתעשייה גבוהים משיעורי הפריון המתקבלים משימוש בסדרות הקיימות — באחוז אחד בתקופה 1978 עד 1981 וב־0.6 אחוזים בתקופה 1972 עד 1981.

התוצאות שהתקבלו בעבודה זו מצדיקות איפוא בדיקה סטטיסטית של מלאי ההון — תוך דגש על היקף הגריטה וקצבה, ואומדנים לגבי אורכי חיים של נכסי השקעה קיימים.

---

9 ראה: א' בן־בסט, א' ברגמן — "מלאי ההון, יחסי הון תוצר ועתירות ההון בענפי התעשייה בישראל", **סקר בנק ישראל מס' 40**.

10 בבדיקת זו גם הובטח, שהגרט יתפלג בצורת ההתפלגות שבסדרות הקיימות, דהיינו — התפלגות אחידה של 20 ± אחוזים סביב תוחלת החיים.

לוח 3

מלאי המכונות והציוד בתעשייה בסדרה הקיימת לעומת המלאי בסדרה החדשה, 1968 עד 1981
(מיליוני שקלים של 1975)

השנה	תוחלת החיים			מלאי הציוד		הגריטה		היחס בין מלאי ההון בסדרה הקיימת למלאי ההון בסדרה החדשה
	בסדרה הקיימת (1)	בסדרה החדשה (2)	השקעה בציוד (3)	בסדרה הקיימת (4)	בסדרה החדשה (5)	בסדרה הקיימת (6)	בסדרה החדשה (7)	(4)/(5)
1968	14	11.2	125	1,021	997	55	52	1.02
1969	14	11.1	187	1,090	1,070	49	49	1.02
1970	14	11.2	209	1,229	1,208	49	57	1.02
1971	14	10.4	234	1,388	1,360	55	63	1.02
1972	14	9.2	257	1,567	1,532	61	82	1.02
1973	14	9.1	243	1,764	1,706	68	95	1.03
1974	14	9.2	242	1,939	1,854	72	106	1.05
1975	14	9.4	299	2,109	1,990	79	114	1.06
1976	14	9.1	271	2,330	2,175	83	115	1.07
1977	14	8.4	226	2,518	2,331	86	117	1.08
1978	14	8.2	269	2,658	2,440	88	125	1.09
1979			294	2,839	2,584	85	175	1.10
1980			248	3,049	2,703	90	286	1.13
1981				3,207	2,665	104	327	1.20

לוח 4

שיעורי השינוי של מלאי ההון בציוד בתעשייה, 1969 עד 1981
(אחוזים)

השנה	שיעור השינוי				
	השנתי של מלאי ההון הגולמי בסדרה הקיימת (1)	המצטבר בסדרה הקיימת (2)	השנתי של מלאי ההון בסדרה החדשה (3)	המצטבר בסדרה החדשה (4)	במרד הייצור התעשייתי (5)
1969	6.8	6.8	7.3	7.3	
1970	12.7	20.3	13.0	21.2	16.0
1971	13.0	35.9	12.6	36.4	9.3
1972	12.9	53.5	12.6	53.6	10.7
1973	12.5	72.8	11.4	71.2	11.9
1974	9.9	89.9	8.7	86.0	5.4
1975	8.8	106.5	7.3	99.6	4.4
1976	10.5	128.2	9.3	118.1	2.5
1977	8.1	146.6	7.2	133.8	5.1
1978	5.6	160.3	4.7	144.7	4.3
1979	6.8	178.1	5.9	159.1	6.5
1980	7.4	198.6	4.6	171.1	4.5
1981	5.2	214.1	−1.4	167.3	−3.0

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 85–95
ISSN 0333-6484

אומדני "הכלכלה השחורה" בישראל: 1954 עד 1977

מאיר אונגר ובן־ציון זילברפרב*

"הכלכלה השחורה" והעלמת המס הנובעת ממנה שימשו נושא לוויכוחים ציבוריים רבים בישראל ובארצות אחרות, וההערכות בדבר היקף ההון ה"שחור" נבדלות זו מזו עשרות מונים. כך, למשל, העריך הממונה על הכנסות המדינה את היקפו של הון זה ב־1972 בכמה עשרות מיליוני ל"י, בעוד שהערכת מחלקת המחקר של מס הכנסה לגבי אותה שנה היתה מיליארד ל"י, וזו של מר נאדל[1] — 3–4 מיליארד. ויכוח דומה התחדש ב־1974. הערכת הממונה על הכנסות המדינה היתה אז חצי מיליארד ל"י, זו של שר האוצר היתה כ־10 מיליארד, ושל מר נאדל[2] הגיעה לכ־15 מיליארד.

במהלך הוויכוח לא תמיד פורטו השיטות לאומדן הכלכלה השחורה. ועדת בן שחר[3] ומישור וטל[4] ביססו את הערכותיהם על הפער הבלתי־מוסבר בנתוני ההכנסה בין התוצר לבין צד ההכנסות המדווחות. גם המקור להערכות האחרות לא תמיד ברור. במאמר זה ננסה לאמוד את הכלכלה השחורה באמצעות היחס מזומנים/פיקדונות עובר ושב — טכניקה ששימשה בשנים האחרונות כמה חוקרים, לשם אמידת העלמות המס בארה"ב[5]. אין הכוונה לטעון, כי אומדנינו מדויקים מאחרים; תרומת מאמר זה לוויכוח בדבר היקף הכלכלה השחורה מתבטאת בפירוט מערכת ההנחות, שעליה אנו מבססים את האומדן. תמיכה של אומדן זה בשיטות מחקר אחרות של התופעה — או קבלת תימוכין מהן — יש בה כדי לסייע לקבלת תמונה מהימנה יותר בדבר היקפה של הכלכלה השחורה.

1. מהות הכלכלה השחורה

אנשים שונים משתמשים במונח "כלכלה שחורה", בהתכוונם, למעשה, לדברים שונים. יש מתייחסים לסך העסקאות שעברו דרך הכלכלה השחורה, כלומר לסך ההוצאה על פעילות כלכלית בלתי חוקית או בלתי מדווחת, ואחרים — להכנסה הנובעת מפעילות זו. יתירה מזו: יש שהשתמשו בביטויים "כלכלה שחורה" ו"הון שחור" כאילו הם מונחים נרדפים; זאת בעוד ש"כלכלה שחורה" מתארת **זרם**, המתייחס לתקופת זמן נתונה, ואילו ההון השחור הוא מושג של **מלאי**, המתייחס לרכוש שנצבר כתוצאה מ"כלכלה שחורה" במרוצת תקופות רבות.

---

* אוניברסיטת בר אילן, המחלקה לכלכלה.

1 נאו־יל, ב', **תזכיר על מס הכנסה בישראל** (הוגש למזכיר ההסתדרות), תל־אביב, הוצאת המחבר (משוכפל), 8.12.74, עמ' 7.

2 נאדל, ב', **דו־ח נאדל — הבל על מס־הכנסה בישראל**, תל־אביב, א.ל. הוצאה מיוחדת, 1975, עמ' 38.

3 בן־שחר, ח' ואחרים, **המלצות לשינוי המס הישיר: דו־ח הועדה לרפורמה במסים**, ירושלים, המדפיס הממשלתי, 1975.

4 מישור, ד' וטל, נ', "מדידת ההכנסה המועלמת במשק באמצעות החשבונאות הלאומית", **הרבעון הישראלי למסים**, גליון 40, יולי 1978, עמ' 399–404.

5 ראה: Gutmann, P.M., "The Subterrenean Economy", *Financial Analysts Journal*, November/December 1977, pp. 26–27, 34; Feige, E.L., "How Big is the Irrregular Economy", *Challenge*, November/December 1979, pp. 5–13; Tanzi, V., "The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, December 1980, pp. 427–453.

הגדרה פשוטה ונוחה של הכלכלה השחורה נסבה על התוצר הלאומי הגולמי הנובע מפעילות כלכלית שאינה מדווחת או נמדדת רשמית. תוצר זה נובע משני מקורות: (1) מפעילות כלכלית בלתי חוקית, פלילית: מסחר בסמים, הברחות, זנות וכיוצא באלו; (2) מפעילות כלכלית חוקית, המתבצעת בהתאם לחוק — אך אינה מדווחת לשלטונות, ולכן המסים המתחייבים ממנה אינם מועברים לשלטונות המס.

הכלכלה השחורה הכרוכה בפעילות הכלכלית הבלתי חוקית נמצאת, ככל הנראה, בתהליך צמיחה. אף שקשה לקבוע בוודאות, באיזו מידה צמיחתו של סקטור זה מהירה מזו של התל"ג המדוד — ברור, כי חלק ניכר מהפעילות בו נועד לספק שירותים שהביקוש להם גדל עם ההכנסה. לכן לא מן הנמנע, שההכנסה הנגזרת מפעילויות בלתי־חוקיות אלו — צמיחתה מהירה יותר מזו של הכלכלה כולה.

הכלכלה השחורה הכרוכה בפעילות כלכלית חוקית, אך בלתי־מדווחת, נובעת, ככל הנראה, מהרצון להגדיל את ההכנסה הנקייה (כלומר לאחר מס). החלטתו של פרט להעלים הכנסות מושתתת על הערכתו בדבר התועלת של מעשהו לעומת עלותו. ככל שהתועלת, שנוצרה מהעלמת הכנסות, במונחי הכנסה נקייה, גבוהה מההוצאה — כן תגבר הנטייה להעלים הכנסות. תועלת זו תגדל, יחסית להכנסה, ככל שעולים שיעורי המס. את ההוצאה הכרוכה בהעלמת הכנסות ניתן לאמוד באמצעות מכפלת ההסתברות להיתפס עקב העלמה, להיות מורשע בדין ולהיענש בעונש המוטל על מעלימי הכנסות. חלק ניכר מההוצאה, במקרה שמעלים ההכנסות נתפס ומורשע בדין, הוא הבושה והמבוכה הכרוכים במאסר ובמשפט — אולם רכיב זה של הוצאה הוא "קבוע" ובלתי־תלוי בסכום ההעלמה; מכאן, שעלייה בשיעורי המס, במקביל לעלייה בהכנסה, מגדילה את התועלת הכרוכה בהעלמה בקצב מהיר יותר משיעור הגידול בהוצאה.

התמריץ להעלמת מס בישראל עלה לאורך הזמן. כך, למשל, ב־1954 היה שיעור המסים הישירים (כולל ביטוח לאומי) 8.6 אחוזים מההכנסה הלאומית. יחס זה, שהיה כמעט קבוע בשנות החמישים, הגיע ל־20.6 אחוזים ב־1970, ול־33.8 אחוזים ב־1979.

הדבר לא היה מעוות לאורך זמן את היחסים שבין משתנים כלכליים שונים (תוצר, הכנסה, השקעה ודומיהם), אילו היוותה הכלכלה השחורה אחוז קבוע מהתוצר; אולם מאחר שצמיחת הכלכלה השחורה — לפי אומדנים בעבודה זו ובעבודות אחרות (ראה להלן) — מהירה מזו של הכלכלה הרגילה או הנמדדת, ניתן להסיק, כי השינויים האמיתיים במשתנים כלכליים כתוצר, הכנסה או תעסוקה, גדולים, בדיעבד, מהשינויים הנמדדים והמדווחים. מכאן, שהשפעתם של הכוחות שאינם נמדדים הולכת וגדלה.

2. אומדנים קודמים של הכלכלה השחורה

טיעונים כלכליים מצביעים אפוא על סיבות טובות לקיומה של כלכלה שחורה ולצמיחתה — אך הדעות חלוקות באשר להיקפה ולאופן אומדנה. בפתח הדברים הוזכרו דעות שונות, שנשמעו בוויכוח הציבורי שהתנהל בארץ באשר להיקפה של הכלכלה השחורה בשנים 1972 ו־1974. מאז נעשו בארץ מספר ניסיונות לאמוד את היקפה, בעזרת נתוני החשבונאות הלאומית — וזאת באמצעות השוואת אומדני התוצר הלאומי (או ההכנסה הלאומית) עם מדידות חלופות של התוצר (או ההכנסה) על־פי ההכנסות המדווחות. בדרך זו משמש הפער המתקבל שבין שתי שיטות המדידה כאומדן להעלמת הכנסות.

כך, למשל, אמדה ועדת בן־שחר את הפער הבלתי מוסבר באמצעות הפחתת אומדני ההכנסה (על פי ההכנסות המדווחות) מההכנסה הלאומית מצד התוצר. לפי אומדניה, נע היקף הכלכלה השחורה בשנים 1968 עד 1972 בין 4.2 ל־7.8 אחוזים מההכנסה הלאומית. גם מישור וטל חישבו את היקף העלמת ההכנסות באמצעות הפער הבלתי מוסבר האמור, אך זאת במונחי תל"ג; הם מצאו, שהכלכלה השחורה היוותה בשנים 1970 עד 1974 בין 2.7 ל־7.3 אחוזים מהתל"ג. (שני החישובים פורטו להלן, בלוח 3.) יש להתייחס לאומדנים אלו בזהירות, לא רק מפני ההבדלים המשמעותיים ביניהם — אלא גם, ובעיקר, משום ששניהם מתבססים על נתוני החשבונאות הלאומית, נתונים שהם עצמם מעוותים עקב העלמת הכנסות.

גם בארה"ב נערכו כמה ניסיונות לאמוד את היקף הכלכלה השחורה. שלטונות מס־ההכנסה בארה"ב[6] ערכו אומדן "ישיר" של היקף העלמת ההכנסות, באמצעות השוואת השומות הסופיות של מדגם נישומים עם הדוחו"ת הראשונים שלהם. התוצאות לגבי שנת 1976 הצביעו על העלמת הכנסות במשק האמריקאי בהיקף של 100–135 מיליארדי דולרים — בין 5.9 ל־7.9 אחוזים מהתל"ג שנמדד באותה שנה.

כמה חוקרים ניסו לאמוד את היקפה של הכלכלה השחורה בשיטות עקיפות. הניסיון הראשון בתחום זה, ניסיונו של גוטמן[7], התבסס על הנחות מסוימות באשר לשימוש במזומנים לעומת פיקדונות עו"ש. לדבריו, הגידול המהיר של כמות המזומנים במחזור, יחסית לכמות פיקדונות העו"ש, מצביע על גידול ניכר בהיקפן של סך עסקות הכלכלה השחורה בארה"ב בשנת 1976, כ־10 אחוזים מהתל"ג המדוד.

גישה נוספת, המסתמכת על מודל של ביקוש למזומנים, מוצעת במחקרו של טנזי[8]. הוא מצא קשר סטטיסטי בין מזומנים/כמות הכסף לבין גורמים כלכליים שונים — ביניהם שיעורי המס. בהשתמשו ביחס זה כדי לאמוד את הכלכלה השחורה בארה"ב של 1976, הוא מעריך את היקפה (בהסתמך על הנחות שונות) בשיעור שבין 3.4 עד 11.7 אחוזים מהתל"ג. גישתו של טנזי אומצה בעבודה זו, והיא מפורטת בהמשך.

3. הביקוש למזומנים (מתוך כלל כמות הכסף); מודל האמידה

בעבודתו הקלסית על הביקוש למזומנים מונה כגן[9] כמה גורמים, העשויים להשפיע על היחס מזומנים/כסף (C). באומדן האמפירי, המבוסס על נתונים של המשק האמריקאי בשנים 1919 עד 1955, הוא מוצא שלושה גורמים בעלי השפעה מובהקת:

(1) הריבית על פיקדונות עו"ש: לריבית נודעת השפעה שלילית על C, שכן עלייתה מביאה למעבר של נכסים חסרי ריבית (מזומנים) אל פיקדונות אלה.

(2) ההכנסה הריאלית לנפש: העלייה בהכנסה מגדילה את מספר העסקאות המבוצעות בשקים, שכאמצעי תשלום יש להם יתרונות על־פני מזומנים (ביטחון מפני גניבה, "הוכחה" לביצוע העסקה). צפוי אפוא, כי גם למשתנה זה תהיה השפעה שלילית על C.

(3) רמת מס ההכנסה: ההשפעה החיובית של משתנה זה מונחת ביסודה של עבודתנו — שכן עם עליית שיעורי המס, עולה התמריץ להעלמתו, וגדל מספר העסקאות המתבצעות במזומנים, כדי למנוע מרשויות המס לעקוב אחריהן.

גורמים נוספים שמונה כגן (אף כי אינם נכללים באומדן האמפירי) הם:

(4) נפח המסחר הקמעוני: בהנחה שבמסחר הקמעוני אחוז העסקאות המתבצעות במזומן גבוה יותר מאשר במסחר הסיטוני, ישפיעו שינויים בחלקו של המסחר הקמעוני בכלל הסחר במשק על היחס C.

(5) היקף התיירות לנפש: על המשלם בשק להיות מוכר למקבל התשלום, והסיכוי לכך באזור מגוריו רב יותר מאשר בהיותו מרוחק מביתו. מסיבה זו יביא גידול בהיקף התיירות להתרחבות השימוש במזומנים — וכן להגדלת היחס C.

(6) מידת העיור: למגורים בערים יש שתי השפעות מנוגדות על C — מחד גיסא, גורם גודל העיר לאנשים לשלם במזומנים, בקנותם הרחק מאזור מגוריהם (השפעה דומה לזו של סעיף 5), ומאידך — משפחות עירוניות מודעות יותר ליתרונות השימוש בשקים, דבר המשפיע על C השפעה שלילית.

---

[6] Internal Revenue Service, *Estimates of Income Unreported on Individual Tax Returns*, Washington, D.C.: Government Printing Office, September 1979.

[7] ראה הערה 5 לעיל.

[8] ראה הערה 5 לעיל.

[9] ראה: Cagan, P., "The Demand for Currency Relative to Total Money Supply", *Journal of Political Economy*, August 1958.

המשוואות שנאמדו לגבי המשק הישראלי מבוססות, כאמור, על עבודתו של כגן — אך כוללות גם משתנים רלבנטיים נוספים:

Y — משתנה ההכנסה (התל"ג הריאלי);

T — שיעור המס הנמדד בדרכים שונות (המפורטות להלן בסעיף ד');

R — התשואה האלטרנטיבית, שאומדניה התבססו על סדרות שיעורי הריבית ושיעורי האינפלציה. יש להדגיש, כי הן מזומנים והן פיקדונות עו"ש אינם נושאים ריבית — ועל כן סדרות אלו מודדות את התשואה האלטרנטיבית של שני סוגי הנכסים. למרות זאת ייתכן, כי שינויים בתשואה האלטרנטיבית ישפיעו במידה שונה על המונה ועל המכנה של C, וממילא יביאו לשינוי ביחס מזומנים/כמות הכסף.

WY — התפלגות ההכנסות. שכר השכירים משולם במערכת ממוסדת, שבה קשה להעלים הכנסות (תשלום באמצעות הבנק, וכדומה); קל יותר להעלים הכנסות שאינן משכר. שינוי בהתפלגות ההכנסות (ברמת הכנסה נתונה) בין תשלומי שכר לבין תשלומים אחרים יביא, על כן, לשינוי במידת העלמות המס: עלייה בחלק של השכר בהכנסות (WY) תפחית את העלמות המס ואת השימוש במזומנים למטרות אלו, ועל כן גם את C.

$TIME$ — גורמים אחרים (ביניהם מידת העיור או התפתחות מערכת הבנקאות), שבהעדר נתונים ואמצעים למדידתם הכמותית, נכללו במשוואה במסגרת גורם הזמן ($TIME$) — בהנחה שהוא מבטא את התפתחותם של המשתנים הללו במרוצת הזמן.

משוואת C היא אפוא:

$$C^* = a_0 + a_1 Y + a_2 T + a_3 R + a_4 WY + a_5 TIME \tag{1}$$

עם סימנים צפויים:

$$a_1, a_4 < 0$$

$$a_2 > 0, a_3, a_5 \lesseqgtr 0$$

כאשר C^* הוא היחס הרצוי של מזומנים לכמות הכסף. ההנחה היא, שבכל תקופה נסגר חלק Y של הפער בין היחס הרצוי (C^*) ליחס בפועל בתקופה הקודמת (C_{-1}), ולכן:

$$C - C_{-1} = \gamma(C^* - C_{-1}) \tag{2}$$

מהצבה של (1) ב־(2) נקבל:

$$C = b_0 + b_1 Y + b_2 T + b_3 R + b_4 WY + b_5 TIME + b_6 C_{-1} \tag{3}$$

כאשר:

$$b_i = a_i \gamma \qquad i = 0, -, 5$$

$$b_6 = 1 - \gamma$$

משוואה (3) היא המשוואה ששימשה לאומדן האמפירי.

4. המשתנים, האומדים ותקופת המדגם

המשתנה התלוי – היחס מזומן/כמות הכסף (C): זהו היחס שבין מזומנים (CUR) לבין כמות הכסף בהגדרה הצרה ($M1$), הכוללת מזומנים ופיקדונות עו"ש. המודל נבדק הן לגבי נתוני סוף השנה על יחס זה והן לגבי הממוצע השנתי שלו, והתוצאות שנתקבלו בשתי ההגדרות דומות. רק התוצאות לגבי נתוני הממוצע השנתי מדווחות להלן.

ההכנסה הריאלית לנפש (Y): כאומד למשתנה זה השתמשנו, לחלופין, בשני מדדים — ההכנסה הלאומית הריאלית לנפש והתל"ג הריאלי לנפש — והתוצאות שנתקבלו משניהם דומות. היות שמקדמי התוצר לנפש היו משמעותיים יותר, סטטיסטית, הם המדווחים להלן.

שיעור המס (T): ככל ששיעור המס גבוה יותר, גדלה התועלת שבהעלמת הכנסות. אולם מהו שיעור המס הרלבנטי? באין הסכמה ברורה בנידון, עשינו שימוש במספר חלופות, המכסות טווח נרחב של אפשרויות:

$T1$ — אחוז סך כל המסים הישירים (כולל ביטוח לאומי) מתוך ההכנסה הפרטית הנקייה המופקת מפעילות כלכלית.

$T2$ — האחוז השולי של מס־ההכנסה, על־פי תקנות המס.

$T3$ — אחוז סך המסים מהכנסות שכירים (על־פי נתוני גבייה) מתוך סך תשלומי השכר (על פי נתוני ההכנסה הלאומית). שיערנו, שמדד זה יבטא את שיעורי המס שמשלמים השכירים.

$T4$ — אחוז סך גביית מס־ההכנסה מתוך ההכנסה הלאומית.

$T41$ עד $T50$ — אחוז סך גביית מס ההכנסה ו"חלק" ממילוות החובה מתוך ההכנסה הלאומית, בהנחה שמשקלו של "חלק" זה נע בין 0.1 ($T41$) לבין 1.0 ($T50$) מתוך סך המילוות, ב"דילוגים" של 0.1.

$T6$ — אחוז המסים ומילוות החובה מהתל"ג.

$T7$ — אחוז המסים ומילוות החובה מכלל המקורות העומדים לרשות המשק.

התשואה האלטרנטיבית: זו נמדדה, לחלופין, לפי שיעור הריבית (R) ושיעור האינפלציה (P).

נתוני שיעורי הריבית נלקחו מעבודתו של בן־שחר[10] לשנים המוקדמות, ושורשרו לנתוני מחיר האשראי בבנקים הגדולים — שאותם חישב מנזלי[11] ולנתוני שיעור הריבית של אחד הבנקים הגדולים לשנים המאוחרות יותר.

כאומד למשתנה האינפלציה שימש שיעור השינוי במדד המחירים המשתמע של התוצר.

התפלגות ההכנסה (WY): כאומד למשתנה זה שימשו נתוני השכר והמשכורת, שחושבו כאחוז מתוך ההכנסה הפרטית הנקייה מפעילות כלכלית.

התקופה הנחקרת מקיפה את השנים 1954 עד 1977. היא מתחילה ב־1954, לא רק מפני שעד אז חלק מהנתונים לא היה זמין, אלא גם משום שבשנה זו — שבה הוקם בנק ישראל — נקבעה הגדרה חדשה לפיקדונות עו"ש. התקופה הנחקרת מסתיימת ב־1977, כי בשנה זו הוחל במדיניות הליברליזציה במט"ח, וזו גרמה, מטבע הדברים, לשינויים בביקוש לסוגים השונים של הנכסים הכספיים. מיעוט התצפיות לתקופה שלאחר 1977 אינו מאפשר עדיין אומדן של שינויים אלו, כאשר המדובר בנתונים שנתיים, ועל כן לא נכללה תקופה זו במדגם.

5. תוצאות אמפיריות

מכל השיטות ששימשו לאומדן T, התוצאות הטובות ביותר שהתקבלו, הן לגבי $T1$ (היחס בין סך המסים הישירים, כולל ביטוח לאומי, לבין ההכנסה הפרטית הפנויה מפעילות כלכלית) ו־$T4$ (היחס בין סך גביית מס הכנסה לבין ההכנסה הלאומית), ותוצאות רגרסיות אלו מובאות בלוח 1. כן נבדקה שאלת ההתייחסות למילוות החובה: הלראותם כמסים או כחיסכון. כיוון שתוצאותיה של הוספת מילוות החובה במשקלות שונים (0.1, 0.2..... 0.9, 1) לסך המסים היו גרועות מתוצאות המשוואות שבהן לא נכללו

---

10 ראה: בן־שחר, ח', ברונפלד, ש', וצוקרמן, א', שוק ההון בישראל, ירושלים ותל־אביב, הוצאת שוקן, תשל"ג.

11 מנזלי, י', "מדידה וניתוח כלכלי של התפתחות שערי הריבית על האשראי החופשי בבנקים מסחריים בישראל, 1965 עד 1972", סקר בנק ישראל 45–46, מאי 1977, עמ' 78–112.

המילוות, לא הובאו מילוות אלו בחשבון כחלק מהמסים. במשוואות לוח 1, כל המקדמים מובהקים סטטיסטית ובעלי הסימן הצפוי. מקרב משתני התשואה, נתן שיעור הריבית (R) את התוצאות הטובות ביותר. סימנו השלילי מראה, כי גמישות המזומנים לשיעור הריבית גבוהה מגמישות פיקדונות עו"ש לשיעור הריבית, אך תופעה זו טעונה בדיקות נוספות.

הכללת שיעור האינפלציה במשוואה לא נתנה תוצאה מובהקת לגבי מקדם P, עקב מולטיקוליניאריות בין R ל־P. גם משתנה התפלגות ההכנסות (WY) נמצא בלתי מובהק, מסיבה דומה.

משתנה נוסף, שנכלל במשוואות ונמצא מובהק בכולן, הוא משתנה דֻמֶה לתקופות מלחמה. משתנה זה (DUM) מקבל את הערך 1 בשנים 1956, 1967, 1973, ו־1974 — וערך 0 בשנים האחרונות. (השפעת מלחמת יום הכיפורים נמשכה, כנראה, גם בשנת 1974: משתנה דמה זה, שהוגדר רק לשלוש השנים 1956, 1967, ו־1973, נתן תוצאות פחות מובהקות.) גיוס המילואים מקשה על פעילות תקינה של המערכת הבנקאית והמשקית, ועל כן גדל השימוש היחסי במזומנים. (תוצאה דומה לאומדן הביקוש למזומנים קיבל זילברפרב[12]). ערכי הסטטיסטי h לבדיקת מיתאם סדרתי מורים על העדר מיתאם כזה בכל המשוואות.

לבסוף, משתנה הזמן, שנועד לייצג התפתחויות שחלו במרוצת הזמן, בעיור ובבנקאות, נמצא בלתי מובהק, ולעיתים הוא אף גרם לירידת המובהקות של משתנה ההכנסה, עקב המיתאם הגבוה ביניהם. ייתכן שההתפתחויות הנזכרות נקלטו במשתנה ההכנסה, שאף בו ניכרה בתקופה הנחקרת מגמת גידול.

6. אומדני הכלכלה השחורה

חישוב היקפה של הכלכלה השחורה מבוסס על ההנחה, כי המשוואות שנאמדו אכן מייצגות את התנהגות הפרט בתחום החזקת מזומנים/כמות הכסף בתקופת המדגם. מקדמי ההסבר הגבוהים של המשוואות (0.29–0.89) וסימניהם הנכונים של מקדמי המשתנים המסבירים מחזקים הנחה זו.

מתוך המשוואות שנאמדו, ניתן לחשב את סך המזומנים המיועד לשמש בעסקאות שאינן מדווחות למס הכנסה, ועל סמך סך זה (שיסומן ב־CB), ניתן לאמוד את היקף העסקאות השחורות. כנקודת מוצא משמש שיעור המס ב־1954. שיעור זה היה הנמוך ביותר בתקופת המדגם (8.6 אחוזים לגבי $T1$ ו־7.4 אחוזים לגבי $T4$). הכלכלה השחורה נאמדת יחסית לשנה זו, בהנחה ששיעורי המס הנמוכים ב־1954 היוו תמריץ לדיווח הקרוב ביותר לאמת על עסקאות שבוצעו, והיקף הכלכלה השחורה היה מינימלי. החישובים יצביעו אפוא על גידול בכלכלה השחורה יחסית ל־1954. הצבת $T1954$ במשוואות מאפשרת לחשב את היחס שהיה קיים בכל תקופה — אילו נשארו שיעורי המס ברמתם הנמוכה. ההנחה היא, שבמקרה זה נועדה כל כמות המזומנים לפעילות חוקית (ליתר דיוק — לפעילות חוקית + פעילות בלתי מדווחת מינימלית). נסמן כמות מזומנים זו ב־CW. סך כל כמות הכסף בתנאים אלו יהיה $\hat{M} = CW + D$, כאשר D הוא היקף פיקדונות העו"ש.

מהמשוואה ידוע כי: $$\hat{C} = CW/\hat{M} \quad (4)$$

נזכור גם, כי כמות המזומנים בפועל היא $$CUR = CW + CB \quad (5)$$

וכי כמות הכסף בפועל היא $$M = CW + CB + D \quad (6)$$

ולכן נוכל לכתוב את (4) כ־: $$\hat{C} = CW/(M - CB) \quad (7)$$

עתה נציב במשוואת הרגרסיה את ערכי שיעור המס בפועל, ונקבל את היחס מזומנים/עו"ש המחושב — $\hat{\hat{C}}$.

$$\hat{\hat{C}} = CUR/M - (CW + CB)/M \quad (8)$$

[12] ראה: זילברפרב, ב', "אומדני הביקוש לכסף בישראל", הרבעון לכלכלה, חוברת 2–101, 1979, עמ' 326–332.

לוח 1

משוואות הרגרסיה להסבר היחס מזומנים/כמות הכסף*

צורת המשוואה	הגדרת T	קבוע	DUM	Y	R	T	C_{-1}	$\bar{R}^2$, $S.E.$	h
ליניארית	$T1$	0.123	0.024	$-3.25 \cdot 10^{-6}$	$-2.68 \cdot 10^{-5}$	0.0043	0.724	0.901	0.51
		(4.00)	(4.90)	(2.43)	(3.12)	(2.95)	(10.99)	0.0084	
ליניארית	$T4$	0.081	0.023	$-3.77 \cdot 10^{-6}$	$-1.96 \cdot 10^{-5}$	0.0075	0.767	0.921	−0.06
		(3.42)	(5.43)	(3.26)	(3.73)	(3.93)	(13.65)	0.0075	
לוגריתמית	$T1$	1.421	0.058	−0.139	−0.120	0.189	0.727	0.888	0.46
		(2.21)	(4.40)	(2.06)	(2.79)	(2.53)	(9.46)	0.0233	
לוגריתמית	$T4$	1.296	0.058	−0.154	−0.089	0.234	0.750	0.911	−0.16
		(3.01)	(4.96)	(2.88)	(3.16)	(3.57)	(11.56)	0.0208	

* ערכי t מופיעים בסוגריים מתחת למקדמים.

מתוך משוואות (7) ו־(8) נקבל

$$(9)\quad CB = M(\hat{\hat{C}} - \hat{C})/(1 - \hat{C})$$

נניח עתה, כי מהירות המחזור של כסף "שחור" (CB) שווה למהירות המחזור של כסף "חוקי" ($CW + D$), המתקיימת בעסקאות המדווחות — V. את V ניתן לחשב באמצעות חלוקת התוצר המדווח (Y) בכמות הכסף ה"חוקי".

$$(10)\quad V = Y/(CW + D)$$

אומדן הכלכלה השחורה (YB) יתקבל מהכפלת כמות "הכסף השחור" במהירות המחזור:

$$(11)\quad YB = CB \cdot Y/(CW + D)$$

אומדנים להיקף הכלכלה השחורה, במיליוני לירות קבועות (של 1975) וכאחוז מהתוצר המדווח, מובאים בלוח 2. (האומדנים מבוססים על המשוואה הליניארית של $T4$.) הלוח מראה, כי ניתן לחלק את התפתחות הכלכלה השחורה לארבע תקופות: בתקופה הראשונה, 1954 עד 1961, נשאר היקפה יציב ברמה של כאחוז אחד. תוצאה זו נובעת, כנראה, מיציבותם של שיעורי המס (8 עד 8.6 אחוזים עבור $T4$). בתקופה השנייה, הכוללת את מרבית שנות השישים (1962 עד 1970), עולה היקפה של הכלכלה השחורה בהתמדה מ־1 עד 9 אחוזים. חלק ממגמה זו מוסבר בעליית שיעורי המס. ($T4$ גדל מ־8.6 אחוזים ב־1961 עד ל־15 אחוזים

לוח 2

חלקה של "הכלכלה השחורה" בתוצר, 1954 עד 1977

השנה	אחוזים מהתוצר	מיליוני ל"י של 1975
1954	0	0
1955	0.7	103
1956	0.7	115
1957	0.8	145
1958	1.3	256
1959	1.2	251
1960	1.4	321
1961	1.3	325
1962	2.2	623
1963	3.6	1,116
1964	5.0	1,694
1965	5.1	1,895
1966	5.6	2,096
1967	6.8	2,238
1968	5.9	2,616
1969	7.4	3,657
1970	9.3	4,982
1971	8.6	5,078
1972	7.8	5,192
1973	8.3	5,752
1974	9.3	6,737
1975	10.6	7,932
1976	14.5	11,030
1977	15.0	11,630

מקור: משוואה 2 בלוח 1.

ב־1970.) ניתן למצוא בתקופה זו שנים, שבהן היקף הכלכלה השחורה משתנה — למרות שינויים קלים בלבד בשיעורי המס. בתקופה השלישית, 1971 ו־1972, מצטמצם היקף הכלכלה השחורה — צמצום המוסבר רק חלקית בירידת שיעור המס (מ־15 ל־14 אחוזים). בתקופה הרביעית, 1973 עד 1977, מתגלה שוב מגמת עלייה בפעילות הבלתי מדווחת — כנראה בעקבות עלייה ניכרת בשיעורי המס (מ־14 עד 20 אחוזים ב־1977). לסיכום ניתן אפוא לומר, שהעלייה המתמדת של שיעורי המס בישראל הביאה לגידול מקביל בהיקף הפעילות הבלתי מדווחת.

אומדני הכלכלה השחורה בישראל (כאחוז מהתל"ג המדווח) גבוהים יותר מן האומדנים שהתקבלו בשיטה דומה לגבי ארה"ב[13] (בשנת 1976 היו האומדנים לארה"ב 4.4 עד 9.9 אחוזים, לעומת 14.5 אחוזים בישראל.) האומדנים לארה"ב בשנת 1978 הם 6.4 עד 13.9 אחוזים. לעומת זאת, האומדנים בישראל נמוכים מאומדניו של פייג[14] למשק האמריקני (13.2 עד 21.7 אחוזים ב־1971 ו־25.5 עד 33.1 אחוזים ב־1978), שחושבו בשיטה אחרת. גם גוטמן[15] נזקק לשיטת חישוב שונה, ואומדניו לגבי ארה"ב נמוכים יותר מן האומדנים בישראל (10 אחוזים לשנים 1976 עד 1979).

נתונים אודות היקף הכלכלה השחורה, שפרסמו גופים רשמיים בארצות השונות, נמוכים, באופן טבעי, מאלו שהתקבלו בעבודה זו. באיטליה העריכה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה את התל"ג הבלתי מדווח בתקופה 1975 עד 1978 ב־10 אחוזים. ההערכה המקבילה בבריטניה היא 3.5 אחוזים בשנת 1977. הערכת המועצה הכלכלית בדנמרק היא 10 אחוזים בשנת 1970 ו־6 אחוזים בשנים 1974 ו־1975. האומדנים של מינהל הכנסות המדינה בארה"ב הם 6 ו־8 אחוזים, בהתאמה, לשנים 1976 ו־1978.

השוואת אומדני מחקר זה עם אומדנים קודמים שנערכו לגבי המשק הישראלי מובאת בלוח 3. מההשוואה עולה בבירור, כי היקף הכלכלה השחורה, שנאמד על פי הטכניקה המוצעת בעבודה זו, רחב משמעותית מהמתקבל בשיטות אחרות.

מלוח 4 מתברר, כי יש דמיון בין שיעורי הגידול של התוצר הריאלי המדווח, Y, לבין אלו של התוצר הריאלי הכולל, YT (תוצר מדווח + כלכלה שחורה). זאת למעט שלוש תקופות: (א) השנים 1962 עד 1964, שבהן התרחבה הכלכלה השחורה במידה ניכרת — וכך העלתה את שיעור הגידול של YT ב־1 עד

לוח 3

השוואת אומדנים שונים של חלק הכלכלה השחורה בתוצר, 1968 עד 1974
(אחוזים)

השנה	אומדני ועדת בן־שחר*	אומדני מישור וטל	אומדני מחקר זה
1968	4.6	–	5.9
1969	4.6	–	7.4
1970	4.2	5.6	9.3
1971	6.7	7.3	8.6
1972	7.8	4.2	7.8
1973	–	2.7	8.3
1974	–	4.3	9.3

* באחוזים מההכנסה הלאומית.

[13] ראה: Zilberfarb, B., "Estimates of the Underground Economy in the U.S. — A Note", mimeo, Department of Economics, Bar-Ilan University, February 1982, וכן Tamzi, *op. cit.*

[14] ראה הערה 5 לעיל.

[15] ראה הערה 5 לעיל.

1.5 אחוזים לשנה, לעומת שיעור גידול של Y. (ב) השנים 1969 ו־1970, שגם בהן — עקב גידול משמעותי בפעילות הבלתי מדווחת — עלה שיעור הגידול של YT ב־1.5 עד 2 אחוזים לשנה על זה של Y. (ג) 1974 עד 1976, שבהן הגיעו ההבדלים השנתיים ל־1 עד 2.5 אחוזים. השנה הבודדת החריגה ביותר היא שנת 1976: בשנה זו גדל התוצר הריאלי המדווח ב־1.8 אחוזים, בעוד שגידולו של YT נאמד ב־15.3 אחוזים. להבדל כמותי זה חשיבות רבה, שכן לפי נתוני התוצר המדווח היתה זו שנת מיתון בפעילות הכלכלית, ואילו לפי נתוני התוצר הכולל — שנה של צמיחה (שדמתה בהיקפה לזו של 1973 עד 1975). נתוני התל"ג (המדווח) לשנים 1976 ו־1977 מצביעים על העדר צמיחה (גידול של 1.5 עד 1.8 אחוזים לשנה), אך אינדיקטורים אחרים אינם מורים על מיתון במשק: כך, למשל, שיעור האבטלה בשנים אלו היה 3.6 עד 3.9 אחוזים בלבד (לעומת 7.4 עד 10.4 אחוזים בשנים 1966 ו־1967, שבהן היה גידול דומה בתוצר המדווח); התוצר התעשייתי גדל ב־4.4 אחוזים בשנת 1976 וב־6.4 אחוזים ב־1977; מספר המועסקים גדל ב־1.3 אחוזים ב־1976 וב־2.8 אחוזים ב־1977. לנוכח סתירה זו בין נתוני התל"ג (המדווח) לבין האינדיקטורים האחרים שהוזכרו לעיל, הועלתה השאלה, אם אכן שרר מיתון במשק בשנים 1976 ו־1977. הנתונים על סך כל הפעילות במשק (כולל זו הבלתי מדווחת) מראים, כאמור, כי שנת 1976 אכן היתה שנת צמיחה, אך לפי גידולו של סך התוצר (2.0 אחוזים) — אפילו נביא בחשבון את היקף הכלכלה השחורה — היתה זו שנת מיתון.

לוח 4

שיעורי הגידול הריאלי של התל"ג המדווח, הכלכלה השחורה וסך התל"ג, 1955 עד 1977
(אחוזים)

השנה	התוצר המדווח	הכלכלה השחורה	סך התוצר (מדווח + לא מדווח)
1955	13.9	–	14.7
1956	9.2	11.6	9.2
1957	8.6	25.9	8.7
1958	7.1	76.1	7.7
1959	12.7	−1.7	12.5
1960	6.6	27.7	6.8
1961	10.2	1.1	10.1
1962	10.1	91.9	11.1
1963	11.4	79.3	12.9
1964	9.8	51.8	11.3
1965	9.1	11.9	9.2
1966	1.0	10.6	1.5
1967	2.2	6.7	2.4
1968	14.1	16.9	14.3
1969	12.6	39.8	14.1
1970	7.9	36.2	9.9
1971	11.0	1.9	10.2
1972	12.3	2.2	11.5
1973	4.1	10.8	4.6
1974	4.6	17.1	5.6
1975	3.2	17.7	4.4
1976	1.8	39.1	5.3
1977	1.5	5.3	2.0

7. סיכום ומסקנות

השיטות לאומדן היקף הכלכלה השחורה, הן זו המוצעת בדו"ח ועדת בן־שחר והן זו המופיעה במאמרם של מישור וטל, מנסות לגזור — בדרך ישירה — אומדן של סכום ההכנסות המועלמות, באמצעות הפער הבלתי־מוסבר בין נתוני התוצר לבין נתוני הכנסות אחרים.

במאמר זה הוצעה דרך אלטרנטיבית, עקיפה, בניסיון לאמוד את היקף הכלכלה השחורה. הגישה התבססה על פונקציית ביקוש למזומנים, יחסית לכלל כמות הכסף, ועל הגורמים המסבירים ביקוש זה — שמתוכם הגורם הרלבנטי לענייננו הוא שיעור המס. בהסתמך על הנחות שונות נמצא, כי היקף הכלכלה השחורה — יחסית לתוצר הלאומי המדווח — עלה מ־0 אחוזים ב־1954 לכ־15 אחוזים ב־1977. עלייה נוספת של שיעורי המס מאז 1977 הביאה, מן הסתם, בהתאם להנחות של שיטת האומדן שהוצגה כאן, לגידול נוסף בהיקף הכלכלה השחורה — אלא שלא ניתן לאמוד זאת במשוואות שתוארו במחקר זה — מחמת השינויים שחלו בשוק הכספים מאז אוקטובר 1977, והשפיעו, ללא ספק, על היחס מזומנים/עו"ש.

בשלב זה יש לחזור ולהדגיש, כי האומדנים שהוצגו מתבססים על כמה הנחות קריטיות, שאין ביטחון מלא במהימנותן — ולפיכך יש להתייחס אליהם בזהירות מירבית. הנחה חשובה ראשונה היא, שגידול חלקם של המזומנים בסך כמות הכסף (מעל ומעבר למוסבר על־ידי המשתנים המסבירים) הוא תוצאה של הגידול בשיעור המס ושל הגידול המקביל בהיקף העסקאות הבלתי־מדווחות. הנחה זו מקבלת חיזוק־מה מתוצאות הרגרסיה, שבהן התקבלו מקדמים מובהקים ביותר לגבי שיעור המס.

הנחה קריטית שנייה באומדננו היא, כי מהירות המחזור של הכסף בעסקאות המדווחות שווה למהירותו בעסקאות הבלתי מדווחות. ככל שמהירות המחזור של הכסף ה"שחור" גדולה (או קטנה) ממהירותו בעסקאות המדווחות, כן גדול (או קטן) היקף הכלכלה השחורה — לעומת האומדנים שהובאו לעיל.

הנחה הכרחית שלישית היא, כי אילו שיעור המס בשנה מסוימת נשאר ברמה של 1954 — היה צורך בפחות מזומנים מאשר היו בפועל; זאת מכיוון שבפועל נדרשו מזומנים נוספים לביצוע העסקאות הבלתי־מדווחות. טנזי מניח, כי למרות שהיה צורך בפחות מזומנים — הרי מחמת קיומן של עסקאות בלתי מדווחות לא היה סך כמות הכסף משתנה. עבורה זו מניחה, כי כמות הכסף היתה יורדת בהתאם. לו אומצה הנחתו של טנזי, היו אומדני הכלכלה השחורה נמוכים בכשליש מאלו שדווחו בלוח 2.

הנחה אחרונה היא, כי עסקות הכלכלה השחורה מתבצעות במזומנים. סביר להניח, כי למטרה זו משתמשים גם בשקים עצמיים ובמטבע חוץ. שניים אלה לא נכללו באומדני המחקר, ומבחינה זו מוטים אומדניו כלפי מטה.

ומלה אחרונה של זהירות: האומדנים שהובאו כפופים לשגיאות הנובעות ממודל הניתוח הסטטיסטי. כך, למשל, יש למקדם משתנה המס (שעליו מבוססים האומדנים) סטיית תקן, ששיעורה 25 אחוזים. מכאן שאפילו נאמץ את המודל ואת המשוואות שנאמדו — לא ניתן לדחות (ברמת מובהקות של 95 אחוזים) את הטענה, כי היקף הכלכלה השחורה נמוך ב־50 אחוזים מהאומדנים שהוצגו כאן.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 97–106
ISSN 0333-6484

מזומן ופיקדונות עו"ש — נכסים דומים?
אומדן פונקציות ביקוש בישראל לאחר "המהפך הכלכלי"

צבי הרקוביץ וליאו לידרמן*

1. מבוא ועיקר הממצאים

מאמץ מחקרי רב מוקדש מאז המהפך הכלכלי של 1977 להבנת המסגרת והתהליכים המוניטריים במשק. בהקשר זה נכתבו לאחרונה עבודות חשובות בתחום הביקוש לכסף בישראל[1], ומהן ניתן ללמוד על נושאים רבים — כגון יציבותו של הביקוש לכסף, השפעתן של הציפיות האינפלציוניות או גודלו של מס האינפלציה.

מטרת עבודה זו היא להרחיב את המחקר הקיים במספר אפיקים, הנראים כחשובים לניתוח המוניטרי, וחלקם לא טופל בצורה מספקת בעבודות הקודמות. רכיביה העיקריים של הרחבה זו הם:

(1) פירוק הביקוש לכסף לביקושים לרכיביו השונים — ביקוש למזומן וביקוש לעו"ש. שיקולים תיאורטיים, כמו גם תכונות של המערכת המוסדית בישראל, מאפשרים תגובה שונה של הביקוש למזומן מזו של הביקוש לעו"ש, נוכח שינויים במשתנים אחרים במשק. ביתר פירוט: נבדקת ההשערה, שבתנאי אינפלציה גבוהה תקטן גמישותו של הביקוש למזומן ביחס לאינפלציה הצפויה ולריבית (בערך מוחלט) מגמישותו של הביקוש לעו"ש ביחס למשתנים אלו.

(2) הכללת משתנה, המודד את היקף העסקות הפיננסיות בתוך משוואות הביקוש למזומן, לעו"ש ולכסף. סביר שהשפעתו של משתנה זה, המיוצג במחזור העסקות בבורסה — וחלקית מחוצה לה — על הביקוש למזומן תהיה שונה מהשפעתו על הביקוש לעו"ש.

(3) עדכון תקופת המדגם. אמפירית נחקרת התקופה 1982/IV–1978/IV, בנתונים רבעוניים.

הממצאים הבולטים ביותר בעבודה הם:

(1) המקדמים המאפיינים את הביקוש למזומן על פי רוב שונים מאלה המאפיינים את הביקוש לפיקדונות עו"ש. ההבדלים העיקריים הם: גמישות התוצר של הביקוש למזומן גבוהה מזו של הביקוש לעו"ש; האינפלציה הצפויה והריבית משפיעות, בדרך כלל, על הביקוש לעו"ש יותר מאשר על הביקוש למזומן; היקף מחזור העסקות בבורסה ומחוצה לה משפיע חיובית על הביקוש לעו"ש ושלילית על הביקוש למזומן.

(2) קיימת השפעה שלילית של הזמן על הביקושים למזומן, לעו"ש ולכסף. הפירוש של המחברים לתוצאה זו הוא, שההתקדמות המהירה בטכנולוגיה הפיננסית מאז המהפך הכלכלי גורמת לירידה הדרגתית בביקוש לאמצעי התשלום. נוכח ממצא זה, ניתן לייחס כ־5 אחוזים מהאינפלציה הרבעונית (או כ־22 אחוזים מזו השנתית) לשינויים בטכנולוגיה הפיננסית במשק, שהביאו לצמצום הביקושים לאמצעי תשלום.

(3) מהירויות ההתאמה של היתרות הריאליות לרמתן הרצויה נמצאו גבוהות יחסית. בחלק מן המשוואות מתקבלת התאמה מלאה במרוצת הרביע. ממצא זה שונה לחלוטין מממצאים בעבודות קודמות.

---

* החוג לכלכלה, אוניברסיטת תל־אביב.
המחברים מודים לעקיבא אופנבכר על הערות מועילות, ולמרכז לפיתוח על שם פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל־אביב על תמיכתו במימון המחקר זה.

1 ראה סקר בנק ישראל, 60, 1985: אופנבכר, ע', מבוא: "מחקרים אמפיריים על הביקוש לכסף בישראל"; בן בסט, א' ומרום, א', "בחינת יציבותו של הביקוש לכסף בישראל"; לידרמן, ל' ומרום, א', "אומדנים חדשים של הביקוש לכסף בישראל"; מלניק, ר', "שתי סוגיות בביקוש לאמצעי תשלום בישראל, 1970–1981"; פיטרמן, ס', "אי־הרברסיביליות של הקשרים בין האינפלציה ליתרות הריאליות של אמצעי התשלום".

בסעיף 2 מוצגים היבטים תיאורטיים, המצביעים על העניין שבהבחנה בין מזומנים לעו"ש. בסעיף 3 מתוארים המתודולוגיה והנתונים ליישום האמפירי. בסעיפים 4, 5 ו־6 מופיעים אומדני הביקושים למזומן, לעו"ש ולכסף, בהתאמה, ובסעיף 7 נערכים מבחנים סטטיסטיים של השערת שוויון המקדמים במשוואות הביקוש למזומן ולעו"ש. הנספח למאמר כולל את הנתונים שנכללו במשוואות שאמדנו.

2. היבטים תיאורטיים

כפי שהוסבר במבוא, עיקר עניינה של עבודה זו בפירוק הביקוש לכסף לשניים — לביקושים למזומן ולעו"ש. ההתעניינות בפירוק זה נובעת משיקולים תיאורטיים (שיפורטו להלן): בתנאים הקיימים בישראל, סביר להניח, שפונקציית הביקוש למזומן שונה משמעותית מפונקציית הביקוש לעו"ש. שוני זה מתמקד בהשפעת השינויים בהוצאה האלטרנטיבית השולית (כגון אינפלציה צפויה) הכרוכה בהחזקת נכסים כספיים אלה, וכן בהשפעתה של רמת הפעילות הפיננסית על הביקושים האמורים.

למזומנים ולעו"ש שתי תכונות משותפות עיקריות: האחת — הם נכסים כספיים לא צמודים; מכאן שהמחיר האלטרנטיבי של החזקתם קשור ישירות בשיעור הצפוי של האינפלציה, ולכן יש להניח, שעלייה בציפיות האינפלציוניות תשפיע באורח שלילי על היתרות הריאליות המבוקשות. התכונה השנייה המשותפת למזומנים ולעו"ש היא מוסדית — נכסים אלה מהווים אמצעי תשלום, ומכאן, שהיקף העסקות במשק אמור להשפיע חיובית על כמויותיהם המבוקשות.

פרט לתכונות משותפות אלו, ניתן למנות כמה וכמה תכונות ספציפיות, המבדילות נכסים אלה זה מזה — אולם הדיון כאן יתרכז בשני הבדלים בלבד, הקשורים לתנאים השוררים בישראל ונראים חשובים ומעניינים במיוחד מבחינה מוניטרית.

הבדל ראשון קשור לתגובה של מזומן, לעומת התגובה של עו"ש, לעלייה הצפויה באינפלציה (או בריבית), בהנחה שקיימת אפשרות של משיכת־יתר מחשבונות עו"ש. אם על פרט מסוים להוציא לפועל היקף נתון של עסקות, באמצעות מזומן או שק, ניתן לערוך מיסדר של עסקות אלו לפי הנוחות היחסית של ביצוען במזומן — כאשר בקצה אחד של המיסדר יימצאו עסקות הניתנות לביצוע אך ורק במזומן (כגון תשלום עבור כרטיס אוטובוס או עיתון), ובקצה השני — תשלומים המתבצעים בדרך כלל בחיוב חשבון העו"ש, כגון רכישת ניירות ערך.

עלייה משמעותית באינפלציה הצפויה מניעה את הפרט להקטין את יתרות המזומן והעו"ש שהוא מחזיק בהן. לגבי מזומן, הרי ככל שיתרה זו שואפת לאפס — חייב הפרט לבצע יותר עסקות בנוחיות פוחתת של תשלום בשק, וייתכן שאף יצטרך להימנע כליל מעסקות מסוימות הדורשות תשלום במזומן. ניתן להגדיר התרחשות זו כמצב, שבו התועלת השולית ממזומן (ישירה או עקיפה) שואפת לאינסוף, מה שאין כן לגבי עו"ש. כאשר היתרה של פיקדונות אלה שואפת לאפס, הרי אף שמידת הנזילות יורדת — היא רחוקה מלגרום למצב של תועלת שולית אינסופית מעו"ש, כיוון שניתן עדיין לבצע עסקות הנשענות על חיוב בחשבון עו"ש (בשק, למשל) הודות למשיכת־יתר.

מטיעונים אלה ניתן לגזור את ההשערה האמפירית הבאה: כאשר היקף העסקות וכל המשתנים האחרים נתונים, השפעתה של עלייה משמעותית באינפלציה הצפויה ובריבית על מזומן תהיה פחותה מהשפעתה על עו"ש — מפני שהוויתור השולי על נזילות אצל הראשון "מכאיב" יותר, מבחינת רווחת הפרט, מאשר בפיקדונות עו"ש המלווים בזכות למשיכת יתר. במלים אחרות, גמישות משתנה ההוצאה האלטרנטיבית במשוואת הביקוש למזומן נמוכה מזו שבמשוואת הביקוש לעו"ש. השערה אמפירית זו היא אחת מאלו הנבדקות בהמשך מאמר זה.

את השפעת קיומה של הזכות למשיכת יתר על הביקוש למזומן ועו"ש ניתן לבחון גם בדרך שונה, הקשורה לתופעה של חלופיות בין מטבעות: ככל ששיעור האינפלציה עולה, כן עולה המחיר האלטרנטיבי של השימוש באמצעי תשלום — ולכן יוחלפו בכלים כספיים אחרים, המוגנים יותר מפני אינפלציה.

הזכות למשיכת יתר שאינה מנוצלת מהווה כלי מוניטרי צמוד, אם שיעור הריבית על משיכת היתר

המנוצלת שווה תמיד לשיעור האינפלציה — מפני שאז אין האינפלציה משפיעה על המחיר האלטרנטיבי להחזקתה. לעומת זאת, אם שיעורה של ריבית זו יהיה נמוך מהאינפלציה — יהווה ההפרש בין השתיים עלות אלטרנטיבית להחזקת נזילות בצורה של משיכת יתר לא מנוצלת; אולם כל עוד הריבית על משיכת־יתר גבוהה מאפס, ניתן לומר שקיימת הצמדה, אם כי חלקית.

מכאן, שככל ששיעור האיפלציה עולה — ניתן לצפות שתופעת החלופיות בין מטבעות תתבטא גם בשימוש במזומן ובעו"ש, מצד אחד, ובהזדקקות למשיכת־יתר, מצד שני. עם זאת, מפני הדמיון בין תכונות השימוש במשיכת יתר לא מנוצלת לבין פקודות עו"ש — ניתן לצפות כי החלופיות בין עו"ש לבין משיכת־יתר לא מנוצלת תהיה רבה יותר מאשר בין מזומן לכלי זה. המשמעות האקונומטרית של השערה זו זהה לזו שנמצאה לעיל: גמישות הביקוש לעו"ש ביחס לאינפלציה הצפויה גבוהה מזו של מזומן.

הבדל חשוב שני בין תכונותיהם של מזומן ועו"ש מוביל להשערה שנייה, הנברקת במאמר זה, והיא ההשפעה הנודעת להיקף הפעילות הפיננסית על הביקוש לשני סוגים אלה של אמצעי התשלום. היקף פעילות זו התרחב משמעותית מאז המהפך הכלכלי של 1977, אגב שימוש גובר באמצעי תשלום, ובעיקר בפיקדונות עו"ש. לכן, יש לראות פעילות זו כמשתנה המשמש קירוב לכלל העסקות במשק. ברם, כאשר אין קשר ישיר בין רמת התוצר הריאלי לרמת העסקות הפיננסיות במשק — כמו בישראל בשנים האחרונות — נראה, שסביר יותר לכלול שני משתנים אלה גם יחד במשוואות הביקוש הנאמדות. בהקשר זה, סביר מאוד גם להניח, כי במסגרת המוסדית הישראלית, השפעתן של העסקות הפיננסיות (כגון מחזור העסקות בבורסה) על עו"ש תהיה רבה יותר מאשר על מזומן.

3. היישום האמפירי: מתודולוגיה ונתונים

הבדיקות האמפיריות שנערכו התבססו על ההנחה, שהתנהגות הביקוש למזומנים, לעו"ש ולכסף על פני זמן מתוארת במשוואות מהצורה:

$$X_t^d = a_0 + a_1 y_t + a_2 \pi_t^e + a_3 i_t + a_4 t + a_5 b_t \tag{1}$$

$$(X_t^d = cu_t^d,\ dd_t^d,\ m_t^d)$$

כאשר עבור X_t^d נעשה שימוש ב־3 משתנים מוניטריים: cu_t^d, לוג' היתרות הריאליות של מזומן שמבקש הציבור; dd^d, לוג' היתרות הריאליות המבוקשות של עו"ש; ו־m_t, לוג' הביקוש ליתרות ריאליות של אמצעי תשלום. y_t הוא הלוג' של התוצר הלאומי הגולמי הריאלי; π_t^e היא רמת האינפלציה הצפויה; i_t הוא שיעור הריבית הנומינלי; t הוא משתנה הזמן; ו־b_t הוא לוג' ההיקף הריאלי של העסקות הפיננסיות במשק.

בהנחה שהציבור מתאים את היתרות בפועל (לרמתן הרצויה) בהדרגה, לפי הנוסחה:

$$X_t - X_{t-1} = a_6(X_t^d - X_{t-1}) \tag{2}$$

מתקבלת, משימוש ב־(1) וב־(2), משוואת הביקוש הנאמדת במאמר זה:

$$X_t = a_0 a_6 + a_1 a_6 y_t + a_2 a_6 \pi_t^e + a_3 a_6 i_t + a_4 a_6 t + a_5 a_6 b_t + (1 - a_6) X_{t-1} \tag{3}$$

ניתן לשער, שהיתרות הריאליות תהיינה פונקציות עולות בתוצר הריאלי ויורדות במשתני ההוצאה האלטרנטיבית השולית (אינפלציה צפויה וריבית); כלומר: a_1 יהיה חיובי, בעוד a_2 ו־a_3 שליליים. בסיכום הטיעונים התיאורטיים בסעיף הקודם נוסחה ההשערה, שגמישות הביקוש לעו"ש — ביחס למשתני ההוצאה האלטרנטיבית — גדולה (בערך מוחלט) מגמישות הביקוש למזומנים. הכללתו של משתנה הזמן, t, במשוואה (3) נועדה לבטא את השינויים המשמעותיים שחלו בשנים האחרונות בטכנולוגיה הפיננסית של המשק הישראלי — שינויים, שכנראה הביאו לירידה בביקושים למזומנים, לעו"ש ולכסף על פני זמן, דהיינו ל־a_4 שלילי.

המשתנה b_t נכלל כדי לתפוס את השפעת היקף העסקות הפיננסיות על הביקושים לאמצעי תשלום. עקרונית נראה, שהנוהג לא לכלול משתנה מעין זה באומדן הביקוש לאמצעי תשלום מוצדק — רק כאשר רמת הפעילות הפיננסית קשורה קשר הדוק לרמה של הפעילות הריאלית במשק, המתבטאת ב־y_t, אולם היות שלא נראה כי הנחה זו מציאותית במשק הישראלי של השנים האחרונות, הוחלט להתחשב בהתנהגותו של משתנה פיננסי זה בעת האומדן האמפירי. הואיל והפעילות הפיננסית מצריכה לרוב שימוש בעיקר בעו"ש, יש לצפות ש־a_5 יהיה חיובי, בעיקר במשוואת הביקוש לעו"ש.

לבסוף יצוין, שמשוואה (3) כוללת את המשתנה התלוי בפיגור גם כמשתנה מסביר — דבר המשקף את ההנחה, שהוזכרה לעיל, בדבר התאמה הדרגתית של היתרות בפועל לרמה שאותה מבקש הציבור.

משוואה (3) נאמדה, כאמור, עבור 3 הגדרות של X_t: מזומנים (cu_t), עו"ש (dd_t), וכסף (m_t). האפשרות של קיום מולטיקולינאריות בין המשתנים המסבירים הכתיבה הרצת המשוואה ב־3 גירסאות שונות — אחת לכל הגדרת של X_t. ראשית, נכללה רק האינפלציה הצפויה כמשתנה ההוצאה האלטרנטיבית השולית (כלומר, הונח ש־$a_3 = 0$); שנית, האומדן כלל רק את הריבית הנומינלית כמשתנה הוצאה (כלומר, הונח ש־$a_2 = 0$); ושלישית, נבדק הניסוח הכללי יותר של משוואה (3).

נעשה כאן שימוש בנתונים רבעוניים לתקופה שאחרי המהפך הכלכלי ועד לסוף 1982; כלומר, תקופת המדגם היא 1978/IV עד 1982/IV — אף שבשלב מוקדם יחסית של עבודת המחקר החל המדגם בראשית 1973. אולם בדיקת היציבות של משוואות הביקוש הראתה, שחל שינוי מבני מובהק בהתנהגות הביקוש למזומנים, לעו"ש ולכסף ברביע האחרון של 1977 (ראה פרטים בהמשך). לנוכח ממצא זה — מה גם שקיימת התעניינות בהתנהגות הביקושים כיום — הוחלט למקד את עבודת המחקר בתקופה שהיא הומוגנית יותר, יחסית, זו שלאחר המהפך של 1977, למרות קיצור תקופת המדגם.

הגדרת הנתונים שהשתמשנו בהם היא כדלקמן: cu, dd, ו־m הם הלוגריתמים של הערך הריאלי של הרמה הממוצעת של מזומנים, עו"ש וכסף ברביע. Y הוא הערך הריאלי של התוצר הלאומי הגולמי הרבעוני. i הוא שיעור הריבית האפקטיבי על אשראי חופשי במטבע ישראלי במסגרת חח"ד. t הוא משתנה הזמן, המקבל ערך 1 ב־1973/I וערך 40 ב־1982/IV. b הוא לוג' הערך הריאלי (סך כול רבעוני) של מחזור העסקות בבורסה ומחוצה לה (במקרה זה — רק לגבי מניות). כל המשתנים הריאליים חושבו באמצעות חלוקה במדד המחירים לצרכן (הרבעוני). מקור הנתונים: בנק ישראל (תיק אינדיקטורים ודו"חות שנתיים שונים) והלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. הונח כי המשתנה π_t^e נתון על־ידי פונקציה אוטו־רגרסיבית מסדר 4, הכוללת זמן וזמן בריבוע. הפונקציה שנאמדה היא:

$$\pi_t^e = -0.006 + 0.25\pi_{t-1} + 0.14\pi_{t-2} - 0.13\pi_{t-3} + 0.35\pi_{t-4}$$
$$(0.14) \quad (1.50) \quad (0.80) \quad (0.78) \quad (2.03)$$
$$+0003t - 0.00002t^2$$
$$(1.01) \quad (-0.29)$$

$$R^2 = 0.73 \qquad DW = 1.72 \qquad SER = 0.039$$

(תקופת המדגם: 1974/II–1982/IV).

כאשר הערך של הסטטיסטי t מופיע בסוגריים מתחת למקדם המתאים[2].

---

[2] לידרמן ומרום, שם, השתמשו בנתונים חודשיים במשוואה אוטו־רגרסיבית דומה לזו. גוטליב, ד', ופיטרמן, ס', ב"ציפיות לאינפלציה בישראל בשנים 1965 עד 1980", **סקר בנק ישראל**, 57, דנים בהתאמתן של משוואות אוטו־רגרסיביות לבניית משתני ציפיות אינפלציוניות.

4. אומדן הביקוש למזומנים

בלוח 1 מוצגים שלושת הניסוחים הבסיסיים, שנאמדו לגבי הביקוש למזומנים — משוואות (1.1), (2.1) ו־(3.1). בלוח 2 מופיעות גמישויות הזמן הארוך, שחושבו מהמקדמים של לוח 1 וכן מהנתונים המקוריים. בהרצות שבוצעו נמצא, שמקדם התל"ג הריאלי חיובי ושונה באופן מובהק מאפס. מעניין לציין, שמתקבלת גמישות תוצר של הביקוש למזומנים (בזמן הארוך) בעלת ערך גבוה יחסית, בתחום שבין 1.5 ל־2.0. ממצא זה מפתיע במיוחד, נוכח גמישות תוצר יחידתית של הביקוש למזומנים בתקופה 1977–1978, שנמצאה בעבודתו של זילברפרב[3].

מקדם התל"ג גבוה יחסית גם לעומת המקדם המקביל במשוואת הביקוש לעו"ש, שאינו שונה באופן מובהק מאפס. ייתכן שהסבר לשוני זה קשור לנטל המיסוי — שהרי סביר להניח, כי הוא מתואם חיובית עם התוצר הלאומי; אולם אם נטל המיסוי משפיע חיובית על הביקוש למזומנים ושלילית על הביקוש לעו"ש (מתוך רצון להשתמט מתשלום מסים) — כי אז מוטה מקדם התל"ג כלפי מעלה במשוואת הביקוש למזומן, וכלפי מטה במשוואת הביקוש לעו"ש.

אשר למשתנה ההוצאה האלטרנטיבית להחזקת מזומנים: האינפלציה הצפויה ושיעור הריבית משפיעים השפעה שלילית ומובהקת על הביקוש למזומנים. הגמישויות שנאמדו ביחס לאינפלציה הצפויה (בערך 5.2–). ערכים אלה של גמישות דומים מאוד לערכים המדווחים בעבודתו של זילברפרב.

מקדם הזמן מתקבל כשלילי ומובהק, וערכו בזמן הארוך הוא 4 אחוזים לרביע. למקדם משתנה העסקות הפיננסיות, b_t, התקבלו תוצאות מעורבות: בעוד שבמשוואה (1.1) ערכו של המקדם שלילי, אך בלתי מובהק, הרי במשוואות (2.1) ו־(3.1) ערכו הוא שלילי ומובהק — והגמישויות שנאמדו הן בתחום 0.09– עד 0.15–. הסבר אפשרי אחד להשפעה השלילית של b_t על cu_t מושתת על ההנחה, שביצוע עסקות פיננסיות כרוך בשימוש בעו"ש. אם אכן כך הדבר, הרי שכאשר מתרחב היקף העסקות הפיננסיות שפרטים רוצים לבצע (כאשר יתר התנאים זהים) יתבטא הדבר בעלייה של הביקוש לעו"ש; במגבלת רכוש נתונה, הדבר יגרום, בין היתר, להקטנת הביקוש למזומנים. דיון נוסף בנושא זה מובא בהמשך.

ממקדם המשתנה התלוי בפיגור ניתן ללמוד אודות מהירות ההתאמה של יתרות המזומן בפועל לרמה המבוקשת. משוואה (1.1) מראה, ש־81 אחוזים מהפער בין היתרות המבוקשות לבין היתרות בפועל "נסגר" במרוצת הרביע — מהירות התאמה גבוהה יחסית. יתר על כן, לפי משוואת (2.1) ו־(3.1) אין שום הדרגתיות בהתאמת המזומן, שכן הפרטים נמצאים בכל רביע בשיווי משקל של "הזמן הארוך". תוצאות אלו שונות מדיווחו של זילברפרב, שמצא כי התאמת המזומנים במרוצת הרביע מתבצעת במהירות של כ־30 אחוזים. נראה אפוא, שבסוף שנות ה־70 ותחילת שנות ה־80 עלתה מהירות ההתאמה, תוצאה הנראית סבירה.

לבסוף יצוין, שאומדני משוואות הביקוש למזומנים מאופיינים בטיב התאמה גבוה ובהעדר מיתאם סידרתי[4].

5. אומדן הביקוש לעו"ש

משוואות (1.2), (2.2) ו־(3.2) בלוח 1 מתאימות לביקוש לעו"ש. מקדם התוצר במשוואות התקבל כחיובי, אך בלתי מובהק, וגמישויות הזמן הארוך נעות בתחום 0.20 עד 0.43. תוצאה זו מפתיעה למדי, הן לנוכח ממצאיו של זילברפרב (גמישויות בעלות ערך גדול מ־1.0 עבור הביקוש לעו"ש) והן לנוכח הממצאים דלעיל בדבר הביקוש למזומנים.

---

[3] ראה: זילברפרב, ב"צ, "סוגיות בביקוש לכסף בישראל: ראיות אמפיריות לשנים 1968 עד 1977", **סקר בנק ישראל** 55, אוקטובר 1982, עמ' 57–71.

[4] אומדן משוואות ביקוש למזומנים לתקופה שמ־1973 ועד למהפך, וכן לגבי כל התקופה 1973–1982, איפשרה ביצוע מיבחן צ'או ליציבות ביקוש זה. למשוואות המסוג של (1.1), נתקבל ערך סטטיסטי של 11.20, הגבוה מהערך הקריטי $F(6,23) = 2.53$. משמע, שחל שינוי מבני במשוואת ביקוש זו ברביע האחרון של 1977. תוצאות דומות מאוד התקבלו לגבי הביקושים לעו"ש ולכסף (עם ערכים סטטיסטיים שווים ל־5.58 ו־6.64, בהתאמה).

לוח 1

משוואות הביקוש למזומן, עו"ש וכסף, אפריל 1978 עד אפריל 1982

משוואה	משתנה תלוי	משתנים מסבירים: קבוע	y_t	π_t^e	i_t	t	b_t	מ. תלוי בפיגור	R^2	h	SER
(1.1)	cu_t	−1.99	1.62	−2.75	–	−0.033	−0.071	0.19	0.994	−0.43	0.026
		(3.65)	(5.27)	(4.61)		(6.09)	(1.53)	(1.99)			
(1.2)	dd_t	0.71	0.15	−2.93	–	−0.038	0.22	0.39	0.967	−0.95	0.053
		(0.64)	(0.23)	(2.71)		(3.41)	(2.37)	(2.30)			
(1.3)	m_t	−0.10	0.87	−2.49	–	−0.035	−0.077	0.31	0.983	−0.68	0.040
		(0.12)	(2.02)	(3.00)		(4.01)	(1.45)	(2.20)			
(2.1)	cu_t	−2.46	1.91	–	−0.96	−0.041	−0.14	0.08	0.992	−0.63	0.031
		(4.02)	(5.52)		(3.37)	(5.77)	(2.69)	(0.57)			
(2.2)	dd_t	1.056	0.43	–	−1.78	−0.059	0.13	−0.17	0.973	*	0.048
		(1.02)	(0.81)		(3.34)	(5.10)	(1.62)	(0.66)			
(2.3)	m_t	0.63	0.69	–	−1.62	−0.055	0.02	−0.16	0.987	−1.13	0.035
		(0.79)	(2.50)		(3.84)	(6.05)	(0.39)	(0.73)			
(3.1)	cu_t	−1.72	1.57	−2.12	−0.62	−0.039	−1.091	0.02	0.997	0.64	0.019
		(4.19)	(6.90)	(4.39)	(3.21)	(8.88)	(2.62)	(0.25)			
(3.2)	dd_t	1.29	0.20	−1.30	−1.30	−0.053	0.17	−0.05	0.975	**	0.048
		(1.21)	(0.34)	(0.97)	(1.79)	(4.03)	(1.88)	(0.16)			
(3.3)	m_t	0.97	0.67	−1.60	−1.12	−0.049	0.078	−0.06	0.991	0.11	0.031
		(1.33)	(1.78)	(1.97)	(2.47)	(5.66)	(1.32)	(0.27)			

הערות: מספרים בסוגריים הם t-סטטיסטיים. R^2 הוא מקדם המתאם המרובה. h הוא הסטטיסטי של דרבין לבדיקת מתאם סידרתי, כשהמשתנה התלוי בפיגור מופיע כמשתנה מסביר. SER, סטיית התקן של המשוואה.

* ו-** מציינים מקרים שבהם לא ניתן היה לחשב את h. ערכי הסטטיסטי דרבין-וטסון למקרים אלה הם 2.08 ו-1.99, בהתאמה.

לפי משוואות (1.2) ו־(2.2), לאינפלציה הצפויה ולשיעור הריבית יש השפעה שלילית ומובהקת על הביקוש לעו"ש. הגמישות (בזמן הארוך) ביחס לאינפלציה הצפויה היא 0.89–, וביחס לריבית — 0.43–. חשוב לציין, שכל אחת מגמישויות אלו גבוהה בערכה המוחלט מזה של הגמישויות המקבילות במשוואת הביקוש למזומנים. ממצא זה תואם את השיקולים התיאורטיים, שהוצגו בסעיף 2 לעיל. ברם, הכללה בו־זמנית של שני משתני ההוצאה במשוואות הביקוש לעו"ש (3.2) גרמה לאי־דיוק סטטיסטי באומדן המקדמים של משתנים אלו — אי־דיוק הנובע, כנראה, ממולטיקולינאריות. כן יצויין, שזילברפרב מצא גמישות ריבית (של הביקוש לעו"ש) של 0.39–, הדומה לגמישות הריבית שדווחה לעיל.

בדומה למשוואת הביקוש למזומנים, גם הביקוש לעו"ש הוא פונקציה יורדת של הזמן — והמקדם של משתנה זה, בזמן הארוך, הוא 5 אחוזים לרביע.

משתנה רמת העסקות הפיננסיות מופיע עם מקדם חיובי ושונה באופן מובהק מאפס. גמישות הביקוש לעו"ש ביחס למשתנה זה, בזמן הארוך, היא בתחום 0.13 עד 0.36. מעניין אפוא לציין את ההשפעה הדיפרנציאלית של b_t על הביקושים למזומנים ולעו"ש. עלייה ב־b_t מביאה לירידה בביקוש למזומנים, ולעלייה גדולה יותר בערך מוחלט בביקוש לפקדונות עו"ש. נראה שממצא זה משקף, כאמור, את העובדה, שעסקות פיננסיות (בבורסה) במשק הישראלי הן עתירות שימוש בפיקדונות עו"ש.

בדומה לביקוש למזומנים, התקבלו גם כאן תוצאות מעורבות לגבי מהירות ההתאמה של החזקת עו"ש בידי הציבור. מחד גיסא, מצביעה משוואה (1.2) על קיומה של מהירות התאמה של כ־61 אחוזים לרביע (לעומת מהירות התאמת עו"ש של 34 אחוזים לרבעון שמצא זילברפרב לגבי התקופה 1968–1977; מאידך גיסא מגלות משוואות (2.2) ו־(3.2) התאמת עו"ש מלאה במרוצת הרביע.

מהתוצאות שדווחו ברור, שקיימים הבדלים בין המקדמים שנאמדו למשוואות המזומנים לבין העו"ש. בהקשר זה עולה שאלה מעניינת: האם ההבדלים שנמצאו הם גם מובהקים מבחינה סטטיסטית? בשאלה זו, שחשיבותה העיקרית היא בתחום האגרגציה, נדון בסעיף 7 שבהמשך.

6. אומדן הביקוש לכסף

התוצאות לגבי אומדן הביקוש לכסף (מזומן + עו"ש) מופיעות במשוואות (1.3), (2.3) ו־(3.3) שבלוח 1. יש לציין, כי בשל העובדה שלוג' (מזומן + עו"ש) אינו שווה ללוג' מזומן + לוג' עו"ש — אין קשר ישיר בין המקדמים שדווחו לעיל לבין אלו שייסקרו בהמשך.

גמישות הביקוש לכסף ביחס לתוצר חיובית, ובזמן הארוך ערכיה הם בתחום 0.67 עד 1.26. תחום ערכים זה בהחלט תואם ממצאים קודמים, הן של זילברפרב והן של לידרמן ומרום[5]. לעומת זאת, במחקרים של מלניק ושל מרום ובן־בסט מדווחות גמישויות תוצר שליליות — והשוני בתוצאות נעוץ כנראה בכך, שהאחרונים לא כללו במשוואותיהם משתנה של הזמן.

משתני ההוצאה האלטרנטיבית להחזקת כסף מופיעים תמיד עם מקדמים שליליים, והם שונים באופן מובהק מאפס. גמישות הביקוש לכסף, בזמן הארוך, ביחס לאינפלציה הצפויה היא 0.67–, וביחס לריבית — 0.39–; זאת, כאשר אין משתנים אלה מופיעים יחד באותה משוואה. כאשר הם נכללים בו־זמנית במשוואה הנאמדת, מתקבלות גמישויות של 0.30– ו־0.27–, בהתאמה. גמישויות אלו דומות מאד, בערכיהן, לממצאים בעבודות קודמות. זילברפרב מצא גמישות ביקוש של כ־0.50– ביחס לריבית. לידרמן ומרום מדווחים על גמישות ביקוש ביחס לאינפלציה הצפויה של כ־0.41– (זוהי גמישות של הזמן הארוך, המבוססת על נתונים חודשיים לתקופה 1978–1981). מלניק, וכן מרום ובן־בסט, דיווחו על גמישויות אינפלציה גבוהות יותר (כ־0.90–).

בהקשר זה עולה לעיתים קרובות השאלה, אם המשק הישראלי נמצא מימין או משמאל לנקודה, שבה גמישות הביקוש לכסף היא יחידתית. שימוש במשוואה (1.3) מאפשר לומר, שבמדגם הנוכחי נמצא המשק

---

[5] הפירוט הביבליוגרפי של מאמר זה, כמו גם של האחרים המאוזכרים בסעיף זה, מופיע בהערת שוליים 2 לעיל.

לוח 2

גמישויות של הזמן הארוך

גמישות של:	משוואה	y	ביחס ל: i[1]	π^e[2]	b
מזומן	(1.1)	2.00	–	−0.63	−0.09
מזומן	(2.1)	1.91	−0.23	–	−0.14
מזומן	(3.1)	1.57	−0.15	−0.39	−0.09
עו"ש	(1.2)	0.25	–	−0.89	0.36
עו"ש	(2.2)	0.43	−0.43	–	0.13
עו"ש	(3.2)	0.20	−0.31	−0.24	0.17
כסף	(1.3)	1.26	–	−0.67	0.11
כסף	(2.3)	0.96	−0.39	–	−0.16
כסף	(3.3)	0.67	−0.27	−0.30	−0.06

[1] גמישויות אלו חושבו בנקודת הריבית הממוצעת במדגם = 23.9 אחוזים לרביע.
[2] גמישויות אלו חושבו בנקודת האינפלציה הצפויה הממוצעת במדגם = 18.6 אחוזים לרביע.

בגמישויות ביקוש לכסף ביחס לאינפלציה הצפויה הקטנות מ־1.0 בערך מוחלט. מקדם האינפלציה הצפויה בביקוש לכסף, בזמן ארוך, הוא 3.61-; כלומר, המשק "יעבור" את הנקודה של גמישות יחידתית — רק אם יגיע למצב שבו שיעור האינפלציה הרבעוני גבוה מ־28 אחוזים; במדגם הנוכחי, הערך הגבוה ביותר של π הוא 23 אחוזים בלבד (ב־1982/IV).

ממצא מעניין מגלה, שמשתנה העסקות הפיננסיות אינו משפיע באופן מובהק על הביקוש לכסף, וסימן מקדמו משתנה בהתאם למשוואה הנאמדת: מקדם זה חיובי במשוואה (1.3) ושלילי במשוואות (2.3) ו־(3.3). לנוכח התוצאות שדווחו לעיל, ניתן לסכם, כי עלייה ב־b גוררת עלייה בביקוש לעו"ש, וירידה בביקוש למזומן, כך שהביקוש לכסף בכללותו כמעט שאינו מושפע משינויים במשתנה זה.

ברומה לביקושים למזומן ועו"ש, יורד גם הביקוש לכסף בצורה מובהקת במרוצת הזמן — והמקדם של משתנה זה, בזמן הארוך, הוא כ־5 אחוזים לרביע. ראוי לציין, שפירושו של ממצא זה מבחינת יתר התנאים הזהים (גידול מוניטרי, ציפיות וכו') — קיום שיעור אינפלציה רבעוני של 5 אחוזים לפחות — מחמת הירידה המתמשכת בביקוש לאמצעי תשלום, הנובעת, בין היתר, מהחידושים המתרחשים במערכת הפיננסית במשק בשנים האחרונות.

מקדם ההתאמה של יתרות הכסף בפועל ליתרות המבוקשות הוא 69 אחוזים לרביע (לפי משוואה 1.3), ו־100 אחוזים לפי המשוואות האחרות. מהירויות התאמה אלו גבוהות מהמהירויות שנרשמו במחקרים קודמים. יש לשער שההבדל נובע, בין היתר, מכך שהמדגם הנוכחי מתמקד בתקופה מאוחרת יותר.

לבסוף יצוין, שטיב ההתאמה של משוואות הביקוש לכסף גבוה יחסית, ואף לא נמצא מיתאם סידרתי בשאריות.

7. בדיקת שוויון המקדמים במשוואות מזומן ועו"ש

בדיון לעיל הובחן, כי קיימים הבדלים בתגובות של הביקוש למזומן, לעומת הביקוש לעו"ש, כשחלים שינויים במשתנים מסבירים מסוימים. נשאלת השאלה, אם הבדלים אלה מובהקים סטטיסטית. אם התשובה חיובית, יעורר הדבר ספק בהצדקה שיש לצירופם של מזומנים ועו"ש למכלול אחד, המכונה כמות הכסף.

שאלה זו של אגרגציה היא שאלה חשובה, ללא ספק — הדורשת מחקר בפני עצמו, שידון בבעיות מושגיות ומתודיות הקשורות בכך. כאן אין הכוונה לדון בסוגייה זו, אלא רק לערוך מבחנים בדבר שוויון מקדמים במשוואות המזומן ועו"ש. השערת האפס בבסיס מבחנים אלה היא תנאי מספיק לאגרגציה, שלפיה קיים שוויון מקדמים.

כדי לבדוק סוגייה זו, הורצו סימולטנית משוואות ביקוש למזומן ועו"ש, פעם באופן חופשי ופעם במגבלה של שוויון מקדמים (פרט לקבוע במשוואה, שממילא אינו חשוב באגרגציה) — ב־3 מערכות: ראשית, בהכללת האינפלציה הצפויה והשמטת הריבית מהמשוואות; שנית, ההפך מהראשון; ושלישית, בהכללת שני משתנים אלה בביקושים למזומן ועו"ש — המוגדרים כמערכות 1, 2 ו־3, בהתאמה, בלוח 3. האומדן בוצע לפי ניראות (Likelihood) מקסימלית, שאיפשרה לבצע את המבחן בסטטיסטי של מגבלת שוויון המקדמים — על־ידי שימוש במבחן "יחס הניראות", כמוגדר בהערות ללוח 3. הטור "אומדן מוגבל" בלוח 3 מתאר את ערכם של הפרמטרים שנאמדו במגבלת שוויון המקדמים.

כללית, התוצאות דומות עד מאוד לאלו שדווחו לעיל. וההבדלים הבולטים בין המקדמים במשוואת מזומן לעומת עו"ש הם:

(1) במשוואת מזומן, מקדם התוצר גבוה בערכו, ומובהק, הרבה יותר מאשר במשוואת עו"ש.

(2) לפי מערכות 1 ו־2, במשוואות עו"ש מקדמי האינפלציה הצפויה והריבית גבוהים יותר, בערך מוחלט, (ראה הדיון התיאורטי בסעיף 2), אף כי תוצאה זו אינה מתקבלת תמיד במערכת 3.

(3) מקדם משתנה היקף העסקאות הפיננסיות משפיע, בדרך כלל, באופן שלילי ומובהק על הביקוש למזומן, ובאופן חיובי ומובהק — על הביקוש לעו"ש.

מהתוצאות עולה, כי ערכי הסטטיסטי LR גבוהים, בשלוש המערכות, מהערך הקריטי ח' בריבוע, ומתאים ל־5 אחוזים (וכן לאחוז אחד) מובהקות; כלומר, התוצאות דוחות את ההשערה של שוויון מקדמים בין שתי המשוואות שנאמדו.

היבט מעניין של תוצאה זו הוא, שניתן כעת לבדוק את צורת ההשפעה של שינויים במשתנים הבלתי תלויים על היחס מזומן/עו"ש — יחס שמהווה כידוע רכיב של מכפיל היצע הכסף במשק. יחס זה יהיה בדרך כלל נמוך יותר, ומכפיל היצע הכסף יהיה גבוה יותר, כאשר יתר התנאים זהים — ככל שיהיו: (א) התוצר נמוך יותר; (ב) רמת הפעילות הפיננסית גבוהה יותר; ו־(ג) האינפלציה הצפויה והריבית נמוכות יותר. (ממצא זה תקף רק לגבי מערכות 1 ו־2.) סביר להניח, שתוצאות אלו רלבנטיות לקובעי המדיניות המוניטרית, בנסיונם לחזות את ההתפתחויות המוניטריות במשק.

לוח 3

בדיקת שוויון מקדמים במשוואות הביקוש למזומן ולעו"ש[1] (אפריל 1978 עד אפריל 1982)

[המשוואה הנאמדת: $X_t = a_0a_6 + a_1a_6y_t + a_2a_6\pi_t^e + a_3a_6i_t + a_4a_6t + a_5a_6b_t + (1 - a_6)X_{t-1}$; עבור: dd ו־cu = X]

הפרמטר	מערכת 1			מערכת 2			מערכת 3		
	אומדן חופשי		אומדן מוגבל	אומדן חופשי		אומדן מוגבל	אומדן חופשי		אומדן מוגבל
	cu	dd		cu	dd		cu	dd	
a_1	1.99	0.28	1.87	2.08	0.38	1.79	1.60	0.19	1.36
	(6.19)	(0.36)	(5.56)	(5.84)	(0.98)	(5.25)	(8.15)	(0.45)	(7.99)
a_2	−3.39	−4.65	−3.51	[2]0.00	[2]0.00	[2]0.00	−2.16	−1.24	−2.06
	(6.83)	(3.36)	(6.64)				(5.64)	(1.11)	(5.90)
a_3	[2]0.00	[2]0.00	[2]0.00	−1.05	−1.51	−1.12	−0.63	−1.24	−0.72
				(5.85)	(6.83)	(6.44)	(4.91)	(3.66)	(6.10)
a_4	−0.04	−0.06	−0.04	−0.04	−0.05	−0.05	−0.04	−0.05	−0.04
	(8.38)	(4.45)	(8.37)	(8.52)	(6.82)	(9.02)	(13.78)	(6.73)	(16.14)
a_5	−0.09	0.34	−0.04	−0.16	0.11	−0.09	−0.09	0.16	−0.04
	(1.96)	(2.25)	(0.73)	(3.63)	(1.79)	(2.15)	(3.60)	(1.91)	(1.85)
a_6	0.81	0.65	0.75	0.92	1.12	0.89	0.98	1.05	0.97
	(10.83)	(4.76)	(10.27)	(8.30)	(5.41)	(8.01)	(14.99)	(4.79)	(15.13)
[3]L	71.64		63.03	70.07		60.06	80.03		69.89
[4]LR	17.22			20.2			20.28		

(1) המשוואות נאמדו לפי שיטת נִיראוּת מקסימלית.

(2) ערך כפוי.

(3) L הוא הערך הלוגריתמי של פונקציית הניראוּת המקסימלית, בנקודת המקסימום.

(4) LR הוא הוא הסטטיסטי "יחס הניראוּת", השווה למינוס פעמים כפול (הערך של L באמידה מוגבלת מינוס ערך L באמידה חופשית). LR מתפלג ח' בריבוע, עם מספר דרגות חופש כמספר המגבלות שהוטלו.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 107–121
ISSN 0333-6484

שונות המחירים היחסיים בתנאי האינפלציה והשלכותיה על שיעור הריבית בישראל

אורי בן־ציון, יהודה מנזלי ואוריאל שפיגל*

על פי המודל התיאורטי של אירוינג פישר, שווה שיעור הריבית הנומינלי בשיווי משקל לשיעור הריבית הריאלי הצפוי, בתוספת הציפיות האינפלציוניות. תיאוריה זו נבדקה במחקרים רבים.

בשנות ה־60 חזרו ודנו בקשר שבין שיעור ריבית לאינפלציה, ובעיקר לציפיות אינפלציוניות. המודל התיאורטי של פישר הורחב בעבודות, שרובן נשאו אופי אמפירי. (ראה, למשל, גיבסון, סרג'נט או להירי[1]). "מודל פישר" המקורי, הפשוט, מתעלם מהשפעת המסים — אף שייתכן, כי משתנה זה משפיע השפעה מהותית על שיעור הריבית של שיווי משקל — וזאת במיוחד כאשר הריבית מוכרת כהוצאה פטורה ממס למשקיע או כהכנסה, החייבת במס (לחוסך). מחקרים של דרבי, פלדשטיין וטנזי[2] כללו במודל את השפעת המס, וגזרו את מה שהוגדר בספרות כ"מודל פישר מתוקן" (modified Fisher effect).

עבודות אמפיריות בנושא זה הראו, שברוב התקופות מתאימות התוצאות לאפקט פישר הפשוט, ולא למתוקן, וניסו להסביר את הממצאים — כולל באופנים שונים — למשל בהנחת "אשליה פיסקלית", שפיתח סומרס[3]. כן היו גם כיווני הסבר אחרים, המתייחסים למורכבות שיטת מס, כולל פחת היסטורי ומס רווחי הון[4]. כיוון אחר של הרחבת הניתוח הותווה בעבודותיהם של מונדל וטובין[5], שהראו, כי שיעור הריבית הריאלי יורד עם האינפלציה, בגלל השפעת היתרות הריאליות.

רוב החוקרים עסקו בהשפעת האינפלציה על הריבית מן הבחינה המקרו־כלכלית, ולא הקדישו, לדעתנו, תשומת לב מספקת לשיקוליהם של הפרטים — היצרן הבודד והחוסך הבודד — שהחלטותיהם משפיעות

---

* הטכניון, בנק ישראל ואוניברסיטת בר־אילן, בהתאמה.
תודתנו לארנון יוסף ולשלומית מושליאן על עזרתם בהכנת הנתונים ובעיבודם, וכן לבנק ישראל, לקרן מנל"פ (הטכניון) ולמכון הורוביץ — על הסיוע לעבודה זו.

1 Gibson, W.F., "Price Expectations Effects on Interest Rates", *Journal of Finance*, Vol. 25 (March 1970), pp. 19–34.
Sargent, T.J., "Anticipated Inflation and Nominal Interest", *Quarterly Journal of Economics*, (May 1972), pp. 212–25.
Lahiri, K. "Inflationary Expectations: Their Formation and Interest Rate Effects", *American Economic Review*, Vol. 66, No. 1 (March 1976).

2 Darby, M.R., "The Financial and Tax Effects of Monetary Policy", *Economic Inquiry* (June 1975), pp. 266–76.
Feldstein, M.S., "Inflation, Income, Taxes and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis", *American Economic Review*, Vol. 66, No. 5, (December 1976), pp. 809–20.
Tanzi, V., "Inflation, Indexation and Interest Income Taxation", Banca Nazionale del Lavoro, *Quarterly Review*, (March 1976), pp. 64–76.

3 Summers, H., "The Non-Adjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect", National Bureau of Economic Research (N.B.E.R.), *Research paper No. 836* (1982).

4 Feldstein, *op. cit*.
Gandolfi, A.E., "Inflation, Taxation and Interest Rates", *Journal of Finance* (June 1982), pp. 797–807.

5 Mundell, R., "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, June 1963; Tobin, J., "Money and Economic Growth" *Econometrica*, 33, Oct. 1965, pp. 671–84.

השפעה מכרעת על שיווי המשקל הכללי. במסגרת המודלים שהוזכרו לעיל הניחו החוקרים, בדרך כלל, כי כל המחירים עולים באותו שיעור — והתעלמו מהשינויים החלים במסגרת התהליך האינפלציוני במחירים היחסיים. עבודה זו דנה במצב שבו המחירים היחסיים משתנים, בתנאי אינפלציה, ומנתחת את השפעתם על שיעור הריבית.

סוגיית הקשר שבין שיעור האינפלציה לשונות במחירים היחסיים נדונה בעבודות שונות, הן מבחינה תיאורטית והן מבחינה אמפירית. בצד האמפירי הראו הן וינינג ואלוורטובסקי והן טיילור[6] קשר חיובי בין שיעור האינפלציה לשונות המחירים היחסיים. הסברים לקשר זה הוצגו במודלים תיאורטיים, כגון אלו של ששינסקי ווייס ושל הרקוביץ'[7]. צוקרמן[8] הבחין בין אינפלציה צפויה לבלתי־צפויה, והשווה את השפעותיהן של השתיים על שונות המחירים היחסיים.

קליימן[9] דן בקשר שבין המחירים היחסיים לרמת האינפלציה, במסגרת דיון בהשוואת שיטות הלוואה צמודות ובלתי צמודות לתעשייה בתקופת אינפלציה. הוא גם עמד על הסיכון הנגרם לפירמות מהשתנות המחירים היחסיים, והיה הראשון שעסק בנושא זה בנתונים אמפיריים בישראל. מנזלי[10] ניתח את שונות המחירים היחסיים בקבוצות אוכלוסייה שונות בישראל.

בעבודה זו אנו מנתחים תחילה את השלכותיה של שונות המחירים היחסיים בתנאי אינפלציה על החלטות של פירמות ועל החיסכון של פרטים. בשלב שני מוצגות ההשלכות של שונות זו על משתנים מקרו־כלכליים, כגון הכנסה ושיעורי ריבית, אגב שימוש בגרסה פשוטה של מודל IS-LM.

הניתוח התיאורטי, המתבסס על עבודתם של בן־ציון, שפיגל ויגיל[11], נשען על הנחה בדבר "עולם ללא מסים" הנראית לנו מתאימה למשק הישראלי, שבו השפעת המסים על החלטות חיסכון והשקעה פועלת בכיוונים שונים.

בעבודה האמפירית נבדקה (משיקולי זמינות נתונים) בעיקר ההשפעה של שונות המחירים היחסיים על שיעור הריבית הנומינלי והריאלי — במסגרת בדיקה מתוקנת של משוואת פישר במשק הישראלי, וכהמשך לעבודות שנעשו בחו"ל. כן נבדקה, בנתוני המשק הישראלי, אחת מהנחות היסוד של המודל התיאורטי — הקשר בין שיעורי האינפלציה לשונות המחירים היחסיים.

הסעיף הראשון דן בהשפעת שונות המחירים היחסיים של פונקציית ההשקעה והחיסכון, תוך הדגשת היחידות המיקרו־כלכליות — פירמות וצרכנים. אחריו מסוכם שיווי המשקל המקרו־כלכלי, במסגרת מודל פשוט של IS-LM. הסעיף השלישי מסכם את המשמעויות של המודל המקרו־כלכלי. הסעיף הרביעי בוחן את הנחת המודל בדבר הקשר שבין רמת האינפלציה בישראל לשונות המחירים היחסיים, הנחה חיונית

---

6 Vining, D. and Elwertowski, T., "The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level", *American Economic Review*, 65 (September 1976), pp. 699–708.

Taylor, J.B., "On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate", in K. Brunner and A.H. Meltzer (eds.), *The Costs and Consequences of Inflation*, Carnegie-Rochester Conference Series on public Policy, 15, Autumn 1981, North-Holland, Amsterdam, 57–86.

7 Sheshinski, E., and Weiss, Y., "Demand for Fixed Factors, inflation and Adjustment Costs", *Review of Economic Studies*, Vol. 46, No. 1 (1979), pp. 31–45.

Hercowitz, Z., "Money and the Dispersion of Relative Prices", National Bureau of Economic Research (N.B.E.R.), *Working Paper No. 431* (1980).

8 Cukierman, A., "The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation", *American Economic Review*, 69 (1979), pp. 444–447.

9 Kleiman, E., "Indexation, Risk, and Relative Prices in Israel 1964–1975, Discussion Paper, The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel (October 1977).

10 מנזלי, י', "הכדלים בשיעורי האינפלציה ובהשתנותה בין קבוצות אוכלוסייה שונות בישראל", עיונים בכלכלה, 1981.

11 Ben Zion, U., Spiegel, U., Yagil, J., "Inflation, Risk and the Non-Existence of Fisher Effect", unpublished paper (October 1983).

לגזירת התוצאות התיאורטיות. בסעיף החמישי נבחן הקשר בין שונות המחירים היחסיים לשיעור הריבית הריאלי, במסגרת בדיקה של משוואת פישר מורחבת במשק הישראלי. הסעיף האחרון בא לסכם את התוצאות ומציע כיווני מחקר נוספים.

1. מודל החוסך והמשקיע הבודד

א. הביקוש להשקעות

נניח, כי הפירמה הבודדת מייצרת את המוצר X בתנאי אינפלציה, כאשר רמת המחירים הממוצעת משתנה בשיעור π, המחיר הבסיסי של מוצר X נקבע כיחידתי, ומדד השינוי בו הוא $\tilde{P}$; הפירמה משתמשת בגורם ייצור הון יחיד, וההון מוגדר במונחי עלויות כספיות (ולא במונחים פיסיים). מטעמי נוחות נניח, שההון מושקע בתחילת התקופה, בעוד שהתפוקה נמכרת, עם השלמתה, בסוף התקופה. כן נניח, שבמהלך הייצור מתכלה ההון המושקע בייצור. מכאן, שבכל תקופה רמת ההשקעות שווה בערכה לערך ההון.

ההנחה המרכזית במודל (בניגוד למודלים מקובלים אחרים) היא, ששיעור השינוי במחיר מוצר הוא משתנה מקרי, שהקשר שלו לשינוי ברמת המחירים הממוצעת, הוא על פי הביטוי:

$$(1 + \tilde{P}) = 1 + \pi + \epsilon \tag{1}$$

כאשר ϵ הוא משתנה מקרי, שתוחלתו אפס ($E(\epsilon) = 0$). נניח, כי השונות במחירי המוצר גוברת, ככל ששיעורי האינפלציה עולים, או — ליתר דיוק — כי רמת האינפלציה משנה את הגודל של ϵ על פי: $\epsilon = g(\pi) \cdot \eta$ כאשר η הוא משתנה מקרי בעל תוחלת אפס, ואילו: $g'(\pi) > 0$.

מכאן שפונקציית הרווח, V, היא:

$$V = P \cdot X(I) - I(1 + i) \tag{2}$$

כאשר i הוא שיעור הריבית הנומינלי של שיווי משקל, ו־I הוא ההשקעה.

מטרת היצרן (הפירמה) היא להביא את תוחלת התועלת מרווחיו למקסימום, דהיינו: $\text{Max}\, E(u(v))$, כאשר $u(v)$ היא פונקציית התועלת של היצרן, זוהי פונקציה מונוטורית וקמורה, כלומר מקיימת את התנאים המקובלים של שנאת סיכון, שהם $u'(v) > 0$, $u''(v) < 0$.

תנאי סדר ראשון של שיווי משקל הוא:

$$E\{u'(v)[(1 + \pi)\frac{\partial X}{\partial I} - (1 + i)]\} = -E[u'(v)\epsilon]\frac{\partial X}{\partial I}. \tag{3}$$

כאשר האינפלציה הקיימת היא נייטרלית, כלומר המחירים היחסיים של המוצרים השונים הם קבועים ($\epsilon = 0$) — תנאי סדר ראשון המקובל הוא התנאי הרגיל, לפיו:

$$\frac{\partial X}{\partial I} = \frac{1 + i}{1 + \pi} = 1 + r, \tag{4}$$

כאשר r הוא שיעור הריבית הריאלי. זאת אומרת, שערך התפוקה השולית של ההשקעה צריך להיות שווה להוצאה השולית הריאלית על ההשקעה האחרונה — כשזו שווה לקרן שהושקעה, בתוספת שיעור הריבית הריאלי.

לעומת זאת, לפי הנחתנו, האומרת שבתנאי אינפלציה רגילים מחירו היחסי של המוצר הוא משתנה מקרי — הרי יתקבל שבשיווי משקל התנאי הבא:

$$\frac{\partial X}{\partial I} = 1 + r - \frac{1}{1 + \pi}\frac{E[u'(v)\epsilon]}{E[u'(v)]}\frac{\partial X}{\partial I} \tag{5}$$

מאחר שמתקיים $\frac{\partial v}{\partial \eta} > 0$, בעוד $u''(v) < 0$ — בגלל תועלת שולית פוחתת (דהיינו שנאת סיכון) — מתקבל התנאי:

$$\mathrm{Cov}\,[u'(v), \epsilon] < 0 \tag{6}$$

ולכן בתנאי אי־וודאות, יוחלט על רמת ההשקעה של שיווי משקל כדלקמן:

$$\frac{\partial X}{\partial I} > 1 + r. \tag{7}$$

כלומר: בשיווי משקל, יהיה ערך התפוקה השולית של השקעת היצרן $\left(\frac{\partial X}{\partial I}\right)$ גבוה מן העלות השולית — הכוללת את החזר הקרן שהושקעה ואת הריבית המשולמת עליה $(1 + r)$.

המסקנה היא, שהביקוש להשקעות יקטן בגלל אי־הוודאות הקשורה באינפלציה, ומשמעה שהתהליך האינפלציוני פועל, ריאלית, לירידת ההשקעות.

ב. היצע השקעות — צד החיסכון

אי־הוודאות הנובעת מהשינויים במחירים היחסיים, כתוצאה מן האינפלציה, יכולה להשפיע על חוסך המייעד את חסכונו לצריכת מוצר ספציפי. במקרה כזה סביר להניח, שתהיה נטייה להקטנת שיעור החיסכון על עליית קצב האינפלציה — כיוון שפרט יעדיף צריכה שוטפת על צריכה עתידית בלתי־ודאית. עם זאת, השפעת האינפלציה על הרצון לחסוך תלויה במספר גורמים נוספים. ראשית, כאשר החסכונות צמודים למדד המחירים לצרכן, וסל הצריכה של הצרכן דומה לסל שלפיו נמדד המדד — הרי אפילו אם יהיו שינויים במחירים היחסיים של המוצרים, הצמדת החסכונות תפצה אותו על כך. כן יכול הצרכן להפעיל אלטרנטיבות חיסכון בעלות תשואות שונות. (במלים אחרות, קל יותר לגוון את החיסכון מאשר לגוון את ההשקעות.) הצרכן יוכל גם להבטיח לעצמו תשואה "ממוצעת", בעלת שונות קטנה יותר ואי־הוודאות — הנובעת מהשתנות המחירים היחסיים בתנאי האינפלציה — תצטמצם. מצד שני ייתכן, שאי־הוודאות, הנובעת מהאינפלציה, תפעל דווקא להגדלת החיסכון. אחד ההסברים המקובלים לכך הוא של דיטון:[12] לפי הסבר זה, שוררת בתנאי אינפלציה מגמה של הגדלת חיסכון — דרך הקטנת צריכה, הנובעת מהשפעת תחלופה "מדומה". עליית מחירו של מוצר מסוים נתפסת בעיני הצרכן לא כעליית מחירים כללית — אלא כשינוי במחיר היחסי של מוצר זה בהשוואה למוצרים אחרים, באשליה שמחירי מוצרים אחרים לא השתנו. הצרכן דוחה אפוא את צריכתו מהמוצר — לצריכה עתידית של מוצרים אחרים, והדבר מגביר, לפחות בטווח הקצר, את הנטייה להעלאת שיעורי החיסכון בעקבות האצה באינפלציה. הנתונים האמפיריים אכן מוכיחים, כי בתנאי אינפלציה גובר דווקא הרצון לחסוך (ראה רסל ומקינון[13]).

2. שיווי משקל כללי

המסקנה הנובעת מהתנהגות החוסכים והמשקיעים ברורה: עלייה בשיעור האינפלציה מגדילה את השונות במחיריהם היחסיים של המוצרים השונים, דבר המפחית את הרצון להשקיע ומגדיל (או אינו משנה) את הרצון לחסוך. מכאן ברור, שבמצב אינפלציוני, בשוק ללא מסים, שיעורי הריבית הריאלית עשויים לרדת — ונטייה זו תתחזק, ככל שתגדל שונות המחירים היחסיים. כדי להראות תוצאות אלו, נשתמש במודל IS-LM המקובל[14]:

---

[12] Deaton, J., "Involuntary Saving through Unanticipated Inflation", *American Economic Review*, 1977, pp. 891–99.

[13] Russell, and Mackinnon, "Inflation and Saving Rate", *Applied Economics*, 1983, pp. 731–43.

[14] המסקנות דלהלן מוצגות בפירוט רב יותר במאמר:

Ben Zion, U. and Spiegel, U., "The Modified Fisher Effect' with Relatie Prices Uncertainty", umpublished paper (January 1984).

משוואת שוק הסחורות תהיה:

$$S\{y, r, \beta(\pi)\} = I\{y, r, \beta(\pi)\} \tag{8}$$

כאשר y הוא התוצר הריאלי, r הוא שיעור הריבית הריאלי, ו־$\beta(\pi)$ הוא המדד לאי־ודאות. הנובעת משינויים במחירים היחסיים בתנאי אינפלציה. משוואת שוק הכספים תהיה:

$$L(y, i) = \bar{m} \tag{9}$$

כאשר i הוא שיעור הריבית הנומינלי, ו־m היא כמות הכסף הריאלית. מגזירת משוואות (8) ו־(9) ביחס לשיעור האינפלציה, נקבל:

$$\frac{dy}{d\pi} = \frac{L_i\{(S_r - I_r) - \beta_\pi(S_\beta - I_\beta)\}}{\Delta} \tag{10}$$

$$\frac{dr}{d\pi} = \frac{L_y\{\beta_\pi(S_\beta - I_\beta)\} - L_i(S_y - I_y)}{\Delta} \tag{11}$$

כאשר Δ הוא הדיטרמיננטה הבאה:

$$\Delta = \begin{vmatrix} S_y - I_y & S_r - I_r \\ L_y & L_i \end{vmatrix} < 0 \tag{12}$$

ההסברים לנגזרות החלקיות במשוואות (10) ו־(11) הם: $\beta_\pi > 0$, $I_\beta > 0$, וזאת בהנחה ששונות במחירים היחסיים תלויה, חיובית, בשיעור האינפלציה. בהנחה ששונות המחירים היחסיים בתנאי אינפלציה מפחיתה את הרצון להשקיע, אך לעומת זאת עשויה שלא לפגוע ברצון לחסוך, ואולי אף להגבירו (דהיינו $S_\beta = 0$[15]).

3. משמעויות המודל

חלק מהביטויים שבמונה במשוואות (10) ו־(11) הם חיוביים, וחלקם שליליים. לכן לא תמיד ברור, כיצד ישפיעו השינויים בשיעורי האינפלציה, בתנאי אי־ודאות לגבי המחירים היחסיים, על התוצר ועל שיעור הריבית של שיווי משקל; אך בהנחות מסוימות ניתן לגזור כמה מסקנות. לשם כך ייבדקו השפעות האינפלציה על התוצר ועל שיעור הריבית של שיווי משקל בשני המקרים הבאים:

1. מקרה קלאסי, במשק שאין בו מסים, וכל המחירים בו עולים בוודאות בשיעור אחיד — כך, שהמחירים היחסיים אינם משתנים כלל. במקרה כזה[16] נמצא כי $dy > 0$, $dr < 0$.
2. משק ללא מסים, שבו המחירים היחסיים משתנים, ושונות המחירים היחסיים גדלה עם עליית קצב האינפלציה. במקרה כזה נודעת לשונות זו השפעה נוספת: היא פועלת להורדת שיעור הריבית הריאלי ולהקטנת התוצר הריאלי. מקרה זה עשוי להסביר תהליך של סטגפלציה, דהיינו מצב של אינפלציה מלווה בהקטנת הפעילות הריאלית. סביר להניח, שמקרה זה מתאים בקירוב למשק הישראלי.

---

[15] ראה Deaton, *op. cit*.

[16] $\frac{\partial I}{\partial y} = MPI$, $\frac{\partial S}{\partial y} = MPS$ ומתכונות המכפיל הקיינסיאני אנו יודעים, כי מתקיים התנאי $MPS > MPI$, $\frac{\partial s}{\partial r} > 0$ ו־$\frac{\partial I}{\partial r} < 0$, לפי ההנחות המקובלות של מודל IM, IS. $\frac{\partial L}{\partial y} > 0$ גודל זה מבטא את השפעת מניע העסקות על הביקוש לכסף. $\frac{\partial L}{\partial r} < 0$ הוא הגודל המבטא את השפעת המניע הספקולטיבי על הביקוש לכסף.

4. בדיקת ההנחה בדבר הקשר בין קצב האינפלציה לשונות המחירים היחסיים בישראל

המסקנה התיאורטית שהוסקה לעיל, כי בתהליך אינפלציוני נוטים שיעורי הריבית הריאליים לרדת, בנויה על ההנחה הבסיסית — שככל שעולה קצב האינפלציה, גדלה השונות במחירים היחסיים. קשר זה נידון בהרחבה בספרות של הזמן האחרון, בעיקר בארה"ב, הן מבחינה תיאורטית והן מבחינה אמפירית. הקשר מוסבר, כללית, בקשיחות של מחירים כלפי מטה בסקטורים שונים, או בהבדלים בין סקטורים שונים בגמישות העלאות המחירים. גם שינויים במדיניות הכלכלית, או בגורמים אקסוגניים שונים כגון עליית מחירי הדלק, עשויים לגרום תנודות בשונות המחירים היחסיים.

הדיון יתרכז כאן בבדיקת הקשר שבין קצב האינפלציה לבין שונות המחירים היחסיים. קליימן[17] בדק קשר כזה, בהתבסס על נתונים שנתיים המפורטים ל־100 ענפי התעשייה, ואכן מצא קשר חיובי. הבדיקה במחקר הנוכחי מקיפה גם קשר הן בין שיעורי האינפלציה — הצפוי והבלתי צפוי — לבין שונות המחירים היחסיים. הנתונים הם רבעוניים, ומתבססים על מדד המחירים הסיטוניים, לפי חלוקה ל־116 ענפים, וכן, אלטרנטיבית — לפי חלוקה ל־17 ענפי התעשייה הראשיים.

הנוסחאות ששימשו לחישוב שונות המחירים היחסיים (VRP) הן:

$$VRP = \Sigma W_i(\hat{P}_i - \hat{P})^2 \tag{13}$$

$$S = \sqrt{VRP} \tag{14}$$

כאשר: S — סטיית התקן של שונות המחירים היחסיים.
VRP — שונות המחירים היחסיים.
$\hat{P}_1$ — עליית המחירים של המוצר ה־i.
$\hat{P}$ — שיעור האינפלציה.
W_i — משקל מוצר ה־i באחוזים.
n — מספר המוצרים $\Sigma W_i = 1$. כאן השתמשנו בשתי חלוקות: האחת $n = 17$; והשנייה $n = 116$ (ענפי תעשייה שונים).

נוסחה אלטרנטיבית, המבוססת על קצבי שינוי לוגריתמיים (הפרשי לוג של המחירים) היא:

$$VRP = \Sigma W_i(DP_i - DP)^2 \tag{13'}$$

$$DP_i = \log P_{it} - \log P_{i,t-1}$$

כאשר: $$DP = \log P_t - \log P_{t-1}$$

להלן מכונה שונות זו "שונות לוגריתמים", להבדילה מהשונות הרגילה, המחושבת לפי נוסחה (13). בין המדדים השונים של השונויות נמצא קשר חיובי הדוק[18].

מן הראוי להעיר כאן, שבמאמר הנוכחי מחושבת שונות המחירים היחסיים מתוך הסטיות של שיעורי השינוי של מחירי המוצרים משיעור האינפלציה. למען הקיצור היא מכונה "שונות המחירים היחסיים", (בספרות: Variability of Relative Prices).[19]

---

17 Kleiman, *op. cit*.

18 לדוגמה, מבדיקת הקשר בין שתי הנוסחאות לעיל (השונות הלוגריתמית והשונות הרגילה שבנוסחה (13)) באותה חלוקה ענפית, התקבל R^2 של 0.94. קשר חלש יותר, אך עדיין הדוק, ($R^2 = 0.75$) התקבל בין מדדי השונויות לפי שתי החלוקות הענפיות — ל־17 ענפים ול־116 ענפים. כך מתברר, שחלוקה ענפית שונה משפיעה מעט יחסית על חישוב השונויות.

19 שונות אחרת שניתן לחשב, אך אינה רלבנטית למאמר זה, היא שונות המחירים המוחלטים של המוצרים השונים מרמת המחירים הממוצעת. אין בהכרח קשר בין שתי השונויות האלו.

כאומדן המסביר את היווצרות הציפיות האינפלציוניות, שימשו שיעור האינפלציה בפועל ושיעורי האינפלציה בפיגורים. הנוסחה הכללית ששימשה לחישוב הציפיות האינפלציוניות היא:

$$\pi = a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i \hat{P}_{t-i} \qquad (15)$$

כאשר $\hat{P}$ הוא שיעור האינפלציה, ו־n הוא מספר הפיגורים. באופן כללי יושמה נוסחה זו עד ל־6 פיגורים ($n = 6$).

לבדיקת ההנחה בדבר הקשר החיובי שבין שונות המחירים לאינפלציה, חושבו רגרסיות, שהמשתנה המוסבר בהן הוא שונות המחירים היחסיים, והמשתנים המסבירים הם שיעור האינפלציה בפועל, מצד אחד, ושיעורי האינפלציה הצפויה והבלתי צפויה, מצד אחר. התוצאות (המוצגות בלוח 1) מראות, שברוב התקופות נתגלה קשר חיובי מובהק בין שונות המחירים היחסיים לשיעור האינפלציה — ממצא המתאים להנחה הבסיסית של המודל התיאורטי. קשר זה נחלש לאחר 1977 — אולי בהשפעת הליברליזציה במט"ח והתפשטות המנהג לקבוע מחירים במונחי דולרים.

לוח 1

הקשר בין שונות המחירים היחסיים לשיעור האינפלציה, משוואות רגרסיה — המשתנה התלוי: סטיית התקן של המחירים היחסיים 1965 עד 1983

(נתונים רבעוניים)

התקופה	הקבוע	π	u	$\hat{P}$	מס' התצפיות	$\bar{R}^2$	DW
1965–1983	0.01			0.49	67	0.82	1.85
	(1.82)			(8.07)			
1965–1983	0.01	0.50	0.49		67	0.81	1.92
	(1.28)	(6.27)	(7.43)				
1974–1983	0.04			0.15	35	0.26	1.00
	(5.89)			(3.67)			
1974–1983	0.04	0.14	0.16		35	0.25	0.98
	(5.59)	(3.30)	(2.50)				
1977–1983	0.04			0.09	19	0.05	1.02
	(3.61)			(1.40)			
1977–1983	0.04	0.12	−0.002		19	0.09	1.06
	(2.90)	(1.82)	(0.03)				
1965–1973	0.02	0.43	0.29		28	0.46	1.63
	(7.57)	(5.00)	(3.25)				
1974–1977	0.01			0.49	14	0.82	1.85
	(1.82)			(8.07)			
1974–1977	0.01	0.50	0.49		14	0.81	1.92
	(1.28)	(6.27)	(7.43)				

הערות: נתוני הציפיות האינפלציוניות ושיעור האינפלציה מחושבים לפי מדד המחירים הסיטוניים על תפוקת התעשייה ליעדים מקומיים.

π — שיעור האינפלציה הצפוי.

u — שיעור האינפלציה הבלתי צפוי.

$\hat{P}$ — שיעור האינפלציה בפועל.

חישוב שונות המחירים היחסיים מבוסס על שונות לוגריתמית, לפי חלוקה ל־116 ענפים של מדד המחירים הסיטוניים, ראה נוסחה (13').

5. בדיקת ההשפעה של שונות המחירים היחסיים על שיעורי הריבית בישראל

מהמודל התיאורטי ניתן לראות, כי עלייה בשונות המחירים היחסיים, המבטאת את הסיכון למשקיע, מביאה לירידת שיעור הריבית הריאלי. המטרה כאן היא לבדוק אמפירית השערה זו — במסגרת של משוואת פישר מורחבת[20].

המשוואה שנאמדה היא:

$$i = \alpha_0 + \alpha_1 \pi + \alpha_2 S \tag{16}$$

כאשר: i — שיעור הריבית הנומינלי;

π — אומדן של הציפיות האינפלציוניות;

S — סטיית התקן של המחירים היחסיים;

כן נבדקה משוואה מקבילה במונחים לוגריתמיים:

$$\log(1 + i) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(1 + \pi) + \alpha_2 S \tag{17}$$

יש לציין, שבספרות האמפירית מקובל להתייחס למשוואת פישר — שבה נבדק הקשר בין שיעור הריבית הנומינלי לבין הציפיות האינפלציוניות. כאן נוספה על משוואת פישר שונות המחירים היחסיים, כדי לאמוד את השפעתה החלקית על שיעור הריבית. באופן אלטרנטיבי נבדקו משוואות (16) ו־(17), שיעור ריבית ריאלי במקום נומינלי, כדלהלן:

$$r = \alpha_0 + \alpha_1 S \tag{16'}$$

$$\log(1 + r) = \alpha_0 + \alpha_1 S \tag{17'}$$

כאשר שיעור הריבית הריאלי חושב על פי הנוסחה הבאה: $r = \frac{(1 + i)}{(1 + \pi)}$ ב־

נתונים רבעוניים על שיעור הריבית הנומינלי נלקחו מעבודתו של מנזלי[21] לגבי 1965 עד 1974, ולאחר מכן מדו"חות בנק ישראל ומנתוני מחלקת המחקר של הבנק. עד 1974 חושבו הנתונים לפי שיעורי ריבית על נכיון שטרות ותיווך שטרות בבנקים המסחריים, ומאז על סמך שיעורי הריבית על חח"ד.

האומדן לציפיות האינפלציוניות מבוסס על עליות מחירים בעבר, על פי 4 רביעים של פיגורים[22].

---

[20] במסגרת המודל הכללי שהוצג, משפיעה שונות המחירים היחסיים גם על כמות ההשקעה והחיסכון — נוסף על השפעתם על המחיר, דהיינו שיעור הריבית. מאמר זה התרכז בבדיקת ההשפעה על שיעור הריבית. בדיקה אמפירית מקיפה יותר, החורגת מתחומי מאמר זה, היא כיצד משפיעה שונות המחירים היחסיים הן על ההשקעות והן על החיסכון בתקופת אינפלציה.

[21] Minzly, J., "Interest Rates on Non-directed Bank Credit, 1965–72", *Economic Review*, 45–46, Bank of Israel Research Department (February 1979).

[22] ראוי לציין, שנבדקו גם פיגורים נוספים, אך בעיקרון התוצאות לא היו שונות. כן השתמשנו באומדני הציפיות של גוטליב ופיטרמן, וגם כאן התוצאות דומות לאלו המוצגות בלוח 2. לדוגמא, התוצאה שהתקבלה על סמך הציפיות האינפלציוניות לתקופה 1965 עד 1980:

$$i = 3.07 + 1.1\pi - 0.8S$$
$$(6.5)\ (17.21\ \ (3.81)$$

$\bar{R}^2 = 0.88$,DW = 1.7. ערכי t בסוגריים.

יש להדגיש, שגם באשר לנתונים על S — סטיית התקן של המחירים היחסיים[23] השתמשנו לחלופין הן בערכו החזוי והן בערכיו בפועל.

אומדן הערך החזוי נלקח מתוך הקשר הבא:

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-1} + \alpha_2 S_{t-2} + \alpha_3 s_{t-3} + \alpha_4 S_{t-4} \tag{18}$$

בלוחות 2 עד 5 מוצגות תוצאות חישובי הרגרסיות של השפעת הציפיות והשפעת שונות המחירים היחסיים על שיעור הריבית הנומינלי. לוח 2 מציג את שיעור הריבית הנומינלי כמשתנה תלוי (משוואה 16), ובלוח 3 נלקח כמשתנה תלוי $\log(1+i)$ (משוואה 17).

המסקנה הכללית הנובעת מהלוחות היא, שההשפעה החלקית של שונות המחירים היחסיים על שיעור הריבית הריאלית היא שלילית. ככל ששונות המחירים היחסיים גבוהה יותר, כן יורד שיעור הריבית, בציפיות אינפלציוניות נתונות.

כיוון שהניתוח נערך על סמך נתונים רבעוניים, סביר לצפות לקיומו של מיתאם סדרתי — כפי שמעידים אומדני DW בלוח 2. לפיכך הוכנס תיקון בגין מיתאם סדרתי, ותוצאותיו מובאות בלוחות 4 ו־5.

לוח 2

משוואות רגרסיה — המשתנה התלוי: שיעור הריבית הנומינלי 1965 עד 1983
(נתונים רבעוניים)

התקופה	הקבוע	S^*	S_{t-1}	π	$\bar{R}^2$	DW	MSE
1) 1965–83	0.49			1.13	0.85	0.84	3.76
	(0.67)			(19.34)			
2) 1965–83	5.69	−1.84		1.43	0.88	1.28	3.34
	(4.13)	(4.29)		(16.26)			
3) 1965–83	3.38		−1.90	1.37	0.90	1.14	3.34
	(4.80)		(6.83)	(21.57)			
4) 1974–83	3.96			1.38	0.80	1.33	4.35
	(2.19)			(12.39)			
5) 1974–83	2.01	−1.51		1.52	0.82	1.45	4.03
	(0.72)	(2.68)		(13.11)			
6) 1974–83	0.35		−1.12	1.51	0.82	1.41	4.08
	(0.15)		(2.57)	(12.58)			

הערות: S_t — סטיית התקן של המחירים היחסיים.
S_{t-1} — בפיגור של רביע.
S^* — ערכים חזויים מתוך משוואה הקושרת את S_t לנתוני העבר. ראה נוסחה (18).
π — ציפיות לעליות מחירים (על סמך עליות מחירים בעבר). ראה נוסחה (15).
$\dot{P}$ — שיעור האינפלציה בפועל.
המספרים בסוגריים משקפים ערכי t.
מספר התצפיות לתקופה 1965 עד 1983 הוא 66.
מספר התצפיות לתקופה 1974 עד 1983 הוא 38.
נתונים על S_t מבוססים על חלוקה ל־116 ענפים על פי הנוסחה של שונות לוגריתמית. ראה נוסחה (15′).

[23] כצפוי, אין הבדלים בתוצאות — בין אם משתמשים בשונות ובין אם בסטיית התקן שלה. לשם נוחיות נעשה שימוש במונח שונות המחירים היחסיים.

לוח 3

משוואות רגרסיה — המשתנה התלוי* $\log(1+i)$, 1965 עד 1983

(נתונים רבעוניים)

התקופה	הקבוע	S^*	S_t	S_{t-1}	$(1+\pi)$	$\log(1+\hat{P})$	$\bar{R}^2$	DW	MSE
(1 1965–83	0.01				1.05		0.80	0.77	0.04
	(1.37)				(16.37)				
(2 1965–83	0.05	−1.48			1.31		0.82	1.03	0.03
	(3.75)	(3.41)			(13.71)				
(3 1965–83	0.04			−1.12	1.31		0.83	1.03	0.03
	(3.54)			(3.5)	(13.81)				
(4 1974–83	1.04	−1.43			1.38		0.72	1.07	0.04
	(1.35)	(2.34)			(9.76)				
(5 1974–83	0.02			−1.05	1.37		0.71	1.01	0.04
	(0.98)			(2.21)	(9.33)				
(6 1974–83	0.01					0.99	0.65	0.76	0.05
	(0.74)					(8.59)			
(7 1974–83	0.05		−0.98			1.14	0.67	0.82	0.05
	(1.94)		(1.93)			(8.48)			

* i — שיעור הריבית הנומינלי.

ראה הערות והסברים בלוח 2.

לוח 4

משוואות רגרסיה עם תיקון בגין מיתאם סדרתי — המשתנה התלוי, שיעור הריבית הנומינלי, 1965 עד 1983

(נתונים רבעוניים)

התקופה	הקבוע	S^*	S_t	S_{t-1}	π	$\hat{P}$	$\bar{R}^2$	MSE
(1 1965–83	0.04				0.79		0.56	0.03
	(3.25)				(9.02)			
(2 1965–83	0.05	−1.02			1.12		0.71	0.03
	(2.94)	(2.06)			(10.25)			
(3 1965–83	0.04			−0.77	1.0		0.72	0.03
	(2.99)			(2.06)	(10.0)			
(4 1974–83	0.05			−1.10	1.25		0.65	0.05
	(1.50)			(1.94)	(7.49)			
(5 1974–83	0.08					0.56	0.40	0.04
	(3.64)					(5.01)		
(6 1974–83	0.10		−0.68			0.65	0.43	0.04
	(3.73)		(1.40)			(5.06)		

הערות: ראה הערות והסברים בלוח 2. התיקון בגין מיתאם סדרתי מבוסס על פי משוואות Yule Walker, ראה Box, G.E.P., and Jenkins G.M., *Time series analysis, forecasting and control*, 1971.

בכל המשוואות שנעשה בהן תיקון בגין מיתאם סדרתי, בלוח זה ובלוח 5, הסתכם מקדם של משוואה אוטורגרסיבית של השאריות בסביבות 0.1 (דהיינו $\rho = 0.1$).

לגבי שיטת התיקון בגין מתאם סדרתי, בלוח זה ובלוחות האחרים, ראה: *Sas/ETS User's Guide*, Econometric and time-series library, 1980 edition.

לוח 5

משוואות רגרסיה עם תיקון למיתאם סדרתי — המשתנה התלוי* $\log(1+i)$, 1965 עד 1983
(נתונים רבעוניים)

משוואות רגרסיה	התקופה	הקבוע	S^*	S_{t-1}	$\log(1+\pi)$	$\bar{R}^2$	MSE
(1	1965–83	0.04 (3.70)			0.75 (8.82)	0.55	0.05
(2	1965–83	0.05 (3.27)	−0.93 (2.11)		1.1 (10.31)	0.72	0.03
(3	1965–83	0.04 (3.36)		−0.70 (2.2)	1.08 (10.24)	0.71	0.03
(4	1974–83	0.03 (1.40)			0.89 (6.09)	0.42	0.04
(5	1974–83	0.06 (2.10)	−1.30 (2.10)		1.16 (7.33)	0.62	0.04
(6	1974–83	0.05 (1.80)		−0.99 (2.03)	1.17 (7.14)	0.61	0.04

* i — שיעור הריבית הנומינלי.
ראה הערות והסברים בלוחות 2 ו־4.

התיקון הקטין את $\bar{R}^2$ ואת מקדמי t, אך גם אחריו נשארו האומדנים מובהקים. מקדם הציפיות האינפלציוניות ירד, לאחר התיקון, אל מתחת ל־1 — וזאת, כאשר אין כוללים במשוואות 16 ו־17 את שונות המחירים היחסיים. כאשר כוללים אותה, גדל מקדם הציפיות האינפלציוניות. בכל המשוואות הסוקרות את התקופות 1965 ועד 1983 וכן 1974 עד 1983, היה מקדם שונות המחירים היחסיים שלילי ומובהק — פרט לתקופה שלאחר המהפך הכלכלי, 1977 עד 1983 (ראה למשל לוח 6)[24].

תוצאה זו תואמת את ההנחה, שהוזכרה לעיל, בדבר הקשר החיובי בין שונות המחירים היחסיים לבין שיעור האינפלציה. (ראה לוח 1)[25].

בלוח 6 מוצגות התוצאות, כאשר המשתנה התלוי הוא שיעור הריבית הריאלי כפונקציה של שונות המחירים היחסיים. (ראה משוואה 16′). התוצאות אינן שונות עקרונית מאלו הנשענות על שיעור הריבית הנומינלי.

לכל התקופות, למעט זו שלאחר אוקטובר 1977, מתקבל קשר שלילי והדוק בין שיעור הריבית הריאלי לבין שונות המחירים היחסיים.

[24] נתוני הריבית מ־1974 ואילך מבוססים על אשראי הניתן במסגרת חח"ד, בעוד שנתוני הריבית בתקופה הקודמת הם במסגרת ניכיון שטרות. ההבדלים בשיעורי הריבית בין שני סוגי האשראי לא היו גדולים — אך כיוון שההגדרה של אשראי שונתה בתקופה זו, הערפנו להציג גם תוצאות מ־1974 ואילך. כפי שנראה בלוחות, אין הבדלים מהותיים בין השימוש בתקופה 1965 עד 1983 לבין ההישענות על התקופה 1974 עד 1983.

[25] המודלים השונים, שהורצו לגבי תת־תקופות, מראים שהתקופה 1977 עד 1983 — לאחר המהפך הכלכלי — שונה באופן מהותי מקודמותיה. בתקופה זו יש לשיעור הריבית הדולרי ולציפיות לשינויים בשער חליפין השפעה גם על שיעור הריבית המקומי. בגלל שינוי מבני זה, האומדן של כל התקופה 1965 עד 1983 הוא, כנראה, אומדן פחות משמעותי.

לוח 6

משוואות רגילות של רגרסיה (ללא תיקון ועם תיקון בגין מיתאם סדרתי) של שיעור הריבית הריאלי בתלוי בשונות המחירים היחסיים, 1965 עד 1983

(נתונים רבעוניים)

התקופה	הקבוע	הערך t	S	הערך t	$\bar{R}^2$	DW	MSE	ρ_1	ρ_2
1970–77									
משוואה רגילה	3.0	(5.6)	−13.8	(8.4)	0.72	1.9	1.95		
תיקון בגין מיתאם סדרתי	3.1	(7.3)	−14.2	(10.0)	0.81		1.90	0.11	0.29
1977–83									
תיקון בגין מיתאם סדרתי	4.0	(1.6)	−3.1	(0.7)	0.02		4.0	−0.4	−0.1
1970–83									
משוואה רגילה	2.7	(2.8)	−4.7	(1.8)	0.04	0.7			
תיקון בגיל מיתאם סדרתי	3.8	(2.8)	−8.7	(3.8)	0.22		3.2	−0.6	
1965–77									
משוואה רגילה	3.3	(10.5)	−14.5	(11.7)	0.75	1.8	1.65		
תיקון בגין מיתאם סדרתי	3.4	(12.2)	−14.6	(12.8)	0.79		1.65	0.01	0.19
1965–73									
משוואה רגילה	3.5	(11.4)	−16.8	(6.1)	0.55	1.6	1.17		
תיקון בגין מיתאם סדרתי	(3.5)	(9.7)	−15.8	(5.5)	0.53		1.19	−0.19	0.01
1965–83									
משוואה רגילה	2.9	(4.5)	−5.1	(2.6)	0.08	0.7	3.64		
תיקון בגין מיתאם סדרתי	3.6	(3.6)	−8.6	(4.4)	0.23		2.8	−0.6	−0.02

שיעור הריבית הריאלי מחושב על פי הנוסחה $r = \frac{1+i}{1+\hat{P}} - 1$.

כאשר $\hat{P}$ — שיעור האינפלציה בפועל;

i — שיעור הריבית הנומינלי;

S — סטיית התקן של המחירים היחסיים.

התיקון בגין המיתאם הסדרתי מבוסס על משוואות Yule-Walker — ראה Box and Jenkins, *op. cit*.

ρ_1, ρ_2 — הם מקדמי משוואה אוטורגרסיבית של השאריות.

בלוח 7 נעשה ניסיון לבדוק השפעות סימולטניות, כאשר גם משוואת שיעור הריבית נאמדה באופן סימולטני. ההשערה היא, ששונות המחירים וקצב האינפלציה משקפים, למעשה, גם השפעה של משתנים אחרים — ובמידה מסוימת הם הופכים להיות, במודל כללי יותר, למשתנים אנדוגניים. הצגת מודל כזה חורגת מתחום מאמר זה. בלוח 7 נעשה ניסיון לבדוק גם השפעה סימולטנית באמצעות הרצה בשני שלבים (two stage least square). בשלב הראשון הורצו אחוז האינפלציה ושונות המחירים היחסיים, כפונקציה של משתנים אקסוגניים — כשהאחרונים נבחרו מתוך משתנים שעליהם יש לממשלה שליטה, כגון שער החליפין הנומינלי או הוצאות הממשלה. בשלב השני חושבה רגרסיה של שיעור הריבית, כפונקציה של אחוז האינפלציה ושונות המחירים היחסיים המחושבים מהשלב הראשון. התוצאות בלוח 7 מאשרות, שוב, את הקשר השלילי בין שיעור הריבית לשונות המחירים היחסיים.

לוח 7

משוואות רגרסיה עם אומדן סימולטני של משוואת שיעור הריבית הריאלי — המשתנה התלוי, שיעור הריבית הריאלי, 1965 עד 1983

(נתונים רבעוניים)

התקופה	הקבוע	ערך t	שיעור האינפלציה	ערך t	שונות המחירים היחסיים	ערך t	$\bar{R}^2$
1965–77	4.3	(8.3)	−0.72	(10.1)			0.78
1965–71	7.4	(7.6)			−1.8	(8.3)	0.71
1965–77	6.1	(5.9)	−0.38	(2.0)	−0.9	(1.9)	0.82
1970–77	4.7	(7.6)	−0.76	(9.5)			0.79
1970–77	8.2	(7.1)			−1.9	(7.9)	0.72
1970–77	6.6	(6.2)	−0.42	(2.4)	−0.92	(2.0)	0.84
1977–83	7.6	(2.5)	−0.21	(1.5)			0.10
1977–83	12.0	(1.7)			−1.43	(1.2)	0.07
1977–83	10.2	(1.2)	−1.1	(0.4)	−0.75	(0.4)	0.09

הערות: האומדן הסימולטני נעשה בהרצה של שני שלבים. בשלב הראשון הורצו שיעור האינפלציה ושונות המחירים היחסיים כפונקציה של משתנים אקסוגניים. בשלב שני (כפי שמוצג בלוח) הורץ שיעור הריבית הריאלי, כפונקציה של שיעור האינפלציה המחושב מהשלב הראשון, וכפונקציה של שונות המחירים היחסיים המחושבת מהשלב הראשון. לחישוב שיעור הריבית הריאלי — ראה לוח 6.
המשתנים האקסוגניים שנבחרו הם קצבי עליות שער החליפין הנומינלי ואמצעי תשלום וכן ההוצאות הריאליות של הממשלה, בפיגור של עד שלושה רביעים.

6. סיכום ומסקנות

עבודת מחקר זו התרכזה בניתוח השפעתה של שונות המחירים היחסיים בתקופת אינפלציה על שיעורי הריבית. התברר, שקיים קשר שלילי בין שונות המחירים היחסיים לשיעור הריבית הריאלי: שונות זו מהווה סיכון למשקיע ומקטינה את הביקוש לאשראי ולהשקעות. קשר שלילי זה היה משמעותי בתקופה 1965 עד 1977 ונחלש, במידה רבה, לאחר המהפך הכלכלי של 1977.

נבדקה ההנחה המרכזית של המודל, בדבר הקשר החיובי בין שונות המחירים היחסיים לקצב האינפלציה, ואכן נמצא קשר כזה באופן אמפירי בתקופת 1965 עד 1977, אך הוא איבד את משמעותו לאחר המהפך הכלכלי ב־1977. ראוי לציין, כי הקשרים האמפיריים שנאמדו במאמר חלשים יותר בתקופה שלאחר 1977 — למרות שהאינפלציה המשיכה לעלות. ייתכן כי הסיבה לכך טמונה בהשפעת הדולריזציה שלאחר המהפך הכלכלי, ומכל מקום נראה שיש צורך לערוך בדיקה מקיפה יותר של תקופה זו.

למחקר זה נודעות השלכות לגבי חוק המיסוי בתנאי אינפלציה. חוק שהתעלם מהסיכון הכרוך במחירים היחסיים בתקופת אינפלציה. מתבקש אפוא ניתוח תיאורטי מעמיק יותר — שיטפל בצד המיסוי כדי להגיע למסקנות מקיפות. לסיכון שבשונות המחירים היחסיים יש השלכות הן על החלטות הפירמות בדבר ייצור והשקעה בתנאי אינפלציה, והן על החלטות בדבר חיסכון של פרטים. נושאים חשובים אלה ראויים לחקירה במסגרת מודל רחב יותר.

לוח 8

שיעורי האינפלציה, הריבית וסטיות התקן של המחירים היחסיים, 1965 עד 1983

(נתונים רבעוניים)

הרביע	שיעור האינפלציה	שיעור הריבית הנומינלי	סטיית התקן של המחירים היחסיים (17 ענפים)	סטיית התקן של המחירים היחסיים (116 ענפים)
1965/I	–	3.70	–	–
1965/II	–	3.85	0.72	–
1965/III	–	3.86	0.90	–
1965/IV	–	3.85	0.81	–
1966/I	–	4.00	1.24	–
1966/II	1.38	4.17	1.37	3.23
1966/III	1.06	4.32	2.30	3.25
1966/IV	1.02	4.32	1.23	2.09
1967/I	−0.12	4.20	1.10	2.14
1967/II	−0.18	4.00	0.42	1.08
1967/III	−0.51	3.80	0.87	1.42
1967/IV	0.30	3.55	1.37	2.02
1968/I	1.55	3.51	1.71	4.42
1968/II	0.82	3.43	0.60	3.37
1968/III	0.18	3.26	0.60	1.28
1968/IV	0.64	3.35	1.16	1.54
1969/I	−0.04	3.34	0.78	2.27
1969/II	0.63	3.55	0.64	1.20
1969/III	0.98	3.70	1.66	2.16
1969/IV	1.33	3.91	1.61	1.98
1970/I	1.82	4.22	1.68	2.45
1970/II	0.94	4.15	0.67	1.39
1970/III	2.74	4.16	1.00	2.20
1970/IV	5.27	4.20	2.12	3.09
1971/I	1.09	4.20	1.24	2.90
1971/II	0.63	4.37	0.74	1.80
1971/III	1.88	4.40	1.35	2.82
1971/IV	5.21	4.42	1.34	2.89
1972/I	1.81	4.44	2.33	3.48
1972/II	1.67	4.41	1.45	2.87
1972/III	2.05	4.41	2.21	2.71
1972/IV	3.49	4.49	3.50	4.27
1973/I	4.32	4.61	2.33	3.79
1973/II	6.92	4.66	2.90	4.61
1973/III	3.48	4.78	2.33	3.18
1973/IV	7.87	5.05	4.18	6.28
1974/I	15.74	5.07	7.14	9.61
1974/II	11.18	5.35	3.66	5.96
1974/III	7.71	6.03	4.24	5.63
1974/IV	14.53	6.19	7.69	9.74

לוח 8 (המשך)

הרביע	שיעור האינפלציה	שיעור הריבית הנומינלי	סטיית התקן של המחירים היחסיים (17 ענפים)	סטיית התקן של המחירים היחסיים (116 ענפים)
1975/I	12.41	6.14	5.06	6.81
1975/II	2.90	6.35	1.85	3.86
1975/III	1.44	6.76	1.28	2.20
1975/IV	7.93	7.37	2.45	4.34
1976/I	4.95	7.54	1.77	2.66
1976/II	8.73	7.68	3.68	5.38
1976/III	11.29	7.86	3.29	4.96
1976/IV	7.66	7.99	2.76	4.66
1977/I	6.03	8.08	1.44	3.76
1977/II	6.18	9.73	1.64	4.24
1977/III	8.31	9.73	2.41	4.22
1977/IV	16.32	9.73	3.06	5.16
1978/I	10.20	10.48	2.61	5.16
1978/II	10.36	10.48	4.45	6.01
1978/III	7.86	10.48	1.91	4.93
1978/IV	11.66	11.03	2.31	4.02
1979/I	11.99	12.99	3.06	4.95
1979/II	18.28	14.02	3.74	5.65
1979/III	20.86	17.71	3.95	5.69
1979/IV	21.63	23.41	5.24	7.81
1980/I	20.82	28.30	5.29	8.47
1980/II	22.45	26.86	3.81	9.13
1980/III	19.73	29.25	2.58	7.20
1980/IV	24.14	31.37	2.70	4.64
1981/I	22.05	28.68	3.29	5.99
1981/II	16.70	28.10	5.63	8.29
1981/III	16.83	28.42	4.70	6.67
1981/IV	17.37	27.80	3.19	5.06
1982/I	19.92	25.23	3.06	4.74
1982/II	21.32	24.48	3.11	4.52
1982/III	26.47	23.95	4.99	6.05
1982/IV	19.11	24.15	2.30	4.80
1983/I	17.36	24.35	2.71	4.65
1983/II	19.18	25.60	3.75	5.15
1983/III	21.94	29.15	4.13	5.63
1983/IV	43.53	33.96	4.47	8.37

הערות: שיעור האינפלציה מחושב מתוך מדד המחירים הסיטוניים של תפוקת התעשייה ליעדים מקומיים, לפי חישוב לוגריתמי (ראה נוסחה 15 בטקסט). שיעור הריבית הנומינלי מתבסס על נתונים מבנקים מסחריים.

המקור: ראה לעיל הערה 21 והטקסט שאליו היא מתייחסת.

סטיית התקן של המחירים היחסיים מחושבת על פי נוסחה של שונות לוגריתמית, (ראה נוסחה 15 בטקסט). הנתונים הם מדד המחירים הסיטוניים לפי שתי חלוקות: האחת, חלוקה ל־116 ענפים, והשנייה — ל־17 ענפים ראשיים.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 123-137
ISSN 0333-6484

תכנון אזורי מקרו־כלכלי
באמצעות מודל תשומה־תפוקה רב־אזורי (תתר"א)

דניאל פרימן, גרשון אלפרוביץ ויצחק וקסלר*

מבוא

מאז פיתח ליאונטייף מודל תשומה־תפוקה, משך המודל את תשומת ליבם של כלכלנים, מתכננים וקובעי מדיניות — שכולם ראו בו כלי רב־עוצמה ללימוד מבנה הכלכלה הלאומית, קשריה הפנימיים ומשמעותם לגבי תוכניות פיתוח לאומיות. התעניינות זו הביאה לפיתוחו המתודולוגי של המודל, וליישומו בתחומי ניתוח נרחבים בהרבה מאלה שנכללו בעבודתו הראשונה של ליאונטייף[1]. אחד מתחומי ההרחבה המעניינים ביותר, שבחקירתו הושקעו מאמצים רבים, הוא הכללת הממד האזורי במודל.

ההתעניינות הרבה במודלים של תתר"א נבעה מן האפשרויות הגלומות בהם לבחינה בו־זמנית של השלכות בין־ענפיות ובין־אזוריות של מדיניות הממשלה ברמות מקרו־כלכליות. התרומות הראשוניות בשטח זה הן של איסארד ושל מוזס[2], שהבינו כי ההנחות הבסיסיות עליהן נשען מודל תשומה־תפוקה ניתנות להרחבה טבעית ומיידית — כך שהמודל יאפשר מתן ביטוי הולם להבדלים בין־אזוריים בתהליכי הייצור, במבנה הסחר המרחבי ובמבנה השימושים הסופיים.

לשילוב הגורם האזורי במודל תשומה־תפוקה נודע ערך רב, לפחות משתי בחינות: ראשית, לכל מדיניות בתחום המקרו־כלכלה שנוקטת הממשלה, ישנן השפעות שונות על אזורים שונים. במרבית המקרים, ההשלכות האזוריות של המדיניות חשובות לא פחות מן ההשלכות שיש למדיניות ברמה הלאומית. חשיבותו של הגורם האזורי גוברת, ככל שגדלים ההבדלים ברמת הפיתוח בין האזורים. במקרים כאלה עשוייה הממשלה להעדיף תוכניות, שהשפעתן הכוללת מועטת אך תרומתן לצמצום אי־השוויון הבין־אזורי גדולה — על־פני תוכניות, שהשפעתן הכוללת רבה, אך כך גדולה גם תרומתן להרחבת אי־השוויון.

שנית, בניית המודל באמצעות מרכיביו האזוריים מגדילה, בדרך כלל, את אמינותו ואת דיוק תחזיותיו גם ברמה הלאומית.

המודל שנבנה נועד לבחון את ההשפעה הכלכלית של ההשקעה בתשתית, כולל מחנות צ.ה.ל. בהר הנגב והערבה, בנוסף להשקעות הפיתוח האזרחיות בתיעוש והתיישבות כאחת. ההשפעה נמדדת כיחס בין התפוקה הכוללת הנובעת לבין השימושים הסופיים, בכל אחד מן האזורים ובארץ כולה. היחס הזה נקרא כאן "המכפיל הכלכלי הכולל של התוכנית".

הצורך בבדיקה נובע מן העובדה, שבעוד אשר שני אזורים אלו מהווים 47 אחוז משטחה של מדינת ישראל, בתחום הקו הירוק, מתגוררים בהם רק 1.5 אחוז מן האוכלוסייה. גודל המכפיל הכלכלי הכולל של

---

* ד' פרימן וי' וקסלר הם חוקרים בכירים במרכז לחקר ההתיישבות ברחובות; ג' אלפרוביץ הוא חוקר במחלקה לכלכלה של אוניברסיטת בר־אילן. המודל נבנה במרכז לחקר ההתיישבות ברחובות לפי הזמנת חבל הנגב של המחלקה להתיישבות בסוכנות היהודית, 1981/2. תודת צוות המחקר נתונה למנהל מדור התכנון והפיתוח בחבל הנגב ולעובדיו, אשר טרחו באיסוף הנתונים של כל היישובים ובעיבוד מקדמי הייצור החקלאיים.

1 Leontieff, W., *Input-Output Economics,* New York, Oxford University Press, 1966 (257 p.).

2 Isard, W., "Some Empirical Results and Problems of Regional Input-Output Analysis", in W. Leontieff, (ed.) *Studies in the Structure of the American Economy,* New York, Oxford Press, 1953. Moses, L. N., "The Stability of Interregional Trading Patterns and Input-Output Analysis, *American Economic Review* 45, December 1955 (pp. 803–832); Moses L.

המעבר תלוי בגודל המכפיל של כל אחד מן הענפים הכלכליים בנפרד, ושל כולם ביחד, משנת 1980 עד לשנת 1995. מכפיל ענפי מוגדר כתפוקה הכוללת הדרושה במשק בכל הענפים, כדי לשווק יחידה אחת מהענף לשימוש סופי.

כדי לבצע את הבדיקה ננקטו הצעדים דלהלן: המודל נבנה בנתוני שנת הבסיס 1980/81 במחירי 1977/8; נערכה תחזית סימולאטיבית של ההשקעות ושל יתר השימושים הסופיים (דהיינו: צריכה פרטית וציבורית, יצוא) משנת 1980 עד 1995; המכפילים הענפיים והמכפיל האזורי הכולל חושבו לכל אחת מן השנים האלו. תהליך זה ותוצאותיו מתוארים להלן.

1. בניית המודל

מבנה המודל, המתואר בלוח 1, מפגיש שני מישורים: מישור היחסים הטכנולוגיים הבין־ענפיים ומישור יחסי־הסחר הבין־אזוריים. מישורים אלה מאפשרים להגדיר שתי מטריצות מקדמים: מטריצת מקדמים טכנולוגיים ומטריצת מקדמי הסחר.

א. מטריצת המקדמים הטכנולוגיים

בניית המטריצה מתבססת על ההנחה כי שימושי ענף J במוצרי ענף i, לצורך שימושי־ביניים, הם בשיעורים קבועים מתפוקת הענף J. יש במודל זה חולשה מסויימת, בכך שמתעלמים בו מן התחלופה בין גורמי הייצור — הנובעת משינויים המתרחשים במחיריהם של גורמי הייצור בין שנת הבסיס לבין שנת אופק התכנון. אולם מוצדק להשתמש בו, היות וכבר הוכח בספרות כי קצב השינוי השנתי הממוצע לכל ענף הוא איטי — ולכן מאפשר המודל לזהות ולמדוד גדלים של תלות בין־ענפית בטעות קטנה־יחסית.

כפי שניתן לראות מלוח 1, מסודרות המטריצות האזוריות לאורך האלכסון של מטריצה בגודל $NM \times NM$ (לפי N אזורים ו־M ענפים), כאשר יתר חלקי המטריצה מאופסים. טבלת תשומה־תפוקה של אזור אחד[3], לפי ניסוחו של ליאונטייף (לוח 2) מתארת רק יחסי תשומה־תפוקה בין־ענפיים. את הביטוי המטריציוני של היחסים בין הענפים לבין עצמם, ובינם לבין השימושים הסופיים והתפוקה ברוטו, ניתן לרשום בצורה הבאה:

$$X = AX + Y$$

כפי שניתן לראות, אין ניסוח זה מאפשר להעריך את גודל ההשפעה של כל אזור בתוך המדינה. מאחר שאינו מכיל פירוט אזורי של הגדלים ברמה הלאומית.

ב. שילוב מטריצת הסחר הבין־אזורי

מובן שהמגבלה הנובעת מחוסר הפירוט הבין־אזורי נעלמת, כאשר בונים את המודל עם פירוט אזורי. במקרה זה ניתן לרשום את המודל תוך שימוש בשתי מטריצות מקדמים: מטריצת המקדמים הטכנולוגיים ומטריצת מקדמי הסחר הבין־אזורי. את סך כל התפוקה ניתן עתה לרשום כמכפלה של מטריצת המקדמים הבין־ענפיים (הטכנולוגיים) ומטריצת מקדמי סחר הבין אזוריים. במקרה זה מתקבלת המשוואה המטריציונית דלהלן (לוח 2):

$$X = CAX + CY$$

כאשר C הוא מטריצת מקדמי הסחר הבין־אזורי

ולכן,

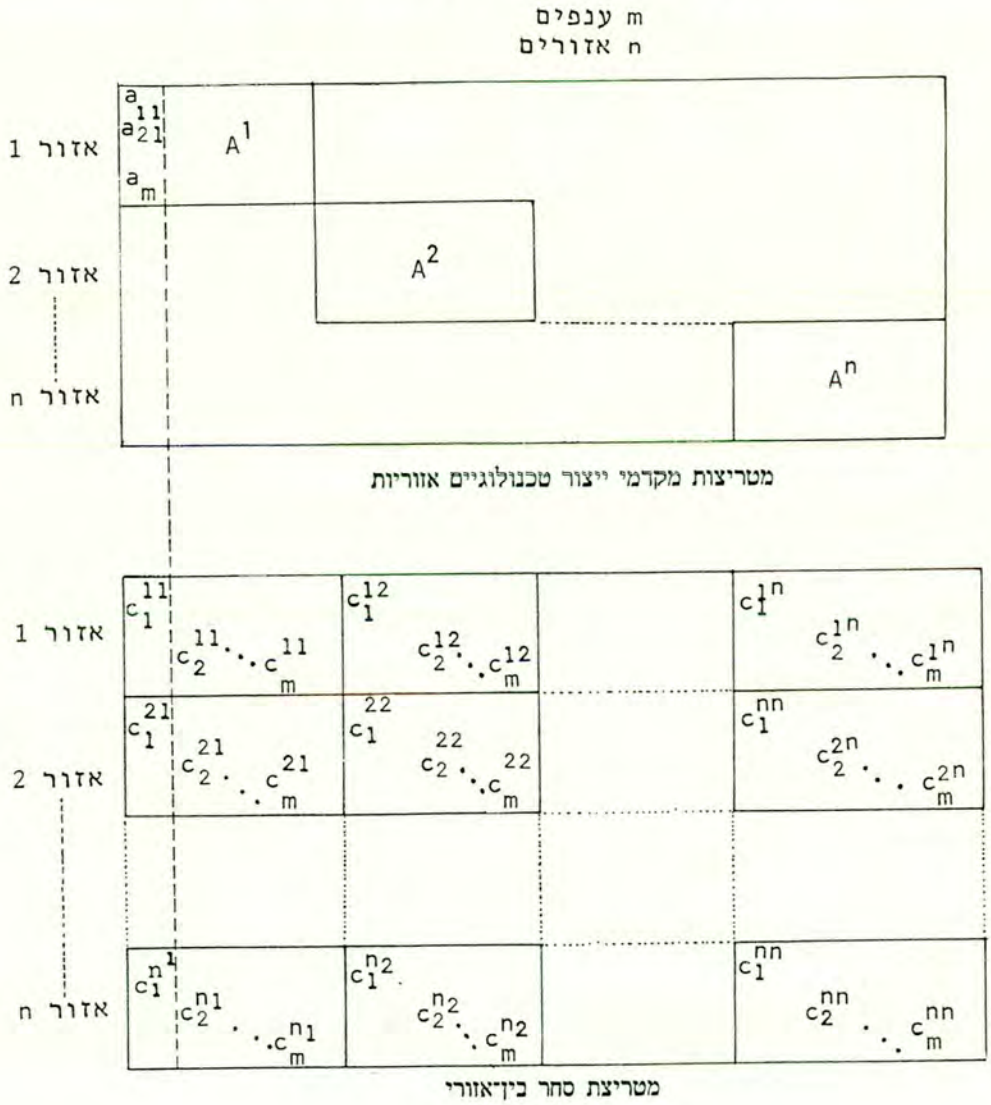
$$(I - CA)X = CY$$

---

3 זה נכון גם לגבי לוח יחיד של כל המדינה.

לוח 1

מטריצת מקדמים טכנולוגיים ומטריצת מקדמי סחר



תלות התפוקה והשימושים הסופיים היא עתה

$$X = (I - CA)^{-1}CY$$

ניתן להגדיר שני טיפוסים של מכפילים: **מכפיל מפולג**

$$B_1 = (I - CA)^{-1}C,$$

שהוא תוספת התפוקה ברוטו הנדרשת כדי לספק יחידת ביקוש באזור מסויים — כאשר מבנה הסחר

לוח 2

משוואות מטריציוניות

ניסוח של ליאונטייף (אזור אחד) הטבלה הארצית	מספר סידורי	ניסוח של קרן פולנסקי (*) (מספר אזורים) מודל תתר"א
$X = AX + Y$	.1	$X = CAX + CY$
כאשר: X תפוקה ברוטו = A מקדמים ישירים ת"ת=		כאשר: X,A,Y הם כמו אצל ליאונטייף, C; מטריצה C הם מקדמי סחר סחר בינאזורי לכל ענף
שימושים סופיים $Y = C + G + I + E$	.2	$X = CAX = CY$
$(I - A)\ X = Y$		$(I - CA)\ X = CY$
תפוקה ברוטו Y . $X = (I-A)^{-1}$ כפונקציה של Y :	.3	$X = (I - CA)^{-1}\ CY$
כל מקדם B_{ij} הוא $B=(I-A)^{-1}$ ביטוי לתלות בין-ענפית	.4	$B_1 = (I-CA)^{-1} . C$ $B_2 = (I-CA)^{-1} . I$
$X = BY$	.5	$X = BY$
הערה: מכפיל התפוקה B_j הוא סכום העמודה במטריצת ההיפוך $(I-A)^{-1}$.		הערה: המכפילים: מפולג: $B_1 = (I-CA)^{-1}.C$ בלתי מפולג: $B_2 = (I-CA)^{-1}I$

(*) Polenske, K., — *A Multiregional Input-Output Model Concept and Results,* Harvard Economic Research Project, July 1969; — *A Multiregional Input-Output Model for the U.S.A.,* H.E.R.P. Report No. 21, December 1970.

מכתיב, שהאזור ימשיך לקנות מכל הענפים בכל האזורים הן לצורכי ייצור והן לשימוש סופי (צריכה פרטית וציבורית, השקעה ויצוא) באותה פרופורציה בה הוא קונה עתה; **ומכפיל בלתי־מפולג**

$$B_2 = (I - CA)^{-1} \cdot I$$

המראה את תוספת התפוקה ברוטו הנדרשת כדי לספק יחידת ביקוש לשימוש סופי — כשזו מיוצרת כולה באזור עצמו — בעוד תשומות הביניים תבואנה ממקורות המוצא הנוכחיים, הן באזור עצמו והן ביתר האזורים, כפי שמוכתב על־ידי מטריצת הסחר. במלים אחרות, B_2 מבטא את הגודל של המכפיל — אם כל הביקוש לתוצר הסופי מיוצר באזור עצמו; אולם תוספת המוצרים כגורמי ייצור הנדרשת לצורך הייצור הזה

עשויה לבוא ממקורותיה הקודמים, ולכן יתבצע ייצור גורמי הייצור — אשר יחולל צורך בעובדים נוספים, כמוכתב במטריצת מקדמי זרמי הסחר — באזורים אחרים, בעיקר "יתר ישראל" ו"יתר העולם", וייובא לאזור שבו מדובר כאן.

כדי לבנות מודל כזה, המכיל מספר לוחות ת"ת בהשוואה ללוח יחיד של כל הארץ, יש לאסוף ולעבד יותר נתונים — במטרה להרכיב מטריצה טכנולוגית לכל אזור ומטריצת סחר בין־אזורית לכל ענף. לשם כך יש לאסוף נתונים אזוריים המתייחסים לארבע קבוצות עיקריות: מקדמים טכנולוגיים הנובעים מתשומת גורמי ייצור המתארים יחסי תשומה־תפוקה; מטריצות סחר בין־אזוריות; תפוקות אזוריות סופיות; ושימושים אזוריים סופיים (צריכה פרטית וציבורית, השקעות ויצוא).

המודל הנוכחי מכיל ארבעה אזורים כדלהלן: שני אזורים, שסביבם מתרכז המחקר ובהם נעשו הניתוחים — הר־הנגב ואזור הערבה לא כולל את ים־המלח ומפעליו[4] — ושני האזורים הדרושים על־מנת לסגור את המודל ברמה הלאומית והכוללים את "יתר ישראל" (כולל ים־המלח) ו"יתר העולם". המודל שנבנה הינו מודל "סגור", במובן שסקטור משקי הבית נלקח כסקטור אנדוגני בשימושי הביניים של הלוחות.

קושי פנימי הכרוך בשימוש במודל נובע מחוסר היציבות של מקדמי־הסחר, בעיקר באזורי פיתוח — בהם מביאה כל השקעה לצורכי ייצור, בסופו של דבר, לשינוי משמעותי במקדמי־הסחר. אולם דווקא תכונה זו מעניינת לצרכי תכנון, מאחר שמתבקש להניח אלטרנאטיבות תכנון על־ידי ניסויים וסימולאציות של מצבי סחר משתנים — כדי לתגבר את המכפיל האזורי על־ידי מפעלים המייצרים גורמי ייצור, שאותם קונה המפעל המסויים באזור בו הוא נמצא.

מאחר שחשוב לערוך ניתוחים וסימולאציות במהירות, כדי לאפשר הצגה בו־זמנית של מספר אלטרנאטיבות תכנון, פותחו דרכים לזירוז בניית המודל. במהלך הבנייה הוכנסו שינויים גם במטריצות הטכנולוגיות וגם במטריצות הסחר: במטריצות הטכנולוגיות נלקחו נתונים מן המפעלים הגדולים והמרכזיים, שנסקרו בענפים המרכזיים, ולגביהם ברור כי הטכנולוגיה שלהם שונה מן הממוצע הארצי; ביתר הענפים הונח כי הטכנולוגיה זהה לממוצע הארצי, ומקדמיהם הישירים נלקחו, לפיכך, מלוח תשומה־תפוקה של ישראל[5]. בבניית מטריצות הסחר נקבעו זרמי הסחר הבין־אזוריים על בסיס הנתונים דלהלן: מקדמי פילוג אזורי של תפוקות מסקרים בנגב; תפוקות אזוריות; ביקושים כוללים אזרחיים.

לא נדונות כאן השיטות של בניית מטריצות הסחר, מאחר שזה נושא בפני עצמו, אולם לשם הבהרה יש לדעת, כי העבודה התבססה על סקרים שנערכו במקומות דלהלן: במפעלים עצמם; בחנויות כלבו גדולות (סופרמרקטים, שק"ם); אצל סיטונאים גדולים אחרים; במערכות הציבוריות של רכישת מזון וביגוד למשרד הבטחון, למשטרה ולמוסדות החינוך.

2. ניתוח בעזרת מכפילי תפוקה (B_1, B_2)

מכפילי התפוקה מראים את גודל ההשפעה הכוללת, הישירה והעקיפה, כאשר הביקוש הסופי גדל ביחידה אחת. מכפילים אלה נותנים תמונה כללית של ההשפעות הכוללות שיש להביא בחשבון בכל תוכנית פיתוח. עיקר חשיבותם בכך, שהם מצביעים על סך כל ההשפעה של שינוי כלכלי על אזור אחד או יותר — מבלי שיידרש ביצוע סימולאציה של כל המודל. מודל תתר"א מאפשר ללמוד את הממד האזורי, ובכך הוא מוסיף ממד נוסף לתחזיות הנזכרות מן המודל הארצי[6].

---

4 אזור הר־הנגב הוא אזור טבעי מס' 40 (לפי הלמ"ס); אזור הערבה מקיף את כל אזור טבעי מס' 39 ואת חלקו הדרומי של אזור מס' 38.

5 ראה: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (היחידה לתשומה־תפוקה), **פרסום מיוחד מס' 625**, ירושלים, 1980.

6 ראה גם Freeman, D., Alperovich, G., Weksler, I., "Interregional — Input-Output Model — The Israeli Case", *Applied Economics, Vol. 17, No. 3, June 1985,* לדיון על מכפילים מפולגים ובלתי מפולגים במודל זה אשר נבנה בנתוני 1972/3; וכן ד', פרימן אלפרוביץ ג., וקסלר י', "נתוח כלכלי של תכניות לפתוח המגזר הכפרי בחבל אשכול". אצל א' רוזנמן (עורך), **התישבות ופתוח אזורי**, פרק ד' (עמודים 273–290), הוצאת "כתר" ירושלים 1984.

לוח 3

מכפיל ענף 02. השפעות רב־אזוריות ישירות ובלתי ישירות (מודל סגור 1981), מכפיל מפולג

	יתר ישראל	ערבה	הר הנגב	יתר העולם	סה"כ
1. גידולי שדה	0.165	0.000	0.001	0.000	0.166
2. בעלי־חיים	0.492	0.627	0.003	0.000	1.122
3. הדרים	0.017	0.000	0.000	0.000	0.017
4. חקלאות אחרת	0.054	0.000	0.000	0.000	0.055
5. כרייה וחציבה	0.003	0.000	0.000	0.000	0.003
6. בשר, דגים, שמן ומוצרי חלב	0.074	0.004	0.000	0.000	0.075
7. מוצרי מזון אחרים	0.543	0.111	0.017	0.000	0.671
8. טקסטיל	0.024	0.000	0.002	0.000	0.027
9. ביגוד	0.018	0.000	0.000	0.000	0.018
10. עור ומוצרי עור	0.006	0.000	0.000	0.000	0.006
11. עץ ונגרות	0.009	0.000	0.000	0.000	0.009
12. נייר ומוצריו	0.021	0.000	0.000	0.000	0.021
13. הדפסה והוצאה לאור	0.007	0.000	0.000	0.000	0.007
14. גומי ופלסטיק	0.014	0.000	0.000	0.000	0.014
15. כימיקלים ורפואות	0.036	0.000	0.000	0.000	0.037
16. דלק	0.076	0.000	0.000	0.000	0.076
17. זכוכית, קרמיקה, מלט ומוצריהם	0.006	0.000	0.000	0.000	0.006
18. מתכת בסיסית ומוצרי מתכת	0.035	0.000	0.000	0.000	0.036
19. מכונות	0.023	0.000	0.000	0.000	0.023
20. ציוד חשמלי ואלקטרוני	0.007	0.000	0.000	0.000	0.008
21. בניית ותיקון כלי רכב	0.005	0.001	0.000	0.000	0.007
22. יהלומים	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
23. תעשיות שונות	0.004	0.001	0.000	0.000	0.005
24. מכשירים מדוייקים ואופטיים	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001
25. בנייה למגורים	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
26. בנייה אחרת	0.008	0.003	0.000	0.000	0.012
27. אספקת חשמל	0.042	0.013	0.000	0.000	0.053
28. אספקת מים	0.042	0.009	0.000	0.000	0.052
29. שירותי אוטובוסים ומוניות	0.012	0.002	0.000	0.000	0.015
30. משאיות ורכבת	0.031	0.015	0.000	0.000	0.046
31. הובלה ימית	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
32. הובלה אווירית	0.006	0.001	0.000	0.000	0.006
33. אחסנה ותחבורה אחרת	0.005	0.000	0.000	0.000	0.005
34. תקשורת ודואר	0.011	0.001	0.000	0.000	0.012
35. מלונאות ושירותי אוכל	0.008	0.000	0.000	0.000	0.008
36. כספים, ביטוח, שירותים משפטיים	0.061	0.003	0.001	0.000	0.065
37. מוסכים, תיקונים ותחזוקה	0.010	0.007	0.000	0.000	0.017
38. שירותים אישיים ועבודות בית	0.023	0.004	0.000	0.000	0.028
39. מסחר	0.097	0.021	0.000	0.000	0.118
40. הוצאות כלליות	0.022	0.003	0.000	0.000	0.025
41. יבוא	0.000	0.000	0.000	0.417	0.417
42. משפחות — משקי בית	0.345	0.133	0.003	0.000	0.481
סה"כ	2.363	0.963	0.030	0.417	3.772

לוח 4

כל המכפילים הענפיים המפולגים — אזור מס' 2 $((I-CA)^{-1}\cdot C)$ מודל "סגור"

		יתר ישראל	ערבה	הר הנגב	יתר העולם	סה"כ
.1	גידולי שדה	2.897	0.005	0.027	0.351	3.280
.2	בעלי־חיים	2.363	0.963	0.030	0.417	3.772
.3	הדרים	2.382	0.003	0.006	0.316	2.707
.4	חקלאות אחרת	3.116	0.021	0.020	0.368	3.525
.5	כרייה וחציבה	1.385	1.838	0.010	0.393	3.626
.6	בשר, דגים, שמן ומוצרי חלב	3.246	0.522	0.019	0.479	4.267
.7	מוצרי מזון אחרים	2.328	0.569	0.058	0.525	3.480
.8	טקסטיל	2.587	0.004	0.152	0.487	3.230
.9	ביגוד	2.550	0.003	0.053	0.438	3.044
.10	עור ומוצרי עור	2.740	0.004	0.015	0.525	3.284
.11	עץ ונגרות	2.273	0.329	0.008	0.521	3.130
.12	נייר ומוצריו	2.104	0.002	0.004	0.628	2.739
.13	הדפסה והוצאה לאור	2.539	0.324	0.008	0.421	3.292
.14	גומי ופלסטיק	2.217	0.003	0.012	0.467	2.699
.15	כימיקלים ורפואות	2.223	0.003	0.010	0.489	2.725
.16	דלק	1.179	0.001	0.001	0.925	2.106
.17	זכוכית, קרמיקה, מלט ומוצריהם	2.484	0.016	0.108	0.449	3.056
.18	מתכת בסיסית ומוצרי מתכת	2.318	0.006	0.013	0.505	2.841
.19	מכונות	2.600	0.006	0.011	0.488	3.105
.20	ציוד חשמלי ואלקטרוני	1.138	1.072	0.007	0.454	2.671
.21	בניית ותיקון כלי רכב	0.951	1.782	0.008	0.648	3.389
.22	יהלומים	1.236	0.001	0.001	0.743	1.981
.23	תעשיות שונות	1.015	1.419	0.011	0.525	2.970
.24	מכשירים רפוויקים ואופטיים	2.892	0.006	0.010	0.530	3.437
.25	בנייה למגורים	1.242	1.708	0.016	0.392	3.358
.26	בנייה אחרת	1.309	1.745	0.015	0.446	3.515
.27	אספקת חשמל	1.292	1.165	0.004	0.646	3.107
.28	אספקת מים	1.426	1.524	0.006	0.457	3.413
.29	שירותי אוטובוסים ומוניות	1.249	1.122	0.006	0.281	2.658
.30	משאיות ורכבת	0.889	1.710	0.006	0.366	2.971
.31	הובלה ימית	1.432	0.110	0.003	0.683	2.227
.32	הובלה אווירית	1.662	0.568	0.006	0.671	2.906
.33	אחסנה ותחבורה אחרת	2.288	0.453	0.008	0.300	3.049
.34	תקשורת ודואר	1.857	0.803	0.008	0.360	3.029
.35	מלונאות ושירותי אוכל	2.619	0.033	0.011	0.269	2.933
.36	כספים, ביטוח, שירותים משפטיים	1.842	0.436	0.006	0.218	2.502
.37	מוסכים, תיקונים ותחזוקה	0.755	1.591	0.005	0.559	2.910
.38	שירותים אישיים ועבודות בית	1.738	1.319	0.010	0.366	3.433
.39	מסחר	1.422	1.181	0.007	0.247	2.858
.40	הוצאות כלליות	2.862	1.799	0.015	0.465	5.141
.41	יבוא	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
.42	משפחות — משקי בית	1.336	1.502	0.013	0.431	3.282
	ממוצע אריתמטי	1.90	0.66	0.02	0.48	3.06

מכון פאלק למחקר כלכלי
בנין פרץ נפתלי, הר הצופים
ירושלים 91905 טל. 02-883130

א. המכפילים המפולגים $(I-CA)\cdot C$

פתרון משוואות המודל שייבנה ניתן לייצוג על־ידי 168 מטריצות מקדמים. כל מטריצה נותנת תמונה של סך הביקוש הכולל הנדרש מכל ענף ואזור, כאשר מגדילים תפוקת ענף מסויים באיזור מסויים. מאחר שהמודל כולל 4 אזורים ו־42 ענפים, יתקבלו 168 מטריצות. לוח 3 מראה את המכפיל המפולג של ענף בעלי חיים (02) באזור הערבה (2). מתוצאות אלו ניתן ללמוד על ההשפעה שיש לפיתוח ענף מסויים באזור 2 על ענפים ואזורים אחרים. כך, למשל, מתוך כלל תוספת תפוקה בערך של 3.772 שקל, הנוצרת מהגדלת התפוקה הסופית של ענף 02 באזור הערבה, נוצרים 2.363 שקלים ב"שאר ישראל", 0.963 שקלים נוצרים בערבה, 0.03 שקלים בהר הנגב ו־0.417 שקלים הם תוספת היבוא הנדרש. במלים אחרות: למעלה ממחצית ההשפעה של פיתוח ענף בעלי החיים בערבה תורגש באזורים אחרים, במיוחד ב"שאר ישראל".

לוח 4 מראה את סכום כל אחד מהמכפילים המפולגים של כל הענפים (כולל ענף בע"ח) בערבה. בלוח זה דוגמא אחרת לענף, שפיתוחו בערבה בתנאים הנוכחים יהיה בעל השפעה מזערית על איזור הערבה, ענף "שאר החקלאות". כאן סך המכפיל הוא 3.525, אך תרומת הערבה עצמה במכפיל זה היא כמעט בלתי־משמעותית, ומסתכמת ב־0.021 שקל בלבד. תוצאה זו אינה מפתיעה, כאשר מביאים בחשבון כי כל מגוון הירקות והפירות המצוי בסך הצריכה הפרטית של תושבי הערבה מיובא מאזורים אחרים. בתחתית לוח 4 חושבו הממוצעים האריתמטיים של המכפילים ושל המכפילים האזוריים.

בחינת הממוצע האריתמטי, המייצג את ענפי הערבה והמופיע בתחתית לוח 4, מראה כי מתוך ממוצע של 3.06 שקלים לייצור שקל אחד לשימושים סופיים לערבה — תורמת הערבה עצמה רק 0.66 שקלים (21.5 אחוזים מהמכפיל), ואילו אזור "שאר ישראל" תורם 1.90 שקלים (62 אחוזים). התרומה של האזור השכן, הר הנגב, בלתי־משמעותית בהתאם למטריצת הסחר הנוכחית.

ב. המכפיל הבלתי־מפולג $[(I-CA)^{-1}I]$

מכפיל זה, להבדיל מקודמו, מבטא את כלל הגידול הדרוש בתפוקה — כאשר השימוש הסופי גדל ביחידה אחת, וכל התוספת מיוצרת באזור עצמו. בתנאים אלו, מובן שיש לצפות שחלקו של האזור במכפיל יגדל. לוח 5 מראה את סכום כל אחד מהמכפילים הבלתי־מפולגים של כל הענפים בערבה.

לצורך הדגמה אפשר לעיין במה שמתרחש בענפים מן הדיון הקודם, באזור הערבה, ולראות כי אכן במכפיל זה גדל חלקו של האזור: אם קודם היה חלקה של הערבה בענף בעלי־חיים (02) 0.963, עתה גדל חלקה ל־1.598 מתוך 3.82 שקל. ההבדל משמעותי עוד יותר לגבי ענף "שאר החקלאות" (04), שבו היה חלקה של הערבה 0.021 שקל מתוך 3.52 ועתה הוא גדל ל־1.581 שקל.

כעת ייסוב הדיון ממכפילים בודדים אל הממוצע האריתמטי של המכפילים המפולגים. חלקה של הערבה במכפיל הממוצע הוא 0.66 שקל (כפי שנראה מלוח 6), ואילו החלק שלה בממוצע המכפילים הבלתי־מפולגים הוא 1.58; חלקו של הר־הנגב בממוצע של המכפילים המפולגים הוא 0.41 שקלים, ואילו בזה של המכפילים הבלתי־מפולגים הוא 1.47.

אחת המסקנות המיידית המתבקשות מן המכפילים המובאים בלוחות דלעיל היא, כי ייצור כל הצריכה הנדרשת בנגב באזורי הנגב יעלה, כאמור, את חלקם של אזורי הנגב במכפיל: בהר־הנגב מ־0.41 ל־1.47, ובערבה מ־0.66 ל־1.58. אולם אפשר להתקדם צעד אחד (וזאת, אמנם, נעשה בשלב הבא של המחקר) ולשנות את מטריצת הסחר כך, שאותם ענפים המספקים שימושי ביניים לענפי הנגב יעברו לייצר בתוך אזורי הנגב[7].

---

[7] ראה המאמר: Alperovich, G., Freeman, D., Weksler, I. — "Regional; National Growth Impact Evaluation System" (Mimeo), Settlement Study Centre, Rehovot, 1984.

לוח 5

כל המכפילים הענפיים הבלתי־מפולגים, אזור מס' 2 ($(I-CA)^{-1}\cdot I$) ("מודל סגור")

	יתר ישראל	ערבה	הר הנגב	יתר העולם	סה"כ
1. גידולי שדה	1.479	1.576	0.008	0.445	3.507
2. בעלי־חיים	1.779	1.598	0.034	0.409	3.820
3. הדרים	0.850	1.551	0.005	0.316	2.772
4. חקלאות אחרת	1.265	1.581	0.008	0.310	3.163
5. כרייה וחציבה	1.378	1.855	0.010	0.394	3.636
6. בשר, דגים, שמן ומוצרי חלב	1.970	1.830	0.023	0.397	4.221
7. מוצרי מזון אחרים	1.752	1.747	0.024	0.456	3.979
8. טקסטיל	1.316	1.398	0.039	0.486	3.239
9. ביגוד	1.220	1.346	0.050	0.437	3.052
10. עור ומוצרי עור	1.329	1.443	0.010	0.523	3.296
11. עץ ונגרות	1.053	1.560	0.007	0.520	3.139
12. נייר ומוצריו	0.775	1.342	0.004	0.628	2.749
13. הדפסה והוצאה לאור	1.276	1.603	0.007	0.422	3.308
14. גומי ופלסטיק	0.835	1.400	0.011	0.467	2.712
15. כימיקלים ורפואות	0.856	1.417	0.006	0.489	2.768
16. דלק	0.121	1.065	0.001	0.925	2.112
17. זכוכית, קרמיקה, מלט ומוצריהם	0.988	1.645	0.013	0.442	3.088
18. מתכת בסיסית ומוצרי מתכת	0.924	1.413	0.006	0.504	2.847
19. מכונות	1.079	1.533	0.007	0.486	3.105
20. ציוד חשמלי ואלקטרוני	0.561	1.502	0.005	0.426	2.495
21. בניית ותיקון כלי רכב	0.951	1.782	0.008	0.648	3.389
22. יהלומים	0.130	1.110	0.001	0.743	1.983
23. תעשיות שונות	0.894	1.542	0.011	0.525	2.971
24. מכשירים מדוייקים ואופטיים	1.302	1.607	0.009	0.528	3.446
25. בנייה למגורים	1.242	1.708	0.016	0.392	3.358
26. בניה אחרת	1.309	1.745	0.015	0.446	3.515
27. אספקת חשמל	1.080	1.378	0.004	0.647	3.108
28. אספקת מים	1.041	1.912	0.006	0.458	3.416
29. שירותי אוטובוסים ומוניות	0.736	1.641	0.006	0.281	2.664
30. משאיות ורכבת	0.889	1.710	0.006	0.366	2.971
31. הובלה ימית	0.308	1.239	0.002	0.682	2.232
32. הובלה אווירית	0.639	1.602	0.005	0.670	2.916
33. אחסנה ותחבורה אחרת	0.917	1.843	0.007	0.300	3.067
34. תקשורת ודואר	0.862	1.804	0.007	0.359	3.032
35. מלונאות ושירותי אוכל	1.394	1.832	0.014	0.376	3.616
36. כספים, ביטוח, שירותים משפטיים	0.684	1.609	0.005	0.219	2.517
37. מוסכים, תיקונים ותחזוקה	0.755	1.591	0.005	0.559	2.910
38. שירותים אישיים ועבודות בית	1.153	2.121	0.010	0.417	3.700
39. מסחר	0.879	1.733	0.007	0.248	2.867
40. הוצאות כלליות	2.862	1.799	0.015	0.465	5.141
41. יבוא	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
42. משפחות — משקי בית	1.336	1.502	0.013	0.431	3.282
סה"כ	1.05	1.58	0.01	0.46	3.10

לוח 6

השוואת הממוצעים הארית־מטיים האזוריים של המכפילים

מס' סידורי	האזור	ממוצעים אריתמטיים: מכפילים מפולגים: שאר הארץ	ערבה	הר־הנגב	שאר העולם	סה"כ	מכפילים בלתי־מפולגים: שאר הארץ	ערבה	הר־הנגב	שאר העולם	סה"כ
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	שאר הארץ	2.51	0.01	0.02	0.48	3.03	2.55	0.00	0.01	0.46	3.02
2	ערבה	1.90	0.66	0.02	0.48	3.06	1.05	1.58	0.01	0.46	3.10
3	הר־הנגב	2.12	0.01	0.41	0.48	3.03	1.11	0.00	1.47	0.45	3.03
4	שאר העולם	1.72	0.02	0.07	0.64	2.44	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00

3. סימולאציה של השקעות פיתוח[8]

כדי לבדוק את המשמעות הכוללת של תוכניות פיתוח לאזורי הערבה והר הנגב של כל המשרדים הממשלתיים, של חבל הנגב, מחלקת ההתיישבות בנגב של הסוכנות ושל מפעלי הכרייה והתעשייה — עובדה תחזית של השימושים הסופיים ושימושי הביניים לכל אחת מן השנים הקרובות, המסתכמים לביקוש השנתי ברוטו. בתחזיות אלו הוערכו תוספות ההשקעה הממוצעות לכל שנה ושנה, ומהן נבחרו שתי שנים כדי לייצג את תוצאות מכפילי אופק התכנון בן חמש־עשרה השנים: שנת 1985 (לוחות 7 ו־8) המייצגת את ההשקעה והביקושים בשנים 1980–1988 ושנת 1990, המייצגת את ההשקעה והביקושים בשנים 1989–1995. כאן יש להדגיש, כי ההשקעות אינן כוללות שני נושאים גדולים: ים המלח, מפעליו והתיירות לחופיו, הכלולים ב"יתר ישראל"; תעלת ים־תיכון־ים־המלח והשלכותיה, כיוון שהתכניות טרם היו בנמצא (אולם כבר בוטלו עד הופעת פרסום זה).

א. הביקושים והמכפיל לשנת 1985

בלוח 7 מפורטות תוספות הביקושים הסופיים, ביקושי היצוא מן האזור והביקושים להגדלת הצריכה הפרטית ב"יתר ישראל" — אליהם צורפו ביקושי הבנייה (ענפים 25 ו־26) שב־1985 בערבה היו אמורים להסתכם ב־555.12 מיליון ל"י, כ־90 אחוז מכלל הביקושים הסופיים, שהם בסך 614.8 מיליון ל"י. הביקושים המפורטים בלוח 7 מחוללים תפוקה כוללת בסך 19,188.59, כמפורט בלוח 8. מלוח זה מחשבים את המכפיל הכולל של התוכניות (להלן "מכפיל כולל"), המוגדר כיחס בין סך תוספת התפוקה הכוללת לבין סך השימושים הסופיים.

מגמות הפיתוח העיקריות, העולות מההדגמה לשנת 1985, הן כדלהלן: המכפיל הכולל, ללא דיפרנציאציה אזורית, הוא 2.88 — מכפיל הנמוך מעט מממוצע המכפילים הענפיים. מכאן, שהושקע בעיקר בפיתוח ענפים שבהם המכפיל נמוך יחסית. אם תחושב ההתפלגות האזורית (שורה תחתונה בלוח 8) של "המכפיל הכולל", יתקבל מכפיל של 3.60 ב"יתר הארץ", 1.66 לאזור הערבה ו־0.63 לאזור הנגב. במלים אחרות, כל שקל השקעה בתוכנית משפיע בצורה משמעותית ביותר על "יתר ישראל", ומשפיע פחות, אך עדיין באופן חיובי, על אזור הערבה (1.66) — אולם השפעתו, בגודל 0.63 שקל, על אזור "הר־הנגב" נמוכה מגודל ההשקעה והצריכה. תוצאה זו נובעת בעיקר מכך, שעל־פי המבנה הנוכחי של

[8] פירוט מלא ראה ב"דו"ח ביניים מס' 1" של צוות המחקר הנוכחי בראשות ד' פרימן, המרכז לחקר ההתיישבות, רחובות, אוגוסט 1982.

הייצור בנגב נדרש בו יבוא נרחב של מוצרים מאזורים אחרים — ובכך קטנה השפעת התוכנית בהר־הנגב עצמו וגדלה ההשפעה ב"יתר ישראל".

לוח 7

השימושים הסופיים החזויים: סימולאציה לשנת 1985

	יתר ישראל	ערבה	הר הנגב	יתר העולם	סה"כ
1. גידולי שדה	0.71	0.00	0.00	19.20	19.91
2. בעלי־חיים	36.72	0.15	0.13	53.80	90.80
3. הדרים	7.90	0.03	0.03	0.00	7.96
4. חקלאות אחרת	61.50	0.26	0.23	81.90	143.89
5. כרייה וחציבה	0.00	0.00	0.00	9.00	9.00
6. בשר, דגים, שמן ומוצרי חלב	151.16	0.50	0.30	6.00	157.95
7. מוצרי מזון אחרים	150.80	0.51	0.31	0.00	151.62
8. טקסטיל	20.23	0.09	0.08	0.00	20.40
9. ביגוד	82.14	0.30	0.18	0.00	82.61
10. עור ומוצרי עור	20.85	0.10	0.06	0.00	21.01
11. עץ ונגרות	24.28	0.27	0.17	0.00	24.71
12. נייר ומוצריו	5.43	0.08	0.07	0.00	5.58
13. הדפסה והוצאה לאור	20.93	0.10	0.06	0.00	21.10
14. גומי ופלסטיק	10.57	0.09	0.12	0.00	10.78
15. כימיקלים ורפואות	63.44	0.15	0.10	6.00	69.69
16. דלק	52.55	0.17	0.10	0.00	52.87
17. זכוכית, קרמיקה, מלט ומוצריהם	3.55	0.01	0.01	20.00	23.57
18. מתכת בסיסית ומוצרי מתכת	99.20	0.06	0.22	3.00	102.47
19. מכונות	16.89	37.47	631.08	0.00	885.44
20. ציוד חשמלי ואלקטרוני	108.21	6.73	111.27	0.00	226.22
21. בניית ותיקון כלי רכב	104.71	0.13	0.09	0.00	104.93
22. יהלומים	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
23. תעשיות שונות	19.17	0.23	0.15	9.00	28.58
24. מכשירים מדוייקים ואופטיים	10.28	0.05	0.02	0.00	10.35
25. בנייה למגורים	0.00	370.00	96.00	0.00	466.00
26. בנייה אחרת	68.33	185.12	1300.50	0.00	1553.94
27. אספקת חשמל	33.47	0.16	0.13	0.00	33.76
28. אספקת מים	6.77	0.12	0.05	0.00	6.92
29. שירותי אוטובוסים ומוניות	60.65	0.26	0.24	0.00	61.15
30. משאיות ורכבת	55.93	0.18	0.20	0.00	56.31
31. הובלה ימית	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
32. הובלה אווירית	27.88	0.12	0.09	0.00	28.10
33. אחסנה ותחבורה אחרת	3.43	0.00	0.00	0.00	3.44
34. תקשורת ודואר	38.48	0.11	0.09	0.00	38.68
35. מלונאות ושירותי אוכל	80.74	0.26	0.15	17.00	98.15
36. כספים, ביטוח, שירותים משפטיים	96.45	1.22	0.69	0.00	98.37
37. מוסכים, תיקונים ותחזוקה	32.02	0.22	0.14	0.00	32.37
38. שירותים אישיים ועבודות בית	69.32	0.25	0.20	0.00	69.77
39. מסחר	324.69	1.33	1.19	0.00	327.21
40. הוצאות כלליות	41.21	0.21	0.14	0.00	41.56
41. יבוא	1073.71	5.04	3.94	0.00	1082.68
42. משפחות — משקי בית	585.83	2.75	2.15	0.00	590.73
סה"כ	3669.42	614,83	2150.66	205.70	6640.61

לוח 8

תפוקה ברוטו (חזויה): סימולאציה לשנת 1985

	יתר ישראל	ערבה	הר הנגב	יתר העולם	סה"כ
1. גידולי שדה	183.92	0.09	1.48	0.00	185.49
2. בעלי־חיים	452.31	6.57	2.47	0.00	461.34
3. הדרים	41.11	0.00	0.02	0.00	41.13
4. חקלאות אחרת	279.17	9.40	2.33	0.00	290.90
5. כרייה וחציבה	66.66	12.68	7.78	0.00	87.12
6. בשר, דגים, שמן ומוצרי חלב	484.68	5.62	0.00	0.00	490.30
7. מוצרי מזון אחרים	701.68	7.92	21.11	0.00	730.69
8. טקסטיל	175.67	0.00	16.48	0.00	192.16
9. ביגוד	214.93	0.00	0.43	0.00	215.36
10. עור ומוצרי עור	71.59	0.00	0.23	0.00	71.82
11. עץ ונגרות	159.93	8.85	25.22	0.00	194.00
12. נייר ומוצריו	87.18	0.00	0.00	0.00	87.18
13. הדפסה והוצאה לאור	88.59	0.45	0.08	0.00	89.12
14. גומי ופלסטיק	159.87	0.00	0.00	0.00	159.87
15. כימיקלים ורפואות	263.97	0.00	4.32	0.00	268.29
16. דלק	385.03	0.00	0.00	0.00	385.03
17. זכוכית, קרמיקה, מלט ומוצריהם	169.21	1.09	33.86	0.00	204.16
18. מתכת בסיסית ומוצרי מתכת	662.71	1.09	8.98	0.00	672.78
19. מכונות	864.73	0.60	1.56	0.00	866.89
20. ציוד חשמלי ואלקטרוני	383.64	13.98	1.19	0.00	398.87
21. בניית ותיקון כלי רכב	164.33	3.82	0.00	0.00	168.15
22. יהלומים	1.61	0.00	0.00	0.00	1.61
23. תעשיות שונות	61.97	2.92	0.00	0.00	64.89
24. מכשירים מדוייקים ואופטיים	21.61	0.00	0.00	0.00	21.61
25. בנייה למגורים	0.00	370.00	96.00	0.00	466.00
26. בנייה אחרת	767.95	189.82	679.38	0.00	1637.15
27. אספקת חשמל	207.55	6.07	0.19	0.00	213.81
28. אספקת מים	78.07	2.02	0.11	0.00	80.20
29. שירותי אוטובוסים ומוניות	173.85	5.27	2.66	0.00	181.78
30. משאיות ורכבת	253.30	25.56	21.60	0.00	300.46
31. הובלה ימית	0.20	0.02	0.00	0.00	0.22
32. הובלה אווירית	76.41	1.88	0.00	0.00	78.29
33. אחסנה ותחבורה אחרת	33.04	0.35	1.45	0.00	34.84
34. תקשורת ודואר	149.02	2.93	3.43	0.00	155.38
35. מלונאות ושירותי אוכל	156.91	3.72	1.11	0.00	161.75
36. כספים, ביטוח, שירותים משפטיים	577.46	7.91	33.28	0.00	818.83
37. מוסכים, תיקונים ותחזוקה	122.97	9.66	3.39	0.00	136.02
38. שירותים אישיים ועבודות בית	270.95	9.23	4.94	0.00	285.12
39. מסחר	1082.88	41.27	28.59	0.00	1152.74
40. הוצאות כלליות	230.94	11.75	14.64	0.00	257.34
41. יבוא	0.00	0.00	0.00	3545.59	3545.59
42. משפחות — משקי בית	3075.40	259.50	330.17	0.00	3665.07
סה"כ	13219.04	1021.93	1347.03	3545.59	19133.59
מכפיל כולל:	3.60	1.66	0.63		2.88

ההבדל המשמעותי בין מכפיל הנגב למכפיל הערבה נובע מאופי תוכניות ההשקעה וממבנה מטריצות הסחר בשני האזורים:

- מניתוח ההשקעות מסתבר, עיקר ההשקעות בהר־הנגב הוא בתעשייה עתירת־הון, ולא בתעשייה עתירת־עבודה; באזור הערבה, לעומת זאת, עיקר ההשקעות הן בתיירות, שהינה עתירת־הון ועבודה במידה שווה. הבדל זה מביא להשפעות מכפיל חזקות על ענף משקי הבית (ענף 42) בערבה והשפעות מכפיל נמוכות יותר על ענף משקי הבית בהר־הנגב.
- מן הראוי להזכיר, כי מניתוח מטריצות הסחר (שאינן מובאות כאן) של ענפי ההשקעה העיקריים בהר־הנגב, ובעיקר בענף "בנייה אחרת" (26), מסתבר כי יבוא מ"יתר ישראל" מספק כ־50 אחוז מן הביקוש באזור. ניתוח מקביל של ענפי ההשקעה העיקריים וענף "בנייה אחרת" בערבה מלמד, כי הביקוש באזור זה מסופק בתוך האזור עצמו — ללא צורך ביבוא מ"יתר ישראל".

ההבדל בין מכפילי התוכניות האזוריות בנגב ובערבה, המתבטא בסיכום התוצאות דלעיל, מובא גם בלוח 9 לשם השוואה עם התוצאות לשנת 1990.

ב. הביקושים והמכפיל לשנת 1990

הנתונים לשנה זו חושבו באותה דרך שבה הושגו התוצאות לשנת 1985, לכן מובא כאן רק סיכום התוצאות, כדלהלן:

לוח 9

השוואה של גודל המכפילים, 1985, 1990

השנה	פירוט המכפיל הכולל			מכפיל כולל
	ערבה	הר־נגב	"יתר ישראל"	
1985	1.66	0.63	3.60	2.88
1990	1.76	0.28	3.32	2.76

מהשוואת התוצאות מסתבר, כי המכפיל הכולל ופילוג השפעתו בערבה וב"יתר ישראל" כמעט אינם משתנים בין 1985 ל־1990 — אולם גודל המכפיל בהר־הנגב ילך ויקטן, אם לא יחול שינוי משמעותי בתוכניות. אפשר כבר עתה להסיק, כי בהר־הנגב תיווצרנה בעיות תעסוקה אשר תלכנה ותחמרנה עם השנים.

4. סיכום ומסקנות

להלן תוצאות של אומדן ההשפעה הכלכלית של השקעות פיתוח, מטעם כל הגורמים בערבה ובהר־הנגב בין שנת 1980 לשנת 1987 — כולל ההשקעה הכרוכה בהעברת צה"ל מסיני[9]. נעשה שימוש בכלי זה, מאחר שגלומה בו האפשרות לפלג את ההשפעה הכוללת בין שני האזורים שלעיל, מחד־גיסא, ו"יתר ישראל" מאידך. התוצאות מבוטאות בגודלם של **מכפילי התעסוקה** הענפיים **במכפיל הכולל** שלה, ההשקעות והצריכה.

[9] מובן, שאי־אפשר לאמוד ולכן גם לא נאמד הערך הכלכלי של הגנה על המדינה.

א. מכפיל ענפי

המכפיל הענפי מבטא את הביקושים הישירים והעקיפים הנדרשים מכל ענף, כדי לייצר יחידה אחת ממנו לשימוש סופי. גודלו של מכפיל זה מתפלג לאזורים השונים, לפי גודל תרומתם לאותו מכפיל, ובכך הוא נותן תמונה כללית של ההשפעות הכוללות שיש להביא בחשבון בכל תוכנית פיתוח. עיקר חשיבותם של מכפילים ענפיים בכך, שהם מצביעים על־סך כל ההשפעה של שינוי כלכלי על אזור אחד — מבלי שהיה הכרח לבצע סימולאציה של כל המודל. במודל הנוכחי חושבו מכפילים משני טיפוסים:

א. **מכפיל מפולג**, המבטא את תוספת התפוקה הנדרשת כדי לספק יחידת ביקוש באזור מסויים, כאשר על־פי מבנה הסחר ימשיך האזור לקנות מכל הענפים בכל האזורים — הן לשימוש סופי והן לייצור — באותם יחסים שהוא קונה עתה.

ב. **מכפיל בלתי־מפולג**, המראה את תוספת התפוקה ברוטו הנדרשת כדי לספק יחידת ביקוש לשימוש סופי, שתיווצר רק באזור עצמו — בעוד שתשומות הביניים תבואנה במתכונת המקורות הנוכחיים באזור עצמו וביתר האזורים. הייצור העצמי של האזור לצורכי שימוש סופי מגדיל את חלקו של האזור במכפילים הענפיים ומבטא צורך בעובדים נוספים באזור. אפשר, כמובן, גם להגדיל את המכפיל — על־ידי העברת ענפים המספקים לשימושי ביניים אל תוך האזור, ולא להניח שיצרנים באזורים אחרים ימשיכו לשלוח אותם לאזור.

כל אחד משני טיפוסי מכפילים אלה עשוי להיגזר ממודל "פתוח" או מודל "סגור". במודל ה"פתוח" כולל המכפיל רק וקטורים של שימושי־הביניים של ענפי ייצור ושירותים. במודל "סגור" נכלל, נוסף לכך, גם וקטור עבודה של הצריכה הפרטית (ובמקביל שורה 42, שורת עלות השכר) מה שנותן ביטוי להגדלת הצריכה הפרטית הנוספת, הנובעת מן הביקוש הנוסף לגורמי ייצור וצריכה עקב התוכנית עצמה.

להלן המסקנות העיקריות העולות מניתוח המכפילים הענפיים.

קיימת תלות כלכלית חזקה ביותר של הערבה ושל הר־הנגב בכלכלת "שאר הארץ". הגדלת הביקוש וההיצע של כלכלות האזורים האלה תהיה בעלת השפעה משמעותית ב"שאר־הארץ" והשפעה פחותה — בהרבה באזורים עצמם. המכפיל הסגור המפולג לענף בעלי־חיים, למשל, גבוה למדי — 3.772 שקלים לכל שקל לשימוש סופי. חלקה של הערבה עצמה במכפיל זה רב יחסית לענפי ייצור אחרים — 0.963; אולם חלקה במכפיל הסגור הבלתי־מפולג גדול עוד יותר — 1.598 מתוך 3.82. משמעות הממצא היא, כי אם תיווצר כל התצרוכת מענף בעלי־חיים בערבה — יהיה המכפיל גבוה יותר. בדוגמה זו, חלקה של הערבה במכפיל המפולג הוא, כאמור, גבוה למדי — משום שתוצרת החלב הנמכרת בה מיוצרת ומעובדת בערבה עצמה (מחלבת יוטבתה); אולם חלק מתוצרת בעלי־החיים מאותו ענף, כגון בשר וביצים, אינם מן הערבה עצמה.

לשם השוואה, ההתפלגות האזורית של המכפיל המפולג של ענף "שאר החקלאות" מעידה בבירור, כי חלקה של הערבה אינו משמעותי — וגודלו 0.021 שקלים מתוך מכפיל של 3.52 שקלים; ואילו חלקה במכפיל הבלתי־מפולג, מתוך 3.16 שקלים, מגיע למחצית מגודל המכפיל, בסך 1.58 שקלים.

מכאן, שניתן לעמוד על המשמעות האמיתית של התכנון באזורים השונים ועל האפשרויות לסימולאציה ענפית בעזרת כלי זה — המאפשר ללמוד את גודל התרומות האזוריות מתוך המכפיל הכולל, מחד־גיסא, ואת האפשרויות להגדלתן, מאידך.

מסתבר, כי ההתבוננות בגודלם של המכפילים מאפשרת למתכנן לאמוד את מידת ההשפעה של פעילויות השקעה בענף מסויים באמצעות לימוד מבנה המכפילים. מן הראוי להדגיש, כי כאשר מוסיפים להשקעה בענף מרכזי בערבה ובהר־הנגב השקעה בבניית תעשיות התורמות לו גורמי ייצור, אפשר להגדיל את חלקו של האזור במכפיל. שינויים כאלה מודגמים באמצעות שינויים סימולאטיביים במטריצת הסחר, שיוצגו בהמשך המחקר, ההולך ומתבצע.

מהשוואת הממוצעים האריתמטיים של המכפילים המפולגים והבלתי־מפולגים מסתבר, כי חלקה של הערבה בממוצעם של המכפילים המפולגים הוא 0.66 מתוך 3.06 שקלים — והוא עולה ל־1.58 מתוך 3.10 שקלים בממוצעים של המכפילים הבלתי־מפולגים. תופעה דומה מתגלה במכפילי הר־הנגב.

ב. מכפיל התוכנית הכולל של השקעות וצריכה

המודל הורץ על תוכניות הפיתוח של אזורי הערבה והר־הנגב בכל אחת מחמש־עשרה השנים 1980–1995. מתוצאות ההרצה מסתמנות המסקנות הבאות:

א. מכפיל התוכנית הכולל נע בין הגדלים של 2.76 ל־2.88 מבחינה ארצית. ומבחינה זו הוא מכפיל חיובי.

ב. מכפיל התוכנית של אזור הר־הנגב נמוך בהרבה מזה של הערבה, וגודלו הולך וקטן לקראת סוף תקופת התכנון. מאחר שגודלו קטן מיחידה, הרי משמעותו מבחינת פיתוח הר־הנגב היא שלילית.

ג. ניתוח ההתפלגות של תוספות התפוקה המקומית בין האזורים מראה, כי חלקו של הר־הנגב קטן לאורך תקופות התכנון — הן באופן מוחלט והן בהשוואה לאזור השכן, הערבה.

ולסיום: הממצאים של שני סוגי המכפילים מלמדים, כי בתוכניות הפיתוח שלא עברו ניתוח מקרו־כלכלי קיימת סבירות גבוהה להטיית התכנון — וכי מודל תתר"א הוא כלי מתאים ביותר לניתוח מסוג זה.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 139–146
ISSN 0333-6484

ביקוש הסקטור הציבורי, המחיר היחסי ועידוד היצוא

יעקב רוזנברג*

ניתוח ההשפעות על סחר החוץ לפי גישת המוצרים הסחירים, הרווחת בספרות בשנים האחרונות, מאפשרת מַתַן ביטוי תיאורטי חד יותר לסוגיה של השפעת לחצי הביקוש המקומיים — בעיקר הביקוש הציבורי — על היצוא, או בניסוח החדש יותר: השפעת הביקוש הממשלתי למוצרים הבלתי סחירים על היצוא[1].

בישראל התגבשה הדעה, כי הביקוש הציבורי משפיע שלילית על גודל היצוא — בצד השפעתם של רווחיות היצוא והיקף הסחר העולמי. בהמשך יובאו ממצאים אמפיריים התומכים בדעה זו.

במקביל לכך מוטרדת המדיניות הכלכלית בישראל מן הקושי להעלות את רווחיות היצוא באמצעות פיחות נומינלי, קושי שמקורו בקשרי גומלין אמיצים בין מחירי יבוא, מחירים מקומיים ושכר — המבטלים, כמעט מיידית, השפעה ריאלית של פיחות נומינלי. כפתרון לכך הועלתה הצעה לחזור לשיטת הסבסוד הישיר ליצוא[2] (כדרך להגדלת רווחיותו, העדיפה על סבסוד באמצעות אשראי מוזל — שיטה שאיננה מתחשבת ברכיב הערך המוסף ביצוא, והיא בלתי־יודאית, בגלל הקשר שלה לשיעור האינפלציה).

מאמר זה בא לתאר כיצד מנוצל ניסוח המודל של מוצרים סחירים ובלתי־סחירים, כדי להציג אפשרות, שלפיה לא ניתן להגדיל את היצוא באמצעות שיפור רווחיותו — אם קיימת סברה, שהגדלת היצוא מחייבת גם הקטנה בו־זמנית של הביקוש למוצרים בלתי סחירים. כל הסובר, כי צמצום הביקוש הציבורי הוא המדיניות הנכונה — סובר, באורח סמוי, כי אין טעם לחפש דרכים לשפר את רווחיות היצוא כתחליף לצמצום הביקוש הציבורי.

בסעיף הראשון מוצגים ממצאים אמפיריים, המצביעים על השפעה בלתי־תלויה של הביקוש למוצרים בלתי־סחירים ושל המחיר היחסי (או רווחיות היצוא). בסעיף השני נבחן מה משתמע מהנחת אי־תלות זו, באמצעות מודל תיאורטי. בסיום מובאות המלצות לגבי המדיניות לעידוד היצוא.

1. השפעות הביקוש למוצרים בלתי סחירים והמחיר היחסי — ממצאים אמפיריים

הממצאים האמפיריים בדבר תגובות היצוא הישראלי, המוצגים בסעיף זה, מוכיחים — לפחות ממבט ראשון — שהשפעת הביקוש למוצרים בלתי־סחירים על היצוא אינה תלויה בהשפעת המחיר.

א. מחקרים קודמים

לפי דו"ח בנק ישראל לשנת 1980, הגידול הכמותי ביצוא הסחורות בשיעור של 11 אחוזים, ושל היצוא התעשייתי (למעט יהלומים) ב־17 אחוזים מיוחס לירידת הביקושים המקומיים. רווחיות היצוא לא גדלה בשנה זו, והואט גם קצב הצמיחה בשוקי היצוא של ישראל[3].

---

* אוניברסיטת בר־אילן.

1 למשל: A.R. Cooper, K. Hartley (1970), *Export Performance and the Pressure of Demand,* Allen & Anwin, London. Zilberfarb, B. (1980), Domestic Demand Pressures, Relative Prices and the Export Supply Equation — More Empirical Evidence. *Economica.* Ball, R.J., Eaton, J.R., and Steur, M.D. (1966), The Relationship Between U.K. Export Performance in Manufactures and the Internal Pressure of Demand. *Economic Journal* 76, pp. 501–508.

2 למשל, פרופ' מ. מיכאלי בהרצאתו בכנס האגודה הישראלית לכלכלה, אוניברסיטת בר־אילן, 14.6.81.

3 דו"ח בנק ישראל, 1980, עמ' 21–22.

ירידת הביקושים התבטאה בשנת 1980 בעיקר בירידת הצריכה הפרטית. מעניין לציין, שזו ירדה בעיקר במוצרים כמזון — שרב בהם הרכיב הבלתי סחיר. "שנת 1980 חורגת מן הכלל ... הצריכה לנפש של מוצרי המזון ירדה ב־9 אחוזים(!). ב־1976, לשם השוואה, ירדה ההכנסה הריאלית לנפש ב־9 אחוזים, וההוצאה לצריכת מזון, דלק ומאור הצטמצמה באחוז אחד בלבד"[4].

אם ניתוח זה נכון, הרי שמדובר בשנה בה רווחיות היצוא והיקף הסחר העולמי נשארו קבועים. מכאן, שהקטנת הביקוש המקומי והקטנת הביקוש למוצרים הבלתי־סחירים ולא השיפור במחיר היחסי — היא שגרמה, במישרין, להגדלת היצוא.

מסקנה דומה ניתן להסיק ממחקרים אמפיריים על תגובות היצוא לאורך זמן: בפונקציית היצוא שבמודל האקונומטרי של המשק הישראלי[5] מופיעה הצריכה הציבורית המקומית (מחולקת במדד כושר הייצור של המשק) כמשתנה מסביר, לצידו של משתנה שער החליפין האפקטיבי בתקופת אבטלה. בפונקציות יצוא הסחורות וסך היצוא, מקרמי שני המשתנים נמצאו מובהקים. גמישות המחיר שהתקבלה היא 0.26, ואילו עלייה של אחוז אחד בצריכה הציבורית (כאשר כושר הייצור של המשק נשאר קבוע) מקטינה את היצוא בשיעור של כמחצית האחוז.

זילברפרב (1980) אומד משוואה ליצוא התעשייתי לשנים 1955–1975 בניסוח דומה לזה של הלוי[6]. כמו הלוי, כלל זילברפרב בה את המשתנה "תשואה יחסית ליצואן" — אולם הוסיף למשוואה את המשתנה "הפער בין התוצר הפוטנציאלי לבין התוצר בפועל", כמשתנה המייצג את לחצי הביקוש המקומיים. הוא מצא, כי משתנה פער התוצר היה מובהק ביותר, והכללתו גרמה לירידת גמישות המחיר מ־0.9–1.3 (שנמצאה אצל הלוי) ל־0.5–0.8.

בניסוח אלטרנטיבי של משתנה המחיר [$(P = \max(P_t, P_{t-1})$] נמצאו משתני המחיר ופער התוצר מובהקים עוד יותר. (ערכי הסטטיסטי t היו 6.1 ו־3.5, בהתאמה.) אגב, מעניין לציין, שבמחקריהם של הלוי וזילברפרב נמצאה התכונה של צמיחה מוטת יצוא, תכונה שאינה מתגלה במשוואת היצוא של בנק ישראל (1978).

ב. פונקציית יצוא מנתונים רבעוניים: 1974–1980

כדי לבחון אם גם בפונקציית יצוא פשוטה, המבוססת על הנתונים של השנים האחרונות, ניתן לראות השפעה מובהקת של שני משתנים — האחד מייצג את המחיר היחסי, ומשנהו את הביקוש למוצר הבלתי־סחיר — הורצה רגרסיה מנתונים רבעוניים במשך התקופה ינואר 1974–מארס 1980 (23 תצפיות). המשתנה הוא היצוא התעשייתי הריאלי בדולרים (בלוגריתמים), X, המוסבר על־ידי שלושה משתנים: Q — מדד הייצור התעשייתי (בלוגריתמים); R — התמורה היחסית ליצואן בתעשייה[7] (בלוגריתמים); U — שיעור האבטלה, כאינדיקטור ללחצי ביקוש למוצרים.

ההנחה היתה, שהמשתנים המסבירים ישפיעו על היצוא בפיגורים שונים: שיעור האבטלה אמור להשפיע על גידול היצוא בטווח הקצר, ולכן השפעתו תהיה מיידית. לעומתו משפיע המחיר על היצוא בפיגור ממושך למדי, ואילו הגידול בתפוקה ישפיע על גידול היצוא בפיגור בינוני. בגלל הנחה זו, נבחנו קומבינציות שונות של פיגורים במשתנים המסבירים.

המשוואה הטובה ביותר היא:

$$X = -6.96 + 1.85Q_{-2} + 0.89R_{-4} + 0.11U$$
$$(9.80) \quad (6.52) \quad (3.37) \quad (4.86) \qquad R^2 = 0.951,$$
$$D.\ W = 2.08$$

---

4 שם, עמ' 17.

5 ארטשטיין, י', וידר, פ', זוסמן, צ', מרידור, ל', מודל אקונומטרי למשק הישראלי, מחלקת המחקר, בנק ישראל ירושלים, 1978.

6 הלוי, נ', "פיחות, מחירים יחסיים והיצוא של ישראל", בספר של נ' הלוי, מ' מיכאלי, סוגיות בסחר החוץ של ישראל, מכון פאלק, ירושלים, 1972.

7 שימוש במשתנה־מחיר אחר, "רווחיות היצוא התעשייתי יחסית לתשומות", נתן תוצאות דומות.

משוואה זו מציגה צמיחה מוטת יצוא של תוצר התעשייה והשפעה מובהקת של שני המשתנים: המחיר היחסי ושיעור האבטלה. גמישות המחיר היא 0.9 לגבי התמורה היחסית, בעוד שעלייה של נקודה אחת בשיעור האבטלה מעלה את היצוא ב־11 אחוזים.

מעניין גם מבנה הפיגורים. היצוא ברביע הנתון מושפע ביותר משיעור האבטלה באותו רביע ומן המחיר ששרר בשנה אחת קודם לכן. הגידול בתפוקה משפיע על היצוא בפיגור של חצי שנה.

לוח 1 מאפשר לעמוד על מבנה הפיגורים ביתר פירוט. ברגרסיות המוצגות בלוח, הורצו כל המשתנים המסבירים עם פיגור אחיד — תחילה ללא פיגור, ולאחר מכן עם פיגור של בין רביע אחד לארבעה רביעים. מקדם המחיר גדל, בדרך כלל, כשהפיגור היה גדול יותר — וגמישות המחיר הגיעה ליחידתית, ולרמת המובהקות הגבוהה ביותר, בפיגור של ארבעה רביעים.

השפעת שיעור האבטלה, לעומת זאת, הולכת ופוחתת — הן בגודל המקדם והן במובהקות: בפיגור של ארבעה רביעים יורדת המובהקות של מקדם שיעור האבטלה לגבול המובהקות.

ייתכן, שירידת ההשפעה החיובית של שיעור האבטלה, ככל שחולף זמן רב יותר — מקורה בכך, ששיעור אבטלה גבוה ברביע השוטף גורם להגדלת היצוא; אולם, הגידול ביצוא תורם, מניה וביה, לירידת שיעור האבטלה ברביעים הבאים.

לוח 1

מקדמי הרגרסיה בפיגורים אחידים (המספרים בסוגריים הם ערכי t)

הפיגור	Q	R	U	R^2	$D.W.$
t	1.59 (3.79)	1.03 (2.49)	0.12 (3.33)	0.907	1.33
$t-1$	2.26 (5.74)	0.40 (1.02)	0.13 (3.55)	0.906	1.35
$t-2$	2.37 (6.06)	0.27 (0.70)	0.10 (2.70)	0.906	1.35
$t-3$	1.81 (4.26)	0.84 (1.98)	0.08 (2.03)	0.908	1.13
$t-4$	1.65 (3.56)	0.96 (2.08)	0.09 (1.88)	0.883	1.26

ג. פונקציית יצוא — מדגם בינלאומי

כדי לבדוק אם תכונת המובהקות של שיעור האבטלה ומשתנה המחיר בפונקציית יצוא היא תכונה כללית, קובצו נתוני היצוא הריאלי של עשר מדינות מפותחות[8], לכל אחת מן השנים 1960–1979. אלו מדינות, שבהן חלו השינויים הניכרים ביותר בשערי החליפין הריאלי שלהם במרוצת התקופה הנדונה. היצוא הריאלי (EX) הוסבר באמצעות:

א. התוצר הלאומי הגולמי הריאלי, Y.

ב. מדד שער החליפין הריאלי, P.

ג. מדד שיעור האבטלה, $UG = Uij/\bar{U}i$ — כאשר Uij הוא שיעור האבטלה במדינה ה־i $(i = \ldots 10)$ בשנת j $(j = 1960 \ldots 1979)$, ו־$\bar{U}i$ הוא שיעור האבטלה הממוצע במדינה i בתקופה 1960–1979.

[8] המדינות הן: אוסטריה, אוסטרליה, בלגיה, גרמניה המערבית, דנמרק, הולנד, נרווגיה, צרפת, שוודיה ושוויץ. מקור הנתונים: United Nations, Statistical Yearbook, 1970, 1980.

ד. סך היצוא העולמי כמדד לסחר העולמי. (XW).

משוואת היצוא שהתקבלה היא:

$$EX = -39.48 + 0.17Y + 0.09P + 0.04XW + 2.4UG$$
$$(-3.75)\quad (35.56)\quad (3.15)\quad (4.88)\quad (2.64)\qquad R^2 = 0.887$$

(בסוגריים — ערך הסטטיסטי t).

קל לראות, כי כל המקדמים מובהקים — בכללם גם משתנה המחיר ומדד שיעור האבטלה.

וריאציה לוגריתמית למשוואה זו נתנה תוצאות פחות טובות (L המופיע לפני המשתנה בא לציין לוגריתמים של המשתנה).

$$LEX = -7.24 + 0.87LY + 0.27LP + 0.72LXW + 0.05UG$$
$$(-4.33)\quad (32.58)\quad (1.81)\quad (4.81)\quad (1.52)\qquad R^2 = 0.885$$

ממשוואה זו מתקבל, כי גמישות המחיר היא כ־0.3, והעלאת שיעור האבטלה לשיעור הכפול מן הממוצע הרב־שנתי (שיעור האבטלה הנורמלי?) מגדילה את היצוא ב־5 אחוזים.

ד. אינטרפרטציה של הממצא האמפירי

הממצאים האמפיריים נראים חד־משמעיים. עם זאת, הצגתם של שני המשתנים — המחיר היחסי (או הרווחיות היחסית) והביקוש למוצר הבלתי־סחיר — כמשתנים מסבירים בלתי תלויים בפונקציית היצוא מעוררות שאלה של אינטרפרטציה, שלגביה נמצא בספרות שתי גישות השונות עקרונית זו מזו: גישה ראשונה טוענת, כי תיאורטית, לא יהיה זה נכון לכלול את שני המשתנים יחד כמשתנים מסבירים, משום הקשר הקיים בין שניהם: השינוי בביקוש למוצר הבלתי־סחיר משפיע על היצוא באמצעות מחירו היחסי. כאשר גדל הביקוש למוצר זה, חלה עלייה במחירו וירידה במחיר היחסי של היצוא (המוצר הסחיר) וכתוצאה מכך — קטנה כמותו. לפי גישה זו, תוסבר מובהקות שני המשתנים ברגרסיה כנובעת מן המתודה הסטטיסטית ומגבלות הנתונים.

גישה שנייה רואה באי התלות בין המשתנים, המוסקת מן הממצא האמפירי, ביטוי למודל תיאורטי, שלפיו היצוא אכן מושפע מכל אחד משני המשתנים. באופן כללי, מבוטאת גישה זו בטענה, שבמשק דינמי קיים חוסר שכלול בשוק (market imperfections).

התאמת שתי הגישות למסגרת מודל דו־סקטורי של מוצרים סחירים ובלתי־סחירים תגלה, שהגישה הראשונה טוענת למעשה למצב של שיווי משקל בשווקים של שני המוצרים — בעוד שהגישה השנייה צריכה להישען על הטענה, ששינויים במחיר היחסי ושינויים בביקוש למוצר הבלתי־סחיר מתרחשים במצב של העדר שווי משקל.

2. השפעות הביקוש למוצר הבלתי־סחיר והמחיר היחסי על היצוא — בחינה תיאורטית

א. המודל

באמצעות מודל פשוט של שיווי משקל חלקי ניתן להציג את הקשר בין שתי הגישות, שהובאו בסעיף הקודם, בעניין הכללתו של הביקוש למוצר הבלתי־סחיר בפונקציית היצוא — לבין הנחת שיווי המשקל בשוק. המודל בנוי על חלוקת המוצרים במשק לסחירים ובלתי־סחירים, חלוקה הרווחת בספרות[9]. הואיל

[9] M. Bruno (1978): "Exchange Rates, Import Costs and Wage — Price Dynamics", Journal of Political Economy, 86, 379–404. M. Bruno (1976): "The Two-Sector Open Economy and the Real Exchange Rate", *American Economic Review*, 66, 566–77.

והדיון הוא בביקוש המשתנה של הממשלה למוצר בלתי־סחיר, מוצר שרכיב העבודה בו גבוה. נבחר מודל המציג את התפתחויות הייצור דרך שוק העבודה.

מניחים משק המייצר שני מוצרים: מוצר ליצוא (x) ומוצר לשימוש מקומי (y), שמחירו P. מחיר מוצר היצוא, ביחידות מטבע חוץ, נקבע בחו"ל ל־1, ואת שער החליפין e (e שקלים ליחידת מטבע חוץ), קובעת הממשלה. שער החליפין הריאלי הוא איפוא: $q = e/P$.

שני המוצרים מיוצרים באמצעות עבודה בלבד, כשכוח העבודה הכולל (L) קבוע (ההון קבוע בכל סקטור). את המוצר הביתי מייצרות הן פירמות פרטיות והן הממשלה, ומשום כך הכמות המבוקשת של עובדים לממשלה (g) נקבעת אקסוגנית. הביקוש הכולל לעבודה של כל יצרני המוצר הביתי (LDy) יגדל כאשר תגדיל הממשלה את הביקוש שלה לעובדים, אך הוא ירד אם יעלה השכר הריאלי בגלל ירידת הביקוש של הפירמות. השכר הריאלי הרלבנטי הוא השכר הריאלי ליצרן המקומי (w): $w = W/P$ — כאשר W הוא השכר הנומינלי.

את מוצר היצוא מייצרות פירמות פרטיות בלבד. ביקושן לעבודה (LDx) הוא פונקציה יורדת של השכר הריאלי ליצואן w_x:

$$w_x = \frac{W}{e} = \frac{W/P}{e/p} = \frac{w}{q}$$

בכל עת חייבת להתקיים מגבלת כוח העבודה: $L_x + L_y = L$

L_x, L_y הם מספר העובדים **בפועל** בענף המוצר הביתי ובענף היצוא, בהתאמה.

אם שוק העבודה בשיווי משקל, נקבע w אנדוגנית — כש־q ו־g הם המשתנים האקסוגניים, ומשום כך גם השכר ליצואן ($w_x = w/q$) נקבע אנדוגנית. אם, לעומת זאת, אין שיווי משקל בשוק העבודה — ייקבע גם w אקסוגנית בנוסף ל־q ול־g. נסביר זאת באמצעות דיאגרמה 1.

עקומת הביקוש לעבודה של יצרני Y (LD_y) מצויירת כלפי הראשית O_y עבור $g = g_0$ ועקומת הביקוש של יצרני X (LD_x) מצוירת כלפי הראשית עבור $q = q_0$. המרחק O_yO_x הוא כוח העבודה הכולל במשק.

אם שורר שיווי משקל בשוק העבודה, ייקבע השכר הריאלי ברמה w^*, והשוק יקצה את כוח העבודה בין שני הענפים: L_x^* בסקטור היצוא ו־L_y^* בסקטור הביתי. גידול ביצוא יתרחש בגלל השינויים ב־w/q, השכר ליצואן[10].

אם הביקוש הממשלתי לעובדים יקטן מ־g_0 ל־g_1, תזוז עקומת LD_y שמאלה ל־LD_y'. הקטנת הביקוש לעובדים תקטין את השכר הריאלי, ולכן ייקטן w/q והיצוא יגדל — כפי המוצג בידי חץ 1 בדיאגרמה 1. אם, לעומת זאת, יבוצע פיחות — תזוז עקומת הביקוש לעובדי יצוא ל־LD_x': השכר הריאלי אמנם יעלה, אולם שיעור העלייה יהיה נמוך מן העלייה ב־q — מה שיגרום לירידה ב־w/q, ובעקבותיה יעלה היצוא (חץ 2 בדיאגרמה 1).

בהנחת שיווי משקל בשוק העבודה, ההשפעות של w/q ושל g על היצוא אינן בלתי תלויות. תהא זו טעות לכלול את שניהם כמשתנים מסבירים בפונקציית היצוא[11].

אולם אם קיימת הנחה שהשכר הריאלי קשיח ברמת w_0 ועקומות הביקוש לעבודה הן LD_y ו־LD_x — כי אז ייווצר בשוק עודף ביקוש לעבודה, החייב "להתחלק" בדרך כלשהי בין הסקטורים. אם הביקוש הדומיננטי במשק הוא ביקושם של יצרני המוצר הביתי, יהיה מספר העובדים בפועל בייצור המוצר הביתי L_y^0, השווה לכמות המבוקשת; ואילו בסקטור היצוא יעבדו בפועל L_x^0, עובדים, מספר הנמוך מן המבוקש, כשעודף הביקוש מתנקז כולו לתחומו של סקטור היצוא[12].

---

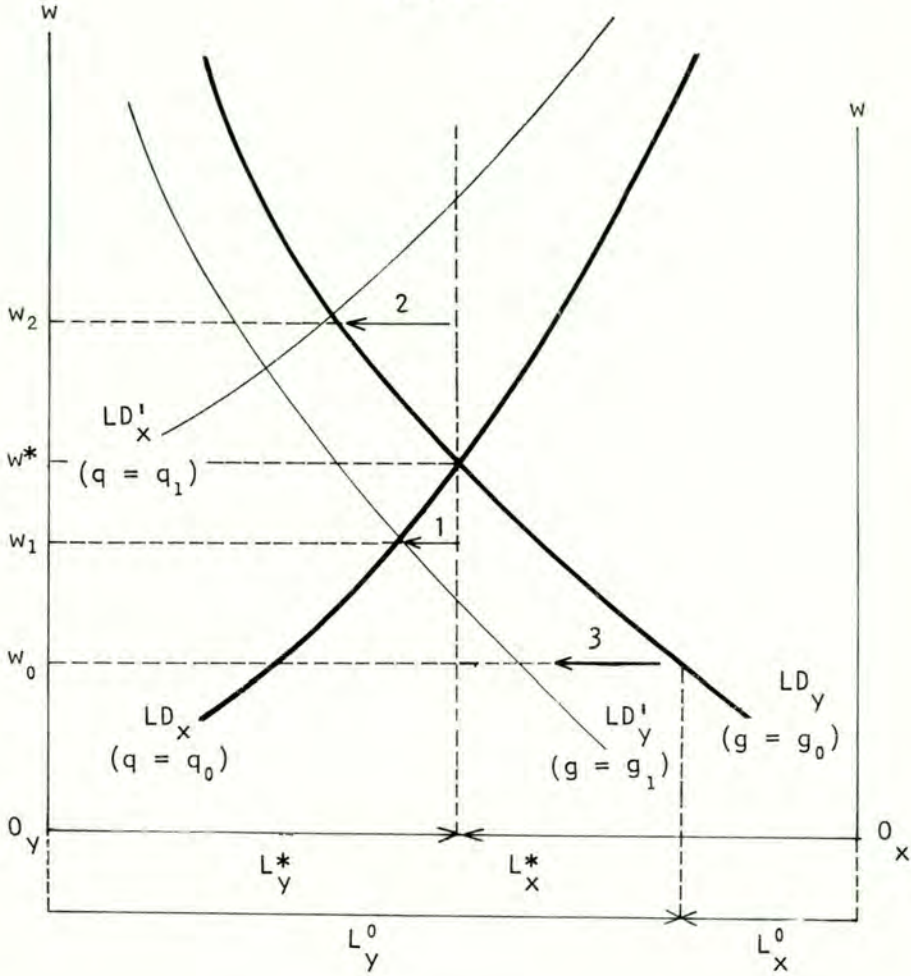
[10] זהו המושג המקביל לרווחיות היצוא ביחס לתשומות, שבו נעשה שימוש ברוחות בנק ישראל.

[11] או, במונחים "מקצועיים" יותר, מקדמי המשתנים יהיו מוטים, משום ש־w/q הוא משתנה אנדוגני.

[12] התוצאות המעניינות כאן מתקבלות כאשר מניחים, שעודף הביקוש מתחלק בין שני הסקטורים. שאלת הקצאת הכמות בתנאים של חוסר שיווי משקל בשוק היא, שאלה, שטרם נפתרה למעשה — חרף העיסוק בה בשנים האחרונות.

דיאגרמה 1

שוק העבודה



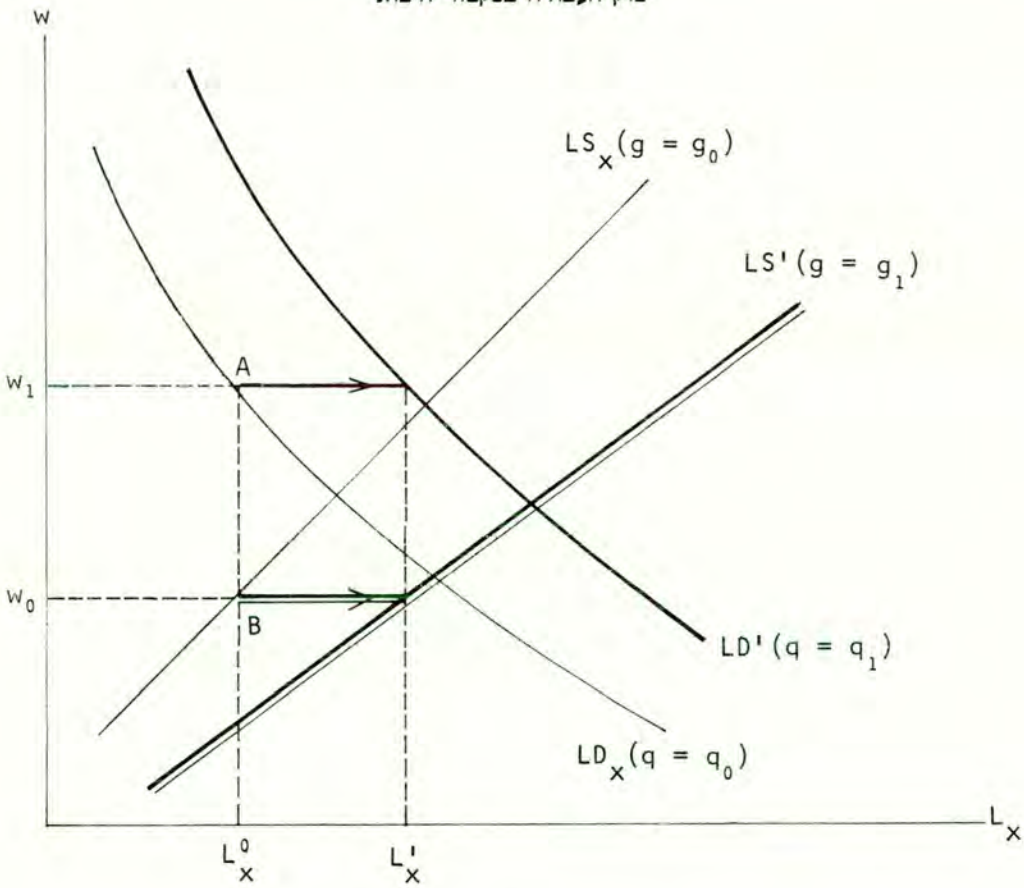
אם במצב זה יקטן הביקוש הממשלתי לעובדים מרמת g_0 לרמת g_1, תזוז עקומת הביקוש LD_y שמאלה — כך שסקטור היצוא יקלוט את העובדים, שישתחררו מן הסקטור הציבורי, ללא שינוי ב־w/q (חץ 3 בדיאגרמה 1). כך גדל היצוא, בהשפעתו הישירה של g, ללא תיווכו של משתנה המחיר היחסי.

ב. מסקנות ממצב אי שיווי משקל

כדי להסיק את כל המסקנות לגבי מדיניות עידוד היצוא, בתנאי חוסר שיווי משקל, יוגדר היצע העובדים ליצוא ככלל כוח העבודה במשק פחות הביקוש לעובדים של יצרני המוצר הביתי ($LS_x = L - LD_y$), בהתבסס על ההנחה הקודמת של דומיננטיות הביקוש המקומי. היצע העובדים ליצוא יהיה איפוא פונקציה עולה של השכר הריאלי ופונקציה יורדת של ביקוש הממשלה לעובדים. בדיאגרמה 2 מותווית עקומת היצע זו כעקומה עולה, עבור $g = g_0$. עקומת הביקוש לעובדי יצוא מותווית בדיאגרמה 2 עבור $q = q_0$.

דיאגרמה 2

שוק העבודה בסקטור היצוא



בהנחה כי השכר הריאלי נקבע אקסוגנית, הוא נע חליפות וב"קפיצות" — מרמה נמוכה, w_0 בדיאגרמה 2, שבה הוא מתייצב לתקופה מסוימת, לרמה גבוהה, w_1, שאף בה הוא נשאר קבוע לתקופת־מה. ברמה הנמוכה יוצר השכר הריאלי עודף ביקוש לעובדי יצוא, שאת כמותם בפועל קובעת עקומת ההיצע; וברמה הגבוהה הוא יוצר עודף היצע לעובדים, כך שכמותם בפועל נקבעת לפי עקומת הביקוש. תיאור זה של התנודות בשכר בא כדי לקבוע תנאים של אי שיווי משקל כרקע להתרחשויות בשוק[13].

[13] אנו מתירים לעצמנו לבסס ניתוח על הנחת המצב של "Non market clearing" ולהשתמט, למעשה, ממתן הסבר למצב כזה. רשות מעין זו כבר ניטלה בספרות בהשפעתם של בארו וגרוסמן, שביססו מודל מקרו־כללי על הנחה זו. במבוא לספרם הם כותבים: Although the discussion stresses the implication of exchange at wages and prices which are inconsistent with general market clearing, we provide no choice theoretic analysis at the market clearing process itself... Consequently we do not realy explain the failure of markets to clear... Unfortunately, the development of a convincing theory at the market-clearing process represents a still unsolved puzzle. (R. Barro & H. Grossman: Money Employment and Inflation, Cambridge University Press 1976, p. 6). עם זאת, מעניין להצביע על התכונות הבאות של מצב אי שיווי משקל, הנגזרות מן

עלייה בשער החליפין הריאלי, מ־q_0 ל־q_1, מזיזה את עקומת הביקוש ימינה ל־LD', ואילו ירידה בביקוש הממשלתי לעובדים, מ־g_0 ל־g_1, מזיזה את עקומת ההיצע ימינה, ל־LS'. אולם, אם נמצא השוק במצב של עודף ביקוש (נקודה A בדיאגרמה 2) יגדל מספרם של עובדי היצוא, מ־L_x^0 ל־L_x', רק כתוצאה מהקטנת הביקוש הממשלתי לעובדים! עליית שער החליפין הריאלי (והירידה ב־w/q) לא תשפיע על מספר עובדי היצוא בפועל. ההפך הוא הנכון לגבי מצב של עודף היצע: כאן יחול גידול במספר עובדי היצוא, רק כתוצאה מהירידה ב־w/q — שמקורה בעליית q — ואילו להקטנת g אין כלל השפעה.

אם המצב המתואר לעיל הוא המייצג נכונה את שוק העבודה למוצר היצוא, אזי מוצדקת הכנסתם של המשתנים w/q ו־g כמשתנים מסבירים בלתי תלויים בפונקציית היצוא — כאשר המשתנה הראשון הוא הדומיננטי בהשפעתו על היצוא במצב של עודף היצע, והשני דומיננטי בתנאים של עודף ביקוש. מסקנות אלו הולמות יפה את הממצא האמפירי[14]: בשנים בהן הפיחות נעשה באבטלה כלשהי (כמו סוף 1967), תרמו הפיחותים להגדלת היצוא, ואילו בשנים של תעסוקה מלאה לא היתה לפיחות השפעה על היצוא."

3. מדיניות לעידוד היצוא — המלצות

ההשלכה מכל האמור לעיל לגבי המדיניות לעידוד היצוא ברורה: בתנאים של עודף ביקוש יש להקטין את ביקוש הממשלה למוצר הבלתי סחיר (שירותי עבודה), ולהימנע מהעלאת שער החליפין. מדיניות הפוכה מזו דרושה בתנאים של עודף היצע.

לכאורה, זו מסקנה ידועה — אך לא כן הדבר. הנימוק המקובל, שלא להמליץ על פיחות נומינלי בתנאים של תעסוקה מלאה, מתבסס על הטיעון — שפיחות כזה יישחק עד מהרה ולא יתבטא בפיחות ריאלי[15]. טענת הגישה של העדר שיווי המשקל חזקה בהרבה: זו באה לומר, שאפילו יתבצע פיחות ריאלי — או גידול ברווחיות היצוא באמצעות מתן סובסידיות, למשל — לא יועיל הדבר להגדלת היצוא, כאשר קיימים תנאים של עודף ביקוש.

לעומת זאת, הקטנת הביקוש הממשלתי תגדיל את היצוא — אפילו לא תשופר רווחיות היצוא במקביל.

ההנחות דלעיל על התנהגות השכר: ראשית, כאשר משתנה השכר "במהירות" מ־w_0 ל־w_1 לא ישתנה מספר המועסקים בפועל: בסקטורים השונים ובסקטור היצוא הוא יישאר L_x^0; שינוי יתחולל רק במצב שוק עובדי היצוא: מעודף ביקוש לעודף היצע. שנית, אם יימצא השכר באותו מספר תקופות שווה הן ב־w_0 והן ב־w_1 — כי אז יהיה השכר הממוצע עקבי, לאורך זמן, עם רמת שכר של שיווי משקל, w^*.

[14] ליטוין, א', מרידור, ל', "אמצעי מדיניות והשפעתם על היצוא ועל שכר החליפין הריאלי", עיונים בכלכלה 1977, פאלק ואי"ל, 1978.

[15] זהו הנימוק שמביאים גם ליטוין ומרידור (1978) כהסבר תיאורטי לממצא, שהפיחות לא הועיל לעידוד היצוא בשנים של תעסוקה מלאה.

ב. תעשייה ותחבורה

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 149–157
ISSN 0333-6484

ציפיות בתעשייה הישראלית

ג'ימי וינבלט ואביה ספיבק*

מאז פרסום עבודתו הקלאסית של Cagan[1] על היפר־אינפלציות באירופה, ועל תפקידן המכריע של הציפיות בתהליך האינפלציוני, מייחסת התיאוריה הכלכלית חשיבות רבה לשאלות הקשורות באומדן ציפיות, טעויות עקיבות בציפיות והדרך שבה בונה הציבור את תחזיותיו. גם לאחר שהובהרו הבעיות התיאורטיות הקשורות בציפיות, נותרה הבעיה הקשה של שילובן בעבודות מחקר אמפיריות. גישות שונות רווחות בספרות האמפירית:

1) החוקר מניח, שהציפיות נוצרו לפי מכניזם מסוים או כמה מכניזמים אלטרנטיביים (לדוגמא: בציפיות אדפטיביות מניחים, שהתחזית לתקופה הבאה היא ממוצע משוקלל בין התחזית לתקופה הקודמת לבין הגודל בפועל בתקופה הקודמת), ובודקים איזה מהם הוא המתאים ביותר לנתונים, מבחינה סטטיסטית.

2) החוקר מניח, שהיחידות הכלכליות מתנהגות לפי היגיון מסוים, ושהציפיות מהוות פועל יוצא של היגיון זה, כפי שהוא משתקף בנתונים. לדוגמא: שער החליפין בשוק עתידי למטבע חוץ תלוי בציפיות בדבר שיעור השינוי בשער בעתיד בשוק נקודתי; ההפרש בין השער הנקודתי לשער העתיד יוכל לשמש כקירוב לציפיות הללו.

3) איתור הציפיות על סמך סקרים. גישה זו נפוצה פחות בגלל המגבלות הטכניות של השגת הנתונים, שכן גופים ממשלתיים המרכזים נתונים כלכליים אינם נוטים לעסוק בסקרי ציפיות.

כל אחת מהגישות כרוכה בבעיות מתודולוגיות. בגישה הראשונה קשה להפריד בין ההנחות המתייחסות למודל בכללו לבין ההנחות בדבר יצירת הציפיות. בשנייה חסרים נתונים, מלבד מה שאין זה ברור אם מקבלי ההחלטות אמנם פועלים לפי המודל המיוחד של ה־Homo economicus הרציונלי. בגישה השלישית מופיעות הבעיות הכרוכות בניתוח שאלונים, למשל — מהימנות התשובות, ועקיבותן.

המחקר הנוכחי מתבסס על שאלונים שהופצו בין חברי התאחדות התעשיינים אחת לשלושה חודשים, בין השנים 1975 ל־1980. למרות זאת, עמדו לרשותנו 16 סקרים רבעוניים, כ־100 שאלונים בממוצע לסקר, כ־40 שאלות בכל שאלון — המתחלק לשלושה חלקים:

חלק 1 מתייחס לציפיות לגבי מצב העסקים הכללי במשק; חלק 2 נוגע למידע עסקי שוטף על פעילות החברה ברביע האחרון, וחלק 3 עוסק בתחזיות החברה לרביע הבא, לגבי אותם סעיפים שבחלק 2.

מבנה השאלון מאפשר איפוא השוואה בין התחזיות לבין מה שאירע בפועל.

1. הציפיות לאינפלציה

שאלה אודות הציפיות לעליית מחירים נכללה רק בשלושה סקרים, שהתייחסו לתקופה יולי 1978 – מארס 1979. תקופה זו מעניינת במיוחד, שכן חלה בה תפנית חדה בשיעורי האינפלציה — החל מחודש אוקטובר 1978 — תפנית המוסברת, בדרך כלל, כתגובה־בפיגור ל"מהפך הכלכלי" שהתחולל שנה אחת קודם לכן.

---

* המחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן גוריון בנגב.

1 Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation" in Milton Friedman (ed.) *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, The University of Chicago Press, 1956. להצגה מודרנית יותר של הבעייתיות ראה המאמר Wallace, N., and Sargent, T., "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflations", *International Economic Review* 14, 1973, pp. 328–350.

אחת השאלות המעניינות בקשר לציפיות היא, באיזו מידה נחזתה תפנית זו על ידי הסקטור העסקי. לוח 1 מתאר את התפלגות הציפיות בשלושת הסקרים.

מעניין להשוות את שיעורי האינפלציה בפועל באותה התקופה[2], המופיעים בלוח 2, עם ממצאי לוח 1.

לוח 1

התפלגות הציפיות לשיעורי האינפלציה, יולי 1978 – מארס 1979
(באחוזים)

שיעור האינפלציה החודשי החזוי בממוצע לשלושת החודשים הבאים	אחוז הנשאלים		
	בסקר 7–9/79	בסקר 10–12/78	בסקר 1–3/79
פחות מ־1%	0.8	1.4	0.8
1–1.5%	4.6	1.4	3.4
1.5–2%	6.9	7.1	14.4
2–2.5%	25.4	18.3	*37.3
2.5–3%	*51.5	*36.6	24.6
3–4%	10.8	26.7	19.5
יותר מ־4%	0	8.5	0
ממוצע	2.55	2.84	2.50

* מציין את הערך השכיח.

לוח 2

שיעורי שינוי חודשים במדד המחירים ובשער החליפין: אפריל 1978 – יוני 1979
(באחוזים)

חודש	מדד המחירים לצרכן	שער החליפין הרשמי של הדולר		
	העלייה לעומת החודש הקודם	הקצב השנתי	בל"י בסוף החודש	שיעור השינוי החודשי
4/78	5.5	90.1	16.73	1.9
5/78	1.8	23.9	17.45	4.3
6/78	2.0	26.8	17.83	2.2
7/78	2.4	32.9	18.17	1.9
8/78	2.4	32.9	18.31	1.1
9/78	3.0	42.6	18.35	−0.1
10/78	5.7	94.5	18.51	0.9
11/78	6.2	105.8	18.85	1.8
12/78	3.4	49.4	19.02	0.9
1/79	4.9	77.5	19.11	0.5
2/79	2.4	32.9	19.24	0.7
3/79	5.6	92.3	21.42	11.3
4/79	8.7	172.1	22.64	6.7
5/79	4.8	75.5	24.15	6.7
6/79	3.5	51.1	25.25	4.6

מקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירחון למחירים וירחון סטטיסטי לישראל.

[2] יש לזכור, שמדד המחירים לצרכן של חודש כלשהו מתפרסם ב־15 לחודש שאחריו.

מהתפלגות הציפיות (בלוח 1) ניכר, שהתפנית בשיעור האינפלציה נעלמה מעין הציבור. התחזית לאינפלציה בחודשים אוקטובר־דצמבר 1978 אמנם היתה גבוהה במידת מה לעומת התחזית לרביע הקודם — אולם שלושה חודשים לאחר מכן חוזר הציבור לציפיות שרווחו חצי שנה מוקדם יותר, בעוד ששיעור האינפלציה השנתי עלה במידה ניכרת.

מתקבל הרושם, שהציבור ראה את שיעורי האינפלציה בחודשים אוקטובר ונובמבר 1978 כתופעה חולפת — תחושה, שייתכן כי חוזקה בעקבות שיעור האינפלציה הנמוך־יחסית בחודש פברואר 1979. קשה ליישב ממצאים אלו עם תורות מקובלות אודות יצירת ציפיות. בוודאי שניתן לפסול כאן את גישת הציפיות הרציונליות[3] כמתאימה לנתונים, שכן הטעות בציפיות שיטתית ותואמת את שיעור האינפלציה הממוצע בחודשים הקודמים. בהנחה, שבכל־זאת קיים תהליך של למידה — הפיגור בלמידה גדול משהיינו נוטים לצפות מראש.

כדי לבדוק טיעון זה באורח יסודי יותר, נעשה שימוש במידע מהסקר אודות תאריך מילוי השאלון, ונבדקה מידתו של ההבדל המובהק בתחזית המידע — בין מי שמילאו את הטפסים לפני פרסום מדד המחירים (ב־15 לחודש המתאים) לבין אלה שמלאוהו אחרי מועד זה. לשם כך חושבה משוואת הרגרסיה מהסוג הבא[4]:

$$\Pi = \underset{(6.99)}{} - \underset{(-0.34)}{0.25D_1} + \underset{(1.10)}{0.28FP} + \underset{(1.12)}{0.17FIN} + \underset{(2.09)}{0.53PIN} - \underset{(-1.45)}{0.09B}$$

$$+ \underset{(0.20)}{0.05F} - \underset{(-1.73)}{0.28FFIN} - \underset{(1.75)}{0.50FPIN}$$

$$R^2 = 0.23$$

כאשר: Π — שיעור האינפלציה הצפוי.

D_1 — משתנה דמי המקבל את הערך 1, אם השאלון מולא לפני 16/7/78 ואת הערך 0 אם אחרת.

D_2 ו־D_3 — משתני דמי, שהוגדרו באופן דומה לגבי החודשים 8/78 ו־9/78, בהתאמה, ונפלטו מהרגרסיה בגלל מובהקות נמוכה.

P — מחירים של תוצרת החברה; FP התחזית ל־P.

FIN — הוצאות מימון; $FFIN$ התחזית ל־FIN.

FIN — מחיר ותשומות; $FPIN$ התחזית המתאימה.

B — האופטימיות לגבי מצב העסקים הכללי במשק.

במשוואה לעיל לא נמצא קשר בין מועד פרסום המדד לתחזית.

למרות הלמידה האיטית של הציבור, קיים היגיון מסוים בתהליך יצירת הציפיות, כפי שניכר ממשוואת הרגרסיה. מחירי תשומות והוצאות מימון צפויות הם הגורמים הקובעים בתודעת הציבור את שיעור עליית המחירים.

א. השוואת ציפיות התעשיינים לציפיות הציבור בסקר המכון למחקר חברתי שימושי

כדי לבחון אם המגמות, שניכרו בסקרי התעשיינים, משותפות לכלל הציבור — ניתן לפנות לנתונים האיכותיים של סקר המכון למחקר חברתי שימושי, שנערך לפי הזמנת משרד האוצר. בסקר זה עונים למעלה מ־500 נשאלים, מדגם של אוכלוסייה עירונית באיזור המרכז, לשאלה אחת:

---

[3] ראה: John F. Muth, (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica* 29, pp. 315–335.

[4] המשוואה נאמדה לגבי הסקר של 10–12/78.

"האם אתה חושב שתחול עלייה במחירים בעתיד הקרוב?"

התשובות האפשריות: 1. לא חושב שתחול עלייה.
2. כן, עלייה קטנה מאוד.
3. כן, עלייה קטנה.
4. כן, עלייה גדולה.
5. כן, עלייה גדולה מאוד.

לנתונים אלה מגבלה ברורה, בהשוואה לאורך שנים — שכן "עלייה גדולה" ברמת המחירים היא מונח יחסי; כך, למשל, ב־1979 היא, כנראה, גדולה בהרבה במונחי אחוזים מ"עלייה גדולה" ב־1973[5]. בלוח 3 מפורטים הסקרים, שנערכו בסביבת החודשים הרלבנטיים למחקר הנוכחי.

לוח 3

התפלגות תחזיות האינפלציה, לפי סקר המכון למחקר חברתי שימושי: אפריל 1978 – פברואר 1979
(באחוזים)

תאריך הסקר	התפלגות המשיבים 5	4	3	2	1	ממוצע התשובות
24.4.78	27	56	15	1	1	4.07
30.10.78	47	48	4	0	0	4.39
21.1.79	21	47	27	2	3	3.81
20–23.2.79	29	55	15	1	1	4.13

בלוח 3 ניכרות מגמות דומות לאלה של לוח 1: הציפיות לאינפלציה גבוהה יותר התחזקו לקראת אוקטובר 1978 ונחלשו בתחילת 1979. ממוצע התשובות בתחילת 1979 נמוך בהרבה מזה של אוקטובר 1978.

(2) השוואה לתחזית המשתמשת בתכונות הסדרה העתית

אחת הגישות המקובלות באומדני ציפיות היא להניח, שהיחידה הכלכלית בונה את ציפיותיה על סמך התנהגות הסדרה העתית. שמלנזה[6], למשל, מניח שהפרטים מחפשים נקודות מפנה בסדרה. גישות אחרות מיישמות מודלים אדפטיביים, לאחר ניסוי מחזוריות ומגמה[7]. מעניין לראות, אם הפרטים אכן משתמשים לחיזוי במידע מן המבנה העיתי של הסדרה:

---

5 דיון כללי במתודולוגיה של טיפול בסקר זה ניתן למצוא אצל: Shlomo Maital, Directly observed price expectations under uneven inflation: Israel, 1972–75, Foerder Institute, Tel-Aviv University, 1976.

6 ראה: R. Schmalensee, "An Experimental Study of Expectation Formation", *Econometrica* 44, (1976) pp. 17–42.

7 כפי שמיושם אצל George P. Box, and Gwilym M. Jenkins, Time Series Analysis, San Francisco, 1974. וכן: Eugene Fama, "Interest Rates and Inflation: The Message in the Entrails", *American Economic Review* 67, June 1977 pp. 493–496. Robert Carbone and Richard L. Longini, "A Feedback Model for Automated Estate Assessment", *Management Science* 24, pp. 241–248.

לוח 4

תחזיות אינפלציה המבוססות על תכונות הסדרה העתית: אפריל 1978 – יוני 1979
(באחוזים)

	שיעור האינפלציה החזוי לפי:					שיעור האינפלציה בפועל	
החודש	ARIMA	ממוצע תלת־חודשי	CARBONE-LONGINI	ממוצע תלת־חודשי	סקר התעשיינים	חודשי	ממוצע תלת־חודשי
4/78	3.8		2.4			5.5	
5/78	3.5		2.4			1.8	
6/78	2.5		2.5			2.0	
7/78	1.4		2.4			2.4	
8/78	3.5		3.4			2.4	
9/78	3.7		3.7			3.0	
10/78	3.6		3.6			5.7	
11/78	*11.6	4.6	*11.5	5.6	2.6	6.2	5.1
12/78	*1.9		*1.9			3.4	
1/78	2.0		2.0			4.9	
2/79	1.6	3.3	1.6	2.4	2.8	2.4	4.3
3/79	3.7		3.7			5.6	
4/79	5.6		5.6			8.7	
5/79	1.8	3.6	1.8	3.2	2.5	4.8	5.6
6/79	2.1		2.1			3.5	
ממוצע הטעות הריבועית (MSE)		1.75		3.02	4.24		

המקור: A. Mehrez, A. Spivak and U. Regev: *Forecasts of the Israeli Inflation,* Ben-Gurion University, 1981.

* הסטייה נובעת מתגובה בפיגור של שנה לפיחות של אוקטובר 1977, כי התחזיות מביאות בחשבון מחזור של 12 חודשים.

מלוח 4 רואים, שמודל arima היטיב לנבא את האינפלציה יותר מסקר התעשיינים בכל אחד מהרביעים. גם המודל השני התקרב יותר לשיעור האינפלציה בפועל, לפי קריטריון ה־Mean Square Error או קריטריון דומה, כמו סכום סטיות מוחלטות.

מצד שני, אם נתעלם מההשפעה הטכנית של פיחות 10/77 על חודש 11/78, יתגלה, שגם התחזית הסטטיסטית מטה כלפי מטה את העלייה בשיעור האינפלציה הצפוי — כפי שעושה זאת סקר התעשיינים.

2. ציפיות לפיחות

התקופה הנזכרת לעיל אופיינה בשיעורי פיחות נמוכים לעומת שיעורי האינפלציה באותה התקופה. ההאטה בפיחות הדולר היא תוצאה של יבוא הון רב לזמן קצר משוק היורו־דולר; גידול היצע הדולרים הביא לכמעט־קיפאון בשער הדולר — מגמה שהסתיימה עם הקפאת האשראי מחו"ל ב־19 לפברואר 1979. בעיית היצע מטבע החוץ הוסדרה סופית ב־1 באפריל 1979, עם הטלת תוספת ריבית של 12 אחוז על הלוואות מחוץ לארץ.

התפתחות שער הדולר מתוארת בלוח 2 לעיל. האמנם צפו הפרטים נכונה את ההתפתחויות בשוק המט"ח? לוח 5 מסכם את ציפיות התעשיינים.

לוח 5

התפלגות מצטברת של תחזית ער הדולר, יולי 1978 – מארס 1979

חודש ושנה / שער הדולר	סקר 7–9/78	סקר 10–12/78	סקר 1–3/79
עד 19	25.4	8.6	1.7
19–19.5	45.2	27.1	4.3
19.5–20	55.6	*67.1	21.4
20–20.5	57.1	74.3	45.3
20.5–21	58.7	82.9	*72.6
21–21.5	*88.9	85.7	76.1
21.5–22	100	94.3	87.2
22–22.5		100	97.4
22.5–23			100

* הערך השכיח.

בסקר הראשון שבלוח 5, 7–9/78, מסתמנת מעין קוטביות בציפיות: קבוצה רחבה צופה שער דולר בין 19 ל־19.5, וקבוצה רחבה אחרת צופה פיחות גדול ושער דולר 21–21.5. שתי הקבוצות טעו כלפי מעלה: רק בסוף שנת 1978 הגיע שער הדולר ל־19 ל"י לדולר.

הסקר השני מדווח על ציפיות הומוגניות יותר. רוב הנשאלים חוזים שער דולר נמוך מזה שחזו שלושה חודשים קודם לכן. התחזית השכיחה, 19.5–20, מתיישבת עם שער הדולר ששרר בפועל שלושה חודשים אחרי הסקר.

את עליית השערים בשוק המט"ח, שהחלה עם התערבות פעילה יותר של בנק ישראל בשוק האשראי הדולרי, חזו נכון המשתתפים בסקר 1–3/79 — אף כי גודל השינוי הצפוי מוטה כלפי מטה.

מעניין להשוות את התהוות הציפיות לגבי שער החליפין עם זו שלגבי שיעור האינפלציה. בתחזיות שער החליפין ניכרת למידה מהירה יותר, כמו גם הבנה רבה יותר, של התהליכים הקובעים את שער החליפין. אין זה מוגזם להסיק מכך, שהסקטור העסקי הבין את המכניזם הקובע את שער החליפין — שהושפע ממספר גורמים דומיננטיים, כגון יבוא ההון (שעיכב את הפיחות) והצורך של קובעי המדיניות להביא להתאמת שערים, כדי למנוע פגיעה חמורה ביצוא. גישת הציפיות הרציונליות, לפיה משתמשות היחידות הכלכליות במודל של השוק כדי לנבא את המגמות הצפויות, נראית ישימה כאן. לפי הגישה הטוענת כי הציפיות לשינויים בשער הדולר הינן המשך המגמה של השערים בעבר (גישה אדפטיבית) היה הציבור ממשיך להאמין בשער דולר של 19.5–20 גם בסקר השלישי.

למי שמנסה לאמוד את קצב האינפלציה אין מודל ברור של הגורמים הקובעים אותה, שכן הבעיה מורכבת וכרוכה בהשגת מידע פחות זמין. במצב זה, סביר להשתמש במודל המניח מגמה יציבה של עליית מחירים.

התקופה הנחקרת מתאפיינת בהעדר מכניזם של שיווי כוח הקנייה — דהיינו, שיעורי האינפלציה אינם גוררים פיחות בשיעור דומה של הדולר בניכוי עליית המחירים בחוץ לארץ. אכן, הציפיות האינדיבידואליות לשינוי שער הדולר לא הסתמכו על הציפיות לאינפלציה, כפי שמסתבר ממשוואת רגרסיה שנאמדה בחתך רוחב לכל סקר בנפרד מהטיפוס הבא:

$$FR = \alpha + \beta FP$$

כאשר: FR — שיעור הפיחות הצפוי
PP — שיעור האינפלציה הצפוי

כל המשוואות מסוג זה הראו קשר לא־מובהק — מה שמהווה (1) עדות לכך, שהפרטים הבינו באותה תקופה שאין קשר מיידי בין האינפלציה לבין הפיחות ו־(2) תמיכה בהשערה, שהפרטים יצרו את ציפיותיהם לפי מודל נכון של שוק מט"ח.

3. יצירת הציפיות לגדלים מיקרו כלכליים

השאלות בשאלון מתייחסות ברובן למצב העסקים של המפעל עצמו: הנהלת המפעל נשאלת על היקף הייצור, מחירי התשומות, הוצאות מימון, מספר מועסקים, מכירות ועוד — כאשר ישנן חמש אפשרויות: עלייה גדולה, עלייה קטנה, ללא שינוי, ירידה קטנה, ירידה גדולה. כל שאלה מופיעה פעמיים: בראשונה שואלים על מה שארע בשלושת החודשים האחרונים, ובשניה — מה צופה המפעל לשלושת החודשים הבאים.

מבנה זה של השאלון נוח כאשר מבקשים לבחון את המידה בה ישפיע נסיון העבר על הציפיות לעתיד. אחת הגירסאות של תורת הציפיות האדפטיביות מניחה, שמקבלי ההחלטות נוטים להמשיך את מגמת העבר אל העתיד — למעט אותם מקרים בהם קיים מידע, שהמגמה עתידה להשתנות בנקודות מפנה של השוק[8].

הבדיקות שנערכו מראות, שיש קשר חזק בין הגודל הצפוי לבין הגודל בדיעבד — כמעט לגבי כל המשתנים. דוגמא אופיינית ניתנת בלוח 6, המראה את הקשר בין הייצור הצפוי בעתיד לבין הייצור בפועל בעבר. כך, למשל, אצל 30 מתוך 48 נשאלים שצפו 2, היה 2 גם בעבר. למעט השורה הראשונה, השכיח הוא תמיד על האלכסון — כלומר אצל הסבורים שמה שהיה הוא שיהיה. גם המבחנים הסטטיסטיים, מבחן חי בריבוע ומיתאם פירסון, מראים קשר מובהק ברמה של חמישה מקומות אחרי הנקודה.

לוח 6

התפלגות המשיבים לפי התחזית לשינויים בכמות המיוצרת בשלושת החודשים הבאים

כמות חזויה \ כמות בפועל		המגמה בפועל בשלושת החודשים שעברו					
		1 עלייה גדולה	2 עלייה קטנה	3 אין שינוי	4 ירידה קטנה	5 ירידה גדולה	סך כל המקרים	אחוז מהסה"כ הכללי
עלייה גדולה	1	9	11	5	1	0	26	20.2
עלייה קטנה	1	8	30	9	1	0	48	37.2
אין שינוי	3	0	6	23	8	0	37	28.7
ירידה קטנה	4	0	5	3	8	2	18	14.0
ירידה גדולה	5	0	0	0	0	0	0	0
סך כל המקרים		17	52	40	18	2	129	100
אחוז מהסה"כ הכללי		13.2	40.3	31.0	14.0	1.6	100	

$\chi^2 = 77.58$

מיתאם פירסון: 0.580; מובהקות: 0.000.

[8] ראה: Schmalensee, *op. cit.*

התמונה חוזרת על עצמה במכירות מקומיות, יצוא, הזמנות, הוצאות מימון ורווחיות היצוא: רוב המשיבים נמצאים באלכסון, הקשר מובהק ברמת מובהקות של חמש ספרות אחרי הנקודה העשרונית — לגבי כל שלושת הסקרים שבהם התרכזנו: 7–9/78; 10–12/78 וכן 1–3/79. אסור לפרש ממצא עקיב זה כאילו הפירמות יוצרות את ציפיותיהן בצורה מכניסטית. נסתכל לדוגמא על התפתחות הציפיות לרווחיות היצוא בשלושת הסקרים, המדווחת בשלושת חלקי לוח 7.

לוח 7

התפלגות המשיבים לפי התחזית לשינויים ברווחיות היצוא בשלושת החודשים הבאים והמגמה בפועל בשלושת החודשים שעברו

רווחיות חזויה \ רווחיות בפועל	1 עלייה גדולה	2 עלייה קטנה	3 אין שינוי	4 ירידה קטנה	5 ירידה גדולה	סך כל המקרים	אחוז מהסה"כ הכלי
א. בתקופה 7–9/78							
עלייה גדולה 1	0	0	0	0	0	0	0
עלייה קטנה 2	0	0	8	0	0	8	7.1
אין שינוי 3	0	2	31	3	0	36	32.1
ירידה קטנה 4	0	2	16	32	3	53	47.3
ירידה גדולה 5	0	0	2	8	5	15	13.4
סך כל המקרים	0	4	57	43	8	112	100
אחוז מהסה"כ הכללי	0	3.6	50.9	38.4	7.1	100	
ב. בתקופה 10–12/78							
עלייה גדולה 0	0	0	0	0	0	0	0
עלייה קטנה 2	0	1	1	0	0	2	3.4
אין שינוי 3	0	0	15	3	0	18	31.0
ירידה קטנה 4	0	2	7	22	1	32	55.2
ירידה גדולה 5	0	0	0	1	5	6	10.3
סך כל המקרים	0	3	23	26	6	58	100
אחוז מהסה"כ הכללי	0	5.2	39.7	44.8	10.3	100	
ג. בתקופה 1–3/79							
עלייה גדולה 1	10	0	0	0	0	0	0
עלייה קטנה 2	1	1	0	0	0	2	2.1
אין שינוי 3	0	0	17	5	0	22	22.7
ירידה קטנה 4	0	1	10	26	3	40	41.2
ירידה גדולה 5	0	0	3	9	21	33	34.0
סך כל המקרים	1	2	30	40	24	97	100
אחוז מהסה"כ הכללי	1.0	2.1	30.9	41.2	24.7	100	

רווחיות היצוא המדווחת יורדת בעקיבות בכל שלושת הסקרים. לדוגמא: אחוז המדווחים "אין שינוי ברווחיות" יורד מ־50.9 ל־39.7 ול־30.9; אחוז המדווחים על ירידה ניכרת ברווחיות עולה מ־7.1 ל־10.3 ועד 24.7.

היצואנים הבחינו במגמת הירידה ברווחיות היצוא בכל הסקרים, והם חוזים אותה בעוצמה העולה על זו שמכתיב ניסיון שלושת החודשים האחרונים. כמעט בכל מקום אחוז הצופים "טוב" נמוך מאחוז המדווחים על "שיפור", ואחוז הצופים את הרע גבוה מהאחוז המדווח אודותיו. למשל, בסקר הראשון מדווחים 50.9 אחוז "ללא שינוי", אבל רק 32.1 סבורים שגם לא יהיה שינוי; או, 38.4 אחוז מדווחים על "הרעה קטנה" ברווחיות בעוד ש־47.3 צופים שתהיה "הרעה ניכרת" ברווחיות. ניתן להסיק, איפוא, שלא רק הקשר הסטטיסטי המובהק מאוד בין מה שאירע בעבר לבין מה שצפוי בעתיד, אלא אפילו הימצאות מרבית התצפיות על האלכסון — אינם מוציאים מכלל חשבון גורמים נוספים בקביעת הציפיות — גורמים המאפשרים לנשאלים תחזית מדויקת יותר מאשר המשך המגמה בעלמא.

4. סיכום

במאמר הנוכחי נסקרו ממצאים ראשוניים של עבודת מחקר זו, המתמקדים בשאלה: כיצד נוצרות ציפיות?

אין ספק, כי לניסיון העבר חלק חשוב ביצירת הציפיות — דבר הבא לידי ביטוי בעיקר ביצירת הציפיות המיקרו־כלכליות. פירושו של דבר, שהפירמה צופה את הגדלים המעניינים אותה — מכירות, רווחיות, ייצור, העסקת עובדים — לפי המגמה השוררת בה בזמן הסקר. ממצא זה תואם את הגישה הכללית, הן בכלכלה והן בפסיכולוגיה ניסויית*, שלפיה נוטים מקבלי החלטות לחזות על סמך המשך מגמות ידועות.

הממצאים המתייחסים לתחזיות האינפלציה מצביעים על דרך דומה ביצירת הציפיות. אמנם, תהליך הלמידה ממושך יותר, אבל אין ספק שהוא קיים. התוצאות שהתקבלו לגבי שער החליפין שונות, ומבוססות על הכרת שוק מטבע החוץ והבנתו יותר מאשר על חיוץ אוטומטי של מגמות העבר. ייתכן, שזה מה שמסביר את האיכות הטובה של הציפיות לגבי רווחיות היצוא — כפי שהוצג בגוף המאמר.

ניתוח ממצאי הציפיות לאינפלציה בתקופת האצתה מעניין גם בהקשר של ניתוח התהליך האינפלציוני וחשיבותן של הציפיות בתהליך זה. מתקבל הרושם, שההטיה כלפי מטה של הציפיות לא מנעה את האצת האינפלציה. באופן סימטרי, ההטיה כלפי מעלה של הציפיות אינה צריכה למנוע האטה של האינפלציה — ולכן קשה לקבל את הטענה שהאינפלציה מתגלגלת מעצמה.

נקודה זו ראויה למחקר נפרד.

* Kahneman, D. and Tversky, A., "On the Psychology of Prediction", *Psychological Review* 89, (1973), 237–251.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 159–170
ISSN 0333-6484

מחקר ופיתוח וביצועי יצוא בסקטור התעשייתי

זאב הירש* ואילן ביז'אוי**

במאמר זה נבחנים ביצועי היצוא (export performance) של התעשייה עתירת הטכנולוגיה בישראל בשנים 1975 עד 1981. בתקופה זו גדל סך יצוא התעשייה הישראלית, ללא יהלומים, בשיעור גבוה יחסית — כ־13 אחוזים לשנה במונחים ריאליים. חלקו היחסי של היצוא בתפוקה התעשייתית עלה מ־17 אחוזים בראשית התקופה לכ־29 אחוזים בסופה. שינויים אלה אירעו למרות המשברים, שאפיינו את השוק העולמי בעקבות משבר האנרגיה — העלייה התלולה של מחיר הדלק וחומרי גלם אחרים ואינפלציה חמורה, מלווה באבטלה גוברת.

הגדלת היצוא התעשייתי בשיעורים שנזכרו לעיל היתה הישג נכבד, בייחוד אם מביאים בחשבון את התנאים החיצוניים הקשים. הצמיחה ביצוא הושגה, במובן מסוים, על חשבון השוק המקומי — שכן, כפי שמראים הנתונים בלוח 1, שיעור גידולו של היצוא היה גבוה בהרבה מזה של סך התפוקה. בכמה ענפים נזקף כמעט כל הגידול בתפוקה, באותה תקופה, לזכות היצוא.

בקרב ענפי התעשייה השונים גדל במיוחד יצואם של ענפי המתכת, המכונות וכלי ההובלה והאלקטרוניקה. תרומתם ליצוא התבטאה הן בשיעורי הגידול הגבוהים והן בגידול המשמעותי של אחוז התפוקה המיוצא[1]. ענפים אלה מאופיינים ברכיב גבוה־יחסית של כוח אדם מקצועי, הנדסי ומדעי ובפעילות מחקר ופיתוח (מו"פ) אינטנסיבית. מקובלת הטענה, כי בהשוואה למדינות, שעמן מתחרה ישראל בשוק העולמי, יש לישראל שפע יחסי של כוח אדם מקצועי — בעוד שגורמי ייצור אחרים כגון הון ועבודה בלתי־מקצועית, מצויים בה במחסור. אם טענה זו נכונה, יש בה כדי להסביר את ביצועי היצוא של הענפים עתירי הטכנולוגיה. הסבר זה מתיישב עם המודל הכלכלי הניאו־קלאסי של היתרון היחסי, מודל הקשר־אוולין, הקובע, שמדינה מייצאת מוצרים בעלי תכולה גבוהה של גורמי ייצור המצויים בה בשפע יחסי[2].

---

* הפאקולטה לניהול, בית הספר למוסמכים במינהל עסקים ע"ש ליאון רקנאטי, אוניברסיטת תל אביב.
** המרכז הבין־תחומי לניתוח ולחיזוי טכנולוגי, אוניברסיטת תל אביב.

מאמר זה מבוסס על מחקר המבוצע במרכז הבין־תחומי לניתוח ולחיזוי טכנולוגי באוניברסיטת תל אביב, בשביל לשכת המדען הראשי של משרד התעשייה והמסחר. נוסח קודם הוצג בכנס השלישי להנדסת תעשייה וניהול, בפברואר 1984. בנוסח זה הוכנסו שינויים משמעותיים, כולל ניסוחים חדשים של המודלים התיאורטיים וחישובים אמפיריים הנובעים מניסוחים אלה.

הכותבים מודים לאשר טישלר על הערותיו ועצותיו.

1 קיימת אפשרות, שהמסקנות בדבר השינוי באחוז התפוקה המיוצא אינן מדויקות — עקב הבדלים סיסטמטיים אפשריים באחוז הערך המוסף המפעלי בין ענפים שונים. היצוא והתפוקה כוללים רכיב יבוא (ערך מוחלף), העשוי להשתנות בין מפעלים, בין ענפים ולאורך זמן. יתר על כן, תפוקה של מפעל אחד, הנמכרת למפעל אחר כתשומת ביניים, נכללת פעמיים, או יותר, בסטטיסטיקה של תפוקת הענף. לכן נמצא, שהיחס יצוא/תפוקה בענפי תעשייה בודדים נמוך בהרבה מהיחס יצוא/תפוקה־לאומית־גולמית, שכן המכנה של היחס השני מורכב מהערך המוסף של המשק כולו. הבדלים בין־ענפיים באחוז הערך המוסף המפעלי עלולים לגרום למסקנות מוטעות.

2 ראה, לעומת זאת, את העבודות הבאות הקובעות, כי עצימות הידע של היבוא לישראל גבוהה מעצימות הידע של היצוא ממנה. אולם ברוך מדגיש במאמרו את השינויים במגמה: עצימות הידע של היצוא הולכת וגדלה, והפער בין השתיים מצטמצם עם הזמן.

Baruch, J., "Factor Proportions in Israel's Trade in Manufactures 1963–1980", Bank of Israel Discussion Paper Series 83.11, 1983.

Fishelson, G., Hillman, A.L. and Hirsch, S. "The Factor Content of Israel's Trade in a Multilateral Setting" in: Giersch, H. (ed.), *The Economic Integration of Israel in the EEC: Tel Aviv University Conference*, Tuebingen, J.C.B. 1980, pp. 175–96.

לוח 1

תפוקה ויצוא — ענפי תעשייה נבחרים, 1975 עד 1981

הענף	1975 תפוקה	1975 יצוא	1981 תפוקה	1981 יצוא	שיעור הגידול תפוקה	שיעור הגידול יצוא
מחצבים	360	179	385	194	1.07	1.08
מזון	2,146	214	2,318	334	1.08	1.56
גומי ופלסטיקה	404	66	584	108	1.45	1.64
כימיה ונפט	1,595	375	1,835	670	1.15	1.78
מתכת ומכונות*	2,255	330	3,035	1,152	1.35	3.49
אלקטרוניקה	944	161	1,236	387	1.31	2.40
אחרים	1,883	345	2,849	703	1.51	2.03
סך הכול	9,587	1,671	12,242	3,548	1.28	2.12
אחוז היצוא בתפוקה	17.4		29.0			

* קבוצת המתכת והמכונות כוללת כלי הובלה (אניות ומטוסים) וכן חלק גדול של מוצרי התעשייה הצבאית.

ה מ ק ו ר: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירושלים — פרסומים שונים.
הנתונים הכספיים "תורגמו" לדולרים במחירים קבועים של 1981.

בספרות הכלכלית מוצעות גישות חלופיות להסברת הקשר בין חדשנות טכנולוגית לבין ביצועי הסחר. גישות אלו — המופיעות בספרות תחת הכותרת של "מחזור המוצר", "פער טכנולוגי" או "ניאו־טכנולוגיה" — מדגישות את היתרון התחרותי שאותו משיגות מדינות המקיימות פעילות חדשנית משמעותית[3]. פעילות כזאת מאפשרת להן להציע בשוקי העולם מוצרים או תהליך ייצור ייחודיים, שבהם יש להן מעמד של מונופול — ולו גם זמני. סחר בינלאומי במוצרים אלה הוא חד־כיווני: המדינה, שבה פותח המוצר או התהליך, היא המייצאת אותו לשאר שוקי העולם, ללא תלות בעלות היחסית של התשומות הכלולות בו.

כוונת מאמר זה היא לנסות ולהעמיק את הבנת הקשר, שבין אופי התשומות לבין ביצועי היצוא. יחידת החקירה כאן איננה המקרו, דהיינו המשק או הענף, אלא הפירמה הבודדת — הארגון, שבאמצעותו מתורגם המושג המופשט של יתרון יחסי ליצוא בפועל. בסעיף א' מוצג מודל תיאורטי, המתאר את הקשר שבין רמת החדשנות של הפירמה לבין ביצועי היצוא שלה. המודל נבחן אמפירית, בעזרת נתונים ענפיים, המאפשרים את השוואת ביצועי היצוא של פירמות העוסקות במחקר ופיתוח עם אלה של כלל הענף. בסעיף 2 מוסטת החקירה לפירמות העוסקות במו"פ, ומוצעות בו שתי גישות, סטטית ודינאמית, להסבר ההבדלים בין ביצועי היצוא של פירמות אלו — על פי רמת עיסוקן במו"פ ומשתנים נוספים. תוצאות הבדיקות האמפיריות מוצגות בסעיף 3. סיכומים ומסקנות לקביעת מדיניות נידונים בסעיף האחרון.

[3] Hirsch, S., *Location of Industry and International Competitiveness*, Oxford: The Clarendon Press, 1967.
Hirsch, S., *Rich Man's, Poor Man'and Every Man's Goods: Aspects of Industrialization*, Kiel Study No. 148, Institute for World Economics at the University of Kiel, Tuebingen J.C.B. Mohr, 1967.
Vermon, R., "International Investment and International Trade in the Product Cycle", *Quarterly Journal of Economics*, May 1966.
Hufbauer G.C., *Synthetic Materials and the Theory of International Trade* Cambridge: Cambirdge University Press, 1966.
———, *"The Impact of National Characeristics and Technology of the Commodity Composition of Trade in manufacturing Goods"*, in Vernon, R. (ed.), *The Technology Factor in international Trade*, New York, Columbia University Press, 1970.
Posner M.V., "International Trade and Technical Change", *Oxford Economic Papers*, October 1961.

1. הקשר בין חדשנות ליצוא ברמת הפירמה

מדיניות היצוא של פירמה מושפעת מהרווחיות היחסית של השוק המקומי ושוקי חו"ל. ניתן לצפות, כי מדיניות היצוא של פירמה העוסקת בחדשנות (פירמה חדשנית) תהיה שונה מזו של הפירמה המייצרת מוצרים רגילים, נעדרי ייחודיות (פירמה שמרנית). ההבדל בין שתי הפירמות נובע מעוצמת השוק שלהן (market power). הפירמה החדשנית משקיעה ממשאביה במחקר ופיתוח, כדי להשיג מעמד של מונופול, ולו זמני, למוצריה החדשים. השקעה מוצלחת במו"פ מעניקה לה עוצמת שוק, המאפשרת לה מדה מסוימת של חופש בקביעת המחירים.

מאחר שהפירמה החדשנית מייצרת מוצרים הנמצאים בחלק הראשון של "מחזור המוצר", יהיה היקף השוק של מוצריה קטן יחסית (ראה דיאגרמה 1). לגודל השוק יש השלכות על מדיניות היצוא של הפירמה, שכן כאשר היקף השוק המקומי מוגבל — חייבת הפירמה לייצא אחוז גבוה יחסית של תפוקתה. יתר על כן, כאשר ניתן להפלות בין השוק המקומי לשווקים הזרים, אם בחומות מכס ואם בהגנה "טבעית", תנצל הפירמה את ההבדלים בגמישויות הביקוש בין השוק המקומי לבין שוקי החוץ — ותצמצם עוד יותר את המכירות בשוק המקומי.

תיאור גרפי של המודל ניתן בדיאגרמה 1. את היצע הענף מייצג MC (עקומת ההוצאות השוליות), הביקוש המקומי הוא D, והתקבולים השוליים הם MR. הביקוש העולמי, P_w, מתואר במודל פשטני זה כגמיש לחלוטין. תיאור ריאליסטי יותר, המניח ביקוש עולמי יורד משמאל לימין, איננו משנה את התוצאה — כל עוד הביקוש העולמי גמיש מהביקוש המקומי.

בחלק העליון של הדיאגרמה מתוארים הביקוש וההיצע של ענף שמרני, דהיינו ענף הפועל בתנאי תחרות. בענף זה מתחרות זו בזו כמה פירמות מקומיות, והעקומה ΣMC מתארת את היצע הענף כולו, דהיינו, את סכום ההיצעים של המפעלים הבודדים. תפוקת הענף, $0q_1$, מתחלקת בין השוק המקומי ולשוקי היצוא לפי היחס $q_1q_2/0q_1$. פירמה שמרנית רואה לפניה מחיר יחיד, השווה למחיר העולמי, P_w — והמחיר העולמי על בסיס פו"ב זהה למחיר השורר בשוק המקומי. היא מייצרת במחיר זה את כל הכמות שהיא מסוגלת לייצר, בתנאי שהעלות השולית (ההולכת וגדלה עם הכמות) לא תהיה גבוהה מהמחיר.

לפירמה השמרנית הבודדת אין "מדיניות יצוא", שכן מבחינתה אין נפקא מינה אם היא מוכרת בשוק המקומי או בשוקי חו"ל. התחרות בין היצרנים, המייחדת את הענף השמרני, מבטיחה שהאחוז המיוצא מתפוקת כלל הענף (ולכן גם אחוז היצוא מתפוקת הפירמה ה"ממוצעת", בהנחה של תשואה קבועה לגודל) שווה ל־$q_1q_2/0q_1$.

משמעות הרכיבים של דיאגרמה 1 משתנה, כאשר בוחנים את חלקה התחתון — שבו מדובר בענף חדשני. במקרה קיצוני, כאשר הייחודיות של מוצרי הפירמה תהיה מושלמת, קיימת זהות בין הפירמה לענף. MC היא אז עקומת ההיצע של הפירמה (והענף), ומכאן ש־$\Sigma MC = MC$. הפירמה רואה לפניה עקומת ביקוש מקומית, היורדת משמאל לימין, ועקומת תקבולים שוליים, היורדת בשיעור תלול עוד יותר. פירמה מביאה את רווחיה למקסימום, בתנאים אלה, בהקטינה את הכמות הנמכרת בשוק המקומי מ־q_2 ל־q_3 — ובלבד שהיא מסוגלת להפלות, כלומר למנוע יבוא חוזר לשוק המקומי של מכירותיה בשוקי היצוא. חלקה של התפוקה המיוצא בתנאים אלה הוא $q_3q_1/0q_1$, שיעור גבוה מזה של הענף השמרני.

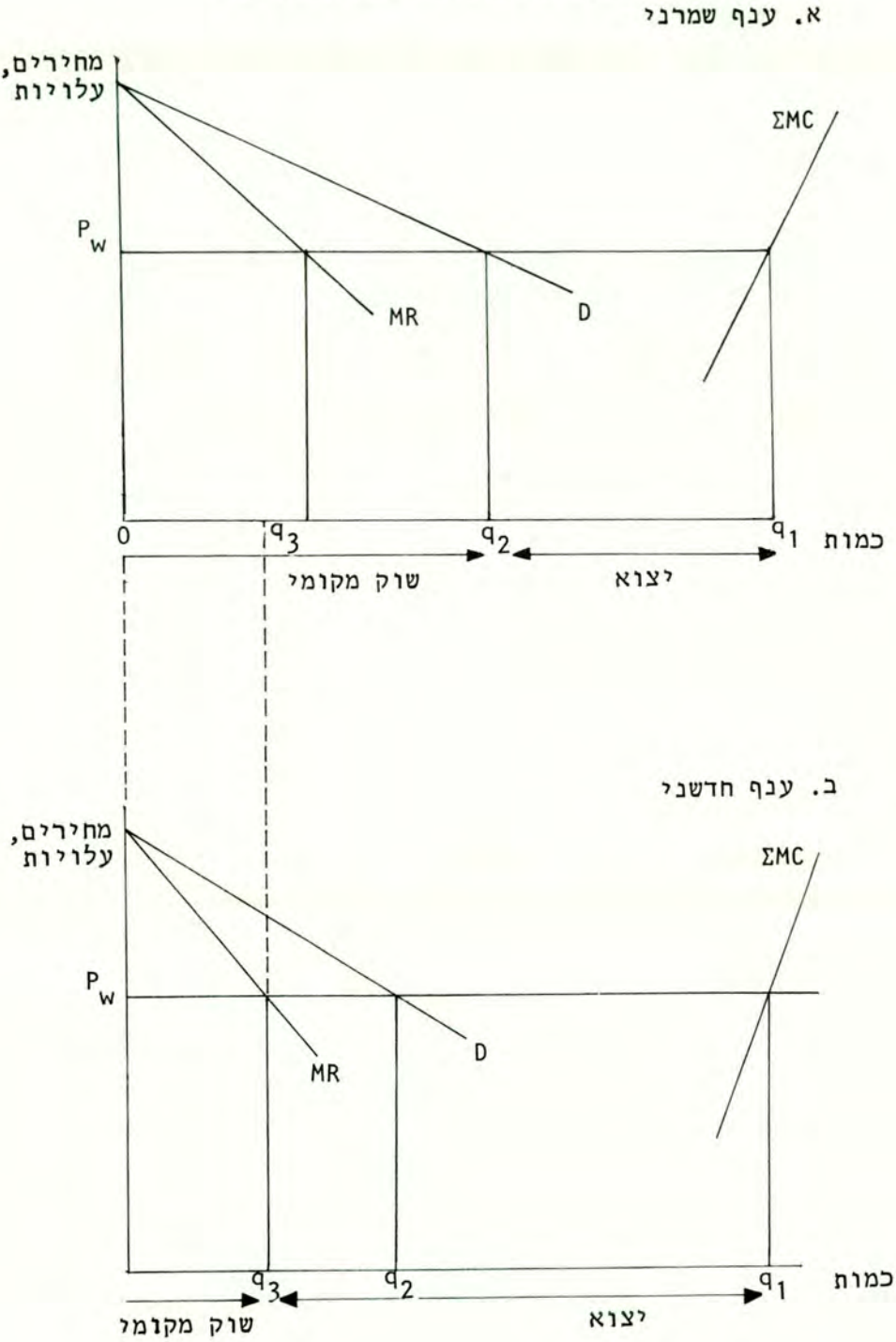
מהמודל הפשוט המתואר בדיאגרמה 1 נגזרת היפותיזה, הניתנת עקרונית לבחינה אמפירית: **ביצועי היצוא של פירמות חדשניות עולים על אלה של פירמות שמרניות.**

2. יצוא וחדשנות — מבחנים אמפיריים

בסעיף זה נבדקת אמפירית היפותיזה בדבר הקשר שבין רמת חדשנות לביצועי יצוא. הבדיקה מתבססת על נתונים כלל משקיים, שמקורם בפרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ומשרד התעשייה והמסחר, ועל נתונים מפעליים שנאספו במרכז הבין־תחומי לניתוח ולחיזוי טכנולוגי באוניברסיטת תל אביב, במסגרת

דיאגרמה 1

תסוקה ויצוא של פירמות בתנאי תחרות שונים



עבודת מחקר מקיפה בשביל לשכת המדען הראשי של משרד התעשייה והמסחר. מפעלי המדגם מהווים כחמישית מכלל המפעלים שקיבלו, בתקופת המחקר, תקציבי מו"פ מלשכת המדען. המדגם איננו מקרי, שכן ההסתברות של פירמה להיכלל בו מושפעת מתקציבי המו"פ שלה. פירמות שזכו במענקים גדולים נכללו במדגם בהסתברות של יחידה, בעוד שפירמות אחרות נכללו במדגם על פי שיקולים שונים. אין אפוא לראות בו מדגם המייצג נאמנה את אוכלוסיית המפעלים העוסקים במו"פ אזרחי במדינה. עם זאת, אין הכותבים מודעים לסטייה סיסטמטית, העלולה לנבוע מצורת בחירתו של המדגם. (פרטים על המדגם ניתנים בנספח 1).

תמונה חלקית של משקלם היחסי של מפעלי המדגם בכוח אדם, בתפוקה וביצוא של ענפי תעשייה נבחרים מתקבלת מלוח 2. המספרים מראים, כי חלקם של מפעלי המדגם ביצוא במשק כולו ובכל הענפים (עם יוצא מן הכלל יחיד) גדול יותר מחלקם בתעסוקה ובמכירות מקומיות. ממצא זה מתיישב עם ההיפתיזה דלעיל, אם תתקבל ההנחה שניתן לבטא חדשנות בעיסוק במו"פ, וכן — שמפעלי המדגם אכן מייצגים את הסקטור החדשני בתעשייה. ההנחה האחרונה נכונה רק חלקית, שכן, כפי שהוסבר, אין המדגם כולל את כל אוכלוסיית הפירמות העוסקות במו"פ. הטיות נוספות עלולות לנבוע מהעובדה, שנתוני המדגם והנתונים הנוגעים לכלל התעשייה התקבלו ממקורות שונים. מובן, שהחפיפה בין המקורות איננה מלאה, כאשר מדובר בסיווג ענפי או בנתוני היצוא. ייתכן, למשל, שמפעל, שסווג כאן כשייך לקבוצת הכימיה, סווג בפרסומים הרשמיים בענף המחצבים. כן ייתכנו פערים מסוימים בדיווח על היצוא, שכן נתוני היצוא המתקבלים מהמפעלים עצמם כוללים תקבולים עבור שירותים — בעוד שהנתונים הרשמיים מתבססים על רשומוני היצוא, המתייחסים למוצרים בלבד.

לממצאים אלה יש להתייחס בהסתייגות מסוימת, בגלל הטיה אפשרית, הנובעת, כפי שנאמר לעיל, מצורת החישובים — המבוססת על התפוקה הכוללת וסך היצוא בכל ענף. מאחר שמדובר בסך התפוקה, ולא בערך מוסף מפעלי, קיימת אפשרות, שהתפוקה של מפעלים מסוימים תיכלל במניין הכולל פעמיים או יותר. דבר זה קורה כאשר מפעל א' מוכר חלק מתפוקתו למפעל ב', זה מוכר ממנו למפעל ג' וכן הלאה. כאשר משווים את היחס יצוא/תפוקה בין שתי קבוצות, יש להביא בחשבון, שהיחס בקבוצה אחת עלול להיות גבוה מאשר בשנייה — אפילו זהים היצוא והתפוקה נטו בשתי הקבוצות. ההבדלים עלולים לנבוע מפערים ברכיב היחסי של ערך מוסף מפעלי בתפוקה וביצוא. נראה אפוא, כי תיקוני ההטיות האפשריות שהוצבע עליהן לעיל לא ישנו באורח משמעותי את התמונה המתקבלת.

לוח 2

החלק היחסי של מפעלי המדגם בתעסוקה, בתפוקה וביצוא של ענפי תעשייה נבחרים, 1981
(אחוזים)

הענף	תעסוקה	תפוקה	יצוא	מספר מפעלים
מחצבים	62	77	*116	2
מזון	15	12	33	12
גומי ופלסטיקה	21	26	59	9
כימיה ונפט	22	40	56	30
מתכת ומכונות**	12	12	10	23
אלקטרוניקה	67	68	99	25
אחרים	5	6	5	10
סך הכול	16	23	37	111

* היצוא המדווח של מפעלי המדגם בענף המחצבים גבוה מהסכום שהופיע בדיווח הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, המתבסס על רשומוני היצוא.

** בענף מתכת ומכונות (כולל כלי הובלה) נכללים מפעלי התעשייה הצבאית והאווירית, שלא נכללו במדגם. דבר זה מסביר את המשקל הנמוך של מפעלי המדגם בקבוצת ענפים עצימת מחקר ופיתוח זו.

בלוח 3 מוצג מבחן ישיר של ההיפותיזה בדבר ביצועי היצוא של מפעלים חדשניים ושמרניים. הנתונים מתייחסים לאחוז התפוקה המיוצא של מפעלי המדגם בהשוואה לענף כולו. הממצאים מאשרים חד־משמעית, כי בכל ענפי התעשייה — ובכל אחת משתי השנים שלגביהן נאספו הנתונים — אחוז התפוקה המיוצא במפעלי המדגם (המפעלים החדשניים) גבוה יותר מאשר בענף כולו. הפער רחב במיוחד דווקא בענפי המזון, הגומי והפלסטיקה והאחרים (הכוללים טקסטיל והלבשה) — ענפים שבהם שיעור החדשנות הממוצע נמוך. ללמדך, שדווקא בענפים שמרניים העיסוק בחדשנות עשוי להשפיע על ביצועי היצוא.

ממצאים אלה מבוססים על השוואות בין שתי קבוצות — הענף כולו וקבוצה חלקית שלו (הפירמות העוסקות במו"פ). בהמשך המאמר מוסט הניתוח אל הקבוצה השנייה, כדי לבחון את הקשר בין ביצועי היצוא לבין רמת העיסוק במו"פ בתוך הקבוצה. נבחנת במיוחד ההיפותיזה, כי קיים מיתאם חיובי בין חדשנות לבין ביצועי יצוא.

מדוע יש לצפות לקשר חיובי כזה בין מו"פ לבין ביצועי היצוא? מהדיון עד כאן ניתן להסיק, כי שיעור יצואן של פירמות העוסקות במו"פ מכלל תפוקתן גבוה יותר מזה של פירמות שאינן עוסקות במו"פ, וזאת משום שמנקודת ראותה של פירמה ממוצעת, השוק המקומי למוצרים חדשניים מצומצם יותר, וגמישות הביקוש שלו למוצרים חדשניים נמוכה יותר.

האם קביעות אלו תופשות גם כאשר נערכת השוואה בין פירמות שונות, על מידת האינטנסיביות של עיסוקן במו"פ? האמנם מוצאת פירמה עם עצימות מו"פ גבוהה, ככלל, שהשוק המקומי למוצריה מצומצם מזה של מוצרי פירמה עם עצימות מו"פ נמוכה? האם גמישות הביקוש למוצרי הפירמה הראשונה אכן נמוכה מזו שלמוצרי הפירמה השנייה?

בטרם ייעשה ניסיון לענות על שאלות אלו באמצעות ניתוח אמפירי, מן הראוי להציגן במסגרת מודל פורמלי, שממנו ניתן לגזור היפותיזות הניתנות לבדיקה. להלן שני ניסוחים אפשריים, הראשון סטטי והשני דינמי.

הניסוח הסטטי: אל עצימויות מו"פ שונות ניתן להתייחס כאל משתנה החלטה (הנמצא בשליטה של הפירמה), שנועד להשפיע על אפיון המוצרים שהיא מייצרת. עצימות המו"פ, לפי גישה זו, היא מכשיר, המאפשר לפירמה להגביר את מידת הייחודיות של מוצריה — ולהשיג יתר בידול (differentiation) בין מוצריה לבין מוצריהן של פירמות אחרות בענף. אם, אכן, משתנה מידת הייחודיות של מוצרי הפירמה במקביל לשינוי בעצימות במו"פ שלה, ואם מתקיימת ההנחה בדבר מיתאם שלילי בין היקף השוק המקומי וגמישות הביקוש מחד גיסא, לבין רמת החדשנות של המוצרים מאידך — כי אז קיים קשר חיובי בין עצימות המו"פ של הפירמות לבין יצואן.

לוח 3

יחסי יצוא/תפוקה במשק ובמדגם, 1975 ו־1981

(אחוזים)

	1975		1981	
הענף	כלל המשק	מפעלי המדגם	כלל המשק	מפעלי המדגם
מחצבים	50	77	50	76
מזון	10	40	14	41
גומי ופלסטיקה	16	42	18	43
כימיה ונפט	24	49	37	51
מתכת ומכונות	15	30	38	31
אלקטרוניקה	17	33	31	46
אחרים	18	29	25	21
סך הכול	17	42	29	46

גם הניסוח הדינמי מתייחס לעצימות המו"פ כאל משתנה החלטה, אולם, בניגוד לגישה הסטטית — כאן עצימות המו"פ איננה משפיעה על מידת הייחודיות של הפירמה, אלא על היקף המוצרים הייחודיים שהפירמה מסוגלת לייצר. גירסה זו מניחה, כי קיים קשר פונקציונלי בין ההשקעה במו"פ (הנמדדת במספר העובדים המועסקים במו"פ) לבין תפוקתו — דהיינו, הידע הייחודי, המאפשר ייצורו של מוצר חדש, שאינו מוכר עדיין בשוק ואינו מיוצר בידי מתחרים. כן מניחה הגירסה, כי לכל מוצר כזה ישנו פוטנציאל מכירות נתון — הנקבע בהתאם להיקף המו"פ שהושקע בו. ככל שגדלה ההשקעה במו"פ בתקופה t, כן יגדל פוטנציאל המכירות של הפירמה בתקופה הבאה — $t + 1$.

מהנחות אלו נובע, כי אם A ו־B הן פירמות בעלות היקף מכירות זהה בתקופה t, $S_{at} = S_{bt}$, ואם A בעלת עצימות מו"פ (דהיינו, יחס בין עובדי מו"פ לבין סך המועסקים) גבוה מ־B, $R_a > R_b$, הרי שבתקופה $t + 1$ יהיה היקף המכירות של A גדול משל B, $S_{at} + 1 > S_{bt} + 1$.

אם הניסוח הדינמי הוא בעל תקפות אמפירית, ואם אכן ההנחה בדבר הקשר שבין גודל השוק המקומי וגמישות הביקוש לבין מידת החדשנות של המוצר אכן מתקיימת לגבי כל המוצרים שהפירמה מייצרת — אזי יש לצפות למיתאם חיובי בין עצימות המו"פ של הפירמות לבין **שיעור הצמיחה** של יצואן.

משתי הגישות נגזרות אפוא ציפיות שונות בדבר הקשר בין עצימות מו"פ לבין יצוא. מהגישה הסטטית נובע מיתאם חיובי בין עצימות מו"פ לבין ביצועי היצוא, בתקופה נתונה, בעוד שהניסוח הדינמי מנבא קיומו של מיתאם חיובי בין עצימות מו"פ בתקופה אחת לבין שיעור הצמיחה של היצוא.

3. הבדיקות האמפיריות

ההצגה הפורמלית של שתי הגישות דומה: באוכלוסייה בעלת n פירמות נמצא, כי

$$X_i = X_i[R_i, Z_i, Y_i \ldots] \qquad i = 1 \ldots n$$

כאשר: X_i = משתנה המייצג ביצועי יצוא;
R_i = משתנה המייצג עצימות מו"פ;
Z_i, Y_i = מאפיינים אחרים של הפירמות.

שני הניסוחים, הסטטי והדינמי, קובעים כי:

$$\frac{\partial X}{\partial R} > 0$$

הבדלי הניסוח מתבטאים בהגדרות של המשתנה התלוי, של ביצועי היצוא, ושל חלק מהמשתנים המסבירים — כפי שיתבהר להלן. לצורך הבחינה האמפירית של הניסוח הסטטי, נוסח מודל רגרסיה ליניארי כדלקמן:

$$X_1 = a + b_1R + b_2S + b_3X - t + e$$

כאשר a, b_1, b_2, b_3 = מקדמים;
e = הטעות המקרית.

את X_1, המייצג ביצועי יצוא סטטיים, מבטא היחס יצוא/תפוקה (1981). בניסוח זה מנורמל היצוא על־ידי התפוקה של הפירמה, וניתן לאמוד את המקדמים השונים על בסיס של חתך רוחב (cross section). R, המשתנה המייצג עצימות המו"פ, מבוטא אף הוא על־ידי היחס עובדי מו"פ/סך המועסקים ב־1977. פער הזמנים בין X ל־R נובע מעצם הגדרת פעילות המו"פ — שהיא פעילות המתמשכת לאורך זמן, לפני שהיא מניבה פרי בדמות מוצרים חדשים[4].

---

4 למותר להזכיר, כי רק חלק מתכניות המו"פ מסתיימות בהצלחה — וכי הצלחה טכנולוגית אין משמעותה, בהכרח, הצלחה שיווקית. על היחס שבין השקעות במו"פ לבין הצלחות טכנולוגיות ועסקיות — ראה: Mansfield, E.,

R מהווה אומדן מוטה של רמת החדשנות של הפירמה, שכן לעיתים מנהלות הפירמות מו"פ באמצעות חוזי מחקר, המוענקים למוסדות מדע או לחברות מתמחות. מחקר חיצוני כזה איננו זוכה לביטוי במדד R. כן אין המדד רגיש להשקעות בציוד מו"פ, היכולות להוות רכיב חשוב במאמץ החדשני של פירמות מסוימות. נראה, שמדד הבנוי על נתוני ההוצאה למו"פ היה יכול לתאר ביתר דיוק את המאמץ החדשני — אולם העדר נתונים מהימנים על הוצאה זו מאלץ להסתפק במדד שתואר לעיל.

S מייצג את גודל המפעל. הכללת S במודל הרגרסיה מוסברת בדיאגרמה 1, המראה, כי גודל המפעל משפיע על אחוז התפוקה המיוצא. מפעל גדול, במובן זה שתפוקתו מספקת אחוז ניכר מהביקוש של השוק המקומי, ייצא אחוז גבוה יותר מתפוקתו מאשר מפעל קטן — וזאת, ללא קשר עם רמת החדשנות של המפעל[5]. S נכלל אפוא, כדי שיהיה ניתן להפריד בין התרומה של גודל המפעל לבין זו של עצימות המו"פ לביצועי היצוא.

גודל המפעל נמדד לפי המכירות. ערך מוסף מפעלי היה עדיף, כמובן, על מכירות — אולם לא ניתן היה להשיג נתון זה מהמפעלים. חישובי הרגרסיה נעשו בלוגריתמים על בסיס 10 של S, כדי לשפר את ביצועיו הסטטיסטיים של המודל.

$X-t$ מיצג את היחס יצוא/תפוקה בתקופה 1975 עד 1977. משתנה זה איננו מופיע בניסוח התיאורטי המוצג לעיל. הכללתו בחישובי הרגרסיה נועדה לשפר את הביצועים הסטטיסטיים ואת כושר הניבוי של המודל. את $X-t$ ניתן לפרש כמשתנה המייצג את ההסטוריה של המפעל, משתנה המייצג את השפעתם של הגורמים הקובעים את ביצועי היצוא של המפעלים — להוציא מו"פ וגודל, הנחקרים בנפרד.

בנוסח הדינמי מיוצגים ביצועי היצוא על־ידי X_2 — שיעור השינוי של היצוא בתקופה 1979 עד 1981 לעומת 1975 עד 1977. בנוסח זה הוחלף $X-t$ במשתנה S_2, המציין את שיעור השינוי של התפוקה הכוללת. משתנה זה, כמו $X-t$ במקרה הקודם, נכלל במודל הרגרסיה כדי לשפר את כושר הניבוי שלו. כן נכלל במודל S גודל המפעל בנוסח הדינמי.

בלוח 4 מוצגים הממוצעים וסטיות התקן של המשתנים השונים. שיעור התפוקה המיוצא הגיע ב־1981 לממוצע של 44 אחוזים, עלייה קטנה לעומת השנים 1975 עד 1977. בתקופה 1975/77 עד 1979/81 הגדילו מפעלי המדגם את יצואם בשיעור ממוצע של 2.43, שמשמעותו גידול שנתי של קרוב ל־25 אחוזים — שיעור הגבוה במידה ניכרת מזה של כלל התעשייה.

שיעור הגידול הממוצע של התפוקה הגיע ל־1.78 (קצב גידול שנתי של 16 אחוזים). בממוצע עסקו 13 אחוזים מתוך העובדים במו"פ. נתונים אלה מאשרים, כי מפעלי המדגם אינם מייצגים את הממוצע במשק, וכי המדובר בעיקר בקבוצה של מפעלים גדולים. למסקנה זו יש, כמובן, משמעות חשובה, כאשר באים לפרש את הממצאים — ובעיקר, כאשר באים להסיק מהם מסקנות לקביעת מדיניות.

בתחתית לוח 4 מוצגים המיתאמים הפשוטים (r) בין עצימות המו"פ (R) וערכי הגודל ($\log S$) לבין המשתנים השונים. בולט במיוחד, בהקשר זה, המיתאם השלילי בין עצימות המו"פ לגודל הפירמה. ממצא זה איננו מתיישב עם הטענה המקובלת בדבר קיום יתרונות לגודל במו"פ. לעומת זאת, עולה הממצא בקנה אחד עם המסקנה — המסתמכת על סקר של מחקרים רבים, שבחנו את הקשר שבין גודל הפירמות לבין התשואה למחקר ופיתוח — כי: "Beyond Some magnitude, size does not appear especially conducive to either innovational effort or output in either this country or European

---

Rapoport, J., Schee, J., Wagner, S., and Hamburger, M., *Research and Innovation in the Modern Corporation*, Norton, W.W. & Co.; Mansfield E., "How Economists See R&D", *Harvard Business Review*, November 1981.

5 על הקשר שבין גודל לביצועי היצוא של מפעלי תעשייה — ראה: Auquier, Antoine, A., "Sizes of Firms, Exporting Behavior, and the Structure of French industry", *Journal of Industrial Economics*, vol. XXIX, no. 2, 1980, "Domestic Demand and Ability to Export", *Journal of Political Economy*, March 1970; Hirsch, S. and Adar, Z., "Firm size and Export Performance", *World Development*, vol. 2, no. 7, 1974, pp. 6–41.

לוח 4

ממוצעים, סטיות תקן ומיתאמים פשוטים בין משתני הרגרסיה

		ממוצע	סטיית תקן
	משתנים תלויים		
X_1	אחוז תפוקה מיוצא 1981	0.44	0.31
X_2	יצוא 79–1981 ÷ יצוא 75–1977	2.43	4.99
	משתנים מסבירים		
R	אחוז עובדי מו"פ 1977	0.13	0.16
S	לוגריתם של התפוקה 1981	4.00	0.66
$X-t$	אחוז תפוקה מיוצא 75–1977	0.43	0.32
S_2	(תפוקה 1981 ÷ תפוקה 1975 + 1977) ÷ 2	1.78	1.95

מיתאמים פשוטים

	X_2	X_1	$X-t$	S_2	S
r	0.442	0.049	−0.138	0.299	−0.418
S	0.028	0.057	0.069	0.056	–

"...countries"[6]. גם המיתאמים שבין גודל הפירמה לבין שאר משתני הרגרסיה נמוכים ממה שניתן היה לצפות. ממצא זה מוסבר, בין השאר, בקשרי גומלין שונים שבין גודל לבין משתנים אחרים. אומדני הרגרסיה מאפשרים לבחון את ההשפעה של משתנה הגודל, אגב נטרול חלקן של שאר ההשפעות — כפי שיתבהר להלן.

בלוח 5 מפורטים חישובי הרגרסיה למודל הסטטי. בחלקו העליון של הלוח מדווחים חישובי רגרסיה כאשר $X-t$, משתנה השארית, אינו נכלל בחישובים. הממצאים, במקרה זה, הם חד־משמעיים — מקדמי עצימות המו"פ וגודל המפעלים אמנם חיוביים, אולם נעדרי מובהקות סטטיסטית. הכללת $X-t$ משנה את התמונה, בהיות המקדם של $X-t$ חיובי ומובהק מבחינה סטטיסטית. מקדם עצימות המו"פ משנה, במקרה זה, את ערכו, והוא מובהק מבחינה סטטיסטית. מקדם ההסבר (R^2) גדל מ־0 ל־0.57.

בתחתית הלוח מוצג החישוב של ערכי X_1, אחוז התפוקה המיוצא, עבור עצימות מו"פ משתנה. החישובים מצביעים על גידול מתון ב־X_1, כאשר עצימות המו"פ גדלה מ־0 ל־0.25. ניתן אפוא לקבוע, שהממצאים האמפיריים בניסוח הסטטי של המודל מתיישבים עם ההיפותיזה בדבר קיום מיתאם חיובי בין עצימות המו"פ לבין ביצועי היצוא של פירמות העוסקות במו"פ. גודל המפעל משתנה אף הוא עם ביצועי היצוא, אלא שהמובהקות הסטטיסטית של מקדם הגודל נמוכה יחסית.

הממצאים המתייחסים למודל הדינמי מוצגים בלוח 6. במודל זה משקף המשתנה התלוי שינוי בביצועי היצוא במרוצת הזמן, ולא ביצועי יצוא סטטיים כבנוסח הקודם. הנתונים בחלקו העליון של הלוח מתייחסים לקשר שבין גידול היצוא בתקופה 1975 עד 1981 לבין המשתנים המסבירים — עצימות המו"פ וגודל הפירמה; כאשר משתנה השארית, שיעור הגידול של התפוקה אינו נכלל בחישובים. הממצאים מתיישבים עם ציפיות המודל הדינמי: קיים קשר חיובי בין עצימות המו"פ לבין ביצועי היצוא הדינמיים, והקשר מובהק סטטיסטית. גם גודל הפירמה מתואם חיובית עם ביצועי היצוא. עם זאת יש להדגיש, כי בעוד שהן מקדם עצימות המו"פ במודל הדינמי והן מקדם הגודל חיוביים ומובהקים סטטיסטית — הרי שני המשתנים יחדיו מסבירים רק חלק קטן, יחסית, מסך ההשתנות של ביצועי היצוא הדינמיים. על ביצועי היצוא

[6] Kamien, M.I., and Schwartz, N., "Market Structure and Innovation: a Survey", *Journal of Economic Literature*, March 1975.

לוח 5

תוצאות הרגרסיה במודל סטטי

(המשתנה התלוי: X_1 = אחוז התפוקה המיוצא, 1981)

המשתנה	$X-t$	S	R	קבוע	R^2
מקדם	–	0.46−1	0.18	0.24	–
t	–	0.90	0.85	1.09	0
מקדם	0.74−1	0.43−1	0.37	−0.95−1	–
t	11.78	1.29	2.71	−0.65	0.57

חישובי X_1 עבור עצימות מו"פ משתנה•

עצימות מו"פ	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05	0.0
R (0.37)	0.093	0.074	0.056	0.037	0.019	0

קבוע	−0.095
S	0.170
$X-t$	0.316
	0.391

X_1 מחושב	0.484	0.465	0.447	0.429	0.410	0.391

• עבור מפעל ממוצע עם ערכי $\log S = 3.97$
$X-t = 0.43$

לוח 6

תוצאות הרגרסיה במודל דינמי

(המשתנה התלוי: X_2 = יצוא 1979–1981 חלקי יצוא 1975–1977)

המשתנה	S_2	S	R	קבוע	R^2
מקדם	–	1.43	17.04	−5.68	
t	–	1.96	5.36	1.75	0.21
מקדם	1.60	1.07	10.20	−6.02	
t	9.15	1.92	4.14	−2.52	0.56

חישובי X_2 עבור עצימות מו"פ משתנה•

עצימות מו"פ	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05	0.0
מקדם R	2.55	2.04	1.53	1.02	0.51	0

קבוע	−6.02
S	4.28
S_2	2.84
	1.10

X_2 מחושב	3.65	3.14	2.63	2.12	1.61	1.10
אחוז הגידול השנתי	38.2	33.1	27.3	20.7	12.6	2.4

• עבור מפעל ממוצע עם ערכי $\log S = 4.000$
$S_2 = 1.778$

משפיעים משתנים נוספים, כולל משתנה השארית (S_2), שהכללתו בחישובים משנה את הערך של מקדם ההסבר (R^2) באורח ניכר ותורמת להגדלתו מ־0.21 ל־0.56.

החישובים של ערכי $\bar{X}_2$ עבור עצימות מו"פ משתנה מוצגים בחלק התחתון של הלוח. חישובים אלה מצביעים על התפקיד החשוב שממלאת עצימות מו"פ בקונטקסט הדינמי. למקדם העצימות ערך מוחלט גבוה — 10.2. משמעות הממצא היא, כי עלייה של אחוז אחד בעצימות המו"פ של המפעל מתואמת עם גידול יצוא של 10.2 אחוזים בתקופה של ארבע שנים. הגדלת עצימות המו"פ מ־5 ל־10 אחוזים, למשל, תתרום לעלייה בשיעור הגידול הארבע־שנתי של היצוא מ־1.61 ל־2.12. גם לשאר המשתנים המסבירים, גודל המפעל ושיעור הגידול של התפוקה, השפעה חיובית על היצוא — כפי שניתן לראות מתוצאות הרגרסיה. מעניין לציין, כי הערך המחושב של X_1 עולה על 1, גם כאשר עצימות המו"פ שווה אפס. משמעות ממצא זה היא, כי גם מפעל שאיננו עוסק במו"פ יגדיל את יצואו — אם כי בשיעור נמוך של כ־10 אחוזים במרוצת ארבע שנים — בתנאי שגודלו אינו נופל מהממוצע.

4. סיכום ומסקנות

הממצאים שדווח עליהם בסעיף הקודם מתיישבים עם הציפיות, הגורסות קיומו של מיתאם חיובי בין עצימות המו"פ של הפירמה לבין ביצועי היצוא שלה, בשתי הגרסאות — הן הסטטית והן הדינמית. מן הניסוח הסטטי נגזר מיתאם חיובי בין עצימות המו"פ לבין אחוז התפוקה המיוצא של הפירמה, הנובע מהביקוש המצומצם של השוק המקומי הקטן למוצרים חדשניים ומיכולתו של היצרן לנצל את מעמדו המונופוליסטי בשוק זה וליהנות מאפליית מחירים בינו לבין שוקי חוץ. כן מוסברים הממצאים בהצלחתם של היצרנים להתאים את מוצריהם החדשניים לדרישות של שוקי היצוא.

הממצאים מתיישבים גם עם המודל הדינמי, הגורס כי כאשר הפירמה מגדילה את שיעור העיסוק במו"פ — דהיינו את היחס בין עובדי מו"פ לבין סך המועסקים — גדל כושר הייצור של המוצרים בעלי פטנציאל רווחי. פירמה המגדילה את עצימות המו"פ שלה בתקופה t תגדיל אפוא את כושר התפוקה שלה בשנים הבאות. כושר נוסף זה ינוצל להגדלת המכירות גם בשוק המקומי המצומצם, אך בעיקר בשוקי היצוא. מודל זה מנבא אפוא מיתאם חיובי בין עצימות המו"פ לבין שיעור הגידול של היצוא.

כן מתיישבים הממצאים עם הגישה הקושרת את ביצועי היצוא של הפירמה לגודלה. נמצא מיתאם חיובי, אם גם בעל מובהקות סטטיסטית נמוכה, בין היקף התפוקה לבין ביצועי היצוא — בשתי הגרסאות, הסטטית ודינמית. סביר להניח, כי עבור כל מוצר, או קבוצת מוצרים, קיים גודל סף — שאליו חייבת הפירמה להגיע, ואותו היא חייבת לעבור, בטרם תוכל להתחרות בשוק הבינלאומי. היקף מכירות, או ערך מוסף, מינימלי — מתחייב, כמעט מתוך הגדרה, כאשר מדובר בפירמות העוסקות במו"פ; שכן פעילות המו"פ היא בבחינת השקעה קבועה, שתניב תשואה חיובית רק בתנאי שהיקף המכירות בעתיד יעלה על מינימום מוגדר. מרבית הפירמות שנכללו במדגם הנוכחי עברו, כנראה, את סף הגודל המינימלי הרלבנטי לענף שהן פועלות בו. נראה, שהגודל מעבר לסף חדל להשפיע על ביצועי הפירמה — ומכאן השונות הגדולה, יחסית, סביב מקדם הגודל.

לסיכום, הממצאים האמפיריים מתיישבים עם הטענה, ששיעור הצמיחה של הפירמה מושפע מעצימות המו"פ שלה. משתנה זה נמצא אמנם בשליטתה של הפירמה, אולם הוא נתון גם להשפעה של מדיניות ממשלתית. ניתן לצפות לכך, שהגדלת התמריץ למו"פ — או הקטנת הסיכון הכרוך בו — יניעו את הפירמות להגדיל את עצימות המו"פ שלהן.

יתר על כן, סביר להניח, שבתחום המו"פ ניתן להשיג גמישות תגובה גבוהה להקצבה ממשלתית בגודל נתון — שכן גם בפירמות בעלות עצימות מו"פ גבוהה, יחסית, היחס בין עובדי מו"פ לבין סך המועסקים נמוך אבסולוטית. הגדלת מספר עובדי המו"פ תגדיל אפוא את עצימות המו"פ בשיעורים ניכרים במרבית הפירמות. בהנחה, שתוספת התפוקה והיצוא — הנובעים מהשקעה של דולר נוסף במו"פ — קבועה פחות או יותר, סביר לצפות לתשואה חיובית מהגדלת ההקצבה הממשלתית למו"פ במגזר התעשייתי.

נספח: המדגם

במדגם נכללו 109 מפעלים שעסקו במו"פ אזרחי בשנים 1977 עד 1981, או בחלק מהתקופה, שקיבלו מענקי מחקר מהמדען הראשי של משרד התעשייה והמסחר. כן נכלל מספר קטן של מפעלים העוסקים במו"פ ביטחוני. מפעלים גדולים נכללו במדגם בהסתברות של 1. מפעלים קטנים נכללו בהתאם לשיקולים שונים, כך שאין להתייחס אל המדגם כאל מדגם מקרי.

כל הנתונים הכספיים חושבו לפי מחירי 1981 ותורגמו לדולרים. נתוני היצוא של המפעלים אינם חופפים את נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שכן האחרונים מבוססים על רשומוני יצוא — בעוד שנתוני המפעלים כוללים יצוא שירותים, שאיננו נכלל ברשומוני היצוא. כן ייתכנו סטיות מסוימות בין שני המקורות מסיבות אחרות, כגון עיתוי הדיווח. דוגמה קיצונית של פערים בין שני המקורות ניתנת ביצוא ענף המחצבים — ראה לוח 2 בגוף העבודה.

המפעלים סווגו לענפים, לפי הסיווג האחיד של הלכשה המרכזית לסטטיסטיקה, וסיווג המפעל הבודד התבסס על מוצריו העיקריים. שיטת החלוקה הענפית לצורך ההצגה בלוחות 2 ו־3 מתוארת בלוח־נספח 1. הקבוצה "מתכת ומכונות" כוללת גם כלי הובלה (אניות ומטוסים) וכן חלק גדול של תפוקת המפעלים הביטחוניים, שלא נכללו במדגם.

התפלגות מפעלי המדגם לפי עצימות המו"פ של 1977, היצוא של 1981 והתפוקה של 1981 ניתנת בלוח־נספח 2.

לוח־נספח 1

התאמה בין סיווג הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לבינוי הענפים במאמר זה

הענף	סיווג הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה									
מחצבים	103									
מזון	110	113	115	116	117					
גומי ופלסטיקה	120	161	190	193						
כימיה ונפט	200	201	202	205	206	211	212	218	220	
מתכת ומכונות	234	235	238	241	242	260	263	280	281	
אלקטרוניקה	255	256								
אחרים	136	141	160	170						

לוח־נספח 2

התפלגות מפעלי המדגם לפי מאפיינים שונים, 1977 ו־1981

עשירון	עצימות המו"פ*	היצוא**	התפוקה**
10 (עליון)	0.29–0.80	24.0–84.0	68.9–347.7
9	0.22–0.28	14.0–22.5	36.6– 67.9
8	0.15–0.21	8.5–13.8	24.2– 33.7
7	0.10–0.14	6.0– 8.3	15.2– 22.8
6	0.07–0.09	3.6– 7.9	10.6– 14.5
5	0.04–0.06	1.1– 3.1	4.9– 10.3
4			
3			
2	עד 0.3	עד 1.0	עד 4.4
1 (תחתון)			

* חלקם של העובדים במו"פ בכלל עובדי המפעל, ב־1977.

** במיליוני דולרים, בשנת 1981.

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 171–180
ISSN 0333-6484

השוואה בין־מפעלית של פריון הייצור

יעקב רול, שלמה מי־טל ויוחנן ארזי*

מאמר זה, העוסק ביישום הגישה ההנדסית למדידת פריון, ברמת המפעל — לשם עריכת השוואה בין מפעלים — הוא תמצית מחקר, שנערך במסגרת מוסד ש' נאמן למחקר מתקדם במדע ובטכנולוגיה[1].

ההשוואה מוצגת בשתי דרכים מקבילות של מדדי פריון ופערי פריון, שכל אחת מהן מבליטה היבט אחר של מצב פריון הייצור. ערכם המספרי של פערי הפריון, שלא כמדדי פריון, תלוי במערכת הגלובלית המשמשת בסיס להשוואה. מערכת גלובלית זו נלקחה מתוך המצב הטכנולוגי המתקדם ביותר המוכר בענף התעשייתי המסוים. כן הונח, כי גם אם "התקן הגלובלי" עשוי להיות ייחודי לכל מפעל (מבחינת התלות במיגוון המוצרים שבו, וכדומה) הרי כאשר נקבעים התקנים באותה דרך הנדסית אוביקטיבית, ועל פי אותם שיקולים מקצועיים, אין חשיבות להרכבם השונה של תקנים אלה.

התוצאות המתקבלות מן ההשוואה מאפשרות להפיק מספר אינדיקטורים כלליים לגבי מצבם של המפעלים המושווים. מהשוואת התקנים המקומיים ניתן לעמוד על הפער הטכנולוגי בינם לבין המצב המוכר הטוב ביותר. השוואת מדדי הפריון המקומיים מאפשרת בחינה של מידת הצלחתו של הניהול הכללי במפעל. התוצאה הכוללת, שהיא מדד הפריון ביחס לתקן הגלובלי, מצביעה על כושר התחרות היחסי של המפעלים המושווים בתנאי שוק דומים. להשוואה זו נוסף עוד מימד, כאשר מצויים נתונים לגבי מספר נקודות זמן בשני המפעלים, והוא הממד המעיד על מגמות הקיימות במפעלים — הן לגבי סגירת פערים טכנולוגיים והן לגבי ההצלחה בניצול הפוטנציאל העומד לרשות כל מפעל.

1. מדדי פריון הייצור ברמת המפעל

נתונים בדבר מצב פריון הייצור במפעל הם כלי ניהולי חשוב, המאפשר לעקוב אחר המידה שבה מצליח מפעל לנצל את המשאבים העומדים לרשותו להשגת מטרותיו. קיימות גישות רבות לחישוב שוטף של פריון הייצור. בין אלה, ייחודה של "הגישה ההנדסית" הוא בכך, שהיא מורה על המידה שבה משתמשת המערכת הנמדדת בכל אחת מהתשומות שהיא צורכת — ומצביעה, ישירות, על הפוטנציאל הקיים לשיפור בכל תחום. בגישה ההנדסית למדידת פריון הייצור ברמת המפעל מחושבים מדדי הפריון השונים מתוך המנה בין התשומה התקנית, הנדרשת על פי התקן לייצור תפוקה מסוימת, לבין התשומות שנצרכו בפועל לייצור אותה תפוקה[2].

התשומה התקנית מחושבת באמצעות מערכת תקנים, הקובעים את התשומות (הפיסיות, במידת האפשר) של כל אחד מגורמי התשומה — ליחידה של כל אחד מהמוצרים. תקנים כאלה אפשר לפתח במפעל עצמו ("תקנים מקומיים"), או לאמץ — ממקור חיצוני כלשהו. תקן חיצוני נוח למדידת פריון הוא זה, המבטא את המצב הטוב ביותר המוכר בענף הייצור, שהמפעל משתייך אליו ("תקן גלובלי").

---

* הפקולטה להנדסת תעשיה וניהול, הטכניון — מכון טכנולוגי לישראל.

1 רול, י', מי־טל, ש', ארזי, י' (1983), השוואה בין מפעלים באמצעות מדדי פריון הייצור, מוסד ש' נאמן למחקר מתקדם במדע ובטכנולוגיה, חיפה.

2 Roll, Y., Sachish, A., (1981) "Productivity Measurement at the Plant level", *Omega*, vol. 9, No. 1, 37–42.

התקנים המקומיים מבטאים את הפוטנציאל הקיים במפעל, בהתחשב בטכנולוגיה המקובלת בו ובציוד העיקרי העומד לרשותו. תקנים אלה (הנקבעים בדרך "הנדסית") משקפים את המצב התקני הטוב ביותר, שהמפעל מסוגל להגיע אליו — ללא שינויים טכנולוגיים מפליגים. לעומתם, משקף התקן הגלובלי את המצב הטכנולוגי המתקדם ביותר — המוכר באותה עת בענף המסוים. תקן זה, הבנוי במידת האפשר על תהליכים בודדים, הוא חופשי מאילוצים כלשהם — ומבטא את ההישג האופטימלי שניתן להגיע אליו. בכך מהווה התקן הגלובלי מעין אמת־מידה למפעלים.

מדד הפריון החלקי המקומי של גורם תשומה i במפעל B מתקבל מתוך הביטוי:

$$p_i^{B-B*} = \frac{\sum_j v_{ij}^{B*} q_j^B}{I_i^B} \tag{1}$$

האינדקס העילי B מסמן את המצב בפועל במפעל B, ואילו האינדקס $B*$ מציין את המצב האופטימלי (התקני) במפעל. v_{ij}^{B*} היא התשומה התקנית המקומית של גורם תשומה i ליחידה ממוצר j. q_j^B היא הכמות שיוצרה בפועל ממוצר j, ואילו I_i^B הוא סך כל התשומה בפועל מגורם תשומה i.

ניתן לחשב מדד פריון מצרפי, המבטא את כלל התשומה, מתוך הממוצע ההרמוני המשוקלל של המדדים החלקיים השונים. המשקללים הם העלויות היחסיות של גורמי התשומה השונים במצב התקני. תהא c_i העלות ליחידה של גורם תשומה i, ויהא P^{B-B*} מדד הפריון המצרפי המקומי. מדד זה מתקבל מתוך הביטוי:

$$P^{B-B*} = \left[\sum_i \frac{\sum_j v_{ij}^{B*} q_j^B c_i}{\sum_i \sum_j v_{ij}^{B*} q_j^B c_i} \cdot \frac{1}{p_i^{B-B*}}\right]^{-1} \tag{2}$$

באורח דומה, אפשר לפתח ביטויים למדדי פריון — כאשר ההשוואה אינה למצב התקני המקומי ($B*$) אלא למפעל אחר כלשהו (A), או לתקן גלובלי מתאים (S).

הביטוי הנותן את ההשוואה בין שני מפעלים הוא:

$$P^{B-A} = P^{B*-A*}(Q^N) \frac{P^{B-B*}(Q^N)}{P^{A-A*}(Q^N)} \tag{3}$$

ביטוי (3) מתאר את הפריון היחסי בין מפעל B לבין מפעל A, כמכפלה של יחסי התקנים המקומיים בשני המפעלים ויחס מנות הפריון המקומיות במפעלים אלה. ביטוי זה קשה לחישוב, בהיותו תלוי באותו מיגוון מוצרים — הן עבור A והן עבור B. ביטוי אלטרנטיבי לפריון היחסי בין B ל־A מתקבל מהשוואת שני המפעלים אל תקן גלובלי S, כלהלן:

$$P^{B-A} = \frac{P^{B*-S}(Q^N)}{P^{A*-S}(Q^N)} \cdot \frac{P^{B-B*}(Q^N)}{P^{A-A*}(Q^N)} \tag{4}$$

ביטוי (4) נותן תוצאות זהות לביטוי (3), כל עוד מפעילים אותו לגבי מיגוון המוצרים הקבוע Q^N. יתרונו בכך, שניתן למצוא לו קירוב, בו יושמט הצורך לחשב את האיברים השונים על בסיס אותו מיגוון מוצרים:

$$P^{B-A} = \hat{P}^{B-A} = \frac{P^{B*-S}(Q^N)}{P^{A*-S}(Q^M)} \cdot \frac{P^{B-B*}(Q^B)}{P^{A-A*}(Q^A)} \tag{5}$$

קירוב זה מותר, היות שארבעת האיברים המרכיבים את ביטוי (4) הם יחסים כשלעצמם, כאשר וקטור התפוקות (Q^N) משמש כמשקלל בלבד ולערכי המונה לערכי המכנה של כל יחס. אי־הקפדה על משקלל משותף בכל אחד מארבעת היחסים המרכיבים את (4) אינה עשויה איפוא לגרום לשינוי משמעותי בתוצאה הכללית.

צורה מקוצרת של כתיבת ביטוי (5) היא:

$$P^{B-A} = \frac{P^{B*-S}\ P^{B}}{P^{A*-S}\ P^{A}} \qquad (6)$$

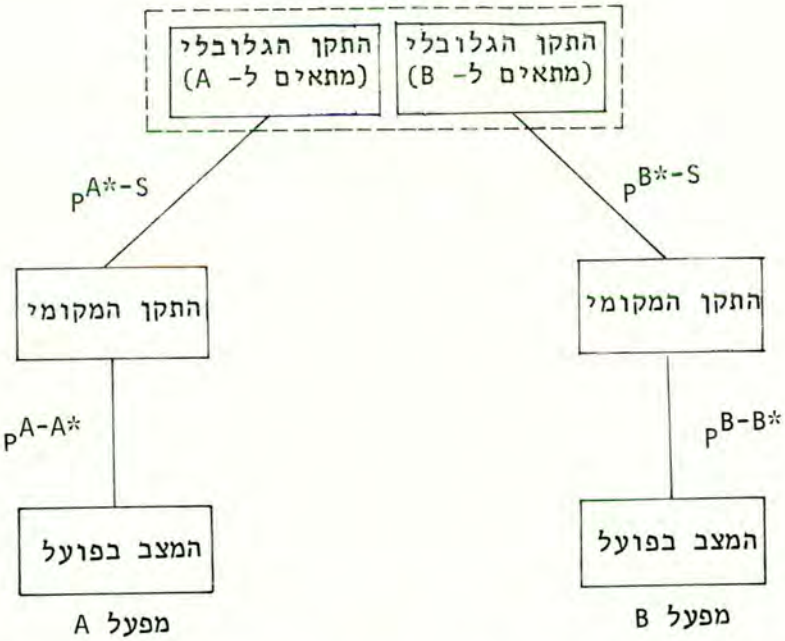
בביטוי זה לפריון היחסי בין מפעל A לבין מפעל B ייעשה שימוש בהמשך המאמר[3].

2. תקפות ההשוואה לתקן גלובלי

בניתוח הפריון של מפעל בודד משמש התקן הגלובלי רק כאינדיקטור כללי למקומו של המפעל ביחס לאופטימום באותו ענף, וכן (ואולי בעיקר) כאמצעי מסייע לקביעה נכונה של התקן המקומי. אך כשמדובר בהשוואה בין מפעלים, או בהשוואה בין תקופות באותו מפעל (שחלו בו שינויים טכנולוגיים בין התקופות) — עולה בהרבה חשיבותו של התקן הגלובלי כאמצעי השוואה. תיאור סכמטי של השוואה בין מפעלים, באמצעות תקן גלובלי, מובא בדיאגרמה 1.

דיאגרמה 1

סכימה של דרך ההשוואה



לכאורה, רצוי היה שאותו תקן (גלובלי) עצמו ישמש להשוואה בין כל המפעלים המושווים. ברם, מצב זה הוא בר־השגה במקרים בודדים בלבד; שכן בפועל, אפילו כשמשווים מפעלים באותו ענף תעשייתי (כפי שהדבר נעשה במאמר זה) — עדיין קיימים הבדלים ניכרים — במיגוון המוצרים, בציוד הספציפי למוצרים השונים, בחומרי הגלם וכדומה — המקשים מאוד על קביעת תקן גלובלי אחיד לכל המפעלים האלה. ברוב

[3] פירוט מלא של פיתוח הביטויים השונים מובא בנספח א' במאמר: רול, י', (1981), מדידת פריון הייצור ברמת המפעל, מוסד ש' נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה, פרסום מס' 01/002/81, חיפה.

המקרים המעשיים של השוואה בין מפעלים, יש לקבוע תקנים גלובליים ייחודיים לכל אחד מן המפעלים המושווים. עם זאת משמש התקן הגלובלי, על פי עצם הגדרתו, כבסיס תקף להשוואה בין מפעלים. גישה זו מתבססת על ההנחה, שאם נקבעים התקנים הגלובליים באותה דרך הנדסית אובייקטיבית — ועל פי אותם שיקולים מקצועיים — כי אז אין חשיבות להרכב המהותי של התקנים השונים.

הגורמים האפשריים לשוני במידת ה"חומרה" של התקנים הגלולבליים מתחלקים לשתי קבוצות עיקריות. הקבוצה האחת עוסקת במקורות המידע הקיימים לגבי המצב הטכנולוגי הטוב ביותר. מקורות אלה הם ספרות מקצועית, ידע מקצועי של בעלי המקצוע המתאימים, סוכני ציוד וכיוצאים באלו. כאן עשוי להיות הבדל בין ענפי תעשייה שונים, באשר למידת השמירה על סודיות התהליכים ונוהגי הפצת המידע אודות התפתחויות טכנולוגיות חדישות. הקבוצה השנייה של גורמים עוסקת בפרשנות של מידע זה — והיא מושפעת מקובעי התקנים, רקעם המקצועי, היכרותם את הענף וכדומה.

כאשר עוסקים במפעלים הקרובים זה לזה טכנולוגית, הרי משקלם של הגורמים מהקבוצה הראשונה קטן ביותר — היות שדרכי הפצת המידע והמקורות למידע זה זהים בדרך כלל. משקלם של הגורמים מהקבוצה השנייה יקטן ויילך ככל שעיבוד המידע וקביעת התקנים ייערכו בידי מספר מצומצם יותר של קבוצות חוקרים, או לפחות בידי קבוצות שיש ביניהן תיאום מקצועי יעיל.

מכאן, שלהשוואה בין מפעל B למפעל A, כפי שהיא מוצגת בסעיף 4 להלן, יש תוקף מלא. הגדרת תקנים גלובליים כאמת מידה תקפה להשוואה בין מפעלים (גם אם התקנים הם ייחודיים למפעלים המתאימים) — אכן משמשת בסיס למחקר הנוכחי.

3. פערי פריון

פריון הייצור במפעל, על פי הגישה ההנדסית — ובמיוחד הפריון היחסי בין מצבים שונים באותו מפעל או בין מפעלים שונים — ניתן להצגה גם בצורה של פערי פריון*. פער הפריון של מצב N ביחס למצב M מסומן ב-G^{N-M}. ערכים חיוביים של הפער מורים על יתרון של המצב המושווה (N) כלפי המצב המשמש בסיס להשוואה (M) ולהיפך. ערכם המספרי של פערי הפריון תלוי במערכת הגלובלית המשמשת בסיס להשוואה. ביחס למערכת גלובלית כזו, מתקבל ערכו של פער הפריון מתוך:

$$G^{N-M} = P^{N-S} - P^{M-S} \tag{7}$$

בדיאגרמה 2 מוצגת השוואת פריון בין מפעלים באמצעות פערי פריון, בהנחה כי התקנים הגלובליים — אפילו הם ייחודיים לכל מפעל — משמשים אמת מידה משותפת לשני המפעלים.

מדדי הפריון המקומיים, P^{A-A*} ו-P^{B-B*}, מחושבים מהשוואת המצב בפועל אל התקן המקומי (התקן המקומי = 1.00), כמקובל. ברם, הערך של פערי הפריון בין המפעלים תלוי במצב הטכנולוגי של המפעלים, דהיינו — ביחס שבין התקנים המקומיים לבין התקן הגלובלי. בכך מציב התקן הגלובלי את הפערים המקומיים ביחס הנכון.

פער הפריון בין B ל-A מתקבל מתוך סכום פער הפריון הטכנולוגי בין B ל-A (G^{B*-A*}) והפרשי הפערים (השליליים) בין המצב בפועל לתקנים המקומיים (G^{B-B*}, G^{A-A*}) בכל מפעל:

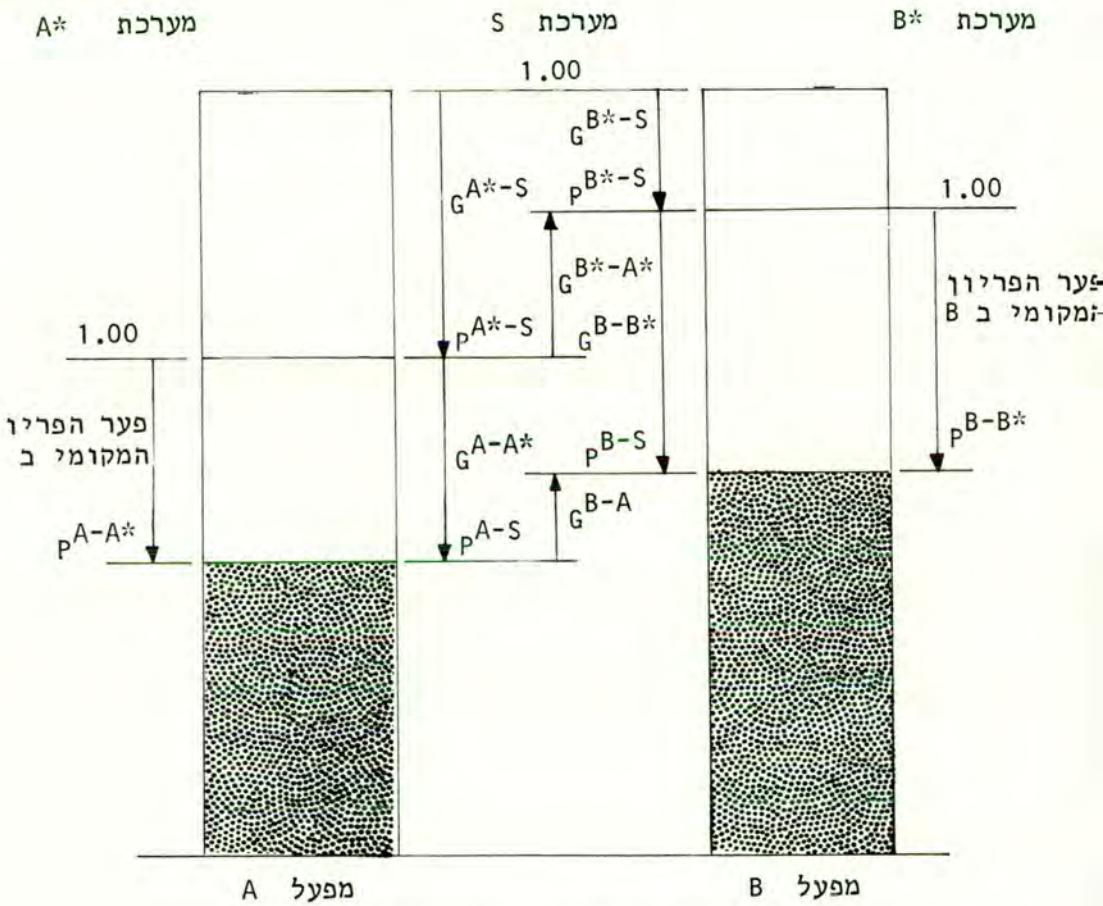
$$G^{B-A} = G^{B*-A*} + (G^{B-B*} - G^{A-A*}) \tag{8}$$

מן הראוי לציין, כי לחישוב מדדי השוואה בין מפעלים אין צורך בהגדרה מפורשת של התקן הגלובלי S. יש צורך בהגדרה מעין זו רק כדי לקבל מידע נוסף על היחס בין התקנים המקומיים לתקן חיצוני

* ראה: Roll, Y., Finger, N., (1982) *Plant Productivity Measurement: The Engineering Approach*, paper presented at the fourth annual conference on Current Issues in Productivity, Cornell University.

דיאגרמה 2

פערי הפריון



כלשהו, וכן כאמצעי עזר לקביעה נכונה יותר של התקנים המקומיים. לעומת זאת, הצגת מצבם היחסי של מפעלים באמצעות פערי פריון אינה אפשרית ללא תקן השוואה חיצוני כלשהו, המורה על הסולם שבו נמדדים הפערים.

קיימת אנלוגיה בין הצגת מצב הפריון היחסי של מפעלים בדרך של מדדי פריון לבין הצגתו בדרך של פערי פריון. קשר פורמלי בין הביטויים לפערי פריון והביטויים למדדי פריון ניתן להצגה בדרך הבאה:

$$G^{B-A} = (G^{B*-S} - G^{A*-S}) + (G^{B-B*} - G^{A-A*}) \tag{9}$$
$$= [(P^{B*-S} - 1) - (P^{A*-S} - 1)] + [(P^{B-S} - P^{B*-S}) - (P^{A-S} - P^{A*-S})]$$
$$= P^{B-S} - P^{A-S}$$

כפי שביטוי (8), המשווה באמצעות פערים, מקביל לביטוי (3) — המשווה באמצעות מדדים — כך יהיה הביטוי המקביל לביטוי (4):

$$G^{B-A} = (G^{B*-S} - G^{A*-S}) + (G^{B-B*} - G^{A-A*}) \tag{10}$$

ערך חיובי של G מקביל לערך גדול מ־1 של P, וערך שלילי של G מקביל לערך קטן מ־1 של P. סכום של ביטויים לחישוב G מקביל למכפלה של ביטויים לחישוב P, ואילו הפרש בביטויי G מקביל למנה בביטויי P.

הניתוח דלעיל נכון באותה מידה לגבי מדדים חלקיים ולגבי מדדים מצרפיים. עם זאת מן הראוי לזכור, כי ייתכן שבמצב התקני, בכל אחד מן המפעלים, קיימות פרופורציות שונות בין גורמי תשומה שונים. מכאן, שיש לבחון תמיד גם את ההשוואה בין המדדים המצרפיים. דוגמה אופיינית לכך היא החלופיות בין הון לעבודה, כאשר רמות המיכון במפעלים המושווים שונות זו מזו.

4. השוואה בין מפעלים

השוואה ישירה של פריון הייצור בין שני מפעלים, אם בשיטת מדדי פריון ואם בזו של פערי פריון, נותנת ערכים מספריים למצב הפריון היחסי של המפעלים המושווים. אין במספרים אלה, כשלעצמם, להצביע על סיבות אפשריות או הסברים לתוצאה שהתקבלה. אולם דרכי ההשוואה, שהוצגו בסעיף 3, שלפיהן נערך ניתוח של מצב הפריון היחסי לרכיביו השונים, מאפשרות לקבל אינדיקציה באילו תחומים ניתן לאתר את הסיבות או ההסברים לתוצאות אלה. לוח 1 מציג סכימה כללית לדרך ניתוח תוצאות ההשוואה בין מפעלים.

השוואה בין התקנים המקומיים בשני מפעלים (P^{B*-A*}) מורה על המצב הטכנולוגי היחסי שלהם. בפועל מצביע מספר זה על מצבו של מפעל B ביחס למפעל A, כאשר המצב התקני ב־A משמש כבסיס להשוואה. הבחירה במצב התקני של מפעל A כבסיס להשוואה היא שרירותית, ולכן נודעת ליחס P^{B*-A*} משמעות מוגבלת בלבד. המספר המבטא בצורה כללית יותר את המצב הטכנולוגי היחסי בין שני המפעלים, או "פער הפריון הטכנולוגי" שביניהם, הוא פער הפריון G^{B*-A*}. מדד זה, הנמדד בסולם הנקבע בהתאם למצב הטכנולוגי הטוב ביותר המוכר בענף המתאים, משמש כאינדיקטור למצב הטכנולוגי היחסי של המפעלים.

השוואת מדדי הפריון או פערי הפריון המקומיים בשני מפעלים יכולה לשמש כמדד יחסי להצלחת הניהול הכללי של מפעלים אלה. המדובר רק באינדיקטור להצלחת ניהול כללי, ללא נסיון להסביר את

לוח 1

אינדיקטורים העשויים להתקבל מהשוואת פריון בין מפעלים

הנתונים המצויים / דרך ההשוואה	נתונים בנקודת זמן אחת	נתונים בשתי נקודות זמן
השוואת התקנים המקומיים	הפער הטכנולוגי שבין המפעלים, ביחס למצב המוכר הטוב ביותר (התקן הגלובלי)	הישגים בתחום שינוי הפער הטכנולוגי
השוואת מדדי פריון מקומיים	מדד להצלחה יחסית של הניהול הכללי במפעלים המושווים	
השוואת מדדי פריון ביחס לתקן גלובלי	כושר התחרות היחסי של המפעלים (בתנאי שוק דומים)	הצלחה בשיפור המצב היחסי

הסיבות להצלחה או לאי־הצלחה. בכך תורם מדד זה רק לאיתור התחום שבו נמצא ההסבר למצב היחסי של הפריון, ואינו מצביע על סיבות ספציפיות אפשריות.

ההשפעה המצטברת של שני הגורמים, כלומר הפער הטכנולוגי בין המפעלים והשוני במידת ניצול הפוטנציאל הקיים בכל מפעל, מורים על כושר התחרות הכללי של המפעלים. מדד הפריון היחסי (P^{B-A}) מורה על כושר התחרות היחסי של המפעלים, ואילו פער הפריון (G^{B-A}) מציב את הפער שבין המפעלים ביחס למצב הכללי בשוק. ברור כי האמור לעיל דן רק באותו חלק מכושר התחרות, שאותו קובעת ההצלחה בארגון הייצור; וכמובן — בתחרות בתנאים שווים באותו שוק, ללא גורמים מיוחדים העשויים לשרור.

שלושת האינדיקטורים שהוצגו לעיל יכולים להתקבל מהשוואת שני מפעלים בנקודת זמן אחת. מידע נוסף, ובהסתמך עליו — גם אינדיקטורים נוספים, מתקבל כאשר מצויים נתונים אודות מספר נקודות זמן בשני המפעלים המושווים. השוני בין התקנים המקומיים של כל מפעל מצביע על מידת ההצלחה בהקטנת הפיגור הטכנולוגי. ייתכנו גורמים רבים להצלחה או לאי־הצלחה בנסיון לשפר מצב טכנולוגי; אולם כאשר קיימים נתונים של שני מפעלים לפחות, עם מידה שונה של הצלחה בהקטנת הפער הטכנולוגי, עשויה קבוצת הגורמים המסבירים להצטמצם באופן ניכר. יש לזכור, כי הצלחה בהקטנת פער טכנולוגי תלויה גם בפער שהיה קיים לפני כן: קל יותר, יחסית, לשפר מצב טכנולוגי במפעל שהפער בו גדול — מאשר במפעל שהפער בו קטן. בדומה להשוואה שנערכה בין התקנים המקומיים במספר נקודות זמן, הושוו גם מדדי פריון (או פעריו) ביחס לתקן גלובלי — השוואה שהצביעה על הצלחה כללית בשיפור התחום הטכנולוגי ובתחום ניצול הפוטנציאל.

5. דוגמת יישום

בסעיף זה מוצגות התוצאות המספריות של השוואה בין רמות פריון הייצור בשני מפעלים, A ו־B[5]. מתוך השוואה זו ניסינו להסיק כמה מסקנות כלליות על המצב היחסי במפעלים המושווים.

מפעל A נחקר בתקופות יולי־ספטמבר 1977 ויולי־ספטמבר 1980, ומפעל B נחקר בתקופות אפריל־יוני 1981 ואפריל־יוני 1982. ההשוואה נערכה בין תקופה 1 במפעל A לתקופה 1 במפעל B ובין תקופה 2 במפעל A לבין תקופה 2 במפעל B. נתוני ההשוואה של שיעורי השיפור מתקופה לתקופה תוקנו בהתחשב בכך, שפרק הזמן בין שתי התקופות במפעל A הוא שלוש שנים. למעשה חושב במפעל A שיעור השיפור הממוצע לשנה, כך שיהיה בר־השוואה עם שיעור השיפור השנתי במפעל B[6].

בלוח 2 מובא ריכוז הנתונים המצרפיים של רמת הפריון בשני המפעלים בשתי התקופות. הלוח ערוך במקביל ללוח 1, כדי לאפשר הפקת אינדיקטורים כלליים מתוך הנתונים שהתקבלו. בחלק הימני של הלוח מוצגים הנתונים אודות תקופה 2 בלבד, לגבי כל אחד מהמפעלים בנפרד, וזה לעומת זה (באותה תקופה). הנתונים המפעליים מובאים כמדדים, בעוד שהנתונים הבין־מפעליים מתוארים כפערים. זאת, כדי להציג את ההשוואה בין המפעלים בפרופורציה הנכונה ביחס לתקן הגלובלי.

מהנתונים מסתבר, כי ברמה המצרפית, התקנים המקומיים במפעל A קרובים יותר לתקן הגלובלי מאשר התקנים המקומיים במפעל B. הדבר המאפיין את שני המפעלים הוא הקרבה היחסית לתקן הגלובלי. אפשר להסיק מכך, כי הפיגור הכללי של הענף, ביחס למצב הטכנולוגי הטוב ביותר המוכר בו, אינו גדול. מכאן, שיתרונה של מודרניזציה נוספת בענף זה הוא מוגבל.

זוג הנתונים השני הוא מדדי הפריון המקומיים בשני המפעלים. כאן קיים ביניהם פער ניכר במידת ניצול הפוטנציאל הקיים בתקופות הנמדדות. תוצאה אופיינית, החוזרת במפעלים רבים, היא זו שהתקבלה לגבי מפעל B, לפיה מדד הפריון המקומי (דהיינו, היחס בין המושג בפועל לבין האפשרי) נמוך ממדד הפיגור

---

[5] לניתוח פריון הייצור במפעל A, ראה: רול, שם, ובמפעל B — ראה חלק ב' של רול, מיטל, ארזי, שם.

[6] לדוגמה, הפער בין שני המפעלים בשיעור השיפור הטכנולוגי חושב כך:

$$G^{B2*-B1*} - G^{A2*-A1*} = (P^{B2*-S} - P^{B1*-S}) - \left(P^{A1*-S}\left(\frac{P^{A2*-S}}{P^{A1*-S}}\right)^{1/3} - P^{A1*-S}\right)$$

לוח 2

ריכוז השוואתי של רמות הפריון בשני המפעלים

הנתונים	נתוני נקודת זמן אחת (תקופה 2)			נתוני שתי נקודות זמן (תקופה 2 ביחס לתקופה 1)		
	מדדי פריון		פערים	מדדי פריון		פערים
דרך ההשוואה	מפעל A	מפעל B	מפעל B ביחס ל־A	מפעל A*	מפעל B	מפעל B ביחס ל־A
	1	2	3	4	5	6
תקנים מקומיים ביחס לתקן הגלובלי (טכנולוגיה)	0.921	0.868	−0.053	1.003	1.003	0
פריון מקומי: המצב בפועל ביחס לתקן המקומי (ניהול)	0.958	0.824	−0.114	1.028	1.044	0.008
פריון כולל: המצב בפועל ביחס לתקן הגלובלי (כושר תחרות)	0.882	0.715	−0.167	1.031	1.048	0.008

* המספרים המתייחסים להשוואה בין התקופות במפעל 2 הם שיעור הגידול (הגיאומטרי) הממוצע לשנה. זאת לצורך השוואה למפעל B, שבו מייצגים המספרים שינוי של שנה אחת.

הטכנולוגי (היחס בין האפשרי לבין המצב הטוב ביותר המוכר בענף). לשון אחרת: האפשרות לשיפור המצב במפעל B, הודות לניצול טוב יותר של המשאבים העומדים לרשותו, רבה מהאפשרות לשיפור הנשענת על שינוי הטכנולוגיה הקיימת והבאתה לרמת הטכנולוגיה המתקדמת ביותר בענף.

זוג הנתונים השלישי מורה על כושר התחרות היחסי בכל אחד מהמפעלים. מספרים אלה מתקבלים משילוב (מכפלה) המצב הטכנולוגי והפריון המקומי, בכל אחד מהמפעלים, ומורים על יתרון ניכר למפעל A.

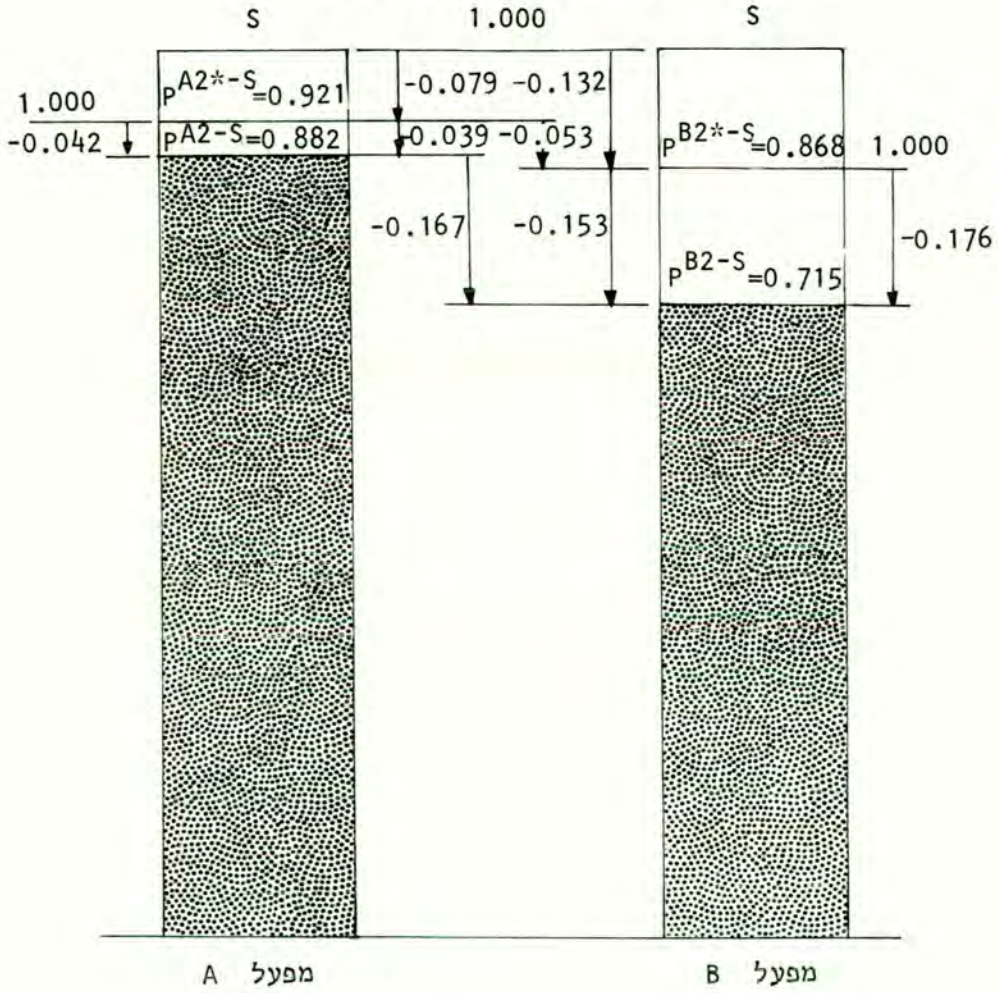
פערי הפריון בין שני המפעלים במצבם הטכנולוגי, בפריון המקומי ובפריון הכללי, מובאים בטור השלישי. משמעות מספרים אלה היא, ששימוש בתקן הגלובלי כאמת מידה מגלה פיגור טכנולוגי של כ־5 אחוזים במפעל B ביחס למפעל A, פיגור של כ־11 אחוזים בניצול האפשרויות המקומיות ופיגור של כ־17 אחוזים בסך הכול.

בצד השמאלי של לוח 2 מובאת השוואה מקבילה בין שתי התקופות. בטורים 4 ו־5 מוצגים הנתונים לגבי כל אחד מהמפעלים (תקופה 2 ביחס לתקופה 1), לאחר התיקון הדרוש (עקב השוני בין שני המפעלים המושווים בפרק הזמן שחלף בין שתי התקופות). מסתבר, ששיעור השיפור הטכנולוגי השנתי בהם זהה — והוא קטן מאוד, יחסית. שיעור השיפור השנתי במדד הפריון המקומי במפעל B גדול יותר מאשר במפעל A. ברם, יש לראות יתרון זה של מפעל B על מפעל A בהקשר לפריון המקומי בשני המפעלים, הנמוך ב־B לעומת A. שיעור הגידול בפריון הכללי גבוה בערך פי 1.5 במפעל B לעומת מפעל A (4.8 אחוזים לעומת 3.1 אחוזים לשנה).

הפערים בשינויי שיעור הפריון מובאים בטור האחרון. כאמור, אין פער בשיעור השיפור הטכנולוגי. בשיעור השיפור של המדדים המקומיים קיים פער חיובי של כ־0.8 אחוזים במפעל B לעומת מפעל A. זהו גם הפער בין שיעורי השיפור הכללי בשני המפעלים.

דיאגרמה 3

סערי הפריון המיצרסי בתקופה 2



בסיכום, ניתן להסיק מן הנתונים את המסקנות הבאות:

א. פער הפריון הטכנולוגי בשני המפעלים אינו גדול ביותר, וכמעט שלא היה בו שיפור בתקופות שנבחנו.

ב. המדדים המקומיים, היכולים לשמש אינדיקטורים לניהול כללי, מורים על יתרון ניכר של מפעל A לעומת מפעל B. עם זאת, צעדי השיפור במפעל B נמרצים בהרבה מאלו שבמפעל A.

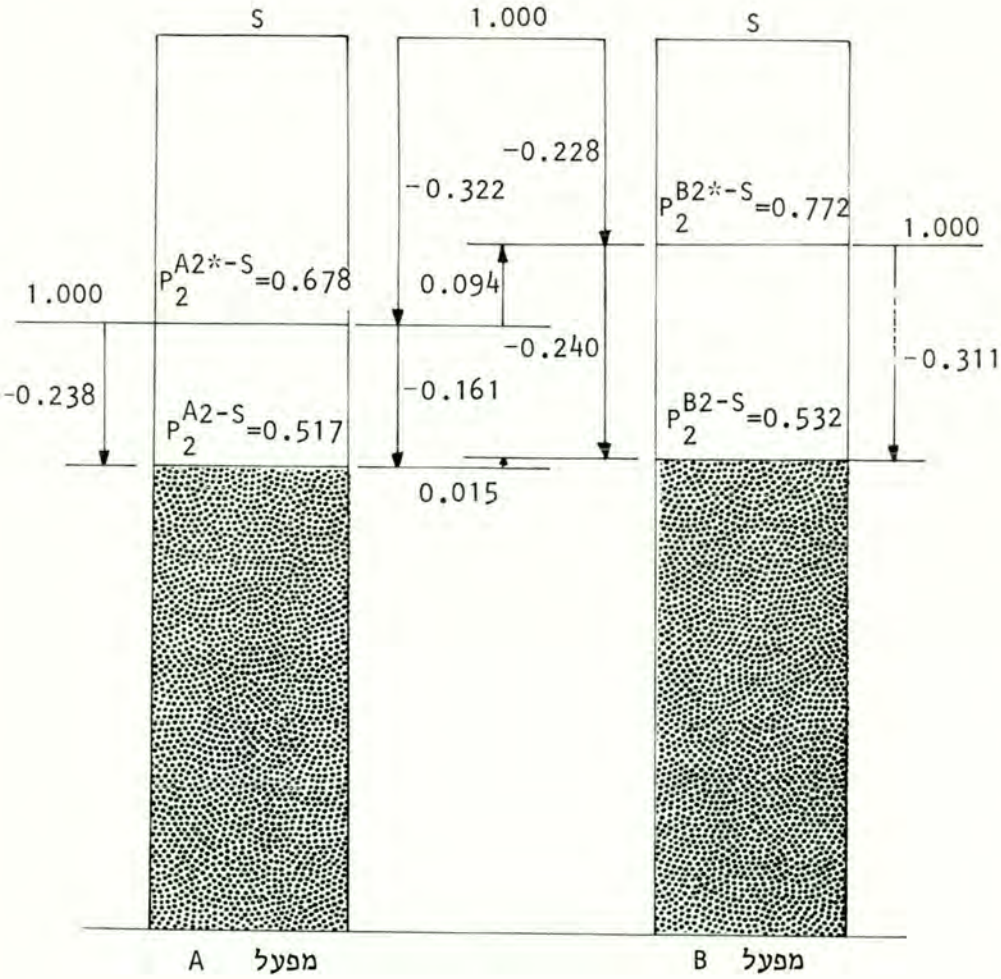
פערי הפריון המיצרפי בין שני המפעלים בתקופה השנייה מוצגים בדיאגרמה 3. הנתונים שמצדי העמודות מצביעים על פערי הפריון המקומיים בכל אחד מהמפעלים, בתקופה שנמדדה. הנתונים בין שתי העמודות הם פערי הפריון המחושבים ביחס לתקן הגלובלי. פערים אלה מחולקים לפער הטכנולוגי ולפער ניצול הפוטנציאל בכל מפעל, שמתוכם חושב הפער הטכנולוגי בין המפעלים בתקופה השנייה (5.3 אחוזים לרעת מפעל B), וכן פער הפריון הכללי שביניהם (16.7 אחוזים לרעת מפעל B).

בנתוני רמת הפריון המיצרפי משולבים נתוני הפריון של כל אחד מגורמי הייצור הנפרדים. היות שבענף התעשייתי שנבדק גבוה משקלה של תשומת חומר הגלם, נודעת לפריון ניצול חומר הגלם השפעה מכרעת על הפריון המיצרפי. מכאן שמדדים מסוימים של פריון חלקי עשויים להתוות תמונה שונה באופן ניכר מתמונת הפריון המיצרפי. דוגמה בולטת לכך מהווה השוואת מדד הפריון החלקי של עבודה בשני המפעלים בתקופה 2 (דיאגרמה 4), וממנה מתברר, כי קיים פיגור טכנולוגי של 9.4 אחוזים לרעת מפעל A. מדד פריון העבודה המקומי, הגבוה יותר ב־A, אינו מצליח למחוק פיגור זה — כך שבתמונה הכללית נותר פיגור של 1.5 אחוזים בפריון העבודה של מפעל A ביחס למפעל B.

ברומה לדיאגרמה 4, ניתן לשרטט דיאגרמות נוספות — להצגת השינויים במצב הפריון של גורמי התשומה האחרים בתקופות אחרות, וכן כהשוואה בין תקופות.

דיאגרמה 4

מערי פריון העבודה בתקופה 2



עיונים בכלכלה 1982, 1984, 181–189
ISSN 0333-6484

תחרות ופיקוח בקווי התעופה הבינלאומיים של ישראל

דב בוברוביץ*

בקווי התעופה הבינלאומיים של ישראל מתרחב והולך, בשנים האחרונות, חלקן של טיסות השכר, לצד הטיסות הסדירות של "אל על" ושל המובילים הסדירים האחרים. בחלקן, טיסות השכר הן מסוג ITC (inclusive tour charters), ש"מארגני נסיעות" (הפועלים, בדרך כלל, בהיקף גדול) נוהגים למכור ללקוחותיהם כחבילות תיור שלמות, ולגביהן הטיסה היא רק אחד מגורמי הייצור (לצד שירותי לינה, סידורי קרקע ושירותים אחרים); מארגני הנסיעות רוכשים את נפח המטוס בסיטונות, ולפיכך לא נוצר כל קשר עסקי ישיר בין צרכני חבילות התיור לבין חברות התעופה.

כאמור, טיסות השכר מופעלות רק בחלקן בידי מארגנים גדולים מהסוג המתואר (נוסעים נכנסים מסקנדינביה ומגרמניה, למשל). לשאר טיסות השכר אופי דומה לזה של הטיסות הסדירות, עם מגבלות מסוימות (כגון הצורך להזמין את הכרטיס זמן נתון מראש) שלעיתים אינן נשמרות, ואגב הפיכת סממנים אחרים של טיסות השכר (כגון: שירותי לינה) לפיקציה. מאמר זה מתייחס בעיקר לסוג האחרון.

החברות המפעילות את טיסות השכר, שאינן מסוג ITC, פועלות באורח תחרותי ביותר. באמצעות מחירים נמוכים, המביאים לשיעורי תפוסה גבוהים, הן מצליחות למשוך אליהן חלק מן הנוסעים — שבתנאים אחרים היו משתמשים בשירותי החברות הסדירות — וגורמות בכך להורדת רווחיותן של הטיסות הסדירות. בנתיבי התעופה הבינלאומיים העיקריים של ישראל (מישראל לארצות הברית, לבריטניה, לצרפת ולגרמניה) ניטשת תחרות קשה בין שירותי התעופה הסדירים לבין טיסות השכר. מבחינה זו, המצב שונה מזה השורר באירופה — שבה פועלים השירותים הסדירים בין הבירות והערים המרכזיות במערב אירופה וצפונה — בעוד שטיסות השכר (המאופיינות בעונתיות ניכרת) משמשות בעיקר להובלת תיירים ממערב אירופה וצפונה לעבר מוקדי התיירות בדרום — ספרד, פורטוגל או יוון.

בעקבות ההיצע הגדל והולך של טיסות השכר הזולות, ובהשפעת הדה־רגולציה בתעופה האזרחית בארה"ב ובבריטניה — הכרוכה גם בירידת סמכותה של יאט"א (איגוד חברות התעופה הסדירות) בכל הנוגע לקביעת מחירי הטיסות — התעורר בציבור הישראלי ספק בדבר עצם הצורך בדאגה ממלכתית להבטחת שירותי תעופה סדירים, והתרבו התומכים בהסרת כל פיקוח ובפתיחה מוחלטת של הענף לכוחות השוק. הדוגלים בכך מאמינים, כי עצם התחרות המושלמת תבטיח שירותי תעופה אופטימליים — אגב חיסול הצורך בסבסוד גירעונות ובטרדות אחרות, הכרוכות בקיומו של מוביל לאומי.

בהמשך מאמר זה מובהר, כי שוק תחרותי של שירותי תעופה אינו מתכנס בהכרח בכוחות עצמו לאופטימום מבחינה חברתית. כן מוצגת הבעייתיות הכרוכה במדיניות התעופה, מנקודת הראות של "כלל המשק". כל שינוי במדיניות כרוך בתערובת של תוצאות "חיוביות" ו"שליליות", והתוצאה הנוגעת לשינוי בערך המוסף של מטבע החוץ מהתיירות הנכנסת הוא רק אחד מהרכיבים הרלבנטיים. לפי הממצאים האמפיריים, אפשר למצוא מדיניות תעופה מאוזנת, העונה על קריטריונים מקובלים מנקודת הראות של כלל המשק, ועם זאת מאפשרת פעילות רווחית של המוביל הלאומי. מאמר זה עוסק בשיקולים כלכליים בלבד, ומתעלם משיקולים בנושאים כביטחון לאומי וכיוצא באלו, המשמשים במדינות רבות חלק מההצדקה

* הממצאים האמפיריים במאמר זה לקוחים מתוך דו"ח שהוכן בדצמבר 1981 במסגרת עבודת ייעוץ על מדיניות תעופה, שביצעתי עבור חברת "אל על". עם שאני מודה לה על הרשות שניתנה לי לפרסם ממצאים אלה, הרי תוכן המאמר מבטא את דעותי האישיות בלבד — ואינו מייצג, בהכרח, את דעותיו של אדם או גוף כלשהו ב"אל על". חודתי נתונה גם למר צבי וייס מבנק ישראל על הערותיו המועילות לגירסה הראשונה של המאמר, ולמכון פורדר למחקר כלכלי באוניברסיטת תל־אביב, על עזרה כספית וטכנית בפרסום המאמר במהדורתו המקורית, כנייר עבודה של המכון (בשנת 1982).

לקיומו של מוביל לאומי. אין המאמר מתיימר להקיף את מלוא רוחב היריעה של מדיניות התעופה הישראלית, ונושאים חשובים שונים — כגון הגודל האופטימלי של המוביל הלאומי — אינם נכללים במסגרת הדיון.

הסעיף הבא מוקדש לאפיון כללי של שוק שירותי תעופה, להבהרת הסיבות להעדר הזהות בין שיווי משקל כלכלי בשוק תעופה תחרותי לבין אופטימום חברתי — לפחות כל זמן שהשוק אינו גדול מאוד. בסעיף השני, שאינו מהווה המשך לראשון, הוגדרו קריטריונים לבדיקת ההשלכות הכלכליות של מדיניות התעופה, מנקודת הראות של כלל המשק. בסעיף 3 מתוארת שיטת הניתוח הכמותי, ובסעיף 4 מוצגים ממצאי הניתוח הכמותי־אמפירי לגבי המשק הישראלי. מסקנות הניתוח הכמותי ניתנות בסעיף 5, האחרון.

1. איפיון שוק שירותי תעופה ושיקולים של רווחת הצרכנים

התכונות המרכיבות את איכות השירות ניתנות לסיווג כדלקמן:

א. אי הנוחות הכרוכה בתדירות הטיסות. הואיל והביקוש לטיסות פרוש באופן רציף לאורך הזמן, בעוד הטיסות מתבצעות בנקודות זמן בדידות, ולא ברציפות — נאלצים רוב הנוסעים לטוס במועד השונה במשהו מהמועד המדויק הרצוי להם. סטייה זו מהזמן הרצוי (להלן: "עיכוב בגלל תדירות") הולכת ומצטמצמת עם עליית תדירותן של הטיסות בקו[1].

ב. אי הנוחות (היכולה להימדד בעלות התוחלת של הפסד הזמן) הנגרמת כתוצאה מחוסר האפשרות להשיג מקום בטיסה הרצויה (להלן: "סטייה סטוכסטית")[2]. העיכוב הסטוכסטי הוא פונקציה עולה של שיעור התפוסה במטוסים שבקו.

ג. תנאי כרטיס הטיסה (האפשרות לבטל את הנסיעה, לשנות את מועדה, לעבור לחברה אחרת ועוד), כמו גם גורמים אחרים, שאינם ניתנים לכימות (כגון הנוחיות במטוס, רמת השירות מצד הדיילים, משך הטיסה וכיוצא באלו).

הניתוח התיאורטי במאמר זה מתעלם משני הרכיבים האחרונים (בלי לכפור בחשיבותם), ומתמקד בעיכוב שמקורו בתדירות.

חברות התעופה הפועלות בנתיבים הבינלאומיים של ישראל ניצבות בפני שלושה סוגי ביקוש, הנבדלים זה מזה: (א) ביקוש ישיר, מצד אנשי עסקים ואחרים, שאינם יכולים לתכנן את טיסתם זמן ניכר מראש — ולפיכך רגישים לתדירות הטיסות ולסיכוי להשיג מושב בטיסה הרצויה, באדישות־מה למחירה בהתראה קצרה; (ב) ביקוש ישיר, מצד נוסעי נופש ואחרים, היכולים לתכנן את נסיעותיהם ולהזמינן תקופה ארוכה מראש — ולפיכך אינם מוכנים לשלם הרבה תמורת התאמת עיתוי הטיסה למועד מסוים; (ג) ביקוש (נגזר) מצד מארגני נסיעות, המיועד בעיקר לתיירות נופש נכנסת. גמישות הביקוש של הקבוצה הראשונה נמוכה מזו של השתיים האחרות.

אספקת טיסות סדירות יקרה מאספקת טיסות בלתי סדירות, כי ארגון הטיסות לפי לוח זמנים שפורסם מראש — כדי לספק שירות ברמה נאותה — מחייב זמינות מושבים פנויים לשימוש, בהתראה קצרה. זמינות זו, הכרוכה בשיעור תפוסה נמוך לעומת הטיסות הבלתי סדירות, היא מעין "שירות ציבורי" חיוני לכלל, שלא כל הפרטים הנהנים ממנו מוכנים לשאת בהוצאות הכרוכות באספקתו[3].

---

1 G.W. Douglas and J.C. Miller III, "Quality Competition, Industry Equilibrium and Efficiency in Price Constrained Airline Market", *American Economic Review*, pp. 657–669, 1974; J.C. Panzar, "Equilibrium and Welfare in Unregulated Ariline Markets", *American Economic Review*, pp. 92–95, 1979.

2 העיכוב הסטוכסטי דומה בתכונותיו לתופעת ההמתנה הידועה בתורת התורים. זאת, אף על פי ששיטת הזמנת המקומות בחברות התעופה מאפשרת קיום ה"עיכוב" גם ללא יצירת תור פיסי של לקוחות בשדה התעופה.

3 לאותם בעלי עסקים המוכנים לוותר על סממני הנוחיות של השירות הסדיר, המצב האידיאלי הוא קיומן של טיסות סדירות שיבטיח להם טיסה בכל עת למחוז חפצם — ובלבד שיוכלו להשתמש בטיסות בלתי־סדירות זולות, בכל עת שאלה יענו על צורכיהם.

גידול הביקוש בשוק תעופה, המחבר שתי ערים, גורם הן לעליית מספר הנוסעים הממוצע לטיסה (ובכך לירידת ההוצאה הממוצעת של חברת התעופה לנוסע) והן להגדלת תדירות הטיסות (ובכך להקטנת העלויות החברתיות הכרוכות בעיכוב בגלל תדירות ובסטייה הסטוכסטית). כתוצאה מכך, הרי בשווקים עמוסים מאוד (למשל בקווים שבין ניו־יורק לוושינגטון או בין סן־פרנציסקו ללוס־אנג'לס) השירותים הסדירים נוטים להגיע לשיעורי תפוסה גבוהים, תוך קיום תדירות טיסות גבוהה. אספקת שירותי תעופה כרוכה אפוא ביתרונות־לגודל של השוק כולו, ולאו דווקא של כל אחת מהחברות הפועלות בו (נוסף על היתרון־לגודל בכל טיסה, שמקורו בקיום הוצאות קבועות מסוימות — משכורת של צוות המטוס, דמי חכירה וכיו"ב).

היות שכל טיסה מתבצעת בעיתוי ספציפי, אין הטיסות מהוות מוצר הומוגני. אפשר להראות, כי אילו היה קו תעופה בין שתי ערים מאורגן באורח תחרותי לחלוטין (כלומר, הפעלת כל טיסה בידי פירמה נפרדת) כי אז היתה העלות שהיו הצרכנים מייחסים לזמן הסטייה (של מועד טיסתם בפועל מהמועד שהיו מעדיפים) מציבה בפני כל פירמה כזאת עקומת ביקוש, היורדת משמאל לימין[4]. במצב מעין זה אין שוק התעופה מתאפיין בתחרות משוכללת, האמורה להוביל לאופטימום מבחינה חברתית, אלא בתחרות מונופוליסטית, שבה אפשרות הכניסה החופשית של פירמות לענף מונעת, אמנם, קיום רווחים מונופוליסטיים, אך לרוב אינה מובילה לפתרון אופטימלי מבחינה חברתית[5].

במודל הפשוט יחסית, שבו אין הבחנה בין נוסעים ישראלים לזרים ובין חברות תעופה ישראליות לחברות זרות, יהיו הן מחיר הטיסה והן תדירות הטיסות בשיווי משקל תחרותי (בתחרות מונופוליסטית מהסוג המתואר) גבוהים מאלה העונים לתנאים של אופטימום חברתי — בתנאי שאוכלוסיית הצרכנים היא הומוגנית מבחינת המחיר שהצרכן מייחס למשך זמן הסטייה ממועד הטיסה הרצוי לו ביותר. אותה תוצאה מתקבלת גם לגבי אוכלוסייה בלתי הומוגנית, כל עוד קיימת רק דיפרנציאציה קטנה בהערכת מחיר הזמן. לעומת זאת, אם יש שני סוגי נוסעים (או יותר), שהדיפרנציאציה במחירי הזמן שלהם גדולה (כפי שקיים במציאות בנתיבים העיקריים של שוק התעופה הישראלי) — כי אז יהיה שיווי המשקל התחרותי כרוך במחיר ובתדירות הקרובים יותר לאותו שיווי המשקל שהיה מתקבל, אילו התחשבו רק בטעמם של בעלי מחיר הזמן הנמוך[6]. סטיית המחיר והתדירות התחרותיים מאלה של האופטימום החברתי הולכת וקטנה ככל שהשוק גדל.

מציאותם של נוסעים, שמחירי הזמן שלהם רחוקים ביותר זה מזה (כגון אנשי עסקים לעומת נוסעי נופש) בקווי התעופה הישראליים העיקריים עלולה למנוע מכוחות השוק את האפשרות להוביל בכוחות עצמם למחירים ותדירויות אופטימליים, ועלולה להיווצר תדירות טיסות "נמוכה מדי" בקווים שבהם היקף התנועה מוגבל יחסית (לעתים מחוץ לעונת התיירות).

---

4 המסקנות המוצגות בסעיף זה מבוססות על ניתוח מפורט, המתואר במאמר: D. Bobrovitch, "Product Differentiation and Service Quality in Competitive Airline Markets with Two Types of Consumers", *Working Paper No. 25-82*, May, 1982, Foerder Institute for Economic Research, Tel Aviv University.

5 בניתוח תיאורטי פשוט, שאינו מבחין בין הנוסעים הישראלים לזרים ובין חברות התעופה הישראליות לזרות, אפשר להגדיר או האופטימום כמצב שבו ההוצאה הממוצעת לנוסע מורכבת מעלויות חברת התעופה ועלות הזמן של הנוסעים (כתוצאה מסטייה מזמן טיסתם הרצוי).

6 בזמן הקצר, קיימים מספר גורמים המשבשים את יציבותו של שיווי המשקל התחרותי. שיווי המשקל האמור מבוסס על ההנחה, שלפיה כל טיסה מכסה בדיוק את הוצאותיה (ללא הפסד וללא רווחים מונופוליסטיים), משום שקיימת אפשרות חופשית לכניסה ויציאה מהענף. אלא שבמציאות אין הדבר כך, משתי סיבות: (א) יש כיום עודפי ציוד להחכרה זולה בשוק התעופה העולמי, ולחברות הפועלות עם ציוד עצמי המתוכנן לטווח ארוך קשה להתחרות בהוצאות הקבועות הנמוכות של החברות החוכרות ציוד זה; (ב) חלק ממפעילי טיסות השכר, המעוניינים להפיק את הרווח המרבי המיידי מכל סדרת טיסות, נוהגים להוריד את המחירים בימים האחרונים לפני הטיסה אל מתחת למחיריהם הרגילים, אגב ויתור על כיסוי ההוצאות הקבועות.

2. מדיניות התעופה — הגדרת קריטריונים לבדיקת ההשלכות הכלכליות של מדיניות התעופה מנקודת ראות מקרו־כלכלית

צעדי מדיניות הבאים בחשבון לצורך הבטחת שירותי תעופה סדירים, בתדירות נתונה כלשהי, הם: (א) הטלת מגבלות פיסיות על היקף טיסות השכר; (ב) סִבסוד המוביל הלאומי; (ג) פיקוח על מחירי הטיסה (קביעת שיטה למחירי מינימום של טיסות השכר וכיו"ב). האמצעים הננקטים חייבים לעלות בקנה אחד עם אילוצים שונים, שמקורם בהסכמי תעופה בינלאומיים ודו־צדדיים. הניתוח הכמותי במאמר זה עוסק רק בבדיקת השלכותיהן הכלכליות של מגבלות פיסיות על היקף טיסות השכר.

יצוין, כי ליצירת תנאים שבהם יוכל המוביל הלאומי לכסות את הוצאותיו (בהנחה שיפעל ביעילות) שני יתרונות על מצב של גירעון מתמיד, הממומן מתקציב המדינה: (א) קיום תמריץ לניהול חסכוני ויעיל; (ב) "פנקס שקים פתוח" לכיסוי הגירעון מתוך הקופה הציבורית משמש "הזמנת קבע" לניצול המצב בידי קבוצות לחץ שונות (כולל קבוצות עובדים).

לבחינת מדיניות התעופה מנקודת הראות של כלל המשק מוצעים שני קריטריונים חלופים:

א. תוספת ערך מוסף במטבע חוץ (נטו) למשק. אם המדיניות כרוכה בהעלאת מחיר הטיסה האפקטיבי, יש לכלול בצד החובה, בין השאר, הפסד הכנסות במטבע חוץ למשק — כתוצאה מהקטנת מספר התיירים הנכנסים ומייקור הטיסות לנוסעים הישראלים — בעוד שבצד הזכות יירשמו תוספות (נטו) של מטבע חוץ, במסגרת ההכנסות של המובילים הישראליים, והקטנת ההוצאה במטבע חוץ של נוסעים ישראלים (לשהייה בחו"ל ולכרטיסי טיסה).

ב. תוספת "עודף כלכלי נקי" למשק[7]. בהקשר זה נבחן העודף הכלכלי לישראל, אגב הבחנה בין תושבים ישראלים והמוביל הישראלי מצד אחד לבין תיירים נכנסים ומובילים זרים מצד שני. העודף הכלכלי הנקי יתקבל מהפחתת שלושת הגדלים הבאים מהתרומה להגדלת רווחיות "אל על":

1. תוספת התשלום של הנוסעים הישראלים בחברות הסדירות, כתוצאה מהעלאת מחיריהן, ותוספת התשלומים של אותם נוסעי טיסות שכר ישראלים — שעברו לטיסות הסדירות (בכל החברות, כולל "אל על") בגלל ביטול טיסות השכר. סכום זה מהווה הגדלת ההוצאה במטבע חוץ של הישראלים לביצוע טיסותיהם[8].
2. הפסד ה"רווחה" (במונחים של "עודף הצרכן") של אותם הישראלים, שיפסיקו לטוס כתוצאה מעליית מחיר הטיסה. (יצוין, כי לפי קריטריון תוספת מטבע החוץ, הפחתת טיסותיהם של הישראלים גורמת דווקא ל"שיפור" — הודות להקטנת ההוצאות במטבע חוץ.)[9]
3. ירידה ברווחיות בתי המלון ושירותי הקרקע בישראל, כתוצאה מירידת מספר התיירים הנכנסים — בניכוי עלייה ברווחיותם, כתוצאה מירידה במספר הישראלים היוצאים לחו"ל. (אם התוצאה נטו תהיה שלילית, יגרום סעיף זה להגדלת העודף הכלכלי הנקי.)

בלוח 1 מתוארים הקשרים בין רווחיות "אל על" לבין שני הקריטריונים דלעיל, הנסבים על כלל המשק, כאשר מופעלת מדיניות הגורמת להקטנת היצע טיסות השכר ולהעלאת מחירי הטיסות הסדירות.

---

7 קריטריון זה, המקובל בניתוחי cost-benefit לבחינת הכדאיות של פרויקטים ציבוריים, מבוסס על "עודף הצרכן" ו"עודף היצרן". חרף מספר הנחות חזקות, הדרושות להצדקת השימוש ב"עודף הצרכן", ומספר הסתייגויות על בסיס כלכלי־תיאורטי, ממשיך "עודף הצרכן" לשמש כלי מרכזי ברוב בדיקות הכדאיות הנוגעות לפרויקטים ציבוריים.

8 בניתוח זה נכללת הנחה, כי הנוסעים הישראלים (שרווחתם נכללת בעודף הכלכלי הנקי, בעוד שרווחת התיירים הנכנסים אינה נכללת בו) העוברים מטיסות שכר לטיסות סדירות, מקבלים שירות חלוף — שאינו שונה מקודמו אלא במחיר. סביר להניח, כי הנחה זו אינה כרוכה בהטיה משמעותית — מאחר שנוסעי טיסות השכר אינם נוטים לייחס ערך ניכר לרכיבים השונים של איכות השירות, ומתעניינים בעיקר במחיר הטיסה. עם זאת, אם יש הטיה, כיוונה הוא הקטנת תוספת העודף הכלכלי הנקי, הנובעת מצמצום טיסות השכר לתיירות היוצאת.

9 הקריטריונים המוצעים עוסקים בהשפעות הישירות של המדיניות על ענף התעופה והתיירות הישראלית. אפשר להרחיב קריטריונים אלה, כך שיקיפו גם את הענפים הקשורים בעקיפין למערכת זו (באמצעות מודל תשומה–תפוקה). למחבר נראה, כי סיבוך מסוג זה לא היה תורם רבות, בשלב הנוכחי, להבהרת הנושאים הנדונים.

לוח 1

הקשר בין הקריטריונים*

	רווחיות "אל על"	עודף כלכלי נקי	תוספת ערך מוסף במט"ח
א. הגדלת פדיון "אל על" כתוצאה ממעבר נוסעי שכר לטיסות סדירות (ישראלים וזרים)	+	+	+
ב. הגדלת הערך המוסף במט"ח ב"אל על" בשל עליית מחירי הטיסות הסדירות (לישראלים וזרים)	+	+	+
ג. הגדלת הוצאות "אל על" במטבע מקומי לנוסעים הנוספים	–	–	0
ד. הקטנת הערך המוסף במט"ח מטיסות שכר נטו (בניכוי הוצאות) של מובילים ישראלים	–	–	–
ה. הקטנת הוצאות המובילים הישראלים במטבע מקומי כתוצאה מהקטנת מספר נוסעי השכר	+	+	0
ו. תוספת התשלומים של נוסעים ישראלים (נוסעי שכר לשעבר ונוסעים סדירים שימשיכו לטוס) לכל חברות בתעופה	0	–	–
ז. השפעת הירידה במספר הנוסעים הישראלים:			
(1) הפסד הרווחה לישראלים שביטלו טיסתם	0	–	0
(2) הוצאות השהייה בחו"ל של ישראלים שיבטלו טיסתם	0	0	+
ח. הפסד הערך המוסף במלונאות ושירותי קרקע מחמת הקטנת מספר התיירים הנכנסים	0	0	–
ט. הפסד רווחים במלונאות ושירותי קרקע מחמת הקטנת מספר התיירים הנכנסים, בניכוי תוספת רווח בענפים אלה, כתוצאה מהקטנת מספר הישראלים היוצאים לנופש בחו"ל**	0	?	0

* (+) מבטא שיפור, (–) מבטא הרעה, (0) מבטא העדר השפעה.

** סעיף ט לא הובא בחשבון בחישובים האמפיריים בהמשך המאמר.

3. שיטת הניתוח הכמותי

העדר נתונים בדבר גמישות הביקוש של מספר הנוסעים ביחס למחיר הטיסה הוא אחד הקשיים הגדולים הכרוכים בחישובים כאלה[10]. בהקשר זה יש להבחין בין שני סוגי גמישות: הסוג האחד — מקרה שבו הועלה מחיר של סוג טיסה יחיד, או שהועלה מחיר בידי אחת (או חלק) מחברות התעופה. גמישות זו גבוהה, בדרך כלל, באשר העלאת המחיר תגרום למעבר המוני של נוסעים אל סוגי טיסה אחרים או אל חברות מתחרות. הסוג השני — במקרה של התייקרות כל מחירי הטיסה לישראל. במקרה זה הגמישות קרובה לאפס, כשהמדובר בנוסעים החייבים לטוס — וגבוהה יותר לגבי תיירים, שלגביהם ישראל היא רק יעד אפשרי אחד מני רבים.

היות שאין נתונים על גמישות הביקוש, נבדקו שינויים אפשריים במדיניות התעופה לגבי שתי גמישויות ביקוש אלטרנטיביות: 0.5 ו־1. יצוין, כי הדיון הוא בגמישות לגבי **מחיר הטיסה** בלבד. לגבי תיירים נכנסים, למשל, מחיר הטיסה הוא כמחצית מחיר ה"חבילה", ולפיכך גמישות הביקוש של התייר **למחיר החבילה** היא 2 כאשר הגמישות ביחס למחיר הטיסה היא 1[11]. הגמישויות שהונחו הן אפוא גבוהות למדי,

[10] גמישות הביקוש מבטאת את אחוז הירידה במספר הנוסעים בשל העלאת מחיר הטיסה באחוז אחד.

[11] זאת משום שהעלאת מחיר הטיסה ב־10 אחוזים תייקר את מחיר החבילה ב־5 אחוזים, ובגמישות של 2, ביחס למחיר החבילה, יירד מספר הנסיעות ב־10 אחוזים. אולם ירידה זהה מתקבלת במישרין, כאשר הגמישות לגבי מחיר הטיסה היא 1.

ומקובל להניח, כי הגמישויות האמיתיות נמצאות בתחומן. מטעמי נוחיות הונח בכל מקרה, כי הגמישות זהה לכל הארצות ולכל סוגי הנוסעים. הממצאים הכמותיים המתוארים להלן מהווים אומדן ראשוני, לשם קבלת סדרי הגודל של ההשפעות האפשריות של צעדי מדיניות שונים. כבסיס לחישובים שימשו נתוני השנה הקלנדרית 1980.

הניתוח הכמותי נסב על ארבע המדינות, שהן המקורות העיקריים של התיירות לישראל: ארה"ב, בריטניה, גרמניה וצרפת. במצב ההתחלתי קיימת הנחה בדבר קיום תנועת תיירות בין המדינה הנדונה לישראל, לפי הרמה של שנת 1980. הנתונים נסבים על טיסות שכר וטיסות סדירות, על תיירים נכנסים ונוסעים ישראלים, וכן על התפלגות כל סוגי הנוסעים, בכל סוגי הטיסות, בין "אל על" לחברות הזרות. גם נתוני ההוצאות והמחירים מבוססים על 1980.

החישוב נערך בשיטה הבאה: כאשר ננקט צעד מדיניות, המטיל הגבלה כמותית על טיסות השכר, אזי — בהנחה שמחירי הטיסות הסדירות יועלו ב־5 אחוזים — ניצבות בפני נוסע טיסות השכר ה"קודמים", שאינם יכולים להשיג מקום בטיסת שכר, שתי אפשרויות: לטוס בטיסה סדירה, או לוותר על הטיסה. תוספת המחיר שיצטרכו לשלם בטיסה הסדירה שווה להפרש המקורי שבין מחיריהם של שני סוגי הטיסות, ועוד התוספת החדשה במחיר הטיסות הסדירות. ברוגמה של גרמניה, למשל, תוספת המחיר, שבפניה ניצבים נוסעי טיסות השכר, מסתכמת ב־25.7 אחוזים[12].

שיעור נוסעי טיסות השכר שייפלטו מהמערכת תלוי בהנחות לגבי גמישות הביקוש: אם זו 1, כי אז — במקרה של גרמניה, למשל — ייפלטו 25.7 אחוזים מנוסעי טיסות השכר; בעוד שאם הגמישות היא 0.5, יקטן אחוז הנפלטים במחצית, ויסתכם ב־12.85 אחוזים. שאר הנוסעים בטיסות השכר (מקרב אלה שלא מצאו מקומות בטיסות אלה) יעברו לטיסות הסדירות. במקרה של גרמניה, יסתכם אחוז זה ב־74.3 ו־87.15 אחוזים, בגמישויות ביקוש של 1 ו־0.5, בהתאמה.

הנחנו, כי הנוסעים שיעברו לטיסות סדירות יתפזרו בין "אל על" לבין המובילים האחרים לפי ההתפלגות הקיימת של נוסעים בין הטיסות הסדירות (התפלגות ספציפית לכל סוג נוסעים ישראלים יוצאים ותיירים נכנסים, ולכל קו). יש לזכור, כי העלאת מחירי הטיסות הסדירות גורמת גם להיפלטות חלק מהנוסעים המקוריים של הטיסות הסדירות, כשאחוז הנפלטים תלוי בגמישות הביקוש. באשר לנוסעים הקודמים של טיסות השכר, החישוב יכול להיעשות לגבי הגבלה כמותית בכל גודל רצוי, והתוצאה תהיה יחסית לגודל ההגבלה.

4. ממצאי הניתוח הכמותי

בניתוח הכמותי כלולות, כאמור, ארבע מדינות: גרמניה, בריטניה, צרפת וארה"ב (להלן: "כל המדינות"), אף כי בגלל אופיה המיוחד של התיירות מגרמניה, מוקדשת לה תשומת לב מיוחדת[13].

הדיון להלן עוסק בבדיקת ההשלכות של מדיניות המטפלת בטיסות שכר לתיירות נכנסת ויוצאת בנפרד, וכן בבחינת המשמעות של טיפול משולב בטיסות שכר של תיירים נכנסים ויוצאים. תיבדקנה השפעותיהן של אלטרנטיבות שונות לגבי איסורים על טיסות השכר — למן התרה מוחלטת (צמצום 0%) ועד לאיסור מוחלט (צמצום 100%) — וכולן בהנחה, שמדיניות התעופה האמורה תגרור העלאה של 5 אחוזים במחירי הטיסות הסדירות.

ההשלכות של צמצום טיסות השכר על תוספת הערך המוסף במטבע חוץ למשק מתוארת בלוח 2. מתברר, כי בגמישות ביקוש 0.5 לגבי מחיר הטיסה — התוצאה חיובית בכל התחום. בגמישות 1 התוצאה

---

[12] החישוב: $100 \times (1.05 \times 455 - 380)/380 = 25.7\%$, כאשר במצב ההתחלתי מחיר טיסת שכר הוא 380 דולרים, ומחיר טיסה סדירה — 455 דולרים.

[13] לוחות מפורטים של החישובים מוצגים בנספח 2 לחוברת שהוכנה לחברת "אל על": דב בוברוביץ, בחינת מדיניות התעופה — השלכות כלכליות מנקודת הראות של "אל על" ושל המשק, דצמבר 1981.

היא בסביבת האפס, במקרה של הגבלות עד 25 אחוזים בטיסות השכר, בעוד שבמקרה ביטול מוחלט של טיסות השכר — מתקבל אפקט שלילי נקי, המגיע ל־10 מיליון דולר לשנה. האפקט השלילי כמעט נעלם כאשר בודקים את כל הארצות **ללא גרמניה**. בבדיקה כזאת מתקבל עודף חיובי גם לגבי תוספת מטבע חוץ, אם שיעור צמצומן של טיסות השכר לא יעלה על 41 אחוזים.

ההשלכות של המדיניות האמורה לגבי העודף הכלכלי הנקי למשק מתוארות באורח חלקי בלוח 3. לוח זה גם מאפשר לבחון את השפעת המדיניות על רווחת הנוסעים הישראלים ועל רווחיות "אל על" בנפרד. נראה, כי כאשר גמישות הביקוש ביחס למחיר הטיסה היא 0.5, תוספת הרווח ל"אל על" היא בכל מקרה גדולה מסכום הפגיעה ברווחת הנוסעים (המורכבת, כאמור, מתוספת תשלום לכרטיסי הטיסה ומהפסדי רווחה של נוסעים שביטלו טיסותיהם). על ההפרש המתקבל יש להוסיף את תוספת הרווח שמקבל ענף

לוח 2

ההשלכות של צמצום טיסות השכר לארה"ב, לבריטניה, לגרמניה ולצרפת על תוספת הערך המוסף במטבע חוץ למשק, 1980

(מיליוני דולרים לשנה)

	צמצום אחוז טיסות השכר				
	0	25	50	75	100
גמישות ביקוש 0.5					
כל הארצות	3.5	3.6	3.8	3.9	4.0
גמישות ביקוש 1					
כל הארצות	1.7	−1.2	−4.2	−7.1	−10.0
כל הארצות למעט גרמניה	1.8	0.7	−0.4	−1.5	− 2.3

לוח 3

ההשלכות של צמצום טיסות השכר לארה"ב, לבריטניה, לגרמניה ולצרפת על רווחיות "אל על", ועל רווחת הנוסעים הישראלים, 1980

(מיליוני דולרים לשנה)

	אחוז הצמצום של טיסות השכר				
הקריטריון	*0	25	50	75	100
א. גמישות ביקוש 0.5					
(1) תוספת לרווחיות "אל על"	8.2	11.3	14.4	17.5	20.6
(2) פגיעה ברווחת הנוסעים הישראלים	−5.6	−7.0	−8.4	−9.8	−11.2
(3) תוספת עודף כלכלי נקי למשק**	2.6	4.3	6.0	7.7	9.4
ב. גמישות ביקוש 1					
(1) תוספת לרווחיות "אל על"	5.4	7.1	8.7	10.4	12.0
(2) פגיעה ברווחת הנוסעים הישראלים	−5.5	−6.7	−7.9	−9.1	−10.2
(3) תוספת עודף כלכלי נקי למשק	−0.1	0.4	0.8	1.3	1.8

* אפשרות זו, המשלבת עליית מחירי הטיסה ואי־צמצום טיסות השכר, אינה מעשית, והוצגה רק להדגמת החישוב.

** חישוב זה מתעלם מהשפעת מדיניות התעופה הנדונה על רווחיות בתי המלון ושירותי הקרקע, שהוא אחד הרכיבים בעודף הכלכלי הנקי. (ראה הערות ללוחות 1 ו־4.)

המלונאות, כתוצאה מהקטנת התיירות היוצאת לחו"ל, ולהפחית ממנו את צמצום הרווחים בבתי המלון ובשירותי הקרקע, הנובע מהקטנת התיירות הנכנסת. כיוון ההשפעה הכולל של מדיניות משולבת (לגבי תיירות נכנסת ויוצאת כאחד) על רווחיות בתי המלון ושירותי הקרקע אינו ברור מראש, ומחייב בחינה אמפירית, שלא נערכה במסגרת מאמר זה.

בלוח 4 מתוארת השפעת המדיניות על כל סוג נוסעים בנפרד (תיירים זרים לעומת ישראלים יוצאים) במקרה הקיצוני, שבו נאסרות טיסות השכר לחלוטין, ובהנחה שגמישות הביקוש היא 0.5. מפני המספר הגדול של התיירים הנכנסים מגרמניה, לעומת מספר הישראלים הקטן (יחסית) של הנוסעים שמה — הרי לגבי מדינה זו אין החיסכון במטבע חוץ, ממניעת יציאתם של ישראלים בטיסות שכר, מקזז את הפסד מטבע החוץ, הנגרם למשק מפגיעה בתיירות השכר של התיירים הנכנסים.

לוח 4

ההשלכות של ביטול טיסות השכר של תיירים נכנסים* ושל ישראלים יוצאים בנפרד, 1980
(מיליוני דולרים לשנה)

	כל הארצות למעט גרמניה	גרמניה	כל הארצות**
תוספות לרווחיות "אל על"			
תיירים נכנסים	11.2	3.1	14.3
ישראלים יוצאים	5.7	0.6	6.3
סך הכול	16.9	3.7	20.6
עודף כלכלי נקי למשק***			
תיירים נכנסים	11.2	3.1	14.3
ישראלים יוצאים	−4.3	−0.6	−4.9
סך הכול	6.9	2.5	9.4
תוספת מט"ח למשק			
תיירים נכנסים	−6.6	−3.6	−10.2
ישראלים יוצאים	12.6	1.6	14.2
סך הכול	6.0	− 2.0	4.0

* בגמישות ביקוש של 0.5.

** סיכומי עמודה זו זהים לאלה של העמודות השמאליות בלוחות 2 ו־3 דלעיל.

*** כפי שצוין בהערות ללוחות 1 ו־3 דלעיל, לא הובאה בחשבון ההשפעה של צמצום טיסות השכר על הרווחים בענפי המלונאות ושירותי הקרקע, המהווים חלק מהעודף הכלכלי הנקי; לעומת זאת, הובאו ענפים אלה בחשבון בחישוב הערך המוסף במטבע חוץ למשק.

5. מסקנות הניתוח הכמותי

א. הגבלות מסוימות על טיסות השכר והעלאה מתונה של מחירי הטיסות הסדירות יגרמו לשיפור ברווחיות "אל על", אם תופעלנה על התיירות הנכנסת ועל התיירות הישראלית היוצאת כאחת. צמצום של 25 אחוזים, למשל, בהיקף טיסות השכר, בד בבד עם עלייה של 5 אחוזים במחירי הטיסות הסדירות בין ישראל לארה"ב, לגרמניה, לבריטניה ולצרפת — יגרור עלייה של רווחיות "אל על" ב־11.3 מיליוני דולרים לשנה בקירוב (בהסתמך על נתוני 1980, בהנחה שגמישות הביקוש ביחס למחירי הטיסות היא 0.5).

ב. הפעלת המדיניות האמורה לגבי התיירות הנכנסת אינה כרוכה בפגיעה כלשהי ברווחת הנוסעים הישראלים — אולם היא תגרום להקטנת מספר התיירים הנכנסים, ובכך — להקטנת הערך המוסף במטבע חוץ למשק (הקטנה המתקזזת, בחלקה, כנגד הגדלת הערך המוסף במטבע חוץ ב"אל על" עצמה — כתוצאה מהעלאת מחירי הטיסה). לעומת זאת, תגרום הפעלת מדיניות כזאת לפגיעה ברווחת הנוסעים הישראלים — אף שהיא תגרום גם להגדלת הערך המוסף למשק, בהקטינה את מספר הישראלים המוציאים כספם בחו"ל. הפעלה סימולטנית של המדיניות לגבי התיירות הנכנסת ותיירות הישראלים מאפשרת להגיע לתוצאות חיוביות מבחינת "העודף הכלכלי הנקי" למשק (המביא בחשבון גם את הפגיעה ברווחה) ומבחינת תוספת הערך המוסף במטבע חוץ כאחד. ע"י צמצום טיסות השכר ב־25 אחוזים (בהנחה שגמישות הביקוש היא 0.5), ייתוספו על העודף הכלכלי הנקי למשק 4.3 מיליוני דולרים, והערך המוסף למשק במטבע חוץ יגדל ב־3.6 מיליוני דולרים.

ג. בהנחה, שגמישות הביקוש ביחס למחיר הטיסה היא 1 (דהיינו, גמישות 2 ביחס למחיר חבילת התיור), יגרום צמצום של 25 אחוזים בהיקף טיסות השכר, המלווה בהעלאה של 5 אחוזים במחירי הטיסות הסדירות — לעלייה של 7.1 מיליוני דולרים לשנה ברווחיות "אל על", ולגידול העודף הכלכלי הנקי למשק ב־0.4 מיליון דולר. במקרה זה, יתקבל הפסד קטן בערך המוסף של מטבע חוץ למשק (1.2 מיליון דולרים לשנה); אולם, אם המדיניות תופעל לגבי הארצות הנדונות למעט גרמניה, יגדל הערך המוסף במטבע חוץ בסך 0.7 מיליוני דולרים לשנה.

ד. עיון בלוח 4 מגלה, כי באמצעות הגבלות על טיסות השכר של תיירים נכנסים, אפשר להגדיל את רווחיות "אל על" במידה רבה יותר מאשר באמצעות הגבלות דומות על תיירים יוצאים. לעומת זאת, מנקודת הראות של תוספת ערך מוסף במטבע חוץ למשק, עדיף לצמצם את טיסות השכר לתיירות יוצאת. ביטול מוחלט של טיסות השכר בשנת 1980 עשוי היה לתרום 14.2 מיליוני דולרים של ערך מוסף במטבע חוץ למשק, בד בבד עם הגדלת רווחיות "אל על" ב־6.3 מיליוני דולר; אולם איסור טיסות השכר לתיירות נכנסת היה מקטין את הערך המוסף במטבע חוץ למשק בסך 10.2 מיליוני דולרים בד בבד עם הגדלת רווחיות "אל על" בסך 14.3 מיליוני דולרים. איסור סימולטני על טיסות השכר, לתיירות נכנסת ויוצאת כאחת, היה מגדיל את הערך המוסף במטבע חוץ בסך 4 מיליוני דולרים, ואת רווחיות "אל על" — בסך 20.6 מיליוני דולרים לשנה.

ה. באשר לעודף הכלכלי הנקי למשק, המסקנות פחות ברורות — התחשיבים אינם כוללים את השפעת המדיניות על רווחיות בתי המלון ושירותי הקרקע בישראל. לוח 4 מגלה, כי בהתעלם מענפים אלה — היה איסור טיסות שכר של תיירים נכנסים תורם 14.3 מיליוני דולרים לעודף הכלכלי הנקי למשק, ואיסור לגבי טיסות שכר של תיירים יוצאים היה מקטין עודף זה בסך 4.9 מיליון דולרים. איסור על כל טיסות השכר היה מגדיל עודף זה בסך 9.4 מיליון דולרים.

ברור, כי התחשבות ברווחי בתי המלון ושירותי הקרקע מקטינה את העודף האמור, המתקבל מההגבלות על טיסות שכר לתיירות נכנסת; לעומת זאת, הגבלות על טיסות השכר של תיירות יוצאת עשויה לגרום להגדלת הרווחיות של בתי המלון — כתוצאה מהגדלת הביקוש של ישראלים שיישארו בארץ.

לסיכום: הגבלת טיסות שכר של תיירים יוצאים בלבד עשויה לתרום במידה מוגבלת בלבד לשיפור רווחיות "אל על". שיפור משמעותי יותר ברווחיות זו ניתן להשיג מהגבלות על טיסות השכר לתיירות נכנסת — או בהפעלת מדיניות משולבת של מגבלות על טיסות השכר לתיירות נכנסת ויוצאת כאחת. פעילות משולבת כזאת היתה עשויה להסתכם (לפי נתוני 1980 ולפי הגמישויות שהונחו) בתוספת נטו קטנה (או לפחות באי־פגיעה) בערך המוסף במטבע חוץ למשק. השפעתה של מדיניות משולבת מעין זו על העודף הכלכלי הנקי למשק, אינה ברורה — כל עוד אין מובאות בחשבון השפעות המדיניות על רווחי בתי המלון ושירותי הקרקע בישראל. ההסתמכות על גמישות ביקוש מובהקת ומעודכנת היתה מסייעת רבות לביסוסן של מסקנות הניתוח.

ג. כלכלה של הגירה ושל דת

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 193–201
ISSN 0333-6484

הגירה וכלכלת־מיעוטים — שינויים במבנה התעסוקתי של אוכלוסיית עולי עיראק

תקוה דרוישי*

מחקרים כלכליים העוסקים בקשרים שבין הגירה לתעסוקה בודקים, בין היתר, הן הבדלים בין תעסוקתם של מהגרים בארץ קליטתם לבין קליטתם בארץ שממנה היגרו, והן את המבנה התעסוקתי של ציבור מהגרים — בהשוואה לזה של האוכלוסייה שאליה הם מגיעים.

במקביל לתיאור הניידות המקצועית, מנסים החוקרים לחפש את הגורמים המשפיעים עליה ועל כיווניה — בהתחשב במניעי ההגירה, המהווים גורם חשוב בהשפעתו על התנהגותם הכלכלית של המהגרים. רוב המחקרים האלה עוסקים במהגרים העוברים מסטטוס של רוב לסטטוס של מיעוט. לכן נבדק המבנה התעסוקתי שלהם גם אגב התייחסות לתיאוריה הקיימת בדבר המבנה התעסוקתי של מיעוט — תיאוריה העוסקת בהגירה היוצרת מיעוטים.

שלא כרוב המחקרים, יעסוק מאמר זה בניידות תעסוקתית של מהגרים יהודים — שעברו מסטטוס של מיעוט בארץ מוצאם לסטטוס של רוב בארץ קליטתם — כלומר, בכיוון הפוך למקובל בתנועת הגירה. מאמר זה עוסק במיעוט היהודי בעיראק, שהיגר לישראל בתחילת שנות ה־50 והפך להיות חלק מאוכלוסיית הרוב היהודי בה[1].

אפילו הרגישו יהודים אלה, עדיין בהיותם בישראל, הרגשת השתייכות לקבוצה נבדלת של "עולי עיראק" — הם חדלו להיות מיעוט בהשתחררם מהמגבלות שהטילה עליהם אוכלוסיית רוב מוסלמית זרה. כאמור, זהו שינוי בכיוון הפוך מזה ששימש בסיס לתיאוריה הכלכלית של הגירת מיעוטים, שבחנה הגירת קבוצות מארץ, שבה היוו רוב, לארץ חדשה, שבה הפכו להיות למיעוט. מחקר זה יאפשר אפוא גם את בדיקת התאמתה של התיאוריה הכלכלית של מיעוטים למקרה ה"הפוך".

1. מקור הנתונים ועיבודם

הנתונים נשענים על מפקד האוכלוסין שנערך בישראל בשנת 1961, כעשר שנים לאחר עליית יהודי עיראק. במפקד זה נדגמו 20 אחוזים מאוכלוסיית הארץ, שנשאלו בשאלון מיוחד אודות נתונים דמוגרפיים, השכלה ומשלח־יד, הן בטרם עלייתם ארצה והן אחריה. מתוך מדגם זה "נשלפו" כל העולים שבאו לישראל מעיראק בגיל 14 ומעלה[2], ומקרבם נחקרו רק העולים שנמנו על כוח העבודה בעיראק ובישראל — בסך הכול 3,225 גברים ו־125 נשים[3]. עיבוד הנתונים כלל הקבצה של כל משלחי היד בעיראק ובישראל ל־28 ענפים, שצורפו ל־9 ענפים ראשיים — בהתאם להקבצה של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל (ראה

---

* המחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בר אילן.

1 מספרם המדויק של היהודים בעיראק אינו ידוע, אך מתוך מקורות מידע שונים עולה, כי הם מנו למעלה מ־130 אלף איש בשנת 1947. רובם, כ־126 אלף, עלו לישראל בשנים 1948–1951.

2 בסך הכול 7,053 גברים ו־6,827 נשים.

3 חשוב לציין, כי מפקד האוכלוסין מדווח גם על משלח־היד של הנדגמים לפני עלייתם לישראל — כלומר, בסוף שנות ה־40 — ואילו בישראל הדיווח הוא בשנת 1961: פער זה בין התקופות הנבחנות, של יותר מ־10 שנים, חיוני לבחינת הניידות המקצועית, מהסיבות הבאות: ראשית, יהודי עיראק לא עלו מטעמים כלכליים — אלא מטעמים פוליטיים (המצב בעיראק החל להיות קשה ליהודים בעיקר מאז קיבלה עיראק את עצמאותה הפוליטית, ב־1932, והחמיר בעקבות פרעות בהם — שהתחוללו בתחילת שנות ה־40). שנית, יהודים אלה אמנם הגיעו לביתם הלאומי, אך הכול היה זר

נספח א'). כל המועסקים בקטגוריות "שונות" או "לא־ידוע" הוצאו מהמדגם. כדי לבחון הבדלים בניידות המקצועית גם בין אזורי המוצא בעיראק, חולקו יישובי המוצא לשלושה: צפון, מרכז ודרום — לפי חלוקת המפקד העיראקי משנת 1947[4].

2. ריכוזיות המבנה הכלכלי

מודל "המבנה הכלכלי של מיעוט" של קוזנץ[5] מצביע, בין היתר, על ריכוזיות בהשוואה לאוכלוסיית הרוב — ומכאן, שקשת המקצועות שבה נמצאת אוכלוסיית הרוב רחבה מהקשת שבה נמצא המיעוט.

אם נהפוך את הכיוון של השערה זו, יש לצפות לירידת הריכוזיות, דהיינו לעליית הפיזור במבנה התעסוקתי של היהודים — שעברו מסטטוס של מיעוט בעיראק לסטטוס של חלק מהרוב היהודי בישראל. זאת, משום שהמסגרת הסובייקטיבית של מיעוט לוחצת פחות, כאשר המיעוט אינו חי בתוך אוכלוסיית רוב זרה, וכן עקב ביטול המגבלות שמטילה אוכלוסיית הרוב — מפני שה"מיעוט" הופך להיות חלק ממנה. השערה זו תתחזק, אם נזכור שמדובר במיעוט שהגיע לישראל בהיותה בשנים הראשונות לעצמאותה — כלומר, בתחילת גיבושה הכלכלי־חברתי.

בהתאם לכך יש לצפות, כאמור, לירידת הריכוזיות במבנה התעסוקתי של אוכלוסיית העולים — כאשר הם עוזבים את עיראק, שבה היו במיעוט, ומצטרפים לאוכלוסיית הרוב בישראל. בהמשך חושבה הריכוזיות המקצועית, מנתוני לוח 3, על־פי מדד הריכוזיות של ג'יני־הירשמן[6].

לוח 1 מראה, כצפוי, כי מדד הריכוזיות בעיראק גבוה יותר מאשר בישראל — כלומר, כי המבנה התעסוקתי של אוכלוסיית היהודים שעלו מעיראק, רחב יותר בישראל משהיה לפני עלייתם. ממצא זה מאמת את השערת קוזנץ בדבר ריכוזיות המבנה התעסוקתי של מיעוט בהשוואה לזה של הרוב. אם התברר, שריכוזיות המבנה התעסוקתי של אוכלוסיית העולים מעיראק היתה גבוהה יותר שם מאשר בישראל — משמע, שריכוזיות המבנה ירדה כאשר הפכו יהודים אלה ממיעוט לרוב.

להם לחלוטין. טווח של למעלה מ־10 שנים נראה כזמן מספיק ללימוד השפה העברית, להסתגלות לתנאים החדשים ולמציאת המקצוע המתאים ביותר לאחר תקופת חיפוש; סביר להניח, כי לאחר טווח זמן זה, יהודים אלה הגיעו ליציבות תעסוקתית, הנותנת תקיפות לבדיקת הניידות המקצועית שלהם.

4 היהודים בעיראק היו מרוכזים בשלוש קהילות עיקריות: במוסול בצפון, בבגדד במרכז, ובבצרה בדרום. 65 אחוזים מהיהודים בעיראק ישבו במרכז, 20 אחוזים בצפון ו־15 אחוזים בדרום.

5 Kuznets, S. "Economic Structure and Life of the Jews" in *The Jews: Their History, Culture and Religion,* Finkelstein L. ed., 3rd edition, Vol. II, 1960, N.Y., Harper and Brothers Publishers, pp. 1597–1666.

6 לעניין מאמר זה, מדד הריכוזיות של ג'יני־הירשמן הוא:

$$C = 100\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{l_i}{L}\right)^2} = \frac{100}{L}\sqrt{\sum_{i=1}^{n} l_i^2}$$

כאשר $l_1,\ldots,l_n$, הם מספרי המועסקים במקצועות $1,2,\ldots,n$ בהתאמה, כך שסך המועסקים יהיה

$$L = \sum_{i=1}^{n} l_i$$

מכאן, שהריכוזיות המרבית האפשרית היא 100 אחוזים, כאשר במקצוע אחד מרוכזים כל המועסקים; והריכוזיות המזערית היא $100/\sqrt{n}$, כאשר מספר המועסקים מתחלק באופן שווה בין n מקצועות. כדי לחדד את ההשוואה על־פי מדד זה, ניתן לערוך בו טרנספורמציה לינארית, וכך הוא נהפך למדד הנע בין 0 (הערך המינימלי) לבין 1 (הערך המקסימלי) על פי הנוסחה:

$$c = \frac{C - \frac{100}{\sqrt{n}}}{100 - \frac{100}{\sqrt{n}}}$$

כאשר C הוא המדד המקורי המבוטא באחוזים, ו־c הוא המדד החדש המבוטא בערכים בין 0 ל־1.

לוח 1

מדדי ריכוזיות למבנה התעסוקתי של אוכלוסיית העולים בעיראק ובישראל, 1949 לעומת 1961
(מדד: הכל מועסקים באותו מקצוע = 1)

אזור המוצא בעיראק	גברים		נשים	
	בעיראק	בישראל	בעיראק	בישראל
צפון	0.45	0.32	0.46	0.34
מרכז	0.38	0.23	0.55	0.43
דרום	0.44	0.33	0.50	0.39
עיראק כולה	0.39	0.25	0.53	0.40

חשיבותו של ממצא זה היא באימותה של השערת קוזנץ בכיוון בדיקה הפוך מהמקובל — כלומר, בכיוון של מעבר ממעמד של מיעוט — למעמד של חלק מרוב.

3. כיווני הניידות התעסוקתית ושיעוריה

לוח 2 מציג את המבנה המקצועי של אוכלוסיית היהודים מעיראק, לפני עלייתם ארצה, ולאחריה בפירוט של 9 ענפים[7]. ניתן ללמוד ממנו על כיווניה הבולטים של הניידות הבין־ענפית של יהודי עיראק בישראל. לארבעת הענפים העיקריים, שבהם עולה שיעור המועסקים בישראל על זה שבעיראק — שירותים, חקלאות, בנייה, תחבורה ותקשורת — ניתן הכינוי "הענפים הקולטים"; שני הענפים, שבהם ירד שיעור

לוח 2

המבנה המקצועי של גברים־עולים, בעיראק ובישראל*, 1949 לעומת 1961
(מספרים מוחלטים, אחוזים)

הענף הראשי**	עיראק		ישראל	
	מספר המועסקים	באחוזים	מספר המועסקים	באחוזים
מסחר	1,091	33.8	395	12.3
תעשייה ומלאכה	919	28.5	533	16.5
שירותים	814	25.2	877	27.2
תחבורה ותקשורת	160	5.0	258	8.0
חקלאות	80	2.5	559	17.3
חשמל ומים	69	2.1	104	3.2
בנייה	47	1.5	418	13.0
כספים וביטוח	37	1.1	49	1.5
כרייה	8	0.3	32	1.0
סך הכול	3,225	100.0	3,225	100.0

* כל ההפרשים בין שיעורי המועסקים בענפים השונים בעיראק ובישראל, למעט בענף "כספים וביטוח", מובהקים סטטיסטית ברמת $\alpha = 0.01$.

** בנספח מופיע לוח, המפרט את הניידות בין 9 הענפים.

[7] המבנה המקצועי, כמו גם הניתוח הסטטיסטי בהמשך, פורט ל־9 ענפים ראשיים בלבד — כיוון שפיצול מדגם הגברים ל־28 ענפים היה מקטין מאד את מספרם בכל מקצוע. מתוך לוח 3 נראה, כי הסטייה בשיעור הניידות, בגין ההקבצה לענפים ראשיים, אינה גדולה. כן נערך הניתוח רק ביחס לגברים, בגלל מספרם הנמוך של נשים במדגם.

ההשתתפות בישראל, בהשוואה לעיראק — המסחר, התעשייה והמלאכה — מתכנים "הענפים הפולטים". ההסבר לקליטת העולים ב"ענפים הקולטים" טמון בתנאים האובייקטיביים שהיו קיימים באותה עת בישראל. שנות העלייה של היהודים מעיראק לישראל היו, כאמור, השנים הראשונות לקיומה — שנים שאופיינו בצמיחה מהירה של ענפי תשתית, החשובים להתפתחותו הכלכלית של משק תעשייתי, ובהשתתפות רבה של הממשלה בענפים אלה. השתתפות זו התבטאה במדיניות כמו גם בפעילות כלכלית, שיעדה היה פיתוח מהיר — יעד שחשיבותו רבה שבעתיים, כאשר זרם העולים שופע, ויש לדאוג לקליטתם התעסוקתית[8].

מטבע הדברים מתפתח מגזר השירותים[9], בעיקר השירותים הציבוריים והעירוניים, במהירות רבה מן הרגיל — כאשר משק עושה את צעדיו הראשונים, בעיקר כדי שתיווצר מסגרת כלכלית במדינה החדשה — ובכך מתאים למגזר זה להיות ענף קולט. אל ענף החקלאות היתה הזרמת כוח אדם, נוכח מדיניות מוצהרת לכוון עולים לקיבוצים או למושבים חקלאיים, הן כדי לאפשר את תנופת ההתפתחות הצפויה להם, והן משיקולי ביטחון ופיזור אוכלוסייה. הבנייה היתה ענף קולט, באופן מובהק — במיוחד בתקופה של עליה המונית, שחייבה בנייה בקנה־מידה גדול, רובה בנייה ציבורית. העובדה, שמדובר בשנים הראשונות לעצמאותה של ישראל מסבירה גם את קליטת העולים בענף התחבורה והתקשורת — אף הוא ענף חשוב בצעדי הפיתוח הראשונים של המדינה.

כדי שענפים יהיו "קולטים", עליהם להיות מאופיינים בשיעורי צמיחה גבוהים — שיוצרים ביקוש לעובדים המאפשר את קליטתם. ואכן, בענפים ה"קולטים" דלעיל היו בישראל שיעורי צמיחה גבוהים ביותר בשנים 1950 עד 1960, כ־12 אחוזים לשנה בענף החקלאות, כ־10 אחוזים בתחבורה, וכ־6 אחוזים לשנה בענף הבנייה[10].

נראה, כי ההסבר להיותם של ענפי המסחר ולענף התעשייה והמלאכה ענפים "פולטים" — טמון באופיים: ענפים אלה זקוקים לתשתית בסיסית כדי להתפתח, ולכן אינם יכולים לצמוח בראשית דרכו של משק. זאת ועוד: אופיים התעסוקתי של ענפים אלה בישראל שונה מאשר בעיראק: בעיראק היו רוב היהודים בענפים אלה יזמים קטנים, בעלי הון עצמי — סוחרים עצמאיים, או בעלי בתי מלאכה קטנים המעסיקים מעט פועלים. הם הגיעו לישראל בתקופה שבה החלו להתפתח בארץ תעשייה ומסחר עתירי הון בהיקף נכבד, שאינם משאירים מרחב תחרותי לבעלי הון זעיר (במיוחד לנוכח העובדה, כי חלק מעולי עיראק נושלו מנכסיהם ערב עלייתם). יתירה מזו: בתחילת שנות ה־50 התפתחו ענפי המסחר והתעשייה בעיקר הודות ליוזמה פרטית. בשנת 1953, למשל, 80 אחוזים מהתוצר בענף התעשייה ו־84 אחוזים מהתוצר בענף המסחר יוצרו במגזר הפרטי — שיעורים גבוהים בהשוואה לענפים ה"קולטים", שהוזכרו לעיל.

ייתכן אפוא, שמלבד אופיים הסגולי של הענפים ה"קולטים" וה"פולטים", עיצב את התפתחותם גם מבנה ההון שלהם: העדר הון עצמי מספיק בידי העולים מנע מהם להיקלט, כפי שהיה מתבקש, בענפים שמהם

---

8 העלייה בשנים 1948 עד 1951 הכפילה את האוכלוסייה היהודית של ישראל באותה תקופה, מ־750 אלף נפש בסוף 1948 ל־1.5 מיליון ב־1952.

9 בבדיקת ההתפלגות הפנימית של המועסקים בתוך מגזר השירותים בעיראק ובישראל נמצא, כי בעיראק עסקו 62 אחוזים בשירותים ציבוריים ועירוניים לעומת 50 אחוזים בישראל; 22 אחוזים בשירותים מקצועיים לעומת 19 אחוזים בישראל, ו־16 אחוזים בשירותים אישיים לעומת 31 אחוזים בישראל. חשוב לזכור, כי כאשר הגיעו יהודי עיראק לישראל, חלק גדול מהמשרות בשירות הציבורי כבר היה מאויש ביהודים ותיקים, שהגיעו בעליות קודמות. זאת ועוד, רוב העולים לא שלט די הצורך בשפה העברית — ולכן לא יכלו לעמוד בקריטריון הבסיסי לקבלת עבודה במגזר זה. על התנאים המיוחדים שאיפשרו קליטה משמעותית של יהודים בשירותים הציבוריים בעיראק — ראה הדיסרטציה: ת' דרויש, "כלכלת מיעוטים — המקרה של המיעוט היהודי בעיראק, ערב עלייתו לישראל", 1982, אוניברסיטת בר אילן.

10 חלקו של המגזר הציבורי בענפים אלה היה גבוה, הן בגלל אופיים של הענפים הללו והן בגלל מיעוט המשאבים הפרטיים בשנותיה הראשונות של מדינת ישראל. כך, למשל, הגיע חלקו של הסקטור הציבורי בשנת 1953 ל־28 אחוזים בבנייה, ל־30 אחוזים בחקלאות, ל־50 אחוזים בתחבורה ובתקשורת ול־85 אחוזים בשירותים הציבוריים ובמלכ"ר. על משקלו של ענף הבנייה בשנים אלו מלמד שיעורו בסך ההשקעה הגולמית במשק — 40 אחוזים, משקל גבוה יחסית למקובל במדינות אחרות.

נפלטו בעיראק — בעוד שקיום הון ציבורי בענפים ה"קולטים" איפשר לעולים "קליטה נוחה", בלא צורך בהון עצמי, בענפי הסקטור הציבורי.

לפני הניתוח הסטטיסטי, חושב במישרין שיעור הניידות המקצועית של היהודים שעלו לישראל מעיראק — כאחוז העולים, ששינו בישראל את הענף שבו עבדו בעיראק. בלוח 3 מוצג שיעור זה בפירוט של 28 ענפים, כדי לקבל מידע מפורט יותר, וכן ברמת ההקבצה המקובלת של 9 ענפים ראשיים.

לוח 3

שיעורי הניידות הבין־ענפית של יהודי עיראק לאחר עלייתם לישראל, לפי אזור המוצא, המין ורמת ההקבצה, 1949 לעומת 1961

(אחוזים)

אזור המוצא בעיראק	גברים — רמת ההקבצה: 28 ענפים	גברים — רמת ההקבצה: 9 ענפים	נשים* — רמת ההקבצה: 28 ענפים	נשים* — רמת ההקבצה: 9 ענפים
צפון	77.3	73.7	50.0	41.7
מרכז	67.5	59.4	54.4	34.0
דרום	69.7	64.2	35.7	28.6
כל עיראק	69.6	62.7	52.1	35.9

* שיעור הניידות של נשים מועסקות ניתן רק לשם השוואה, אך בגלל מספרן הנמוך אין טעם בניתוח סטטיסטי.

הלוח מראה, כי שיעור הגברים ששינו את ענף תעסוקתם גבוה, ומגיע ל־70 עד 75 אחוזים בהגדרת 28 ענפים, ול־60–70 אחוזים בהגדרה של 9 ענפים. שיעור זה גבוה, אפילו כאשר הגדרת הענף הכלכלי שבו עסקו היא רחבה — בעוד שניתן היה לצפות לירידה ניכרת יותר בשיעור הניידות עם הרחבת ההגדרה הענפית. משמע, הניידות היתה ברובה בין־ענפית ולא תוך־ענפית. כצפוי, שיעור הניידות של הנשים, שמלכתחילה עוסקות במספר מצומצם יותר של מקצועות, נמוך יותר.

4. הגורמים שהשפיעו על הניידות התעסוקתית

עד כה, בחנו ניתוחים כלכליים של הגירה וניידות את תופעת ההגירה מרצון כדי לאתר את הגורמים המשפיעים עליה. במקרה הנוכחי מדובר בהגירה, שסיבותיה לא היו כלכליות — אלא פוליטיות־אידיאולוגיות. למרות זאת, יש מקום לחיפוש אחר קשרים סטטיסטיים בין משתנים שונים, שיפורטו בהמשך, לבין הניידות התעסוקתית של מהגרים אלה לאחר עלייתם לישראל. זאת משני טעמים: ראשית, יהודי עיראק, למרות המגבלות האובייקטיביות שבהן פעלו, היו בעיראק מיעוט פעיל מאוד מבחינה כלכלית; ושנית, תקופת העלייה של מיעוט זה לישראל, בשנים 1948 עד 1951, היתה תקופה של מדינה בראשית דרכה — שאחד מיעדי מדיניותה הכלכלית היה לדאוג להשתלבותם של העולים במערכת הכלכלית המתהווה.

המודל

בהיות המשתנה התלוי דיכוטומי, נעשה שימוש במודל הלוגיסטי (Logistic Model)[11]. יהא y משתנה

[11] Nerlove, M. and Press, S.T., *Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models*, Prepared for the Economic Development Administration and the National Institutes of Health. R-1306-EDA-NIH, Dec. 1973.

תלוי דיכוטומי, שיקבל ערך 1 כאשר מתרחש אירוע E (כאן, כאשר העולה משנה בישראל את הענף שעסק בו בעיראק) וערך 0 — אם E אינו מתרחש. יהא X וקטור משתנים מסבירים ו־β — מערכת משקלים לא ידועים של x. על פי המודל הלוגיסטי, הבנוי על פונקציית הסתברות מצטברת לוגיסטית, ניתן לרשום:

$$P = [1 + e^{\beta X}]^{-1}$$

כאשר p הוא ההסתברות שאירוע E יקרה, כלומר:

$$P = P(E \mid X) = P(Y = 1 \mid X)$$

הניידות התעסוקתית נבחנה כמשתנה (Y), התלוי בשלושה משתנים בלתי תלויים (X): מספר שנות הלימוד, גיל העלייה לישראל ואזור המוצא בעיראק (כמשתנה דמה). הניידות נבחנה ביחס לגברים בלבד, על פי ההגדרה של 9 ענפים ראשיים — בכל ענף בנפרד ובכולם יחד — תוך פיצול גיל העלייה לשתי קבוצות: עד גיל 30 ומגיל 30 ומעלה[12]. התוצאות שהתקבלו מרוכזות בלוח 4.

לוח 4

תוצאות סטטיסטיות של הפונקציה הלוגיסטית*

	עולים עד גיל 30				עולים מגיל 30 ומעלה			
הענף הראשי	מספר המועסקים	ההשכלה	גיל העלייה	איזור המוצא בעיראק (מרכז)	מספר המועסקים	ההשכלה	גיל העלייה	איזור המוצא בעיראק (מרכז)
מסחר	385	0.04 (8.57)	−0.04 (5.4)	−0.46 (7.96)	706			
תעשייה ומלאכה	514	−0.05 (10.81)			405		0.05 (15.3)	−0.18 (11.1)
שירותים	356	−0.24 (45.8)	−0.05 (10.82)	−0.9 (24.21)	458	−0.195 (48.2)	0.036 (4.7)	
תחבורה ותקשורת	78				82			
חקלאות	39	0.13 (5.42)			41			
חשמל ומים	41				28			
בנייה	22				25			
כספים וביטוח	16				21			
כרייה וחציבה	4				4			
סך הכול	1,455	−0.08 (39.3)	−0.02 (12.7)	−0.46 (19.7)	1,770	−0.086 (59.4)	0.03 (9.8)	−0.35 (8.8)

* הערכים מבטאים את השפעת המשתנה הבלתי תלוי, בשוליים, על המשתנה התלוי בערכו הממוצע. הערכים בסוגריים הם ערכי הסטטיסטי χ^2. מופיעים רק הערכים המובהקים סטטיסטית ($\alpha = 0.01$). כל יתר הערכים אינם מובהקים ושואפים לאפס — כמו, למשל, אזורי המוצא, צפון ודרום, שהתקבלו כלא מובהקים ולכן אינם מופיעים בלוח.

[12] קבוצות הגיל הוגדרו בהתאם לתוצאות הסטטיסטיות הטובות ביותר (מבחינת מובהקותן), שהתקבלו לאחר בחינת הגדרות גיל שונות. זאת משום שנתקבלו תוצאות לא מובהקות כאשר נלקח משתנה הגיל ללא פיצול.

סקירת המדגם בכללותו, ללא הבחנה בין המקצועות השונים, מראה, כי מקדם הלימוד הוא שלילי. כלומר, ככל שההשכלה גבוהה יותר, הניידות התעסוקתית נמוכה יותר[13]. ממצא זה מלמד, כנראה, שעם העלייה במספר שנות הלימוד גדלה ההתמחות — ועמה יורדים הצורך, המוטיבציה והכדאיות הכלכלית לשנות מקצוע.

הסבר זה מקבל חיזוק אמפירי, כאשר בוחנים ענפים ספציפיים, שבהם התקבל מקדם הלימוד כמובהק. רק בענפים חקלאות ומסחר השפעת הלימוד היא חיובית (בקבוצת הגיל הצעיר), כלומר: ככל שההשכלה היתה גבוהה יותר — עלתה הניידות בענפים אלה; ואילו בענפים כתעשייה או מלאכה ושירותים, השפעת הלימוד הפוכה. ממצאים אלה מלמדים, כי במקצועות המאופיינים בהתמחות מקצועית — יורדת הניידות עם עליית ההשכלה, בשל העלייה בהתמחות; ואילו במקצועות שאינם דורשים התמחות או כישורים מיוחדים, כחקלאות ומסחר, נטו בעלי ההשכלה לנטוש את הענף ולעבור לענף אחר, מתאים יותר להשכלתם. השפעת גיל העלייה ארצה על הניידות אינה אחידה במדגם; בעוד שבקבוצת הגיל הצעיר השפעת גיל העלייה היא שלילית — כלומר, ככל שגיל העלייה עולה, הניידות המקצועית יורדת — הרי שבקבוצת הגיל המבוגר השפעת גיל העלייה הפוכה.

ניתן להסביר חוסר אחידות זה בשני גורמים, המשפיעים על הניידות בכיוונים מנוגדים. מצד אחד, פוחת כושר ההסתגלות למדינה חדשה עם עליית גיל העלייה (למבוגרים קשה יותר להתמודד עם בעיות של סביבה חדשה, לימוד שפה וכדומה) — עובדה הגורמת להגברת הניידות התעסוקתית עם העלייה בגיל. מצד אחר, הכדאיות הכלכלית של ניידות מקצועית פוחתה עם הגיל; ואם מוסיפים על כך את העדפתם של המעסיקים לשכור עובדים צעירים — במיוחד בתקופה של עלייה המונית, שהגדילה מאוד את היצע העובדים הצעירים בישראל — תתקבל ירידה בניידות עם עליית הגיל.

מכאן ניתן להסיק, שבקבוצת הגיל הצעיר הגורם השני הוא הדומיננטי, ולכן התקבל קשר שלילי בין ניידות תעסוקתית לבין הגיל, ואילו בקבוצת הגיל המבוגר דומיננטי הגורם הראשון. אשר למשתנה אזור המוצא של העולים — התקבלו הבדלים בין הצפון, המרכז והדרום, בשתי קבוצות הגיל. כאשר נבחנת הניידות המקצועית בכל הענפים גם יחד, מתברר, כי השפעתו של אזור המרכז על הניידות התעסוקתית שלילית יותר מזו של אזורים אחרים; פירושו של דבר, שהעולים שהגיעו ממרכז עיראק היו פחות ניידים מבחינת תעסוקתם מאלה שהגיעו מאזורי הצפון והדרום. (ראה לוח 3: בולטת בו העובדה, כי שיעור העולים מהמרכז, אשר שינו בעלייתם לישראל את ענף עיסוקם, היה נמוך ביותר לעומת אלה שהגיעו מאזורי הצפון והדרום.)

ההסבר לכך טמון בתפקידו של אזור זה במערכת הכלכלית של עיראק: הוא היה הלב הכלכלי של הארץ, בהיותו גם המרכז המינהלי שלה. אופי כזה יצר, באופן טבעי, קשת רחבה של הזדמנויות תעסוקה — ובכך עזר ליהודי בגדד (במרכז) להשתלב במערכת הכלכלית יותר מאשר באזורים אחרים. (מדד הריכוזיות המקצועית של היהודים היה, כזכור, 0.38 (לוח 1) — שיעור נמוך יותר מאשר בשני האזורים האחרים (0.44 בדרום ו־0.45 בצפון). פיזור תעסוקתי רב יותר בעיראק איפשר לעולים שהגיעו משם לישראל להשתלב — באותם ענפים שבהם עסקו — ביתר קלות מעולים שהגיעו ממקומות עם ריכוז מקצועי גבוה. מסקנה מתבקשת: עם ירידת הריכוזיות המקצועית בארץ המוצא, יורדת גם הניידות התעסוקתית בארץ היעד הקולטת.

---

[13] במחקרים על ניידות מקצועית נמצא קשר חיובי בין השכלה לבין ניידות; אך יש לזכור, כי מחקרים אלה בדקו ניידות מרצון, שבה רמת ההשכלה היא דווקא גורם מעודד (Ex-Ante). ראה: Greenwood M.J., "An Analysis of the Determinants Geographic Labor Mobility in the U.S.A." *The Review of Economics and Statistics,* 1969, pp. 189–94; Bartel A.P., "The Migration Dicision: What Role does Job Mobility play?", *The American Economic Review,* Dec. 1979, pp. 775–786.

5. סיכום

בדיקת הריכוזיות במבנה התעסוקתי של אוכלוסיית היהודים שעלו מעיראק לישראל מגלה, שמדד הריכוזיות בישראל נמוך יותר משהיה בעיראק; במלים אחרות: בעיראק, שבה היו היהודים מיעוט בקרב רוב מוסלמי, היה הפיזור המקצועי שלהם מועט יותר מאשר בישראל — שבה הפכו להיות חלק מרוב יהודי. ממצא זה מאמת את השערת קוזנץ, בדבר מבנה כלכלי צר של מיעוט, בכיוון בדיקה הפוך מהמקובל — כלומר, במעבר מסטטוס של מיעוט לסטטוס של רוב.

כן נבדקה, במאמר זה, הניידות התעסוקתית של עולי עיראק בישראל — אגב ניסיון למצוא את הגורמים שהשפיעו עליה. נמצא קשר שלילי בין רמת ההשכלה לבין הניידות: ככל שעלתה רמת ההשכלה של העולים, ירדה נטייתם לשנות את תעסוקתם לאחר עלייתם לישראל.

השפעת גיל העלייה לישראל על שיעור הניידות המקצועית אינה אחידה. בקרב הצעירים (עד גיל 30) נמצא קשר שלילי, ואילו בקבוצת הגיל המבוגרת — קשר חיובי. משמע, שאצל הצעירים הניידות המקצועית נמוכה יותר ככל שגיל העלייה גבוה יותר, ואצל המבוגרים — להפך.

מבחינת הניידות התעסוקתית, נמצאו הבדלים לפי איזורי המוצא של העולים בעיראק; אצל העולים מאזור המרכז נמצא קשר שלילי יותר מאשר אצל האחרים. ייתכן שממצא זה מלמד, כי ככל שהפיזור המקצועי ניכר יותר לפני ההגירה — כן יהיה שיעור הניידות התעסוקתית נמוך יותר אחרי ההגירה; זאת כיוון שפיזור תעסוקתי רב מאפשר למהגרים להשתלב ביתר קלות באותם הענפים שבהם עסקו — לעומת עולים שהגיעו מריכוז מקצועי גבוה.

בסיום חשוב לחזור להדגיש, כי מאמר זה, בהיותו עוסק במהגרים שהיגרו ממניעים פוליטיים ולא כלכליים, בחן גורמים שהשפיעו על הניידות התעסוקתית, בניסיון להסביר את כיוניה בדיעבד (Ex-Post) — ולא בניסיון לנבא אותה (Ex-Ante).

נספח א'

הקבצת 28 ענפים ל־9 ענפים ראשיים

הענף הראשי	הענפים הכלולים בענף הראשי
1. חקלאות	1. חקלאות
2. כרייה וחציבה	2. כרייה וחציבה
3. תעשייה ומלאכה	3. תעשיית מזון ומשקאות
	4. תעשיית סיגריות
	5. סבון, גפרורים ותעשיות כימיות
	6. תעשיית עץ
	7. תעשיית עור ומוצריו
	8. תעשיית טכסטיל
	9. תפירה וחייטות
	10. תעשיית מתכת
	11. תיקון מכונות וכלי עבודה
	12. תכשיטים
	13. דפוס, צילום וציור
	14. תעשיית חומרי בנייה
4. בנייה	15. בנייה ואחזקת כבישים
5. חשמל ומים	16. שירותים סניטריים, מים וחשמל

6. תחבורה ותקשורת	17. תקשורת
	18. רכבת
	19. תחבורה, למעט רכבת
7. כספים וביטוח	20. כספים וביטוח
8. שירותים	21. שירותי חינוך
	22. שירותי בריאות
	23. שירותי דת
	24. שירותים ממשלתיים ועירוניים
	25. משטרה, בתי סוהר ומכבי אש
	26. אמנות, ספרות ועיתונאות
	27. שירותים פרטיים
9. מסחר	28. מסחר

נספח ב'

התפלגות מדגם המועסקים על עיסוקיהם ב־9 ענפים ראשיים בעיראק ובישראל

בעיראק / בישראל	מסחר	תעשייה ומלאכה	שירותים	תחבורה ותקשורת	חקלאות	חשמל ומים	בנייה	כספים וביטוח	כרייה וחציבה	סך הכול
מסחר	251	129	229	53	226	17	153	22	11	1,091
תעשייה ומלאכה	66	300	135	78	156	22	146	6	10	919
שירותים	49	66	457	47	91	22	65	15	2	814
תחבורה ותקשורת	10	18	30	65	18	3	14	0	2	160
חקלאות	2	4	4	1	51	5	8	0	5	80
חשמל ומים	6	6	5	6	3	32	9	0	2	69
בנייה	1	4	8	3	8	2	21	0	0	47
כספים וביטוח	7	4	9	4	5	1	1	6	0	37
כרייה וחציבה	3	2	0	1	1	0	1	0	0	8
סך הכול	395	533	877	258	559	104	418	49	32	3,225

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 203–219
ISSN 0333-6484

מודל אקונומטרי של הגירת תושבים מהגדה המערבית ומרצועת עזה

סטיוארט גבריאל*

מבוא

עם כניסת ישראלים לגדה המערבית ולרצועת עזה, ביוני 1967, החל תהליך של שינוי מהותי בהרגלי הצריכה וההזדמנויות הכלכליות של האוכלוסייה המקומית. סיום פעולות האיבה הביא עמו הן הזרמה מוגברת של כוח עבודה בלתי־מיומן לשוק העבודה הישראלי, והן שוק יצוא חדש למוצרים ישראליים. שיפורים משמעותיים אירעו בדפוסי התצרוכת של האוכלוסייה המקומית וברמת חייה, בהיותה ניזונה ממקורות מימון של ארגונים בינלאומיים, מהזרמת כספים ופעולות נוספות של הממשל הצבאי וכן מהזרמת כספים ממקורות ערביים חיצוניים.

הגם שמרבית המומחים מצביעים על כוחות פוליטיים, הנובעים ישירות מהשלטון הישראלי בשטחים, כגורם להגירה משם — פעלה מדיניות הפיתוח הישראלית בכיוון ההפוך. השכר הגבוה יותר משך את העובדים מן השטחים לשוק העבודה הישראלי, בצד ביקוש גובר לכוח עבודה זה, שסיבתו צמיחה כלכלית מואצת בישראל בשנות השבעים. שיפור ההזדמנויות הכלכליות פעל, הן במישרין והן בעקיפין, דרך שינויים בתצרוכת והשקעה בדיור — להקטנת שאיפתה של אוכלוסיית השטחים להגר.

חידוש פעולות האיבה בין ישראל לבין שכנותיה הערביות, בסוף שנת 1973, שלווה גם בהקטנת שיעור הצמיחה הכלכלית של המשק הישראלי, צמצם מאוד את הגיאות הכלכלית — והדבר התבטא, לקראת סוף העשור, בגידול ניכר של שיעור ההגירה.

אמנם התפתחויות דמוגרפיות, חיפוש מקומות תעסוקה וכיו"ב הושפעו גם משורה של גורמים פוליטיים, אך מאמר זה עוסק בהערכת יחסי הגומלין שבין ישראל לשטחים, בהקשר הכלכלי — בעיקר בכל הנוגע להזדמנויות התעסוקה, לרמת החיים ולהגירה של האוכלוסייה הפלסתינאית. המחקר נשען על נתונים מהגדה המערבית ורצועת עזה בתקופת השלטון הישראלי, ובכך הוא מאפשר בחינה של שוק העבודה, של הכלכלה המדינית ושל השערות בנושא הגירה — באמצעות מודל אקונומטרי של משוואות סימולטניות. מוגבלותם של הנתונים המצויים בידינו מחייבת התייחסות זהירה אל תוצאות המחקר הראשוניות שלפנינו, אך הן מצביעות בבירור על מודל הגירה, המבוסס על הזדמנויות כלכליות יחסיות.

בסעיף 1 נסקרים יחסי הגומלין בין השטחים לישראל בנושא הכלכלי. סעיף 2 כולל תיאור מפורט ומבחן של המודל האקונומטרי בדבר הזדמנויות כלכליות והגירה מהגדה המערבית ומרצועת עזה. סעיף 3 מביא את המסקנות ומשמעויותיהן לגבי המדיניות.

1. הזדמנויות כלכליות והגירה

הגירת ערבים מהגדה המערבית החלה עוד בימי הקרבות, שלאחר חלוקת ארץ־ישראל בשנת 1947, וסיפוח הגדה המערבית בידי עבר־הירדן מיד לאחר חלוקה זו. במשך עשרים שנות שלטון ירדני על שטח

---

* המחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן־גוריון בנגב, באר־שבע.

תודת המחבר נתונה ל־Chris Ruhm על עזרתו בביצוע מחקר זה; המחקר מומן בעזרת: The Center for Real Estate and Urban Economics, University of California, Berkeley.

זה, עד ליוני 1967, חצו את הירדן מזרחה כ־400,000 מתושבי הגדה המערבית. אוכלוסייה זו העתיקה את מושבה למרחק קצר יחסית, בתוך איזור בעל אחידות תרבותית, דתית, לשונית ומינהלית. הגירה זו לא היתה כפויה, אלא נבעה ממדיניות הפיתוח הירדנית — שהעדיפה את הגדה המזרחית בכל הקשור להשקעות פיתוח ולפעילות חינוכית ומדינית, שרובן ככולן רוכזו באזור עמאן־זרקא.

לפני סיפוח הגדה המערבית בידי ירדן, היה אזור זה מפותח יותר מהגדה המזרחית — עקב קרבתו הרבה למרכזי הכלכלה של השלטון הבריטי והסקטור היהודי; השפעת הקרבה הסתיימה עם תחילת מלחמת העצמאות, בשנת 1948. בשנת 1952 מנתה אוכלוסיית הגדה המערבית 742,000 תושבים, ואילו מספר תושבי הגדה המזרחית הסתכם ב־587,000 בלבד; אולם מדיניות פיתוח ירדנית מכוונת הצליחה, במשך השנים, להפוך יחס זה על פניו, באמצעות פיתוח התעשייה והחקלאות. כך מנתה אוכלוסיית הגדה המערבית בשנת 1961 רק 801,000 נפש, בעוד שאוכלוסיית הגדה המזרחית הגיעה כבר ל־879,000 נפש[1]. עם פרוץ מלחמת ששת הימים, בשנת 1967, מנתה אוכלוסיית הגדה המזרחית מיליון תושבים ויותר, בעוד שמספר תושבי הגדה המערבית נשאר יציב (כ־800,000 נפש)[2]. במרוצת המלחמה בין ישראל לירדן, ומיד לאחריה, חצו עוד כ־200,000 תושבים את נהר הירדן אל הגדה המזרחית[3].

התנאים הכלכליים ברצועת עזה באותה תקופה מצביעים על העדר מדיניות ועל תת־פיתוח מבני. התוצר הלאומי הגולמי לנפש היה 27 דינר בשנת 1966, כמחצית מהתוצר הלאומי הגולמי לנפש בגדה המערבית, ומהנמוכים בעולם[4]. מאמצי הפיתוח המצריים העדיפו אזורים אחרים, וההתקדמות המשמעותית בתחומי החינוך ברצועה התחוללה בעיקר הודות למאמצים הרבים של אונר"א (UNRWA) וארגוני צדקה בינלאומיים נוספים. עוני רב ומקורות תעסוקה מוגבלים ביותר אף החישו הגירה מאיזור זה.

ההגירה מהגדה המערבית ורצועת עזה, שלאחר 1967, מוצגת בדיאגרמה 1. מידע זה, יחד עם מאפיינים של כוח עבודה, דמוגרפיה ופיתוח של אזורים אלו — המוצגים בלוחות 1 ו־2 — מראה, כי דפוסי התצרוכת והחלטות ההגירה של תושבי השטחים רגישים למדדי הצמיחה והפיתוח של הכלכלה הישראלית: תקופת ההתרחבות הכלכלית, בין מלחמת 1967 לבין מלחמת 1973, הביאה לספיגה אדירה של כוח עבודה זול מהשטחים בשוק העבודה הישראלי, לשיפור ברמת החיים בשטחים ולצמצום בהיקף ההגירה שלהם. ההאטה בכלכלה הישראלית לקראת סוף שנות השבעים, שבמקביל לה הואץ הביקוש לכוח עבודה זר בירדן ובמדינות המפרץ הפרסי, גרמה לעלייה מחודשת בהיקף ההגירה.

הגורם הראשוני לעליית ההכנסה בשטחים, לאחר 1967, היה פתיחת הכלכלה הישראלית לתושבי הגדה המערבית ורצועת עזה. יצוא כוח האדם מהשטחים לישראל הפך לגורם ראשון במעלה בפעילות הכלכלית בשטחים, שאופיינו עד אז בבסיס כלכלי מוגבל ובעודף נכבד של כוח עבודה. בעוד שרק שנה לאחר מלחמת ששת הימים אושר לפועלים מן השטחים לעבוד בישראל, הרי מאז חדרו הם לענפים שקצב גידולם היה מהיר ודרישות המיומנות בהם נמוכות — ועד מהרה הגיעו ל־$\frac{1}{3}$ מכוח העבודה של השטחים ול־8 אחוזים מתעסוקת הסקטור העסקי בישראל. העתודות הניכרות של כוח העבודה בשטחים, בצירוף לפריחה הכלכלית המואצת של 1967–1973, מסבירות יחדיו את ההתפתחות המואצת של העסקת עובדים מהשטחים בישראל.

---

1 מסתבר שמשקל הנשים באוכלוסיית הגדה המערבית היה גבוה יותר בתקופה זו. כך היה גם יחס הגברים לנשים בקבוצות הגיל 15–29 ו־30–44 — 0.84 ו־0.75, בהתאמה.

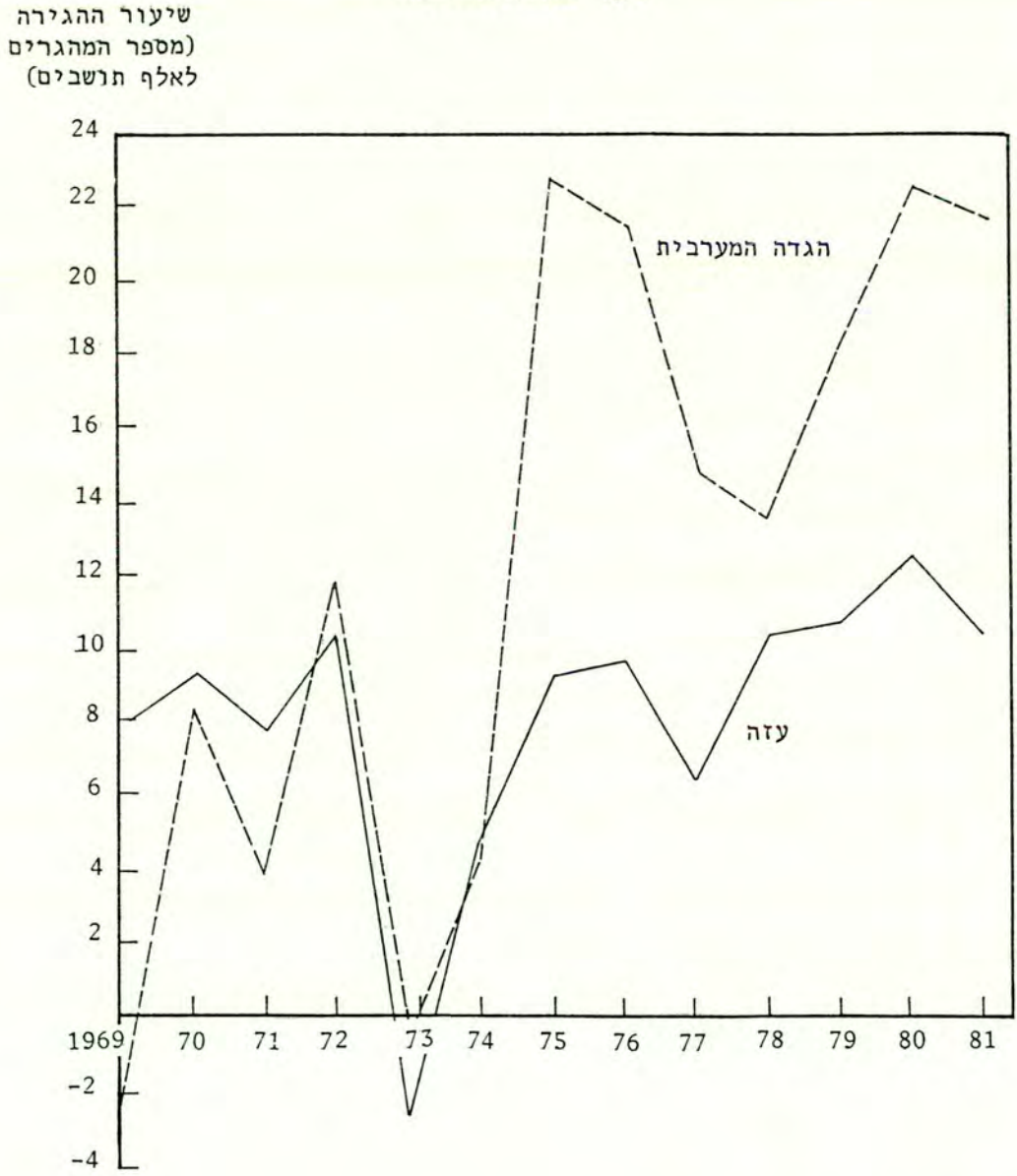
2 ראה: Nisan, M., (1982) "The Palestinian Features of Jordan", in Elezar, D. (ed.) *Judea, Samaria, and Gaza: Views of the Present and Future.* American Enterprise Institute, Studies in Foreign Policiy, Washington. D.C., p. 195.

3 שם.

4 Ben Shahar, H., Bergles, E., Mundlak, Y., and Sadan, E., (1971) *Economic Structure and Development Prospects of the West Bank and Gaza Strip,* Rand Corporation, R-839-FF, Santa Monica, 1971 CA., p. 24.

דיאגרמה 1

שיעורי הגירה, 1969–1981



המקור: הלמ"ס, נתונים שלא פורסמו.

ההכנסות מעבודה בישראל גרמו, כצפוי, לצמיחה מואצת ולצריכה גוברת בשטחים. בשנת 1974 היוו הרווחים מעבודה בישראל יותר מ־¼ מהתוצר הלאומי המקומי, והשפעתם תרמה כמחצית מתוספת התוצר הלאומי בתקופה שבין 1968 ל־1973[5]. בתקופה שקדמה ל־1973 גדלה הצריכה הריאלית לנפש בשיעור שנתי ממוצע של 6.7 אחוזים בגדה המערבית ו־6.4 אחוזים ברצועת עזה. הצריכה הפרטית הגיעה ל־72 אחוזים מכלל הצריכה המקומית בשטחים — רמה העולה במידה ניכרת על זו שנרשמה בישראל, ירדן, מצרים וסוריה[6], 54–59 אחוזים.

זינוק הכלכלה המקומית בשטחים בא לידי ביטוי נוסף בגידול שנתי של 11 אחוזים בתוצר הלאומי הגולמי בגדה המערבית ושל 10 אחוזים ברצועת עזה בתקופה 1968–1973[7]. לחצי הביקוש המקומי, נוסף על צמצום עתודות כוח העבודה, על רקע הזדמנויות תעסוקה בישראל — יצרו לחצים להעלאת רמת השכר בשטחים, והביאו לבסוף למצב של שיווי משקל בתשואה לתעסוקה בשני הסקטורים (ישראל והשטחים). במרוצת שנות השבעים ירד היחס בין השכר לעובדים מהשטחים, שעבדו בישראל, לבין אלו שנשארו לעבוד בשטחים, מ־1.5 ליחידתי; אולם הנטיות השוליות הגבוהות לצריכה בשטחים הגבילו עדיין את היקף ההשקעות בתעשייה שם, השקעות שהן תנאי הכרחי לפיתוח תשתית מקומית יצרנית.

לקראת אמצע שנות ה־70 חברו יחדיו מספר גורמים, שהעיקריים בהם חידוש פעולות האיבה בין מדינת ישראל למדינות ערב בשנת 1973, האטת הצמיחה בכלכלת ישראל ושפע הזדמנויות התעסוקה במדינות המפרץ הפרסי ובירדן — הביאו לירידה באינדיקטורים כלכליים מקומיים ולהגירה מואצת. ההכנסה הפרטית לנפש, שעלתה בממוצע שנתי של 10 אחוזים בתחילת העשור, ירדה לכמחצית רמה זו בתקופת 1975–1980. שיעור גידול הצריכה הפרטית לנפש ירד בתקופה זו לכ־4 אחוזים בגדה המערבית ול־3.4 אחוזים ברצועת עזה. מגמות אלו מוצגות בלוח 3, המצביע על השינויים בפעילות הכלכלית בישראל והשפעתם על התעסוקה והצריכה של תושבי השטחים — ועל הירידה החדה בקצב גידול התוצר העסקי ובתפוקת ענף הבנייה בישראל בשנים 72–73 ועל הצמצום בהעסקת עובדים מהשטחים ובשיעור גידול הצריכה שלהם. מעניינת העובדה, שהצמצום הניכר בביקוש לכוח עבודה בישראל הביא לעלייה בבנייה לדיור בשטחים — הודות לחסכונות שנצברו בתקופות קודמות. על היקפה של תנופת בנייה זו מצביעה השוואה של סך שטח התחלות הבנייה עם שיעור צמיחה האוכלוסייה, כאשר היחס — בתקופה 74–80 — היה 74 מ"ר לנפש נוספת בשטחים, לעומת 57 מ"ר בישראל.

לקראת סוף שנות ה־70 היה גידול ניכר בהגירה. לאחר ההגירה העצומה של פליטים בשנת 1967, נשאר שיעור ההגירה השנתי מהגדה המערבית ורצועת עזה יציב, בשיעור נמוך יחסית של 4.4 ו־6.8, בהתאמה, לכל 1,000 תושבים. בשני האזורים היה שיעור ההגירה השנתי נמוך מ־10,000 תושבים. בגדה המערבית עלה שיעור ההגירה, בשנת 1974, ל־23 מהגרים לכל 1,000 תושבים — ומאז התייצב השיעור הממוצע על 19 מהגרים לכל 1,000 תושבים, או 14,000 בשנה. ברצועת עזה ניכרת עלייה תלולה דומה, אולם בתקופה שלאחר 1975 חזרה רמת ההגירה לזו של השנים 1969–1973.

אין בנמצא מידע ישיר באשר למאפיינים הדמוגרפיים של המהגרים, אך לפי הערכות אודות הרכב הגיל והמין של האוכלוסייה שנותרה, על המאפיינים חלקה של קבוצת הגיל 25–44 באוכלוסיית השטחים בגיל 15 ומעלה נמוך יותר מחלקה באוכלוסייה היהודית והלא־יהודית בישראל. בקבוצת גיל זו מספרן של הנשים עולה בהרבה על זה של הגברים. על פי מידע שהופק מסקר כוח עבודה, 90 אחוזים מהנמצאים מחוץ לשטחים הם גברים, 60 אחוזים עזבו את השטחים כדי למצוא תעסוקה — בעיקר בני קבוצת הגיל 18–24[8].

---

5 ראה: Sandler, S., and Frisch, H., (1982) "The Political Economy of the Administered Territories", in Elezar, D. (ed.), *Judea, Samaria, and Gaza: Views of the Present and Future,* American Enterprise Institute, Studies in Foreign Policy, Washington, D.C., p. 135.

6 ראה: Meron, R., (1983) "Economic Development in Judea-Samaria and Gaza District", Bank of Israel, Research Department, p. 15.

7 ראה: Samdler and Frisch, op. cit., p. 135.

8 Meron, op. cit., p. 36.

לוח 1

מאפיינים דמוגרפיים וכלכליים של הגדה המערבית, 1969–1981

	אוכלוסייה			כוח עבודה			בנייה	
שנה	ערבים	יהודים	הגירה ערבית נטו	מספר המועסקים	אחוז מסך כל המועסקים בישראל	שיעור האבטלה	התחלות בנייה (אלפי מ"ר)	יישובים ישראליים חדשים
1969	599,700	–	1,226	–	–	4.1	120.0	1
1970	603,900	–	– 3,952	118,400	12.4	3.3	130.0	2
1971	625,600	–	– 2.482	119,700	21.4	2.4	42.0	0
1972	629,000	1,182	– 7,198	126,600	27.6	1.1	253.3	0
1973	657,400	1,514	310	127,700	30.2	1.0	282.3	0
1974	661,600	2,009	– 2,762	139,000	30.5	1.1	557.7	0
1975	665,100	2,581	– 15,151	133,900	30.2	1.2	586.1	4
1976	670,000	3,176	– 14,413	131,300	28.3	1.2	646.7	0
1977	681,200	5,023	– 10,202	128,800	27.6	1.2	683.0	15
1978	690,400	7,361	– 9,432	131,500	28.0	1.0	786.4	5
1979	699,600	10,001	– 12,659	132,800	30.0	1.0	797.1	4
1980	704,000	12,424	– 17,254	134,800	30.1	1.6	753.5	3
1981	707,300	16,119	– 15,384	133,400	29.9	1.4	779.6	9

מקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה שנתון סטטיסטי לישראל, ונתונים שלא פורסמו.

לוח 2

מאפיינים דמוגרפיים וכלכליים של רצועת עזה, 1969–1981

אוכלוסייה			כוח עבודה		בנייה	
שנה	ערבים	הגירה ערבית נטו	מספר המועסקים	אחוז מסך כול המועסקים בישראל	שיעור אבטלה	התחלות בנייה (אלפי מ"ר)
1969	365,500	−2,885	N.A.	N.A.	9.1	13.0
1970	367,700	−3,321	62,400	9.5	6.1	17.0
1971	381,800	−2,355	61,800	13.3	3.4	51.0
1972	383,500	−3,899	64,600	27.1	1.4	97.4
1973	405,400	1,680	68,100	33.3	0.6	115.1
1974	408,500	−1,853	73,500	35.8	0.7	134.6
1975	418,500	−3,853	72,700	35.6	0.4	241.2
1976	429,000	−4,195	76,300	36.4	0.3	294.2
1977	441,300	−2,966	77,300	35.6	0.1	286.6
1978	450,200	−4,679	80,600	39.1	0.5	331.7
1979	431,500	−4,744	79,600	43.1	0.3	419.1
1980	441,900	−5,115	80,900	42.6	0.5	387.4
1981	451,600	−4,735	82,500	43.5	0.4	396.2

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שנתון סטטיסטי לישראל ונתונים שלא פורסמו.

לוח 3

פעילות כלכלית בישראל; דפוסי תעסוקה לצריכה של פלסתינאים בגדה המערבית ורצועת עזה לפי הסקטור, 1971 עד 1980

(אחוז השינוי לעומת השנה הקודמת)

פעילות כלכלית בישראל	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
תפוקת הסקטור העסקי	12.12	13.77	1.72	4.84	3.72	1.20	0.99	4.84	3.27	2.90
התחלות בנייה	17.39	24.34	−14.85	3.62	−17.29	−11.13	−15.82	18.05	6.66	−20.07
תפוקת הסקטור החקלאי	8.26	0.00	6.87	6.43	5.37	4.46	4.27	3.51	1.23	–
חלקם של תושבי הגדה המערבית המועסקים בישראל										
תעשייה	126.32	51.16	21.54	0.00	−7.60	4.11	5.26	7.50	10.47	−16.84
בנייה	78.75	33.57	9.42	10.53	−6.93	−16.28	−12.78	6.37	12.58	1.06
חקלאות	26.92	27.27	−19.05	29.41	−4.55	4.76	2.27	−8.89	0.00	−14.63
חלקם של תושבי רצועת עזה המועסקים בישראל										
תעשייה	40.00	257.14	20.00	26.67	21.05	8.70	6.00	20.75	12.06	−2.74
בנייה	10.71	100.00	59.68	21.21	14.17	3.65	−10.56	9.45	9.63	−1.99
חקלאות	75.00	88.10	5.06	3.61	−41.86	8.00	3.70	30.36	−5.48	−11.59
צריכה פרטית לנפש										
הגדה המערבית	7.5	16.5	0.5	5.5	3.5	8.6	0.4	2.4	6.0	4.4
רצועת עזה	4.5	21.0	1.0	5.0	5.5	−0.8	13.6	−4.6	3.5	0.9

מגמות אלו מגלות שיעור צמיחה נמוך של האוכלוסייה בגדה המערבית, שבה עיקר השיעור הגבוה של הריבוי הטבעי מקוזז במאזן הגירה שלילי. בשנת 1980, לדוגמה, התקזזו 83 אחוזים מהריבוי הטבעי באוכלוסייה, בסך 20,000, כנגד הגירה[9]. עקב הצירוף של הגירה ורמה גבוהה של מקרי מוות ותמותת תינוקות, הגיע קצב הגידול השנתי הממוצע של אוכלוסיית הגדה המערבית בין 1968 ל־1980 ל־1.4 אחוזים. שיעור הגידול של האוכלוסייה היהודית בישראל, במשך אותה תקופה, היה 2.53 אחוזים, ושל האוכלוסייה הלא־יהודית בישראל — 3.93 אחוזים[10].

עקב המיתון הכלכלי במדינות המערב ומשבר האנרגיה, צומצם הביקוש לכוח עבודה מן השטחים, לקראת סוף העשור — הן במדינות המפרץ הפרסי והן במקומות אחרים. המשק הישראלי לא הצליח לחדש את צמיחתו, וירידת הביקוש לכוח עבודה בשטחים יצרה, גם שם, קיפאון דומה. כיוון שהצמיחה המואצת בשנים הקודמות כללה מעט מאד היווי הון, נשארו המאפיינים הכלכליים של ההכנסה המקומית והצריכה תלויים בתנודות במשק הישראלי, וההגירה ממשיכה לשקף הזדמנויות תעסוקה שם ובחו"ל.

2. פירוט המודל ויישומו

בסעיף זה מוצג מודל אקונומטרי ופירוטו, ובחינה של גורמי ההגירה מהשטחים המוחזקים בידי ישראל. תופעות אלו מתוארות כמודל בעל משוואות סימולטניות, המאפשר הערכת אותם גורמים כלכליים בסיסיים, ההכרחיים לקבלת ההחלטה להגר. בעוד שההחלטה להגר מוצגת בדרך כלל במודלים בעלי משוואה אחת[11], הרי את יחסי הגומלין הידועים של סיבה ותוצאה — בכל הקשור להגירה וגורמים כלכליים, דמוגרפיים וסוציאליים שונים — עדיף להציג במשוואות סימולטניות. למרות שלאחרונה מתארת הספרות בתחום זה את החלטת משק הבית להגר בצורה של בחירה דיסקרטית[12], טרם נעשה ניסיון להרחיב ניתוח זה ולהסביר את הסימולטניות. המודלים המועטים של משוואות סימולטניות נוגעים להערכת ההגירה מאזורים כפריים לעירוניים וההגירה הבין אזורית[13].

המודל המוצע במחקר זה מעריך את תפקידם של המשתנים הכלכליים והפוליטיים, שככל הידוע, משתלבים עם הגירת משקי בית מהגדה המערבית ורצועת עזה. בעוד שהניתוח מוגבל, במידה מסוימת, עקב

---

9 Benvenisti, M., (1982) "Interim Report No. 1", The West Bank and Gaza Data Base Project, Jerusalem, Israel, p. 2.

10 שם, עמ' 1.

11 ראה: Greenwood, M., (1975), "Research on Internal Migration in the United States: A Survey". *Journal of Economic Literature,* June.

12 ראה: Graves, P. and Linnerman, P., (1979) "Household Migration: Theoretical and Empirical Results", *Journal of Urban Economics,* 6, pp. 383–404; Schultz, T., (1982) "Lifetime Migration within Educational Strata in Venezuela: Estimates of a Logistic Model", *Economic Development and Cultural Change*.

13 כולל מחקרים שדיווחו: Greenwood, M., (1978) "An Econometric Model of Internal Migration and Regional Economic Growth in Mexico", *Journal of Regional Science,* Vol. 19, No. 1; Greenwood, M., (1973) "Urban Economic Growth and Migration: Their Interaction", *Environment and Planning,* Vol. 5; Muth, R., (1968) "Differential Growth Among Large U.S. Cities", in J. Quirk and A. Zarley (eds.), *Papers in Quantitative Economics.* Lawrence, The University Press of Kansas; Muth, R., (1971) "Migration: Chicken or Egg?", *Southern Economic Journal,* 37, pp. 295–306; Okum, B., (1968) "Interstate Population Migration and State Income Inequality", *Economic Development and Cultural Change,* 16, pp. 297–313; Oluey, L., (1972) "Regional Growth and Inter-regional Migration — Their Pattern of Interaction", *Review of Regional Studies,* 2, pp. 139–163; Persky, J. and Kain, J., (1970) "Migration, Employment, and Race in the Deep South", *Southern Economic Journal,* 36, pp. 268–276.

המידע הקיים — התוצאות מצביעות על קיום קשרים מבניים בין כלכלת השטחים לזו של ישראל, הכוללים גם את תפקידו של שוק העבודה הישראלי, והשפעות נוספות של צריכה מקומית והשקעות, בקביעת זרם ההגירה. לניתוח ישנם יישומים נוספים לגבי מדיניות ציבורית.

א. משוואות המודל

המודל המתואר להלן מהווה אומדן הן לרצועת עזה והן לגדה המערבית, וכן דוגמת חתך על פני סדרות זמן באזורים אלה בשנים 1970–1981. המודל כולל משתנה אנדוגני — אחוז השינוי בחלקו של כוח העבודה מהגדה המערבית המועסק בישראל, המוסבר בהפרשי שכר, בשיעור הצמיחה של הסקטור העסקי בישראל ובשיעור האבטלה בגדה המערבית. משוואות מבנה נפרדות אומדות יחס זה על בסיס מגזרי פעילות. מדד זה של תעסוקת עובדים מן השטחים בישראל משמש להסבר שינויים ברפוסי הצריכה של משקי הבית בשטחים, המשתנים גם כפונקציה של שינוי כוח העבודה מהגדה המערבית המועסק בישראל ושל ההגירה. המודל מכיל משוואת מבנה נוספת, אודות התחלות הבנייה בשטחים. המשוואה האחרונה בוחנת את חשיבות הזדמנויות הצריכה וההשקעה, וכן משתנים המייצגים את מדיניות ההתיישבות של ישראל בתחום הגדה המערבית והזדמנויות תעסוקה בקביעת שיעור ההגירה נטו מהשטחים. המערכת כוללת ארבע משוואות מבנה, הנדונות בקצרה בהמשך. פירוט הגדרות המשתנים מופיע בנספח 1.

ניתן להסיק, כי השינוי בפעילות כוח העבודה מן השטחים בישראל ישתנה ישירות עם שיעורי האבטלה בשטחים, היחסים בין השכר לכוח עבודה זה בשטחים ובישראל, ושינויים בתפוקת סקטור העסקים הישראלי. אשר למשתנה הנוגע ליחסי השכר ישראל/שטחים, יש לשים לב לעובדה, כי התיאוריות הנוגעות לניידות עובדים מתבססות על העיקרון של התאמת גורם ההיצע — כאשר הפרשי שכר בגין תפוקת עובדים הומוגנית גורמים לניידות, ובעקבותיה להשוואת שכר. תוצאה מעין זו כבר תוארה בהקשר של שני אזורים ושני גורמי ייצור[14].

כאשר כוח העבודה נייד יותר מן ההון וההוצאות הפסיכולוגיות, וההוצאות למידע ולעסקאות הן נמוכות, יהיה הגידול בתעסוקה באזורים שבהם משולמות משכורות גבוהות מהיר יותר מאשר באזורים שהמשכורות בהם נמוכות. יש להניח, שמיקום מחדש של כוח עבודה מהשטחים בישראל ייצור לחץ כלפי מעלה בתחום השכר באזור־המוצא, ולחץ כלפי מטה באזור היעד — בהקשר זה של התכנסות המחירים באזורים השונים. בעוד שבמרוצת תקופת המחקר התכנסו יחסי השכר הריאלי ישראל־גדה מערבית של כוח העבודה מן השטחים, יש לצפות, כי כוח עבודה מהגר יתארגן מחדש בסקטור הישראלי — כל עוד היחס האמור גבוה מ־1.

כמתואר לעיל, יכול השינוי בתוצר הסקטור העסקי הישראלי לשמש אומדן נאות להשפעת שיעור הצמיחה בסקטור זה על הביקוש לכוח עבודה זר מהשטחים. ולבסוף, שיעור האבטלה בשטחים הוא אומדן נאות ביותר להזדמנויות הכלכליות שם — כך שיש לצפות ליחס ישיר דומה לשינוי בהשתתפות כוח העבודה מן השטחים בסקטור הישראלי.

יש לשער, שהשינויים ברמת ההוצאה לצריכה בשטחים עומדים ביחס ישר לשיעור השינוי בהשתתפות כוח העבודה מהשטחים בסקטור הישראלי — וביחס הפוך לשיעור האבטלה המקומי. כך יש גם לצפות לתופעות סותרות בכל הקשור להשפעת ההגירה על השינוי בתצרוכת.

המידע המוגבל הקיים אודות משתנה התעסוקה מראה, כי הנטייה השולית לצרוך את תמורת העבודה בסקטור הישראלי היא גבוהה למדי, וכי ההשקעה, אם היא נעשית, מתרכזת בדיור[15]. במקרה זה יש לצפות

---

[14] ראה: Borts, G. and Stein,. J., (1964) *Economic Growth in a Free Maret,* New York, Columbia University Press.

[15] ראה: Richards, A. and Martin, P., (1980) "The Laissez-Faire Approach to International Labor Migration: The Case of the Arab Middle East", *Economics Working Paper,* Series No. 4, Agricultural Development Systems, Egypt Projects, University of California, Davis, p. 16.

למקדם חיובי. מצד שני ניתן לשער, שצמצום ההזדמנויות הכלכליות באזור המוצא, כפי שהוא משתקף בשיעורי האבטלה בשטחים, ישפיע לרעה על הרגלי הצריכה ויצירת ההכנסה. ולבסוף, הצטמצמות האספקה של כוח העבודה בעקבות ההגירה תלחץ לעליית השכר באזור השולח — מכל מקום, במקרה שהביקוש לכוח עבודה אינו גמיש לחלוטין. עם זאת, כאשר מחירי המוצרים מתוצרת מקומית, או התפוקה השולית של כוח העבודה שם, משתנים ביחס הפוך לזרימת ההגירה — צפויה תופעה הפוכה, כתוצאה מביקוש מוקטן לכוח עבודה. ההשפעה היחסית של תופעות קוטביות אלה על יצירת ההכנסה וצריכת משקי הבית נשארת מלכתחילה, בלתי ברורה.

יש לצפות, כי התחלות הבנייה לדיור בשטחים ישתנו חיובית — במקביל להזדמנויות התעסוקה ולרמת התשלומים לעובד מן השטחים במשק הישראלי. לחלופין, העדר הזדמנויות כלכליות נאותות בבית, כפי שהן נמדדות בשיעורי האבטלה, חזקה עליו שישפיע לרעה על רמת ההשקעה בדיור. בהנחה שמשתנה ההכנסה קבוע, יש להניח, שהצריכה תשתנה ביחס הפוך לרמת ההשקעה בבנייה לדיור. ולבסוף, הגירת אוכלוסייה אמורה להרחיב את מלאי הדירות הקיימות באזור המוצא, בד בבד עם הקטנת שיעור התשואה בסקטור זה. במובן זה יש לצפות ליחסים שליליים בין הגירה להשקעה בדיור.

במשוואה האחרונה נבחנים מאפיינים של הזדמנות כלכלית באזור המוצא ובאזור היעד. כולל "עודפים" של השקעה בצריכה ובדיור הקשורים בתעסוקת עובדי השטחים במשק הישראלי, כדי להעריך את חשיבותם כגורמים המסבירים את זרם ההגירה מן השטחים. הבסיס הרעיוני לגישה זו מונח בעבודות[16], המתארות החלטות של משקי בית בדבר הגירה, על בסיס ערכים נוכחיים של זרמי הכנסה נטו באזור המוצא ובאזור היעד. במובן זה, השיפור ברמת החיים של אזור המוצא (כפי שהוערך בקירוב) אגב התייחסות להרחבה המשמעותית בצריכה הריאלית לנפש, במשך תקופת השלטון הישראלי בשטחים, חייב לשמש כגורם המצמצם את שיעור ההגירה — בתנאי ששאר התנאים קבועים. מיתאם שלילי נוסף צפוי במשתנה ההשקעה בדיור, ששימש מדד להתפתחות הכלכלית ולשיפור בתנאי הדיור באזור זה. בהקשר זה, מימון ההשקעות בדיור משמש לעיתים בידי גורמים ערביים שמחוץ לשטחים כאמצעי מדיניות לצמצום נטיית האוכלוסייה להגר.

גורם ההשפעה של שיעורי האבטלה על ההגירה זכה כבר לניתוח מפורט[17]. נטען, כי שיעורי האבטלה באזורי היעד משמשים כאומדן טוב להסתברות, שמהגר פוטנציאלי ימצא שם תעסוקה, וכך ייצור תשואה חיובית להגירה. בדומה לכך, שיעורי האבטלה באזור המגורים המקורי משמשים אומדן טוב להזדמנויות הכלכליות באותו אזור — כך שגידול בשיעור זה ישתקף גם בעליית היקף ההגירה, בתנאי ששאר התנאים קבועים. שיעורי האבטלה בישראל מהווים אומדן לתופעה אחרונה זו.

יש לציין, כי אין מידע מקיף ומפורט על יעדי ההגירה של המהגרים מהשטחים. תושבי הגדה המערבית אינם נזקקים לאישורי עבודה על מנת להיכנס לשטחה של ירדן, ושיעורי תנועת אוכלוסייה זו אינם מתועדים בפרסומי הסטטיסטיקה הרשמיים. יתירה מזאת, ניתוח שיעורי הלידה והמוות בירדן, בשנים 1972–1976, מעלה כי רק 80 אחוזים מהלידות ופחות מ־50 אחוזים ממקרי המוות נרשמו בשנים אלו[18]. ולבסוף, למעט נסיכות הנפט כווית, אין הבחנה בין עובדים מהשטחים לבין ירדנים בפרסומים הסטטיסטיים של מדינות ערב השכנות — כך כמעט בלתי אפשרי לזהות את כוח האדם מן השטחים במדינות המפרץ

---

16 ראה: Schultz, T.W., (1961) "Investment in Human Capital", *American Economic Review,* 51(1); Sjaastad, L.A., (1962) "The Costs and Returns of Human Migration", *Journal of Political Economy,* Supplement, 70(5), pp. 80–93.

17 ראה: Gallaway, L., Gilbert, R., and Smith, P., (1967) "The Economics of Labor Mobility: An Empirical Analysis", *Western Economic Journal* 6(3), June, PP. 211–23; Wadycki, W., (1974) "A Note on Opportunity Costs and Migration Analysis", *Annals of Regional Science,* 8(1), February, pp. 109–17.

18 ראה: Kirwan, F., (1982) "Labour Exporting in the Middle East: The Jordanian Experience", *Development and Change.* Vol. 13, pp. 63–89.

הפרסי. בשל מגבלות המידע, משתמשים אנו בשיעורי האבטלה בארצות הברית כקירוב לשיעור ההזדמנויות הכלכליות במערב.

להתיישבות הישראלית בשטחים יכול להיות מיגוון של השפעות, מדיניות וכלכליות, על נטיית הפלסתינאים להגירה. מצד אחד, ייתכן שנוכחות ישראלית מוגברת בשטחים, מאבק מדיני מתמיד ותנאי אי־הוודאות באשר לעתידם של השטחים — יגרמו להגירה מואצת של האוכלוסייה הפלסתינאית מן השטחים. אולם בהחלט ייתכן, שאותם גורמים עצמם דווקא יגבירו את דבקותם של יסודות פלסתינאים לאומניים בשטחים — ויביאום להחלטה הפוכה: לא להגר, על אף ולמרות התנאים. יש להזכיר, כי במישור הכלכלי, גידול מספר היישובים הישראליים בשטחים יוצר, בהכרח, מקומות עבודה ואפשרויות כלכליות מרובות לאוכלוסייה המקומית. עם זאת ברור, כי העוצמה היחסית של השפעות כלכליות ופוליטיות אלו נשארת בגדר נעלם.

העברות כספים פרטיות אל השטחים משקפות בעיקר את התשלומים של ארגוני צדקה חיצוניים. המימון באמצעות ארגונים אלה נועד, בדרך כלל, לשפר את שירותי הבריאות והרווחה, ואכן, לאוכלוסייה המקומית מוצעים שירותים ציבוריים והומניטריים משופרים. יש לצפות, כי קבלת כספים אלה תקטין את קצב ההגירה משם.

ולבסוף, קיימים הבדלים כלכליים ואקולוגיים משמעותיים בין הגדה המערבית לבין רצועת עזה. ענפי החקלאות והמסחר בגדה המערבית מפותחים הרבה יותר מענפים אלה ברצועת עזה — והוא הדין גם ברמת החינוך ובעושרה של האוכלוסייה המקומית. לתושבי הגדה המערבית ישנן גם אפשרויות הגירה נוחות יותר, דרך גשרי הירדן, נוסף על קשריהם המשפחתיים, המשפטיים והכלכליים עם הגדה המזרחית. פיצול המדגם בין רצועת עזה לבין הגדה המערבית עשוי אפוא להראות הבדלים מבניים משמעותיים ביניהם לגבי תופעת ההגירה. הסעיף הבא מביא ניתוח זה.

ב. אומדן המודל

לוח 4 מציג את תוצאות אומדן המודל המבני, שפותח בסעיף הקודם. היות שכמה חלקים של המודל הם סימולטניים, התעורר צורך בשימוש בשיטת משתנים אינסטרומנטלית. לפיכך מוצגות כאן התוצאות של שיטות האומדן, הן על בסיס מידע מושלם והן על בסיס מידע מוגבל[19]. הנתונים נלקחו מהשנתון הסטטיסטי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

האומדנים המוצגים עוסקים במודל כוללני של הגדה המערבית ורצועת עזה יחדיו, וכן בתת־מודלים של כל אזור בנפרד. עיון בממצאים מרמז על אי־יציבות פרמטרית לאורך שני האזורים הגיאוגרפיים. יתירה מזו, עוצמת ההסבר הנמוכה של תוצאות ההגירה לגבי רצועת עזה מצביעה על רמת הישימות הנמוכה של המודל, כפי שנוסח לאזור זה[20]. כתוצאה מכך מוערכות התוצאות בעיקר לגבי הגדה המערבית.

תוצאות תהליך האומדן, המוצגות בלוח 4, מצביעות על הצלחה בהסבר רוב השונות שבנתונים — באופן המאשר, כללית, את הציפיות. 14 מתוך 16 המקדמים של מערך משוואות ההגירה עולים בקנה אחד עם ההיפותזה הבסיסית, ותשעה מתוך ה־14 הם ברמת מובהקות של 3 אחוזים ומעלה; שניים — ברמת מובהקות של 10 אחוזים.

תוצאות האומדן מראות, כי פעילות כוח העבודה מן השטחים במשק הישראלי רגישה למדי להזדמנויות היחסיות במשק זה, וכן בכלכלת השטחים. בעוד שכל המשתנים במשוואה הם בעלי סימן מתאים, הרי ליחסי השכר ושיעור הצמיחה של הסקטור העסקי הישראלי יש מובהקות גבוהה. התוצאה במקרה הראשון תואמת את ההיפותזה[21], שלפיה מוסברת זרימת שירותי העבודה בין מגזרים סמוכים כתגובה לשיעורי שכר

---

[19] בלוח 4 מוצגות תוצאות של רגרסיית ריבועים פחותים תלת־שלבית, ואילו תוצאות רגרסיית ריבועים פחותים דו־שלבית מוצגות בנספח 2. שיטת האומדן אינה משנה את תוצאות המחקר באופן משמעותי.

[20] בנספח 3 ובנספח 4 מוצגות תוצאות האומדן שנערך למדגם המשותף של הגדה המערבית ורצועת עזה.

[21] של Borts and Stein, *op. cit.*.

לוח 4

אומדנים של מקדמי הרגרסיה בשיטת הריבועים הפחותים תלת־שלבית של מודל ההגירה מהגדה המערבית

משתנים בלתי תלויים	משוואות לגבי			
	CHEMPIS	CONCHG	BLDSTARTS	NMIG
UEWB	9.01 (1.19)	− 9.56 (2.20)	− 222.57 (1.64)	
WGRRAT	124.13 (3.20)			
CHPIBS	2.35 (3.07)			
CHEMPIS		0.28 (3.14)		
NMIG		− 0.47 (2.46)	− 19.77 (3.05)	
RWAGETI			3912.00 (0.57)	
CONCHG			− 24.27 (1.94)	− 0.83 (2.39)
BLDSTART				− 0.10 (3.44)
RTRAN				− 0.64 (1.06)
SETL				0.007 (0.03)
UEIS				− 2.90 (1.17)
UEUS				− 4.10 (3.21)
CONST	− 153.60 (4.10)	8.03 (1.78)	212.17 (0.23)	41.89 (3.80)
OLS $\bar{R}^2$	0.919	0.447	0.718	0.860
D.W.	1.60	2.55	2.56	2.80
M.S.E.	–	12.33	14075.00	14.23

שונים השוררים בהם. היקף ההשתתפות של כוח עבודה מהשטחים בכלכלה הישראלית רגיש גם לשינויים מחזוריים, ומשמש כגורם מייצג השומר על שיעורי תעסוקה גבוהים בקרב האוכלוסייה הישראלית. ממצאים אלו מודגשים ביתר שאת בניתוח הענפי של תעסוקת עובדים מן השטחים בישראל. התוצאות ניתנות במשוואות (1) ו־(2) לגבי בנייה ותעשייה, הענפים הראשיים שבהם מועסק כוח עבודה זה.

$$(1)\quad CHEMPOI = -608.90 + 570.51\ WGORAT + 0.67\ CHIOON + 26.52\ UEWS$$
$$(3.76)\quad (3.53)\quad (3.88)\quad (3.83)$$

$$OLS\ \bar{R}^2 = 0.928, \qquad DW = 1.69$$

$$(2)\quad CHEMPII = -395.15 + 318.37\ WGIRAT + 6.87\ CHPIBS + 3.86\ UEWS$$
$$(3.13)\quad (2.677)\quad (4.43)\quad (0.18)$$

$$OLS\ \bar{R} = 0.836, \qquad DW = 2.01$$

המשתנים במשוואות אלו מוגדרים באופן אנלוגי לרגרסיה של הרמה הכוללנית, כאשר WGORAT ו־WGIRAT מייצגים את יחס שכרם של עובדים מן השטחים בכלכלה הישראלית ובכלכלת השטחים בענף הבנייה ובענף התעשייה, בהתאמה. את פעילות סקטור הבנייה אומד CHICON, המוגדר כאחוז השינוי בהתחלות הבנייה במשק הישראלי בשנה הקודמת. התוצאות כאן — שלכולן סימן תואם, ולרוב הן גם בעלות מיתאם גבוה — מדגישות ביתר שאת את הרלבנטיות של הפרשי השכר, של האינדיקטורים לגידול הענפי ושל שיעורי האבטלה המקומיים בכל הקשור לקביעת פעילות כוח העבודה מן השטחים במשק הישראלי.

התוצאות של אומדן משוואת שינוי הצריכה בשטחים תואמות אף הן את הציפיות המוקדמות. כל האומדנים הם ברמת מובהקות של 5 אחוזים או יותר. לשיעורי האבטלה באזור המוצא של העובד השפעה שלילית על הרגלי הצריכה באזור זה, כאשר כל אחוז של עלייה בשיעור האבטלה גורם לירידה של כ־9 אחוזים בהוצאות הצריכה הריאלית לנפש. הממצאים אף מגלים תגובה ישירה ומובהקת ביותר בהרגלי הצריכה של תושבי הגדה המערבית, הנובעת מפעילות כוח העבודה מן השטחים במשק הישראלי. ולבסוף, העובדה שעובדים מיומנים הם הרוב בקרב כוח העבודה בגדה המערבית, מרמזת על קשר הפוך בין התפוקה השולית של כוח עבודה מאזור המוצא לבין זרימת ההגירה. במקרה זה, נצפתה ירידה ביצירת ההכנסה המקומית וברמת הצריכה.

האומדנים של משוואת התחלות הבנייה לדיור תואמים את ההשערות המוקדמות בדבר התוצאות הצפויות. ראויה לציון התוצאה, שנצפתה מראש, של תחלופה בין צריכה לבין השקעה בדיור — כפי שהתבטאה במקדם השלילי והמובהק של המשתנה הראשון. שיעור ההגירה נטו הוא בעל משמעות גם בהקשר זה, באשר הוא משקף את הגידול בשטחי מגורים פנויים ואת הירידה בשיעור התשואה לדיור — בעקבות הגירה של אוכלוסייה מקומית.

השפעת היחסים המבניים בין ישראל לגדה המערבית על החלטות ההגירה של האוכלוסייה מן השטחים מודגמת במשוואה האחרונה. השינויים בצריכתם של משקי הבית ובהתחלות הבנייה של האוכלוסייה המקומית, המשקפות שיפור ברמת החיים ובהזדמנויות הכלכליות בגדה המערבית, מקטינים את שיעור ההגירה של אוכלוסיית השטחים. כל אחד ממשתנים אלה הוא בעל רמת מובהקות של 5 אחוזים ומעלה. במקרה הראשון, לדוגמא, גידול ממוצע בצריכה הריאלית לנפש, בשיעור 6 אחוזים, יקטין את כמות המהגרים השנתית ב־3,600 נפש. הגם שתוצאה דומה נצפתה במקרה של העברות כספים פרטיות מחו"ל, הרי מובהקותה הסטטיסטית נמוכה למדי. ולבסוף, התוצאות לגבי משתנים של שיעור האבטלה הן מעורבות, ואילו מקדם שיעור האבטלה בארצות־הברית הוא שלילי ובעל מובהקות גבוהה כאחד. יש לשער אפוא, כי שיעור ההגירה מן השטחים אמור לעלות ביחס ישר לשיעור התאוששותה של כלכלת המערב מהמיתון האחרון, ובעיקר — כי כל ירידה של אחוז אחד בשיעור האבטלה האמריקאית תעלה את שיעור ההגירה בכ־4.1 אחוזים, או 3,000 נפש.

3. מסקנות

במאמר זה הוערכו הקשרים המבניים המאפיינים את תופעת ההגירה של אוכלוסייה פלסתינאית מהגדה המערבית במשך תקופת השלטון הישראלי בשטחים. במשך שנות השבעים מסתכמת ההגירה בכ־96,000 תושבים, מספר השווה לכמחצית שיעור הגידול הטבעי של האוכלוסייה בתקופה זו. על רקע חילוקי הדעות הנוגעים לשליטה ופיתוח של אזור זה, נודעת משמעות מדינית ניכרת לתופעה זו של הגירה זו ולרכיביה.

המבנה של יחסי הגומלין הישראליים־פלסתינאיים, בעיקר בכל הקשור לתופעת ההגירה, תואר ונותח כאן באמצעות מודל אקונומטרי של משוואות סימולטניות. ככלל, מאשרות התוצאות את התקפות האמפירית של המודל האקונומטרי, ומצביעות על חשיבות ההזדמנויות לתעסוקה, שמציע המשק הישראלי לכוח העבודה הפלסתינאי להסבר תופעת ההגירה. הנתונים אודות שוקי העבודה של האוכלוסייה הפלסתינאית מעידים על נטייה לשיווי משקל בין השכר במשקים של הגדה המערבית ושל מדינת ישראל בתקופה הנחקרת. זאת ועוד, נראה שלהשפעות העקיפות של ההשתכרות בישראל על הצריכה וההשקעה בדיור נודע משקל ניכר בתהליך קבלת ההחלטה להגר. בעוד שהשפעתה של מדיניות ההתנחלויות בגדה המערבית אינה ברורה, בשלב זה, הרי סביר להניח, שהתעצמות המדיניות הקיימת תצמצם את נטיות האוכלוסייה הפלסתינאית להגר — על רקע התרחבות ההזדמנויות הכלכליות המוצעות לתושבים המקומיים בענפי הבנייה והמסחר.

במחקר זה גלומות גם אפשרויות יישומיות באשר להתוויית המדיניות, הן במשק הישראלי והן בזה של הגדה המערבית. מעצבי המדיניות ניצבים בפני הסתירה שבין פיתוח שוק עבודה משני לעובדים מהשטחים בישראל לבין הנטייה להגר, הקיימת בקרב רכיבי אותו שוק עבודה. במובן זה, כוח העבודה מן השטחים בישראל מתפקד באופן דומה לשוק עבודת המהגרים במשקים של מערב אירופה — באפשרו למשק הישראלי לשמור על רמה יציבה וגבוהה של תעסוקה לאוכלוסייה הישראלית. מבחינת השטחים, יש מקום רב לדאגה, נוכח ההימנעות מהזרמת משאבים להשקעות בענפי הייצור ולתשתית — והפנייתם רק לצריכה פרטית ולדיור. העברות כספים, הן ממקורות ערביים חיצוניים והן ממוסדות צדקה בינלאומיים, פעלה לשיפור התנאים באיזור — ובכך תרמה גם לצמצום נטיות ההגירה של האוכלוסייה המקומית, כל זאת בהתאם לקווי המדיניות של אותן קרנות מימון ומטרותיהן. עם זאת, ללא בסיס יצרני מקומי, נשארת אספקת כוח העבודה הפלסתינאי ברמת גמישות גבוהה ביותר — תוך שהיא משקפת שינויים מחזוריים במשק הישראלי והתפתחויות כלכליות דומות בירדן ובמפרץ הפרסי.

נספח א

רשימת המשתנים*

NMIG5 — שיעור הגירה נקי, הגדה המערבית
CONCHG — אחוז השינוי בהוצאות תצרוכת ריאליות לנפש בגדה המערבית יחסית לשנה הקודמת
UEWS — שיעור האבטלה בארה"ב
UEIS — שיעור האבטלה בישראל
UEWB — שיעור האבטלה בגדה המערבית
UEG — שיעור האבטלה ברצועת עזה
UET — שיעור האבטלה, מדגם משותף לגדה המערבית ולרצועת עזה
SETL — יישובים ישראלים חדשים בגדה המערבית
RTRAN — העברות חד־צדדיות פרטיות ריאליות לנפש לגדה המערבית
BLDSTART — התחלות בנייה בגדה המערבית למ"ר
CHEMPI — אחוז השינוי, יחסית לשנה הקודמת, בחלקו של כוח העבודה של הגדה המערבית המועסק בישראל בסקטור הבנייה
CHEMPIS — אחוז השינוי, יחסית לשנה הקודמת, בחלקו של כוח העבודה של הגדה המערבית המועסק בישראל
CHEMPII — שיעור השינוי, יחסית לשנה הקודמת, בחלקו של כוח העבודה של הגדה המערבית המועסק בישראל בסקטור התעשייתי
WGRRAT — היחס של השכר הריאלי היומי הממוצע בישראל ובגדה המערבית למועסקים מהגדה המערבית
WGCRAT — היחס של השכר הריאלי היומי הממוצע בבנייה בישראל ובגדה המערבית למועסקים מהגדה המערבית
WGIRAT — היחס של השכר הריאלי היומי הממוצע בתעשייה בישראל ובגדה המערבית למועסקים מהגדה המערבית
CHPIBS — שיעור השינוי, יחסית לשנה הקודמת, בתפוקת הסקטור העסקי בישראל
CHICON — אחוז השינוי, יחסית לשנה הקודמת, של סך כל שטח התחלות הבנייה בישראל (מ"ר).

* אם לא נאמר אחרת, מוגדרים המשתנים באופן אנלוגי לתת־המדגם של רצועת עזה.

נספח ב'

אומדנים של מקדמי הרגרסיה בשיטת הריבועים הפחותים הדו־שלבית של מודל ההגירה מהגדה המערבית

משתנים בלתי תלויים	משוואות לגבי			
	CHEMPIS	CONCHG	BLDSTARTS	NMIG
UEWB	9.01 (1.19)	− 9.35 (2.15)	− 210.51 (1.43)	
WGRRAT	124.00 (3.20)			
CHPIBS	2.35 (3.07)			
CHEMPIS		0.29 (3.20)		
NMIG		− 0.46 (2.43)	− 19.27 (2.90)	
RWAGETI			2214.00 (0.27)	
CONCHG			− 23.35 (1.83)	− 0.73 (1.93)
BLDSTART				− 0.02 (2.75)
RTRAN				− 0.72 (0.97)
SETL				− 0.12 (0.34)
UEIS				− 1.05 (0.42)
UEUS				− 4.93 (3.22)
CONST	− 153.60 (4.10)	7.73 (1.71)	405.84 (0.37)	41.92 (3.72)
OLS $\bar{R}^2$	0.919	0.447	0.718	0.860
D.W.	1.60	2.55	2.56	2.80
M.S.E.	–	12.33	24075.00	14.23

נספח ג'

אומדנים של מקדמי הרגרסיה בשיטת הריבועים הפחותים הדו־שלבית של מודל ההגירה — השטחים המוחזקים

משתנים בלתי תלויים	משוואות לגבי			
	CHEMPIS	CONCHG	BLDSTARTS	NMIG
UET	− 18.01 (2.33)	− 0.53 (0.36)	6.61 (0.20)	
WGRRAT	128.00 (2.73)			
CHPIBS	4.37 (3.56)			
CHEMPIS		0.14 (3.13)		
NMIG		− 0.22 (1.18)	− 26.39 (5.28)	
RWAGETI			5413.00 (2.64)	
CONCHG			− 13.10 (1.72)	− 0.66 (2.70)
BLDSTART				− 0.02 (6.64)
RTRAN				− 0.09 (0.21)
SETL				0.15 (0.90)
UEIS				− 1.79 (1.13)
UEUS				− 2.03 (2.50)
CONST	− 134.89 (2.89)	0.99 (0.38)	− 442.39 (1.79)	21.90 (2.99)
OLS $\bar{R}^2$	0.737	0.327	0.747	0.700
D.W.	3.09	3.05	1.73	2.24
M.S.E.	–	24.66	19930.00	17.35

עיונים בכלכלה 1982, 1984, 221–230
ISSN 0333-6484

הקצאת זמן לפעילות דתית: תכנון ההקצאה לאורך מסלול החיים

שושנה נוימן*

ביסוד מאמר זה מונחות השאלות: האם ניתן לתת הסבר כלכלי להתנהגות הדתית של הפרט ושל המשפחה? האם קיימת אפשרות להסביר תצפיות על זמן וכסף המוקדשים לצורכי דת, באמצעות מסגרת כלכלית תיאורטית? זאת לצד ההסברים שניתנו במדעי הפסיכולוגיה, הסוציולוגיה והתיאולוגיה.

בכמה מאמרים שפורסמו בשנים האחרונות[1] הורחב מודל הקצאת הזמן של Becker[2], כדי שיכלול גם הקצאת זמן לפעילות דתית. Azzi ו־Ehrenberg ניסחו מודל תיאורטי, שבו התייחסו אל הקצאת זמן לפעילות דתית כהשקעה בזרם תקבולים שיתקבלו בעולם הבא[3]. בעזרת מודל של אופטימיזציה הם ניתחו השפעת שינויים במשתנים כלכליים — כשכר הבעל והאשה, כשכר שלא מעבודה וכשיעור הריבית — על הזמן המוקדש לפעילות דתית.

את "תיאוריית הדתיות" הם בחנו באמצעות נתונים אמפיריים. בהעדר נתונים על הזמן המוקדש לפעילויות דתיות מגוונות, שימשה שכיחות הביקורים בכנסייה כמשתנה תלוי. ברור שיש בכך פגם רציני, משום שהליכה לכנסייה היא רק ממד אחד של דתיות. התוצאות האמפיריות שהציגו תומכות, עקרונית, במסקנות התיאורטיות — שהעיקריות בהן: קשר חיובי בין גיל לבין ביקורים בכנסייה, וקשר שלילי בין שכר לבין שכיחות ההליכה לכנסייה. בעקבות מאמר זה הופיעו מאמרים נוספים, שתרומתם היתה בהצגת בדיקות אמפיריות נוספות, ולא בהרחבות תיאורטיות.

מטרת המאמר הנוכחי כפולה:

א. להציג מסגרת תיאורטית שונה מעט מזו של Azzi ו־Ehrenberg, מסגרת המבוססת על שילוב מודל ההקצאה של Becker ורעיון היווצרות ההרגלים של Pollak[4] — והדבר יידון בסעיף הראשון.

ב. לבחון תוצאות אמפיריות כדי לאמת את מסקנות המודל. קיום נתונים העוסקים בפעילויות דתיות שונות ומגוונות — של מדגם מייצג של שכירים בישראל — מאפשר, בפעם הראשונה, בחינת קשרים בין פעילות דתית לבין משתנים כלכליים וסוציוכלכליים, אגב שימוש במודד של הזמן המוקדש לפעילות דתית. בכך ידון הסעיף השני.

---

* אוניברסיטת בר־אילן, רמת־גן. תודתי לפרופ' י' דון, פרופ' א' זיידרמן ופרופ' י' פרוש על הערותיהם המועילות, וכן לד"ר י' בן־מאיר ופ' קדם, על שאיפשרו להשתמש בנתונים שאספו.

1 Corry Azzi and Ronald Ehrenberg, "Household Allocation of Time and Church Attendance", *Journal of Political Economy,* 83, Feb. 1975, pp. 27–56; Ronald Ehrenberg, "Household Allocation of Time and Religiosity: Replication and Extension", *Journal of Political Economy,* 85, April 1977, pp. 415–23; Stephen H. Long and Russell F. Settle, "Household Allocation of Time and Church Attendance: Some Additional Evidence", *Journal of Political Economy,* 85, April 1977, pp. 407–13; Holly Ulbrich and Myles Wallace, "Church Attendance, Age, and Belief in the Afterlife: Some Additional Evidence", *Atlantic Economic Journal,* 11, July 1983, pp. 44–51.

2 Gary Becker, "A Theory of Allocation of Time", *Economic Journal,* 75, sept. 1965, pp. 493–517.

3 זהו ה־"salvation motive". אף שהזכירו גם שני מניעים אפשריים נוספים, "מניע הצריכה" (לפרטים תועלת מידית מפעילות דתית) ו"מניע הלחצים החברתיים" (השתתפות בטקסטים דתיים עשויה להגדיל את הסתברות ההצלחה בעסקים) — הניחו שהראשון הוא דומיננטי.

4 Robert R. Pollak, "Habit Formation and Dynamic Demand Functions", *Journal of Rolitical Econo ᵐy,*78, July/August 1970, pp. 745–64.

יש להזכיר, שבדת היהודית קדם "נעשה" ל"נשמע"; דת ישראל היא דת של מצוות מעשיות ולא של אמונה בלבד. קיום מצוות ושמירה על אורח חיים מסורתי כרוכים בהוצאות של זמן וכסף. לפעילות הדתית ישנה אפוא עלות (מחיר). מאחר שהפרט מקדיש חלק מזמנו לקיום מצוות וללימוד תורה, ומוציא חלק מהכנסתו הפנויה לצורכי דת[5], ברור שבמסגרת מודל כלכלי של התנהגות הפרט, יש מקום להתייחס גם לממד זה. מחיר ההתנהגות הדתית מושפע משינויים במשתנים כלכליים (כשכר או מחירים) ויש מקום לבדוק שינויים בהתנהגות, בעקבות שינוי במשתנים אלה.

הדיון מתמקד בהקצאת זמן של גברים; זאת, משום שנשים פטורות מרוב המצוות שקיומן כרוך בתשומת זמן.

1. המודל

לפרט יש מערכת העדפות, המבוטאות, לפי ההנחה כאן, בפונקציית התועלת:

$$u_t = u(C_t, R_t); \qquad t = 1 \ldots T \tag{1}$$

כאשר: T — אופק הזמן[6].

C_t — וקטור צריכה, שרכיביו הם כמויות ושירותים, להוציא מוצרי דת[7].

u — פונקציית התועלת, קעורה למחצה, גזירה פעמיים ואינה משתנה מתקופה לתקופה.

R_t — "רמת הדת" של הפרט, בתקופה t, המוגדרת באופן הבא:

$$R_t = R(r_t, \tau_t) \tag{2}$$

R — היא "פונקציית הייצור של הדת", שהתשומות בה הן: מוצרי דת ושירותיה (r_t) וזמן המוקדש לפעילות דתית (τ_t). "רמת הדת" של הפרט מוגדרת באמצעות מודדים פוזיטיביים, הניתנים למדידה, ולא באמצעות גדלים ערטילאיים — כגון "דרגת האמונה".

R אינה משתנה מתקופה לתקופה.

R היא פונקציה עולה ב־r ו־τ. הגברת הצריכה של אחת התשומות מגדילה את התפוקה השולית של האחרת.

הקצאת הזמן והכסף מושפעת מהיווצרות הרגלים, דהיינו קיים:

$$r_t = r^* + \alpha r_{t-1} + r'_t \tag{3a}$$

$$0 < \alpha, \beta < 1$$

$$\tau_t = \tau^* + \beta \tau_{t-1} + \tau'_t \tag{3b}$$

כאשר: r^*, τ^* — כמויות ראשוניות של מוצרי דת וזמן דת. הם עשויים להיות שונים מפרט לפרט, אולם עבור פרט מסוים, זהים ערכיהם בכל תקופה.

α, β — "מקדמי הרגל"[8]. את הערכים של α, β, קובעים, בין השאר, חינוך בתקופת הילדות וגורמים פסיכולוגיים. סביר להניח, שקיים $\beta > \alpha$, דהיינו: כוחו של ההרגל רב יותר בהקצאת זמן מאשר בהקצאת משאבים כספיים.

---

5 גם אדם שאינו מגדיר עצמו כדתי או מסורתי, מעורב בעשייה דתית: טקסי ברית מילה, בר מצוה וחתונה, רכישת מזוזות וקביעתן, הדלקת נרות שבת חג וחנוכה, לימוד תורה, משנה ותלמוד (גם בבתי הספר הממלכתיים), סדר פסח ועוד.

6 ניתן להפוך את המודל להסתברותי, כאשר T הוא משתנה מקרי בעל פונקציית צפיפות נתונה.

7 לעיתים מניחים, ש־C_t מיוצר בידי הפרט (או המשפחה): $C_t = f(x_t, h_t)$ היא פונקציית הייצור ההופכת וקטור של מוצרי שוק (x_t) וזמן (h_t) למוצרי צריכה סופיים (C_t). מאחר שהעניין הוא בהקצאת זמן וכסף לצורכי דת, אנו מניחים, לשם הפשטות, ש־C_t נרכש בשוק.

8 הצגה של "מקדמי הרגל" מסוג זה מופיעה לראשונה במאמרו של Pollak (1970).

r'_t, τ'_t — שינויים בתשומות מוצרי הדת והזמן בתקופה t. אלה משתני ההחלטה של הפרט[9].

פונקציית התועלת של הטווח הארוך, U, לפי ההנחה, היא סכום של פונקציות תועלת מנוכות — כאשר הניכוי נקבע לפי העדפת זמן, דהיינו:

$$U = \sum_{t=1}^{T} a^{t-1} \cdot u(C_t, R_t) \qquad {}^{10}0 < a \leqslant 1 \tag{4}$$

מטרת הפרט היא למקסם את U, ביחס למשתני ההחלטה C_t, r'_t, τ'_t, כפוף למגבלות תקציב זמן והרגלים.

מגבלת התקציב המנוכה היא:

$$\sum_{t=1}^{T} \frac{y_0 + w \cdot l}{(1+i)^{t-1}} = \sum_{t=1}^{T} \frac{P_c \cdot C_t + P_r \cdot r_t}{(1+i)^{t-1}} \tag{5}$$

מגבלת הזמן היא:

$$L_0 = l + \tau_t + t_c \cdot C_t \qquad t = 1, \ldots, T \tag{6}$$

מגבלות ההרגלים — הוגדרו ב־(3a) ו־(3b).

כאשר: y_0 — הכנסה שלא מעבודה.

w — רמת השכר.

l — מספר שעות העבודה בכל תקופה. מניחים ש־l נקבע אקסוגנית, ואינו משתנה מתקופה לתקופה. מאחר שהמידגם כולל שכירים בלבד, זוהי הנחה מציאותית.

P_c, P_r — וקטורי המחירים של מוצרים ושירותים לצריכה ומוצרים ושירותים לדת (בהתאמה).

t_c — וקטור של זמן צריכה; זמן הדרוש לצריכת יחידת C.

L_0 — סך הזמן הנתון לפרט בכל תקופה.

i — שיעור הריבית במשק.

מניחים: $T, w, y_0, l, P_c, P_r, t_c, L_0, i$ קבועים[11]; ניתן להעביר מוצרים מתקופה לתקופה; והפרט אינו מותיר אחריו ירושה. מאחר שאין אפשרות להעביר זמן (ישירות) מתקופה לתקופה, קיימת מגבלת זמן לכל תקופה.

תנאי סדר ראשון לאופטימום (המופיעים בנספח) מאפשרים לבחון את ההקצאה בין "זמן דת" ל"מוצרי דת" בנקודת מקסימום התועלת[12].

נסמן את מחיר הצל, במונחי תועלת, של יחידת r בתקופת t, — Π_{r_t}; Π_{τ_t} הוא מחיר הצל של יחידת τ בתקופה t.

מחיר עתידי מנוכה + מחיר מיידי =

$$\Pi_{r_t} = P_r \left(1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\alpha^j}{(1+i)^j}\right) = P_r + P_r \cdot \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\alpha^j}{(1+i)^j} \tag{7a}$$

מחיר עתידי מנוכה + מחיר מיידי =

$$\Pi_{\tau_t} = w \left(1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\beta^j}{(1+i)^j}\right) = w + w \cdot \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\beta^j}{(1+i)^j} \tag{7b}$$

---

9 קיימת כאן הנחה ברבר קשר ליניארי בין הכמויות של r ו־τ בתקופה t, לבין כמויותיהם בתקופה $t-1$. ניתן להכליל הנחה זו בשני כיוונים: בראשון, r_t, τ_t הם פונקציה כללית יותר של r_{t-1}, τ_{t-1}; ובשני — r_t, τ_t תלויים בכמויות שנצרכו במספר תקופות בעבר. בהנחה של משוואת הרגלים זהה ל־r_t ול־τ_t, לא ישתנו המסקנות הסופיות.

10 $a < 1$ פירושו, שקיימה העדפת ההווה על פני העתיד — תועלת בהווה עדיפה על אותה רמת תועלת בעתיד. $a = 1$ פירושו, שהצרכן אדיש בין ההווה לעתיד. תיאורטית, ייתכן גם מצב של $a > 1$ (העדפת תועלת בעתיד). במחקרים אמפירים התברר, לרוב, ש־$a < 1$.

11 בהמשך תינטש ההנחה ברבר w קבוע. באמצעות השוואת מצבים, ניתן לבדוק שינויים בהקצאה, בעקבות שינוי בכל אחד מפרמטרים אלה.

12 תנאי סדר ראשון לאופטימום מאפשרים גם בדיקת הקצאה בין C_t ל־r_t וכן בין C_t ל־τ_t. כאמור, ההתעניינות היא ב"התנהגות הדתית" בלבד.

בנקודת האופטימום קיים מצב, שבו יחס התועלות השוליות זהה ליחס מחירי הצל, דהיינו:

$$\frac{\frac{\partial u}{\partial \tau_t}}{\frac{\partial u}{\partial r_t}} = \frac{\Pi_{\tau_t}}{\Pi_{r_t}} = \frac{w}{p_r} \cdot m_t \tag{8}$$

כאשר:

$$m_t = \frac{1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\beta^j}{(1+i)^j}}{1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\alpha^j}{(1+i)^j}}$$

ניתן לנסח כמה השערות, ניתנות לבדיקה, על סמך תיאוריה זו.

א. השפעתה של רמת השכר — w.

כאשר רמת השכר עולה, מעלה הדבר את מחיר הצל של הזמן — ולכן: יורדת הצריכה היחסית של "זמן דת". מבחינה זו, דת היא מוצר נחות.

ב. השפעת הגיל — t, כאשר רמת השכר (w) קבועה.

כאשר w קבוע, לא משתנה היחס $\frac{w}{P_r}$ עם שינוי הגיל (בהנחה, כזכור, של P_r קבוע). בהנחה של $\beta > \alpha$, המנה m_t הולכת וקטנה עם עליית t[13], ומכאן: ככל ש־t גבוה יותר, כן נמוך מחיר הצל (היחסי) של הזמן — ולכן גדֵלה תשומת הזמן המוקדשת לצורכי דת.

מסקנה: **כאשר מפקחים על רמת השכר, עולה הצריכה (היחסית) של "זמן דת" עם הגיל.** זו השפעה נקייה של הגיל.

ג. השפעת הגיל — t, כאשר רמת השכר (w) משתנה עם עליית הגיל.

ממחקרים אמפיריים עולה, שגם רמת השכר משתנה כאשר הגיל מתקדם: w עולה עד לגיל מסוים, שיסומן ב־t_0 (סביבות גיל הארבעים), ולאחר מכן — יורד[14].

מכאן, שעד לגיל t_0 קיימות השפעות מנוגדות על יחס מחירי הצל המוגדר ב־(8): עליית השכר מעלה את מחיר הצל, ואילו ההתקדמות בגיל מורידה אותו. אם השפעת השכר חזקה יותר (כפי שסביר להניח), הרי שעד לגיל t_0 תרד רמת הפעילות הדתית.

אחרי גיל השכר המקסימלי, t_0, פועלות שתי ההשפעות בכיוון של הגדלה (יחסית) של "זמן דת".

בניסוח פורמלי:

$$\left(\frac{\dot{\Pi}_{\tau_t}}{\Pi_{r_t}}\right) = \frac{d\left(\frac{\Pi_{\tau_t}}{\Pi_{r_t}}\right)}{dt} = \frac{d\left(\frac{w}{P_r}\right)}{dt} \cdot m_t + \frac{w}{P_r} \cdot \frac{dm_t}{dt} \tag{9}$$

$$= \left(\frac{\dot{w}}{P_r}\right) \cdot m_t + \frac{w}{P_r} \cdot \dot{m}_t$$

(נקודה מעל לביטוי מסמנת נגזרת לפי זמן — t).

---

13 המנה m_t גדֵלה עם עליית מספר המחוברים, דהיינו בעקבות ירידה ב־t — בגיל צעיר, גבוה יותר יחס מחירי הצל של זמן וכסף.

14 ניסוח תיאורטי לעובדה זו ניתן אצל Mincer Jacob, *Schooling, Experience and Earnings,* National Bureau of Economic Research, New York, 1974. הוכחות אמפיריות נמצאות, למשל, בעבודות: ש' אמיר, **הכנסות מעבודה של שכירים בישראל, 1968/69**, מכון פאלק, ירושלים 1975; ח' לוי, **הפרשי שכר של קבוצות שכירים בישראל, 1957/58 עד 1963/64**, בנק ישראל, מחלקת המחקר, ירושלים, אוגוסט 1968.

כאשר: $t \leqslant t_0$ קיים:

$$\left(\frac{\dot{w}}{P_r}\right) > 0, \qquad \dot{m}_t < 0$$

והתוצאה הסופית תלויה בחוזקן היחסי של שתי ההשפעות.
אם השפעת השכר חזקה יותר, אזי:

$$\left(\frac{\dot{\Pi}_{\tau_t}}{\Pi_{r_t}}\right) > 0$$

ומכאן[15]:

$$\left(\frac{\dot{\tau}_t}{r_t}\right) < 0$$ דהיינו, ירידה בצריכת זמן הדת.

כאשר $t > t_0$ קיים:

$$\left(\frac{\dot{w}}{Pr}\right) < 0, \qquad \dot{m}_t < 0$$

מחיר הצל (היחסי) של "זמן דת" יורד, ומכאן שקיימת עלייה בצריכת זמן דת.

מסקנה: **כאשר אין מפקחים על רמת השכר, עקומת "זמן דת" לפי גיל קעורה.** נקודת המינימום היא בנקודת גיל השכר המקסימלי.

2. תוצאות אמפיריות — אומדן סטטיסטי ובדיקת השערות

בהנחה שההוצאות הכספיות הכרוכות בפעילות דתית קבועות (בקירוב) לאורך זמן[16], ההשערות הנבדקות, לצורך אימות מסקנות המודל התיאורטי, הן:

א. השפעה שלילית מובהקת של רמת השכר על הקצאת זמן לפעילות דתית. מאחר שנתוני המידגם אינם כוללים מידע על שכר הנדגם, השתמשנו בשני משתני קירוב לרמת השכר: מספר שנות הלימוד והכנסת המשפחה.

ב. כאשר מפקחים על רמת השכר, יש לגיל השפעה חיובית מובהקת על צריכת "זמן דת".

ג. כאשר אין מפקחים על רמת השכר, יש לעקומת "זמן דת", לפי גיל — צורה קעורה, שנקודת המינימום שלה בגיל השכר המקסימלי.

ההשערות נבדקות באמצעות רגרסיה ליניארית מרובה. אומדני הריבועים הפחותים משמשים לצורך האומדן הסטטיסטי.

הנתונים הם נתוני סקר של מדגם מייצג של שכירים בישראל, מיוני 1968[17]. ההנחה היא, שדפוסי ההתנהגות הדתית לא השתנו מאז באופן משמעותי. המדגם כלל כ־750 גברים[18], מהם הגדירו עצמם 42.9 אחוזים כ"חילוניים", 42.0 אחוזים כ"מסורתיים" ו־15.1 אחוזים כ"דתיים".

---

15 בעקבות הנחת הקעירות של פונקצית התועלת u.

16 בהעדר נתונים על הוצאות כספיות לצורכי דת, אי אפשר להתייחס אליהן.

17 את הסקר ביצעו "מחקרי דעת קהל לישראל בע"מ", על פי הזמנתם של ד"ר י' בן־מאיר וד"ר פ' קדם מהמחלקה לפסיכולוגיה באוניברסיטת בר־אילן — לצורך קביעת מודד אוביקטיבי להגדרה דתית, המבוסס על קיום מצוות. באדיבותם, התאפשר השימוש בנתונים במחקר זה.

18 על שאלוני הסקר השיבו כ־750 גברים, אולם תוצאות הרגרסיות המוצגות בהמשך מבוססות על מדגמים בגודל 414 ובגודל 204, בגלל ריבוי המקרים שבהם לא השיבו הנשאלים על שאלות, המתייחסות למשתנים המופיעים במשוואות הרגרסיה. מספר גדול במיוחד של מרואיינים לא השיב לשאלה המתייחסת להכנסת המשפחה.

הנדגמים השיבו על שאלון, שכלל כ־150 שאלות; חלקן שאלות סוציו־כלכליות, כגון גיל, מספר ילדים, מספר שנות לימוד, הכנסה חודשית, יבשת לידה ותקופת עלייה. רובן שאלות המתייחסות לפעילות והשקפות בתחומים שונים של חיי יום־יום, ובעיקר חיי הדת.

המשתנה התלוי הוא "הזמן המוקדש לפעילות דתית". מודד הזמן חושב לפי סיכום מספר השעות השנתיות (המשוער) שמקדיש הפרט לקיום סדרה של מצוות ופעילויות סוציו־דתיות, שנשאל עליהן.

המשתנים המסבירים הם: גיל וריבוע הגיל. כאשר המשתנה "גיל בריבוע" לא התגלה כמובהק והמשוואה לא נפגעה בעקבות השמטתו, הוא לא נכלל במשוואה, וזו כללה את המשתנה "גיל" בלבד.

הכנסת המשפחה — משתנה קירוב (Proxy) לרמת השכר.

מספר שנות לימוד — אף הוא משתנה קירוב לרמת השכר. השתמשנו בכל אחד משני האחרונים בנפרד, משום שהמתאם הגבוה ביניהם יוצר בעיית מולטיקוליניאריות — כאשר שניהם מופיעים יחד במשוואת הרגרסיה.

מספר הילדים — השימוש במשתנה מסביר זה הביא לצורך להצטמצם למדגם שאינו כולל רווקים. מאחר שרק 14.6 אחוזים מהנדגמים היו רווקים, אין בכך פגיעה רצינית בגודל המדגם.

ההגדרה הדתית של הנדגם, אשתו, אביו ואמו — כל נדגם התבקש להגדיר את עצמו, אשתו, אביו ואמו כחילוני, מסורתי או דתי.

יבשת הלידה ושנת העלייה — המוצא העדתי נכלל במשוואת הרגרסיה כמשתנה אינטראקציה, בהנחה שלמקום הלידה השפעה שונה בתקופות עלייה שונות.

תוצאות אחדות מהרגרסיות מוצגות בלוח 1. בשלב ראשון נבדקה המידה, שבה תומכים הממצאים האמפיריים במסקנות המודל העיוני. עיון בתוצאות הרגרסיות מביא למסקנות הבאות:

א. מקדמי הרגרסיה של המשתנים "הכנסת המשפחה" ו"מספר שנות לימוד" (המשמשים משתני קירוב לרמת השכר) שליליים בכל הרגרסיות ומובהקים ברובן. כאמור, השימוש בהם נעשה בהעדר אינפורמציה ישירה על שכרו של הנדגם או על הכנסתו. היות שקיים מיתאם חיובי גבוה בין כל אחד משני המשתנים לבין השכר, תומכים ממצאים אלה במסקנת המודל בדבר קשר שלילי בין פעילות דתית לבין שכר.

ב. כאשר מפקחים על רמת השכר (באמצעות המשתנה "הכנסת המשפחה" ברגרסיות (1) ו־(2) ובאמצעות "מספר שנות לימוד" ברגרסיה (6)) מתקבלת השפעה חיובית מובהקת של הגיל. עובדה זו תומכת בטענה שלגיל השפעה נקייה חיובית. יש לשער, שהתוצאות מוטות כלפי מטה — הן מבחינת חוזק ההשפעה והן מבחינת מובהקותה, בשל הפיקוח הבלתי מושלם. אין אפשרות לנכות באופן מלא את השפעת השכר מזו של הגיל בהעדר נתוני שכר. יש לשער, כי שימוש באינפורמציה על שכר היה מניב מקדמים גבוהים יותר ומובהקים מאוד.

בעקבות הניסיון לכלול את המשתנה "גיל בריבוע" בד בבד עם ההכנסה (רגרסיה מספר (3)), מתקבלים מקדמים בלתי מובהקים של המשתנים "גיל" ו"גיל בריבוע". זו תמיכה נוספת באבחנה, שברמת הכנסה קבועה עולה הפעילות הדתית באופן מתמיד עם הגיל ואינה בעלת צורת U.

ג. כאשר משמיטים את המשתנים המתואמים עם שכר (רגרסיות מספר (4) ומספר (5))[19] דהיינו, מאפשרים לגיל לכלול גם את השפעת השכר — המשתנה אף הוא עם הגיל — מתקבלת המסקנה האמפירית, כי לפונקציית הפעילות הדתית לפי גיל ישנה צורת U: הפעילות יורדת עד לגיל מסוים, ולאחר מכן חוזרת ועולה. מינימום הזמן המוקדש לפעילות דתית הוא בגיל 36.2 ברגרסיה מספר (4) ובגיל 42.9 לפי רגרסיה מספר (5). ממצא זה מתיישב יפה עם הידוע על גיל השכר המקסימלי, שהוא בסביבות גיל הארבעים[20]. גם כאן נמצא אפוא סיוע עובדתי למסקנות התיאורטיות.

---

[19] שתי הרגרסיות נבדלות בגודל המדגם. רגרסיה (4) חושבה על סמך אותו מדגם ששימש לחישוב רגרסיה (3), כדי להשוות ביניהן. רגרסיה מספר (5) כוללת גם את הנדגמים שלא ענו על השאלה המתייחסת להכנסת המשפחה.

[20] ראה, למשל: אמיר (1975) ולוי (1968).

בשלב השני נבחנו ההשפעות המנוכות של המשתנים המסבירים הנותרים.

מספר הילדים — רמת הפעילות הדתית עולה, כאשר לפרט יותר ילדים. גם בכך ניתן לראות תמיכה עקיפה לקשר השלילי בין שכר לפעילות דתית, שכן המשמעות של ילדים רבים יותר היא הכנסה נמוכה יותר לנפש. ייתכנו, כמובן, הסברים נוספים לקשר חיובי זה, למשל: חלק מהפעילות הדתית מבוצע עם הילדים, כדי לחנכם לשמירת מסורת — וכאשר עולה מספרם, גדל גם רכיב זה של הפעילות הדתית.

יבשת המוצא × תקופת העלייה — השפעת העדה אינה מובהקת. קיימת נטייה מסוימת של המקדמים לגדול, כאשר מדובר בעולים חדשים — בעיקר ביוצאי אירופה־אמריקה. ממצא זה יכול לשקף "מניעי צריכה" של פעילות דתית: העולים החדשים, שטרם התאקלמו, מוצאים בהליכה לבית כנסת ובפעילות דתית תחליף מסוים לצרכים חברתיים. כן ייתכן, שהקשר השלילי בין ותק בארץ לבין המשתנה התלוי מקורו בקשר החיובי בין ותק בארץ לבין שכר[21]. הסבר נוסף יכול להיות קשור בהרכב העלייה; העולים שהגיעו ארצה בשנים 1959–1968 היו, בחלקם הגדול, מסורתיים ודתיים (בעיקר העולים מארה"ב).

נבדקה גם המידה שבה השפעות ההכנסה, מספר שנות הלימוד והגיל שונות בקרב יוצאי אסיה־אפריקה לעומת יוצאי אירופה־אמריקה וישראל. לשם כך נעשה שימוש במשתני אינטראקציה נוספים: עדה × הכנסת המשפחה, עדה × מספר שנות לימוד, עדה × גיל. אף אחד מהם לא היה מובהק והם לא נכללו בתוצאות המוצגות.

ההגדרה הדתית של אשת הנדגם — ככל שהאשה דתית יותר, כן מקדיש הבעל יותר זמן לצרכי דת. זאת, משום שגברים דתיים נוטים להינשא לנשים דתיות (דהיינו, קיים מיון של הנישאים בהתאם להגדרתם הדתית, ולכן מידת הדתיות של האשה מבטאת, באופן עקיף, את זו של הבעל. גם לאחר שנוכתה ההשפעה של "רמת הדת" של הבעל, באמצעות המשתנה "הגדרה דתית של הנדגם" ברגרסיה מספר (1), עדיין נודעה לאשה השפעה חיובית מובהקת על זמן הדת של אישה. ייתכן, שיש כאן השקעה של הרעיה ב"הון הדת" של בעלה — ככל שהיא דתית יותר, היא מאפשרת לו להתפנות יותר לפעילות דתית, בכך שהיא נוטלת חלק גדול מהממוצע בפעילויות עתירות זמן, המיועדות לספק את צרכי הבית והמשפחה.

ההגדרה הדתית של אביו ואמו של הנדגם — לשני משתנים אלה אין השפעה מובהקת על המשתנה התלוי. מעניין, שקיים הבדל בין ההשפעות של האב והאם: אב שומר מסורת נוטה להשפיע באופן שלילי (כאמור, לא מובהק) על הפעילות הדתית של הבן, בעוד שהאם שומרת המסורת גורמת להגברת הפעילות הדתית של הבן (שוב, באופן בלתי מובהק).

ההגדרה הדתית של הנדגם — משתנה זה לא נכלל ברוב משוואות הרגרסיה, משום שזהו למעשה משתנה קרוב למשתנה התלוי. כאשר כוללים אותו (ברגרסיה מספר (1)) ומנכים את מידת הדתיות של הפרט, כפי שהוא מעריך אותה סובייקטיבית, מתקבלות השפעות נמוכות באופן משמעותי של המשתנים "מספר הילדים" ו"ההגדרה הדתית של האשה", והשפעת מספר הילדים אף אינה מובהקת. הסיבה לכך קשורה במיתאם החיובי הגבוה, שבין מספר הצאצאים לבין מידת שמירת המסורת — שומרי מצוות מקפידים יותר לקיים את מצוות "פרו ורבו"[22]. המיתאם הגבוה בין ההגדרות הדתיות של שני בני הזוג גורם לירידה במקדמים של השפעת האשה; אשה דתית עדיין משפיעה בצורה מובהקת.

לסיכום: המחקר שהוצג במאמר זה מוכיח, שקיימת השקה בין המישורים של הפעילות הדתית והכלכלית; אין הם מופרדים האחד ממשנהו.

---

[21] ראה הערה 20.

[22] מולטיקוליניאריות גורמת לניפוח סטיית התקן של המקדם, ובעקבות זאת — למסקנה שאינו מובהק. למעשה, נוכתה ההשפעה של "רמת הדתיות" של המשפחה גם ברגרסיות האחרות — כאשר נכלל המשתנה "הגדרה דתית של האשה".

לוח 1

רגרסיות הקצאת זמן (שעות לשנה) לפעילות דתית (גברים)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
גיל	2.427	2.198	−5.562	−9.411	−10.208	1.076
	(2.619)	(2.009)	(0.797)	(1.426)	(2.558)	(1.656)
גיל בריבוע	–	–	0.084	0.130	0.119	–
			(1.126)	(1.878)	(2.889)	–
הכנסת המשפחה	−13.500	−21.292	−16.905	–	–	–
	(1.660)	(2.231)	(1.641)			
מס' שנות לימוד	–	–	–	–	–	−16.767
						(2.349)
מס' הילדים	4.983	15.092	19.638	23.382	28.332	19.737
	(0.714)	(1.860)	(2.168)	(2.655)	(4.892)	(3.543)
ילידי אסיה־אפריקה						
עלו עד 1947	59.178	−11.540	−8.841	−8.870	−6.697	−25.001
	(1.104)	(0.184)	(0.141)	(0.141)	(0.176)	(0.662)
עלו בתקופה 58–1948	26.525	−42.185	−37.058	−26.291	−18.931	−36.952
	(0.774)	(1.072)	(0.936)	(0.670)	(0.715)	(1.357)
עלו אחרי 1959	80.026	40.757	53.967	84.005	85.062	46.869
	(1.302)	(0.563)	(0.737)	(1.179)	(1.454)	(0.783)
ילידי אירופה ואמריקה						
עלו עד 1947	−0.527	−52.741	−46.651	−40.195	−10.940	−20.533
	(0.000)	(0.994)	(0.876)	(0.753)	(0.405)	(0.765)
עלו בתקופה 58–1948	22.564	−9.126	−5.836	−3.630	19.014	6.766
	(0.564)	(0.195)	(0.122)	(0.077)	(0.729)	(0.261)
עלו אחרי 1959	126.980	74.074	83.891	85.896	52.077	20.495
	(2.094)	(1.044)	(1.174)	(1.197)	(1.006)	(0.394)

הגדרה דתית של האשה						
האשה מסורתית	10.238	114.761	116.483	120.682	70.510	71.621
	(0.277)	(3.220)	(3.268)	(3.379)	(3.507)	(3.551)
האשה דתית	124.045	359.757	362.512	363.862	356.940	369.292
	(2.660)	(8.158)	(8.214)	(8.209)	(12.952)	(13.486)
הגדרה דתית של האב						
האב מסורתי	−59.274	−108.877	−114.609	−112.783	−24.017	−25.858
	(0.898)	(1.403)	(1.475)	(1.446)	(0.612)	(0.655)
האב דתי	−24.853	−23.541	−29.768	−32.352	−4.102	−15.228
	(0.355)	(0.285)	(0.360)	(0.390)	(0.095)	(0.338)
הגדרה דתית של האם						
האם מסורתית	57.595	100.989	106.120	110.815	32.637	36.211
	(0.846)	(1.265)	(1.327)	(1.381)	(0.821)	(0.905)
האם דתית	−12.903	46.092	50.245	65.455	52.079	58.116
	(0.167)	(0.513)	(0.558)	(0.728)	(1.152)	(1.277)
הגדרה דתית של הנדגם						
הנדגם מסורתי	115.741	–	–	–	–	–
	(3.063)					
הנדגם דתי	394.560	–	–	–	–	–
	(8.038)					
גודל המדגם	204	204	204	204	414	414
R^2	0.638	0.489	0.493	0.485	0.527	0.524
$\bar{R}^2$	0.605	0.448	0.449	0.444	0.509	0.506

הערכים בסוגריים הם ערכי t. הערכים הקריטיים של t הם: $t_c=1.645$ ברמת מובהקות של 0.10, $t_c=1.960$ ברמת מובהקות של 0.05 ו־$t_c=2.576$ ברמות מובהקות של 0.001.
$\bar{R}^2$ הוא מקדם ההסבר המתוקן.
המשתנים "ילידי ישראל", "האשה חילונית", "האב חילוני", "האם חילונית" ו"הנדגם חילוני" הוצאו מהחישוב, כדי למנוע תלות ליניארית.

נספח

פונקצית לגרנז' של בעיית האופטימיזציה היא:

$$L = \sum_{t=1}^{T} a^{t-1} u(C_t, R(r_t, \tau_t))$$
$$+ \lambda \left[\sum_{t=1}^{T} \frac{y_0 + w \cdot L_0}{(1+i)^{t-1}} - \sum_{t=1}^{T} \frac{(P_c + w \cdot t_c)C_t + P_r \cdot r_t + w \cdot \tau_t}{(1+i)^{t-1}} \right]$$

תנאי הכרחי לאופטימום הוא: נגזרות חלקיות לפי כל אחד מהמשתנים, שוות לאפס.

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \sum_{t=1}^{T} \frac{y_0 + w \cdot L_0}{(1+i)^{t-1}} - \sum_{t=1}^{T} \frac{(P_c + w \cdot t_c)C_t + P_r \cdot r_t + w \cdot \tau_t}{(1+i)^{t-1}} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = a^{t-1} \frac{\partial u}{\partial C_t} - \frac{\lambda}{(1+i)^{t-1}} (P_c + w \cdot t_c) = 0; \qquad \text{for all } t$$

$$\frac{\partial L}{\partial r'_t} = a^{t-1} \cdot \frac{\partial \mathrm{u}}{\partial \mathrm{r_t}} - \frac{\lambda}{(1+i)^{t-1}} \cdot P_r \left(1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\alpha^j}{(1+i)^j}\right) = 0^{23}; \qquad \text{for all } t$$

$$\frac{\partial L}{\partial \tau'_t} = a^{t-1} \frac{\partial u}{\partial \tau_t} - \frac{\lambda}{(1+i)^{t-1}} \cdot w \left(1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\beta^j}{(1+i)^j}\right) = 0; \qquad \text{for all } t$$

23

$$\text{I} \qquad \frac{\partial u}{\partial r'_t} = \frac{\partial u}{\partial R} \cdot \frac{\partial R}{\partial r_t} \cdot 1 = \frac{\partial u}{\partial r_t}$$

$$\text{II} \qquad \frac{\partial}{\partial r'_t} \lambda \cdot \sum_{t=1}^{T} \frac{(P_c + w \cdot t_c) \cdot C_t + P_r \cdot r_t + w \cdot \tau_t}{(1+i)^{t-1}}$$
$$= \frac{\lambda}{(1+i)^{t-1}} \left[P_r \cdot \frac{\partial r_t}{\partial r'_t} + P_r \cdot \sum_{j=1}^{T-t} \frac{dr_{t+j}}{dr'_t} \cdot \frac{1}{(1+i)^j} \right]$$
$$= \frac{\lambda}{(1+i)^{t-1}} P_r \left[1 + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\alpha^j}{(1+i)^j} \right]$$

שכן:

$$\frac{dr_{t+1}}{dr'_t} = \alpha; \qquad \frac{\mathrm{dr_{t+2}}}{dr'_t} = \alpha^2; \ldots\ldots \quad \frac{dr_{t+j}}{dr'_t} = \alpha^j$$

משום שקיים:

$$r_t = r^* + \alpha r_{r-1} + r'_t$$

$$r_{t+1} = \mathrm{r}^* + \alpha \mathrm{r_t} + \mathrm{r}'_{t+1}$$

שינוי של יחידה אחת ב־r'_t משנה את r_{t+1} ב־α יחידות, את r_{t+2} ב־α^2 יחידות וכו'.

RESEARCH AND DEVELOPMENT AND EXPORT PERFORMANCE IN ISRAEL'S INDUSTRIAL SECTOR

Seev Hirsch, Ilan Bijaoui

A model which attributes export performance to R&D intensity and findings of an empirical analysis covering over 100 industrial firms which are consistent with the model's predictions, are presented.

INTER-PLANT PRODUCTIVITY COMPARISON

Yochanan Arzi, Shlomo Maital, Yaakov Roll

A method for comparing productivity between plants, using engineering standards. Indexes are computed for each factor of production.

COMPETITION AND REGULATION IN ISRAELI INTERNATIONAL AIRLINE MARKETS

Dov Robrovitch

An Analysis of the government policy from a macro-economic point of view. Competitive equilibrium in small airline markets is not spcially optimal and service quality tends to be biased towards the taste of "low time value" consumers: the government aviation.

C. MIGRATION AND RELIGION ECONOMICS

THE EMPLOYMENT CONCENTRATION AND THE INTER-INDUSTRIAL BRANCH-MOBILITY OF IRAQI JEWS IN ISRAEL

Tikva Dravish

An examination of the inter-branch mobility of Jewish immigrants from Iraq in Israel and a search for the factors which influenced it.

MIGRATION, ECONOMIC OPPORTUNITY, AND THE QUALITY OF LIFE: THE CASE OF THE WEST BANK AND GAZA

Stuart A. Gabriel

An econometric model describing the interaction between Israel and the territories, regarding changes in Palestinian employment opportunities, standard of living and migratory propensities of the population of the territories.

TIME ALLOCATION TO RELIGIOUS ACTIVITY

Shoshana Newman

In a theoretical model testable hypotheses are derived which, in turn, are tested against empirical evidence of time devoted to religious activity. This supported the hypotheses that socio-economic factors such as age, income and schooling have a significant impact on time allocation to religious activity.

ESTIMATES OF THE UNDERGROUND ECONOMY IN ISRAEL 1954–1977

Meyer Ungar, Ben-Zion Zilberfarb

It is indicated that during 1954–1977 the underground economy in Israel grew steadily and reached a level of 15% of GDP in 1977.

ESTIMATING DEMANDS FOR CURRENCY AND DEMAND DEPOSITS — ISRAEL AFTER THE 1977 REFORM

Zvi Hercowitz, Leo Leiderman

As there are statistically significant differences in the demands for currency vs. demand deposits, these assets should not be treated as perfect substitutes.

RELATIVE PRICE VARIABILITY UNDER INFLATIONARY CONDITION AND ITS EFFECT ON THE INTEREST RATE IN ISRAEL

Uri Ben-Zion, Yehuda Minzly, Uriel Spiegel

The effect of inflation on the dispersion of prices and its effect on the demand for investment and real interest rate is estimated.

MACRO ECONOMIC REGIONAL PLANNING WITH A MULTIREGIONAL INPUT OUTPUT (MRIO) MODEL

Deaniel Freeman, Gershon Alperovich, Itzhak Weksler

The model is used for the evaluation of the comprehensive impacts due to investments in the transfer of the Israeli Defence Forces from the Sinai to the Southern Negev of Israel.

EXPORT, RELATIVE PRICES AND THE INTERNAL PRESSURE OF DEMAND

Jacob Rosenberg

Both the effects of demand pressure and relative prices on export in Israel (January 1974–March 1980) and in ten developed countries was found to be significant. A disequilibrium model for traded-nontraded goods is suggested as an explanation of the evidence.

B. INDUSTRY AND TRANSPORT

EXPECTATIONS IN THE ISRAELI INDUSTRY

Avia Spivak, Jimmy Weinblatt

Analyzing the formation of expectations among Israel's industrial executives shows that expectations are extrapolated from past experience and the learning process involved is rather long.

STUDIES IN ISRAEL'S ECONOMY

Table of Contents and Summaries of Articles

A. MACROECONOMICS

TEN LEAN YEARS

Michael Michaely

An analysis of the fundamental determinants of the change in the Israeli economy from a rapid growth earlier to economic stagnation in the last decade.

DEFENCE EXPENDITURES AND ECONOMIC GROWTH IN ISRAEL

Aharon Gilshon

The retarding effect of defence on growth was often obscured by offsetting factors such as parallel changes in import surplus and/or opposite changes in civilian consumption. Only in few cases, during low growth periods, did defence significantly prove to be a dominant determinant of growth.

AN ANNUAL ECONOMETRIC MODEL FOR ISRAEL, 1965–1982

Yaakov Kondor

27 equations, predicting Israeli hyperstagflation; Keynesian approach, modified by a powerful broad-money equation, self-regulating unemployment and I-0 parameters.

ISRAEL'S BALANCE OF PAYMENTS AND FOREIGN EXCHANGE REQUIREMENTS

Asher Tishler

Israel's foreign exchange requirements during 1982–1990 are analyzed, and policy measures to avoid bankruptcy are suggested.

THE EFFECT OF A POSSIBLE SHORTENING OF THE LONGEVITY OF MACHINERY ON THE CAPITAL STOCK SERIES IN ISRAEL

Ephraim Gross, Raphael Meron

An examination of the possibility that a shortening in the longevity of machinery which is not accounted for in the capital stock estimates is one of the reasons for the upward trend observed in both the ratios capital stock per unit of labor and that of machinery stock per unit of structures.

STUDIES IN ISRAEL'S ECONOMY
1982, 1984

Edited by

Moshe Felber
Michael Michaely
Zvi Zusman

THE ISRAELI ECONOMIC ASSOCIATION
Jerusalem 1986