

ההשקעה בנכסים קבועים
בחברות הנקחרות בבורסה לני"ע בתל אביב:
1989-1991

אלי מלכי

ת ק צ י ר

עבודה זו עוסקת בניתוח מיקרו-כלכלי של מדיניות ההשקעות במידגם של חברות שמניותיהן נסחרו בבורסה לני"ע בתל אביב בשנים 1989-1991. הניתוח בוחן את הגורמים המשפיעים על מדיניות ההשקעות של הפירמות במידגם ומגיע למסקנות אודות כלי מדיניות יעילים של הממשלה לענין עידוד השקעות. השנים הנדונות הן מעניינות במיוחד עקב תחילת גל העלייה מברית-המועצות לשעבר, שהחל בסוף 1989, ומעורבותה של הממשלה בשוק הבנייה למגורים בשנים 1990-91.

באמצעות פאנל רחב של נתונים, המכסה הן ענפי כלכלה שונים והן פרק זמן שבו חלו שינויים מהותיים במשק הישראלי, נבדקו שני מודלים תיאורטיים להסבר מדיניות ההשקעות של פירמות. המימצא העיקרי הוא, שפירמות חוזות בהצלחה שינויים מהותיים במשק וקובעות מדיניות השקעות בהתאם, אולם היקף ההשקעות מוגבל בחלקו ע"י אילוצי נזילות.

המכון למחקר כלכלי בישראל על-שם מוריס פאלק
 ירושלים, יולי 1994 מאמר לדיון מס' 94.03

ההשקעה בנכסים קבועים בחברות הנסחרות בבורסה לני"ע בתל אביב: 1989–1991*

1. מבוא

השנים 91–1990 התאפיינו בגידול ניכר בהשקעות במשק. גידול זה בלט מאוד בתחום של בנייה למגורים, עקב מעורבות הממשלה בשוק זה, אך במקביל חלה התרחבות ניכרת בהשקעות גם בענפי המשק האחרים, לעומת ירידה בהשקעות בשנים 89–1988.

לוח א' מציג את השינויים בהשקעה הגולמית בנכסים קבועים לפי חתך של ענפי משק (לא כולל השקעה בבנייה למגורים). סך ההשקעה הגולמית פחת בשנים 89–1988 בשיעורים של 1.3% ו-7.3% בהתאמה, אך גדל בשנים 91–1990 בשיעורים של 21.5% ו-25.8% בהתאמה. גם בחתך לפי ענפי המשק נרשם גידול בהשקעות בכל הענפים: ענף הבנייה – הנתונים מתייחסים להשקעה במכונות וציוד בלבד – תרם את שיעורי הגידול הגבוהים ביותר, אך גם בתעשייה מוצאים שיעורי גידול של כ-20% בכל שנה, וגידול מתון יותר בחקלאות ובענפי המסחר והשירותים.

לוח ב' מציג את הגידול בהשקעות במכונות וציוד בלבד על פי חתך של ייעוד התפוקה. גם בחתך זה ההשקעה בענף הבנייה ובחברות המספקות תשומות לבנייה תרמו את שיעורי הגידול הגבוהים ביותר, אך ניתן לראות כי הן בענפים המייצרים לשוק מקומי והן בענפי היצוא נרשם גידול של כ-20% בהשקעות.

דו"חות בנק ישראל לשנים 91–1990 מציגים מספר גורמים לגידול בהשקעות:

1. מעורבותה הרבה של הממשלה בבנייה למגורים, שהתבטאה בהרחבה ניכרת של הבנייה ביוזמה ציבורית, מסבירה את הגידול הניכר בהשקעות בענף הבנייה ובתעשיות הקשורות אליו.
2. גל העלייה בשנים 91–1990 הביא לציפייה להתרחבות גדולה בביקושים וכתוצאה מכך לגידול בביקוש להשקעות.
3. מגמת שיפור ברווחיותו של הסקטור העסקי, שהתבטאה בגידול בשיעור התשואה על ההון הגולמי בסקטור זה. השיפור ברווחיות יוצר ציפיות לרווחיות עתידית וכן מגדיל את המקורות הפנימיים למימון ההשקעות.
4. אינדיקטור מקובל לעלות האלטרנטיבית של הון פיסי הוא שיעור התשואה לפדיון על אג"ח ממשלתיות. לוח 2 מציג את שיעורי התשואה הריאלית לפדיון על אג"ח אלה. ניתן לראות שנרשמה ירידה בשיעורי התשואה לפדיון בשנים 90–1988, כאשר ב-1989 שיעורי התשואה הריאלית הנקייה קרובים מאוד לאפס. לעומת זאת, שיעורי התשואה ב-1991 עלו. הירידה בתשואה האלטרנטיבית להון פיסי יכולה להסביר חלק מהגידול בהשקעות, אך על פי הנתונים שבלוח 2, דווקא בשנת 1991, שבה חל גידול ניכר בהשקעות, עלה גם שיעור התשואה לפדיון על אג"ח.

* ברצוני להודות לפרופ' אפרים קליימן, פרופ' נדב הלוי וד"ר יחושע אנגריסט על הדרכתם והערותיהם המועילות, שסייעו לי רבות במהלך כתיבת עבודה זו, וכן תודה למגי אייזנשטט על עזרתה בהגחת העבודה ובהבאתה לפרסום.

5. בסוף שנת 1990 תוקן החוק לעידוד השקעות הון והתיקון נכנס לתוקף בתחילת שנת 1991. הסעיפים העיקריים בתיקון לחוק הם:
- א. הרחבת המענקים והטבות המס למשקיעים.
- ב. מתן ערבות מדינה להלוואות לצרכי השקעות, כאשר היזם נדרש לממן לפחות שליש מההשקעה, והשאר ניתן לו בהלוואה עם ערבות מדינה, תמורת פרמיה של 1.5%.

לוח 1א'. השקעה גולמית בנכסים קבועים לפי ענפי משק (אחוז שינוי לעומת שנה קודמת)

מסחר ושירותים	בינוי*	תעשייה	חקלאות	סה"כ	
-2.0	21.3	-14.3	-10.7	-1.3	1988
0.7	-15.4	0.5	-25.2	-7.6	1989
10.6	92.2	18.7	7.1	21.5	1990
7.6	164.2	23.4	5.9	25.8	1991

* כולל מכונות וציוד בלבד.
מקור: למ"ס, "חשבונות לאומיים 1980-1991", ירחון סטטיסטי לישראל, מוסף, מאי 1992.

לוח 1ב'. השקעה גולמית במכונות וציוד לפי קבוצות ענפי משק (אחוז שינוי לעומת שנה קודמת)

תשתית	יצוא	שוק מקומי אחר	בנייה וספקי בנייה	סה"כ	
11.6	11.4	-7.3	-19.8	0.7	1989
36.3	19.9	18.0	53.7	24.6	1990
34.8	20.3	17.6	121.6	29.5	1991

מקור: דו"ח בנק ישראל 1991.

לוח 2. תשואה ריאלית לפדיון על אג"ח צמודות (אחוזים; ממוצעים שנתיים)

מס' שנים לפדיון <	3	5	7	10	
1988	3.2	4.1	4.2	4.5	ברוטו
1989	0.8	1.6	2.0	2.4	
1990	0.8	1.3	1.6	1.9	
1991	1.8	2.2	2.2	2.9	
1988	1.7	2.5	2.7	2.9	נטו
1989	-0.7	0.2	0.6	1.0	
1990	-0.6	-0.2	0.2	0.4	
1991	0.2	1.4	0.7	1.5	

מקור: בנק ישראל, "התפתחויות בשוקי ההון והכספים", 1991.

- ג. קוצר התהליך לסיוע בתוכניות השקעה.
- ד. בענפי התעשייה, מחשבים, מלונאות, חקלאות, בנייה, מים, אנרגיה ותשתית — הוגדל שיעור הפחת המותר על ציוד ומכונות ל-100%.
- מטרת עבודה זו לבחון את הגידול בהשקעות מנקודת מבט מיקרו-כלכלית ע"י ניתוח נתוני פאנל של קבוצה גדולה של פירמות על פני שלוש השנים 1989–1991. הבנת הדרך שבה נקבעת מדיניות ההשקעה בפירמה הבודדת היא מפתח להבנה מקרו-כלכלית של התפתחות ההשקעות במשק, ומאפשרת את בחינת יעילותה של המדיניות לעידוד השקעות וצמיחה.
- ההסברים השונים שניתנו לגידול בהשקעות עשויים להיבחן באמצעות ניתוח ההשקעות ברמה של הפירמה הבודדת. כך, למשל, ניתן לבדוק את השפעת הציפיות הנובעות מגל העלייה מבריה"מ על ההשקעות ע"י ניתוח ההבדלים בהשקעות (בחתך רוחב) של פירמות, שחלקן מייצרות בעיקר לשוק המקומי וחלקן בעיקר ליצוא. ניתוח השינוי בהשקעות בממד הזמן מאפשר לבדוק האם השינוי בעלות האלטרנטיבית (המיוצגת ע"י שיעור התשואה על נכסים חסרי סיכון) על פני זמן יכול להסביר את השינוי בהשקעות. כמו-כן ניתן לבדוק את השפעתם של גורמים ייחודיים לפירמה (כגון גודל, מצב נזילות וכד') על מדיניות ההשקעות שלה. עבודה זו מתמקדת בבדיקת השפעת מצב הנזילות של הפירמה על מדיניות ההשקעות שלה.
- הנתונים המשמשים בעבודה זו הם נתונים כספיים עיקריים של 146 חברות מתוך מאגר הנתונים על החברות הנסחרות בבורסה לני"ע בתל אביב, לשנים 1988–91 (תאור מפורט של קובץ הנתונים מופיע בפרק 3 ובנספח ב'). החברות הבורסאיות אינן מהוות אמנם מדגם מייצג של הסקטור העסקי, אולם סביר להניח שניתן ללמוד מהתנהגותן על מגמות כלליות יותר במשק הישראלי.
- העבודה דנה בשני נושאים עיקריים: (א) תאור מפורט של מבנה ותוואי השקעות במדגם החברות הנחקר ולימוד מתיאור זה וניתוחו, הן לגבי נושאים תיאורטיים כגון אי-הפיכות בהשקעה, והן לגבי האפקטיביות של צעדי המדיניות שנקטו בתקופה הנדונה. (ב) אומדן הגורמים המשפיעים על מדיניות ההשקעות של הפירמה במסגרת מודל ניא-קלאסי עם ציפיות רציונליות, ובחינת האפשרות שאילוצי נזילות הם המכתיבים למעשה את מבנה ההשקעות.
- מבנה העבודה הוא כדלהלן: פרק 2 מציג מודל ניא-קלאסי דינאמי של קביעת ההשקעה בפירמה בודדת. פרק 3 עוסק בתאור הנתונים. פרק 4 מציג את משוואות האמידה השונות ואת המימצאים האמפיריים. פרק 5 מסכם את העבודה.

2. רקע תיאורטי

המודל התיאורטי המונח ביסוד עבודה זו הוא מודל של אופטימיזציה דינאמית, המתקשר למושג q Tobin's. q הוא היחס בין הערך המהווך של זרם ההכנסות הנקיות הנובע מהשקעה מסוימת לבין עלות ההשקעה. ערכו המהווך של זרם ההכנסות הנקיות הנובע מכל הנכסים שברשות הפירמה הוא למעשה ערך השוק של הפירמה הנקבע בשוקי ההון. ערך השוק מחולק בעלות החלפת הנכסים הוגדר ע"י Tobin כ- q , והוא מבטא את כדאיות ההשקעה בהון פיסי. אם

ערכו של q גדול מ-1, הגדלת מלאי ההון הפיסי ביחידה אחת תגדיל את רווחי הפירמה ביותר מעלותה של יחידת ההון — ולכן כדאי לפירמה להשקיע. כמובן, שבשיווי משקל q שווה בדיוק ל-1.

Yoshikawa (1980) ו-Hayashi (1982) מראים כיצד ניתן לגזור את q מתוך מודל ניאו-קלאסי של אופטימיזציה דינאמית. להלן יוצג מודל פשוט של Perfect foresight המבוסס על Hayashi ומראה כיצד נקבע הקשר בין ההשקעה האופטימלית ל- q באמצעות האופטימיזציה שעושה הפירמה על פני זמן.

נניח פירמה המייצרת מוצר בודד, והיכולה להשקיע אותו או, לחלופין, למכור אותו במחיר p , שהוא אקסוגני וקבוע על פני זמן.² בפני הפירמה עומד שער ריבית r , שגם הוא אקסוגני, ולצורך הפשטות ננרמל את המחיר ל- $p = 1$. קיים גורם ייצור יחיד (הון) ולפירמה יש פונקציית ייצור $F(K)$ המקיימת את ההנחות הרגילות $F'_K(K) > 0$ ו- $F''_{KK}(K) < 0$.³ לפירמה יש פונקציית הוצאות התאמה G להשקעה הנקייה המקיימת את התנאים הבאים:

- א. $G(I, K)$ — הוצאות ההתאמה הן פונקציה של מלאי ההון הקיים וההשקעה.
- ב. $G_{II} > 0$ — הפונקציה G היא קמורה.
- ג. $G(I = 0) = G_I(I = 0) = G_K(I = 0) = 0$.
- ד. $G_{IK} > 0$ כאשר $I < 0$; $G_{IK} < 0$ כאשר $I > 0$.

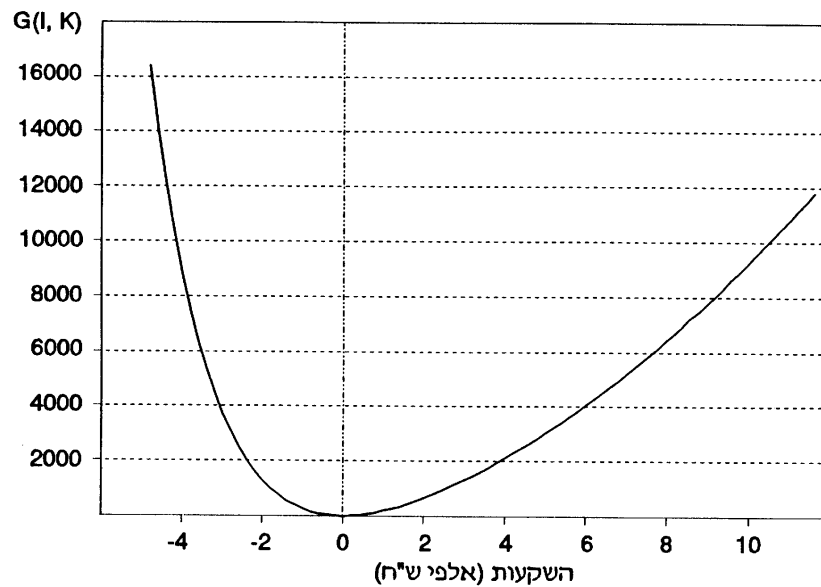
ניתן לחשוב על הוצאות ההתאמה כעל ההוצאות הכרוכות בהתקנת הציוד, הכשרת עובדים, וכד'. פונקציה G המתוארת ע"י (1) א-ד לעיל מופיעה בציור 1; היא שונה מפונקציית הוצאות ההתאמה שמציג Hayashi, ופונקציה דומה לשלנו מוצגת ב-Blanchard & Fischer (1992). בנספח א' מוצגת פונקציה ספציפית המקיימת את התכונות שבמשוואה (1) א-ד. איפיון פונקציית הוצאות ההתאמה המוצגת כאן כולל הנחת אי-ההפיכות (irreversibility) בהשקעה, שמשמעותה חוסר אפשרות להחזיר את ההשקעה במלואה. אי-הפיכות זו נובעת מכך שהוצאות רבות הקשורות בהשקעה (כגון: הוצאות התקנה, התאמת מבנים לציוד חדש, התאמת ציוד קיים לציוד חדש, הכשרת עובדים, וכו'), הן הוצאות אבודות (sunk cost), כאשר רוצים לצמצם את מלאי ההון ולמכור חלק מהציוד הקיים. בנוסף לכך, מכירתם של מוצרי השקעה נתקלת במספר בעיות — היותם של מוצרים אלה ספציפיים לפירמה או לתעשייה מסוימת; או בעיית ה-'Lemons' הנובעת מאינפורמציה לא-סימטרית בין מוכר לקונה וגורמת לכך ששווקים לציוד, מכונות ורכבים משומשים הם מצומצמים מאוד ולעתים אינם קיימים כלל, ולכן גם ההשקעה עצמה היא בחלקה הוצאה אבודה [ראה ב-Pindyck (1991) דיון מקיף בנושא זה והשלכותיו על מדיניות ההשקעות של הפירמה]. הביטוי לאי-ההפיכות בהשקעה בפונקציית

² ההנחה של מחיר קבוע על פני זמן אינה חיונית, ונשתמש בה רק לצורך נוחיות.

³ ההנחה שרק ההון משמש בתהליך הייצור אינה משמעותית לניתוח והיא משמשת רק לצורך הפשטות בחצגת המודל.

הוצאות ההתאמה שמוצגת בציור 1 הוא בקמירות הלא-סימטרית של הפונקציה: הפונקציה קמורה יותר כאשר ההשקעה שלילית וקמורה פחות כאשר ההשקעה חיובית.

ציור 1. הוצאות התאמה



רווח הפירמה בכל תקופה הוא:

$$(2) \quad \pi = F(K) - G(I, K) - K \cdot (\delta + r)$$

כאשר δ הוא שיעור הפחת על ההון.

הפירמה מביאה למקסימום את הערך המהווך של רווחיה לאופק זמן אינסופי בהנחה של ודאות מלאה לגבי העתיד:

$$(3) \quad \text{Max} \int_0^{\infty} \pi_t \cdot \exp(-rt) \cdot dt$$

תחת המגבלה הדינאמית:

$$(4) \quad \dot{K} = I_g - \delta \cdot K$$

כאשר I_g — ההשקעה הגולמית, ו- $\dot{K}$ — הנגזרת של K ביחס לזמן (שווה להשקעה הנקייה, I). נשתמש בכללי הבקרה האופטימלית שפותחו ע"י Pontryagin על-מנת לפתור את בעיית האופטימיזציה הדינאמית של הפירמה. לפירמה יש משתנה מצב אחד, מלאי ההון, ומשתנה בקרה אחד, ההשקעה. נגדיר את ה"האמילטוניאן":

$$(5) \quad H = \pi + m \cdot (I_g - \delta \cdot K)$$

כאשר m — "מחיר הצל" של האילוף ב-(4).
תנאים מסדר ראשון לבעיית המקסימיזציה הם:

$$(6) \quad H_i = -G_i + m = 0$$

$$(7) \quad H_k = \dot{m} = r \cdot m - F_k + G_k + (\delta + r) + m \cdot \delta$$

$$(8) \quad \dot{K} = I_g - \delta \cdot K$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} [m \cdot \exp(-rt)] = 0 \quad \text{ותנאי הטרנסוורסאליות הוא:}$$

המשמעות של תנאי הטרנסוורסאליות היא ששינוי במשתנה המצב (מלאי ההון) בסוף התהליך אינו יכול לשנות את ערך פונקציית המטרה.
נתבונן בתנאים למצב עמיד:

$$\dot{K} = 0$$

ומכאן:

$$(9) \quad \begin{aligned} I_g &= \delta \cdot K \\ \dot{m} &= 0 \end{aligned}$$

ומכאן:

$$(10) \quad 1 + m = \frac{F_k - G_k}{\delta + r}.$$

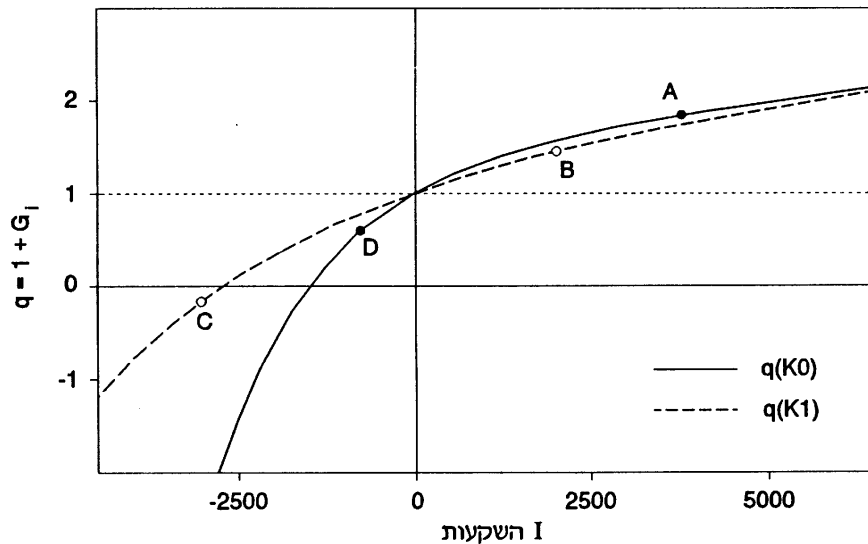
נסתכל על הצד הימני של (10). המכנה הוא התוספת השולית לעלות הנובעת מהוספת יחידת הון אחת; המונה הוא התוספת השולית לרווח הנובעת מהוספת יחידת הון אחת, שהיא ההפרש בין התפוקה השולית של יחידת ההון הנוספת לבין ההוצאה השולית להתאמה הנובעת מהגידול בהון. Hayashi מגדיר את הצד הימני של (10) כ-Marginal q והוא שונה מההגדרה המקובלת של Tobin's q המתייחסת לגודל הממוצע. (הבדל נוסף הוא שה- q הנצפה המתקבל ע"י

חלוקת ערך השוק של הפירמה במחיר החידוש של נכסיה, אינו יכול להיות שלילי, בעוד שעל ה- q השולי אין אילוץ כזה.)
 מ-(10) ומ-(6) אנו מקבלים:

$$(11) \quad q = 1 + G_I.$$

ציור 2 מציג את הקשר בין ההשקעה לבין q . כאשר $q = 1$, ההשקעה היא אפס, כאשר $q > 1$ ההשקעה חיובית, ולהיפך. חוסר-ההפיכות בהשקעה בא לידי ביטוי בצורה הקעורה של העקומה: כאשר ההשקעה חיובית, "השפעת" ה- q על ההשקעות גדולה יותר מאשר במצב של השקעה שלילית. (חשוב לזכור ש- q הוא משתנה אנדוגני במודל, ולכן אין הוא משפיע על ההשקעות במובן הסיבתי.)

ציור 2. q שולי



במצב העמיד מתקיימות המשוואות הדינאמיות (9) ו-(10) וכן מתקיים $g(1)$, כי ההשקעה הנקייה היא אפס. מלאי ההון של המצב העמיד נגזר מהצבה של $g(1)$ ב-(10):

$$(12) \quad 1 = q = F_K / (\delta + r),$$

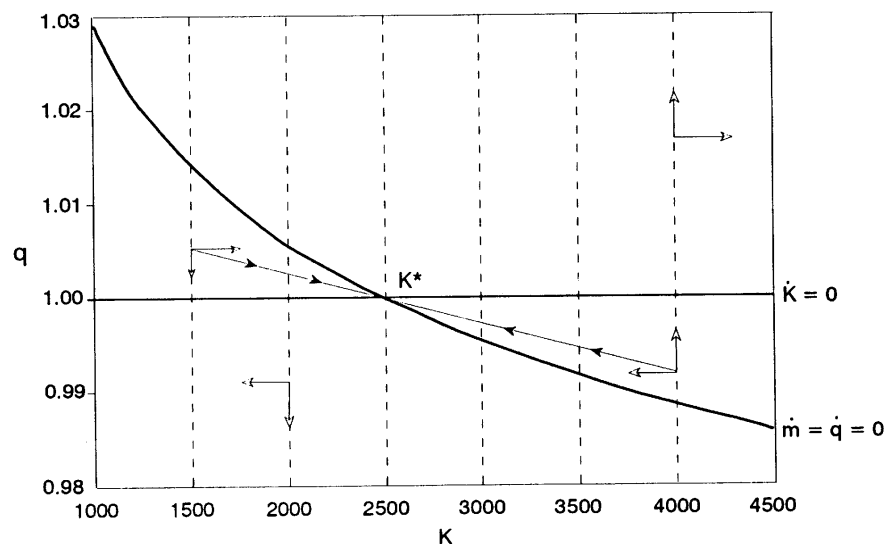
ומכאן, ש- K^* — מלאי ההון של המצב העמיד — הוא זה המקיים:

$$F_k(K^*) = \delta + r. \quad (13)$$

נתאר כעת את המסלול האופטימלי של מלאי ההון, ההשקעה, q -ו. נסתכל על ציור 2, המציג את q ביחס להשקעה, ונניח בתחילה ש- $K_0 < K^* < K_1$. כלומר, אנו נמצאים בנקודה A על עקומת (K_0) , עם מלאי הון קטן ממלאי ההון האופטימלי של המצב העמיד, $q > 1$, וההשקעה חיובית. לאחר זמן, ההשקעה החיובית גורמת למלאי ההון לגדול ל- K_1 ולכן נעבור לעקומה $q(K_1)$ לנקודה B; q כעת נמוך יותר, וההשקעה קטנה. המסלול האופטימלי מתכנס ל- $K = K^*$, $I = 0$, $q = 1$.

כעת נניח ש- $K_1 > K_0 > K^*$ [נקודה C על עקומת $q(K_1)$], עם מלאי הון גדול ממלאי ההון האופטימלי של המצב העמיד, $q < 1$ וההשקעה שלילית. ההשקעה השלילית גורמת למלאי ההון לקטון ל- K_0 , ואנו עוברים לעקומה $q(K_0)$, לנקודה D; q כעת גבוה יותר, וההשקעה השלילית מצטמצמת בערכה המוחלט. שוב נתכנס למצב העמיד שתואר קודם.

ציור 3. המסלול האופטימלי של מלאי ההון והמצב העמיד



בציור 3 מוצגת דיאגרמת מצב (Phase Diagram) המתארת את המסלול האופטימלי של מלאי ההון למצב העמיד. ניתן לראות שמסלול זה הוא מסלול אוסף, כלומר, ישנו מסלול יחיד שמתכנס לשיווי המשקל העמיד, בעוד שאר המסלולים מתבדרים. בשלב זה נבטל את הנחת החיזוי המושלם (Perfect foresight) ונחליף אותה בהנחה* של ציפיות רציונליות. על פי הנחת הציפיות הרציונליות, הפירמה פותרת את בעיית האופטימיזציה הדינאמית לעיל ובוחרת

במסלול שמתכנס למצב העמיד [ראה Begg (1982)]. הנחת ציפיות רציונליות קובעת שהפירמה תהיה תמיד על מסלול האוכף, למעט סטיות מקריות ללא מיתאם סידרתי, שכן מסלולים מתבדרים שאינם מביאים לשיווי משקל ייפסלו ע"י הפירמה מראש. כך אנו מגיעים באמצעות מודל דינאמי, בתוספת הנחת הציפיות הרציונליות, לאיפיון של משוואת השקעה כדלהלן:

$$(14) \quad I = M[(q - 1), K]$$

כאשר המשתנה q מכיל את הציפיות של הפירמה לרווחיות עתידית מפרוייקט ההשקעה. עוד נציין, בעקבות Hayashi, שבתנאים מסוימים מתקיים:

$$(15) \quad I/K = \dot{K}/K = M(q - 1)$$

(קצב השינוי במלאי ההון הוא פונקציה של q בלבד).

במודל הניאו-קלאסי קיים שוק הון משוכלל ולכן אין לפירמה בעיות נזילות, מאחר שתמיד ניתן לגייס מקורות מימון לפרוייקטים שתשואתם גבוהה משער הריבית התחרותי. לעומת זאת, בתנאים של אינפורמאציה לא-סימטרית בין הפירמה למקורות ההון, וקיומן של הוצאות מעקב (monitoring) של הבנק או המשקיעים לגבי מצב הפירמות, ייתכן שלפירמות אחדות תהא נגישות נמוכה יותר לאפשרויות מימון, ולכן אילוצי הנזילות ישפיעו על מדיניות ההשקעות שלהן. Hoshi, Kashyap & Scharfstein (1991) מראים שתופעה כזו קיימת אצל פירמות ביפן. במחקר הנ"ל מושווים הפרמטרים הנאמדים בגרסיה של ההשקעה על q ומשתני נזילות בין שתי קבוצות של פירמות: פירמות השייכות לתאגיד שבו קיים גם בנק המשמש הן כמלווה והן כבעל מניות, ופירמות עצמאיות. ההשערה של HKS היא, שלפירמות השייכות לתאגיד יש נגישות גבוהה יותר למימון ולכן אילוצי נזילות ישפיעו פחות על מדיניות ההשקעות שלהן, וזו תיקבע בעיקר ע"י q . התוצאות האמפיריות שלהם מאששות הנחה זו.

3. הנתונים

הנתונים לעבודה זו נלקחו מקובץ הנתונים של הבורסה לני"ע בתל אביב, שבו מופיעים נתונים עיקריים מתוך דו"חות הפיננסיים של החברות הנסחרות בבורסה לשנים 1988-1991. הקובץ כולל נתונים אודות 344 חברות, מתוכן 319 חברות שמניותיהן נסחרות בבורסה לני"ע בתל אביב, 11 חברות שמניותיהן נסחרות בבורסה לני"ע בניו-יורק, 7 חברות שרק אגרות החוב שלהן נסחרות בבורסה בתל אביב, ו-7 חברות נוספות, שאינן נסחרות בבורסה, אך מפרסמות דו"חות כספיים. מתוך קובץ זה נבחר מדגם של 146 חברות על פי הקריטריונים הבאים:

א. חברות השייכות לענפי המסחר, השירותים (כולל מחשבים ומלונאות) והתעשייה; לא נכללו

בנקים, חברות ביטוח וחברות להשקעה ואחזקות.

ב. חברות שלגביהן קיימים נתונים מלאים לארבע השנים 1988-1991.

ג. חברות שמבנה הדו"חות הכספיים שלהן לא השתנה (למשל, עקב הפסקת דיווח על חברות-בת וכד').

בנוסף לכך הוצאו מהמדגם חברת חשמל ובזק.

בנספח ב' מופיעה רשימת החברות שנחקרו על פי הסיווג הענפי שלהן. בעיקרון, הסיווג הענפי שנקבע ע"י הבורסה לא שונה, למעט החברות הבאות: **נחשתן** (מעליות); **קליל** (פרופילי אלומיניום לבנייה); **ו-רב בריח** (דלתות ומנעולים) הועברו מתת-ענף מתכת לתת-ענף מוצרי בנייה. **לבידי אשקלון ו-עץ לבוד** (לבידים, בעיקר לדלתות) הועברו מתת-ענף עץ ונייר לתת-ענף מוצרי בנייה. החברות סווגו גם על פי משקל היצוא בתפוקתן; נתון זה אינו קיים בקובץ הנתונים של הבורסה והוא נלקח בעיקרו מ-**דנסגייט** — **מדריך העסקים של דן אנד בודסטרט**, שבו נמצאים נתונים אלה עבור חברות תעשייתיות. חברה הוגדרה כיצואנית כאשר 50% או יותר מהפדיון שלה נבע מיצוא; כמו-כן הוגדרו כיצואניות כל החברות בתת-הענפים מלונאות וחקלאות (חברות אלה מסווגות ע"י דנסגייט כיצואניות. אך ללא פירוט של משקל היצוא בפדיון שלהן). מתוך תת-ענף שירותים הוגדרו כיצואניות החברות **ממן** (שירותי נמל ליצוא ויבוא) ו-**צים**; למרות שחברות אלה אינן עוסקות ביצוא, הן מספקות שירותים ליצואנים ויבואנים. מדגם החברות חולק לחמש קבוצות על פי ייעודי התפוקה:

תעשייה ושירותים ליצוא	— 33 חברות.
תעשיית תשומות לבנייה	— 13 חברות.
נדל"ן ובינוי	— 36 חברות.
תעשייה לשוק המקומי	— 48 חברות.
שירותים, מסחר לשוק המקומי	— 16 חברות.

חברות הנסחרות בבורסה מחויבות להציג מאזנים מתואמים לאינפלציה. שיטת התאום של הנכסים הקבועים היא שיערוך ערך הרכישה ההיסטורי ע"י הצמדתו למדד המחירים לצרכן החל מתאריך קנייתו ועד לתאריך המאזן. שיטת אמידה זו זהה במהותה לשיטה בה משתמשת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בסקרי מלאי ההון (למ"ס, 1986), למעט העובדה שהלמ"ס משתמשת במדדי מחירים דיפרנציאליים לצורך שיערוך נכסים שונים. בהנחה שההבדלים בשיערוך אינם גדולים, ניתן להשתמש בערך הנכסים הקבועים המופיע במאזן המתואם כאומדן למלאי ההון הנקי של הפירמה. לשם המחשה: שיעור העלייה במדד המחירים לצרכן בין 1987 ל 1991, בממוצעים שנתיים, היה כ-134%; שיעור העלייה של מדד מחירי ההשקעה הגולמית במשך באותן שנים היה כ-119%.

שיעורי הפחת שבהם משתמשות פירמות לצורך הפחתת הנכסים הקבועים במאזנים נקבעים ע"י רשויות מס הכנסה ואמורים לשקף את הפחת הכלכלי של הנכסים. לשם המחשה מוצגים להלן שיעורי הפחת המותרים לסוגים שונים של נכסים (באחוזים):

מבנים בבעלות	— 2	ציוד אלקטרוני	— 20
מבנים להשכרה	— 7	רכב מסחרי	— 15
ציוד חשמלי	— 10	משאיות	— 20

לצורך השוואה מוצגים להלן מקדמי הפחת הממוצעים בתעשייה, הנגזרים מאורך החיים של נכסים קבועים, על פי האומדנים של בנק ישראל בסדרות מלאי ההון בתעשייה בישראל 1960-1984 (המקור: בוך, 1984; המספרים הם באחוזים):

מבנים	— 4
ציוד	— 7
רכב	— 12.5

מקדמי הפחת במאזני החברות גבוהים במקצת מאומדני הפחת של בנק ישראל, אולם ייתכן מאוד שהם יותר ריאליים, כי הם מייצגים נכון יותר את אורך החיים הכלכלי — לא הפיסי — של הנכסים הקבועים.

בעקבות האמור לעיל משמש בעבודה זו ערך הנכסים הקבועים המופיע במאזני החברות כאומדן לערך מלאי ההון הנקי של החברות הנחקרות, וההפרש בין מלאי ההון בתחילת שנה למלאי ההון בסופה משמש כאומדן להשקעה הנקייה.

לוח 3א' מציג את ההשקעה המיצרפית הנקייה של כל החברות שנחקרו. ניתן לראות שב-1989 היתה סך ההשקעה הנקייה שלילית ומלאי ההון הנקי הצטמצם בכ-130 מיליון ש"ח (כל הערכים הכספיים הם במחירי דצמבר 1991). לעומת זאת, ב-1990 נרשמה השקעה נקייה חיובית של כ-580 מיליון ש"ח וההשקעה הנקייה גדלה ב-1991 לכ-900 מיליון ש"ח.

לוח 3א'. השקעה לפי ענפים (אלפי ש"ח של דצמבר 1991)

מספר חברות	1991	1990	1989
סך ההשקעה	906,500	577,566	-130,616
146			

לשם השוואה, ההשקעה הגולמית במשק, למעט דיור, בשנת 1991 היתה כ-20 מיליארד ש"ח (לאחר התאמת מחירים לדצמבר 1991), ואם נניח אומדן פחת ממוצע של 8%, מהווה ההשקעה הנקייה של החברות שנחקרו כ-5% מסך ההשקעה הנקייה במשק.

לוח 3ב' מציג את שיעור הגידול הממוצע לחברה במלאי ההון הנקי (המיצוע נעשה באופן אריתמטי, כך שניתן לתת לכל החברות משקל שווה). מלאי ההון הנקי של החברות במדגם גדל ב-4.8% ב-1989, ב-7.6% ב-1990 וב-10.6% ב-1991.

לוח 3ב'. שיעור השינוי בנכסים הקבועים — ממוצע לחברה (אחוזים)

מספר חברות	1991	1990	1989	
	10.6	7.6	4.8	שיעור השינוי
				שיעור השינוי בנכסים קבועים לפי ענפים (ממוצע לחברה)
4	7.0	-0.3	-8.2	מסחר
6	19.8	24.1	-3.6	שירותים
5	9.3	9.5	-14.6	מלונות
8	21.1	-1.4	-10.4	מחשבים
36	19.3	23.9	29.8	נדל"ן ובינוי
4	16.3	1.5	-4.5	חקלאות
7	-3.6	5.1	0.4	מזון וטבק
14	-1.2	-4.4	-12.4	טקסטיל והלבשה
10	1.7	-12.8	-6.3	מתכת
15	13.4	5.7	-2.3	חשמל ואלקטרוניקה
13	12.2	10.3	12.6	מוצרי בנייה
17	6.0	3.7	1.1	כימיה
7	-1.6	-9.8	-7.5	עץ וניר

הלוח מפרט את השינויים במלאי ההון הנקי לפי תת-ענפים. ב-1989 היה השינוי במלאי ההון הנקי ברוב החברות שלילי; גידול בולט במלאי ההון ניתן למצוא רק בחברות הבינוי והנדל"ן, ואצל חברות המייצרות תשומות לבנייה. ב-1990 המגמה מתחילה להתהפך וברוב תת-הענפים נרשם גידול במלאי ההון. ב-1991 מגמת הגידול מתחזקת ובולטים במיוחד הענפים: שירותים, מחשבים, חקלאות, וחשמל ואלקטרוניקה.

4. אמידה וממצאים

המשתנה שנחקר בעבודה זו הוא שיעור השינוי במלאי ההון הנקי: $\dot{K}/K = I/K$. כקירוב למשתנה זה נעשה שימוש בקשר:

$$\ln(K1/K0) \cong I/K. \quad (16)$$

ניתוח משתנה החקירה חולק, כאמור, לשניים: (א) תאור משתנה החקירה ע"י חלוקת המדגם לחמש קבוצות של פירמות בעלות ייעודי תפוקה דומים (ראה סעיף 3 לעיל), ובדיקת התנהגות שיעור השינוי במלאי ההון בכל קבוצה בשלוש השנים הנדונות. (ב) אמידת שתי משוואות מיבניות והסבר הגורמים המשפיעים על משתנה החקירה. לצורך חלק (א) נבנתה מטריצה של משתני דמי, שכל אחד מהם מקבל את הערך 1 לגבי פירמה השייכת לקבוצה מסוימת בשנה מסוימת. בסך הכל הוגדרו 15 משתני דמי. נאמדה רגרסיה OLS כאשר המשתנה

התלוי הוא שיעור השינוי במלאי ההון $[\ln(K1/K0)]$ והמשתנים המסבירים הם משתני הדמי הנ"ל. כל אחד מהמקדמים ברגרסיה כזו הוא שיעור השינוי הממוצע לפירמה במלאי ההון הנקי בקבוצה שאותה מייצג משתנה הדמי. זהו מודל לניתוח שונות שבו נבדקים השינויים במשתנה החקירה הנובעים מהשתייכות לקריטריונים איכותיים שונים. במקרה שלנו, הפירמות פועלות בשווקים שונים על פני פרק זמן של שלוש שנים, וניתוח השונות יכול להסביר האם השונות של שיעור השינוי במלאי ההון בין הפירמות מוסברת ע"י הבדלים בהשתייכות לפי הקריטריונים הנ"ל.

משוואת הרגרסיה שנאמדה היא:

$$(17) \quad \ln(K1/K0) = \sum_{ij} \beta_{ij} \cdot D_{ij} + \epsilon$$

כאשר $i = 1989, 1990, 1991$; $j = 1, \dots, 5$ - ו- j הקבוצה.

לוח 4 מציג את תוצאות הרגרסיה. המבחנים הסטטיסטיים מראים שהשאריות ברגרסיה זו, וכן בכל הרגרסיות שיוצגו בהמשך, הן הטרוסקדסטיות (נספח ג' מציג את המבחנים לכל אחת מהמשוואות שנאמדו); עקיבותם של אומדי OLS אינה נפגעת עקב כך, אולם מטריצת השונויות הנאמדת המחושבת באמצעות OLS אינה נכונה.

White (1980) הראה שאומד עקיב למטריצת השונויות במצב של הטרוסקדסטיות היא המטריצה:

$$(18) \quad \text{Est}(V) = [X'X^{-1}] \cdot [X'SX] \cdot [X'X^{-1}]$$

כאשר S היא המטריצה האלכסונית:

$$(19) \quad S = \begin{bmatrix} e_1^2 & . & 0 & . & 0 \\ 0 & e_2^2 & . & . & . \\ 0 & . & e_3^2 & . & . \\ . & . & . & . & . \\ 0 & . & . & . & e_N^2 \end{bmatrix} .$$

לפיכך, כל סטיות התקן המוצגות בלוחות שלהלן חושבו על-פי (19)–(18) והן מוצגות כ-White⁴.SE

לוח 4. שיעור השינוי במלאי ההון הנקי*

משתנה דמי	1989	1990	1991
יצוא			
ממוצע	-0.0304	0.0508	0.0592
White SE	0.0255	0.0353	0.0302
ערך T	-1.1922	1.4391	1.9603
ייצור תשומות לבנייה			
ממוצע	0.1258	0.1031	0.1222
White SE	0.0672	0.0408	0.0507
ערך T	1.8720	2.5270	2.4103
נדל"ן ובינוי			
ממוצע	0.2979	0.2394	0.1930
White SE	0.1155	0.0937	0.0546
ערך T	2.5792	2.5550	3.5348
תעשייה לשוק המקומי			
ממוצע	-0.0636	-0.0326	0.0424
White SE	0.0257	0.0226	0.0370
ערך T	-2.4747	-1.4425	1.1459
שירותים, מסחר ומחשבים			
ממוצע	-0.0783	0.0627	0.1852
White SE	0.0701	0.0712	0.0920
ערך T	-1.1170	0.8806	2.0130

* רמות מובהקות לפי ערכי t: $t > 1.645$ — 10%; $t > 1.960$ — 5%; $t > 2.576$ — 1%.

מימצאי לוח 4 מסוכמים בטבלה איכותית המחלקת את מגמת השינוי במלאי ההון הנקי לפי: (א) מגמת צמצום — שיעור שינוי שלילי מובהק; (ב) מגמה מעורבת — שיעור שינוי לא

⁴ תיתכן אפשרות שקיים מיתאם סידרתי בתצפיות עוקבות בזמן של כל פירמה, אולם התעלמנו מאפשרות זו והינחנו שאין מיתאם סידרתי.

מובהק; (ג) מגמת הרחבה — שיעור שינוי חיובי מובהק. אמות מידה אלה ישמשו להלן בניתוח מגמת השינוי הממוצע במלאי ההון הנקי.

	1991	1990	1989
יצוא	הרחבה	מעורבת	מעורבת
ייצור תשומות בנייה	הרחבה	הרחבה	הרחבה
נדל"ן ובינוי	הרחבה	הרחבה	הרחבה
תעשייה לשוק מקומי	מעורבת	מעורבת	צמצום
שירותים, מסחר ומחשבים	הרחבה	מעורבת	מעורבת

על פי טבלה זו ניתן לנתח חלק מהגורמים לגידול בהשקעות בשנים 1990-1991. הירידה בשערי הריבית שחלה במהלך התקופה אינה הסבר מספיק לנתונים בגלל הדיפרנציאליות הרבה שקיימת במדיניות ההשקעות של הפירמות הנחקרות, ובמיוחד לאור העובדה, שדווקא בשנת 1991, שבה עלו שערי הריבית ברוב הקבוצות, חלה הרחבה במלאי ההון הנקי. הגידול בהשקעות בחברות היצוא אינו מוסבר ע"י אף אחד מהגורמים שהוצעו ע"י בנק ישראל (ראה פרק 1); היו כנראה ציפיות לגידול ברווחיות היצוא, אולם לא ברור ממה נוצרו ציפיות אלו.

ההתרחבות הגדולה בהשקעותיהן של חברות העוסקות בנדל"ן ובינוי ובייצור תשומות לבנייה אינה מפתיעה, עקב מעורבותה העמוקה של הממשלה בתחום הבינוי, שהביאה להגדלת הביקושים והרווחיות בענף זה. מה שמפתיע הוא, שההרחבה בנכסים הקבועים החלה כבר ב-1989, ודווקא בשנה זו נרשמה העלייה הגבוהה ביותר במלאי ההון הנקי. על פי התוצאות שלעיל נראה, שבניגוד לטענה שהועלתה כלפי חברות בענף הבנייה — שהן אינן ערוכות לגל העלייה הגדול של השנים 1990 ו-1991 — הרי החברות בענף זה ובענפים הקשורים אליו הגדילו את השקעותיהן כבר ב-1989, לפני התחלת גל העלייה. ייתכן גם שהירידה היחסית בשיעור הגידול במלאי ההון הנקי שנצפתה ב-1991 בשתי הקבוצות הנ"ל היא ביטוי לכך שהפירמות בענף צפו את יציאת הממשלה מענף הבנייה וחזרת הענף לממדיו הטבעיים.

את גידול ההשקעות בקבוצה שירותים, מסחר ומחשבים ניתן לייחס לציפיות לגידול בביקושים עקב העלייה מבריה"מ, במיוחד בשנת 1991, שבה היה שיעור הגידול במלאי ההון בחברות המרחיבות גדול פי שלושה מהשיעור המקביל ב-1990.

כמו כן ראוי לציין כי חלק מחברות הנדל"ן עוסקות בהשכרת שטחים מסחריים לעסקים. חלק מהגידול בנכסים הקבועים בקבוצה זו אינו נובע בהכרח מרכישת ציוד ומכונות לצורך בנייה, אלא מהשקעה בנכסי דלא נידי המיועדים בחלקם הגדול למסחר. לכן ניתן ליחס גם חלק מהגידול בנכסים הקבועים של החברות בקבוצת הנדל"ן והבינוי לציפיות לגידול בפעילות העסקית בשוק המקומי עקב העלייה מבריה"מ.

בקבוצה האחרונה, תעשייה לשוק המקומי, מגמת הגידול בהשקעות היא בשיעורים נמוכים. לא נמצא ביטוי בחברות שנחקרו לתפיסה כי גל העלייה מבריה"מ יצר הסטה בפעילות העסקית לכיוון התעשיות הפונות לשוק המקומי. דווקא בחברות היצוא (שרובן חברות תעשייתיות), מגמת הגידול בהשקעות בולטת יותר מאשר בחברות תעשייה המייצרות לשוק המקומי.

*

נושא נוסף שיידון במסגרת זו הוא ההשקעה הנקייה השלילית. בפרק 2 ראינו שהנחה מקובלת בספרות היא אי-הפיכות של ההשקעות. הבאה לידי ביטוי בצורה של פונקציית עלויות ההתאמה. כדי שפירמות תבצענה השקעה נקייה שלילית (כלומר פירוק של ציוד ומכונות, סגירת מפעלים וכיו"ב), צריכות הציפיות לרווחיות (המתבטאות במודל התיאורטי בגודלו של q) לרדת בשיעור גדול יותר מהציפיות לרווחיות המביאות להשקעה חיובית זהה בגודלה. כדי לבחון את התנהגות הפירמות שצמצמו את מלאי ההון הנקי שלהן, הוגדרו שני משתני דמי לכל אחת מהקבוצות שתוארו לעיל: חברות שהרחיבו את מלאי ההון הנקי שלהן, וחברות שצמצמו את מלאי ההון. מתקבלת מטריצה של 30 משתני דמי. משוואת הרגרסיה שנאמדה היא:⁵

$$(20) \quad \ln(K1/K0) = \sum_{ijn} \beta_{ijn} \cdot D_{ijn} + \epsilon$$

כאשר $i = 1989, 1990, 1991$; $j = 1, \dots, 5$ הקבוצה; $n = 1, 2$ מצמצמת/מרחיבה. לוח 5 מציג את הממוצעים שנאמדו. כללית ניתן לראות שבעוד שב-1989 הגדילו 69 חברות את מלאי ההון הנקי לעומת 77 שהקטינו אותו, הרי שב-1990 עלה מספר המרחיבות ל-81 ומספר המצמצמות ירד ל-65 (יחס דומה נשאר גם ב-1991). הואיל והחברות הופרדו לקבוצות מרחיבות (שבהן הממוצע תמיד חיובי) וקבוצות מצמצמות (שבהן הממוצע תמיד שלילי), ההשערה האל-טרנטיבית הרלבנטית לבדיקת מובהקות אינה דו-צדדית (האם הממוצע שווה או לא שווה לאפס), אלא חד-צדדית. לפיכך, ערכי ה- t הרלבנטיים הם: 1.96, 1.645 ו-1.282 לרמות מובהקות של 2.5%, 5% ו-10%, בהתאמה. לוח 5 מראה שכל המקדמים גדולים (קטנים) באופן מובהק מאפס ברמת מובהקות של 10%, ולמעט שניים — כולם מובהקים גם ברמה של 5%.

הסבר אפשרי למימצאים של לוח 5 הוא שלמעשה הפירמות אינן מצמצמות את מלאי ההון הנקי שלהן, אך כתוצאה מאי-רציפות בהשקעה בפחת, הרישום החשבונאי מראה ירידה במלאי ההון הנקי. נניח שפירמה משקיעה ברכישת מפעל בשנה מסוימת ואינה מגדילה את מלאי ההון שלה בשנים הבאות. ייתכן מצב ששנה (או יותר) לאחר רכישת המפעל לא תידרש השקעה בפחת — הציוד והמכונות חדשים — ורק לאחר מספר שנים תתחיל הפירמה להשקיע בפחת. ההשקעה בפחת אינה רציפה, איפוא, ביחס לזמן: היא עשויה להיות אפס במשך פרק זמן מסוים, לאחר מכן לקבל ערכים חיוביים, ושוב לרדת לאפס (עם החלפת הציוד בציוד חדש). הרישום החשבונאי, לעומת זאת, מפחית את ערך הנכס במשך כל שנות חייו ולכן במאזני הפירמה מתגלה ירידה

⁵ גם כאן, המקדם של כל משתנה דמי הוא שיעור השינוי במלאי ההון הנקי הממוצע לפירמה בקבוצה.

בערך הנכסים הקבועים נטו בתקופה שבה לא התבצעה השקעה בפחת, למרות שבפועל לא התבצעה השקעה נקייה שלילית.

לוח 5. השינוי במלאי ההון הנקי — חברות מרחיבות (מרח') לעומת חברות מצמצמות (מצמ')*

1991		1990		1989		
מצמ'	מרח'	מצמ'	מרח'	מצמ'	מרח'	
-0.0543	0.1799	-0.1316	0.1550	-0.1060	0.0860	יצוא ממוצע
0.0103	0.0446	0.0451	0.0314	0.0302	0.0183	White SE
-5.2529	4.0298	-2.9162	4.9405	-3.5155	4.7095	ערך T
17	16	12	21	20	13	מס' חברות
ייצור תשומות לבנייה						
-0.0704	0.1800	-0.0783	0.1575	-0.0939	0.2234	ממוצע
0.0176	0.0535	0.0206	0.0386	0.0252	0.0765	White SE
-3.9927	3.3629	-3.8052	4.0783	-3.7266	2.9203	ערך T
3	10	3	10	4	9	מס' חברות
נדל"ן ובינוי						
-0.0681	0.3079	-0.1216	0.4691	-0.0625	0.4781	ממוצע
0.0430	0.0639	0.0385	0.1294	0.0212	0.1608	White SE
-1.5829	4.8154	-3.1564	3.6247	-2.9529	2.9724	ערך T
11	25	14	22	12	24	מס' חברות
תעשייה לשוק המקומי						
-0.0954	0.2053	-0.1213	0.1028	-0.1292	0.0562	ממוצע
0.0150	0.0631	0.0222	0.0227	0.0340	0.0105	White SE
-6.3455	3.2559	-5.4547	4.5260	-3.7961	5.3456	ערך T
26	22	29	19	31	17	מס' חברות
שירותים, מסחר ומחשבים						
-0.0716	0.5153	-0.0842	0.1769	-0.2322	0.1782	ממוצע
0.0171	0.0127	0.0237	0.1113	0.0485	0.1044	White SE
-4.1895	40.6875	-3.5499	1.5892	-4.7860	1.7072	ערך T
9	7	7	9	10	6	מס' חברות

* רמות מובהקות לפי ערכי t: $t > 1.282$ — 10%; $t > 1.645$ — 5%; $t > 2.326$ — 1%.

אפשרות נוספת להסבר תופעת הצמצום היא שפירמות מצמצמות אינן משקיעות בפחת במכוון, בין אם כתוצאה מרווחיות עתידית נמוכה ובין אם כתוצאה מאילוצי נזילות. ישנה אמנם ירידה במלאי ההון הנקי, אך היא אינה נובעת ממכירת נכסים, אלא משחיקתם ע"י אי-השקעה בפחת.

אם ההסברים הללו נכונים, הצמצום במלאי ההון הנקי אינו יכול לעלות (בערכו המוחלט) על שיעור הפחת הממוצע של הפירמה. לכן ניתן לבדוק איזה חלק מתופעת הצמצום במלאי ההון

הנצפית במאזנים עשוי להיות מוסבר ע"י אי-השקעה בפחת. בלוח א' מוצגים הסטטיסטיים למבחן הבדק את השערת האפס, ששיעור הירידה במלאי ההון הנקי בחברות המצמצמות אינו גדול בערכו המוחלט משיעור הפחת הממוצע. ההשערה נבדקת לגבי שני שיעורי פחת ממוצעים: 6%- ו-8%. דחיית השערת האפס פירושה, שהיה צמצום במלאי ההון הנקי שאינו מוסבר ע"י אי-השקעה בפחת.

לוח א'. ערכי ז' לבדיקת ההשערה שצמצום במלאי ההון הנקי נובע רק מאי-השקעה בפחת
(— = לא רלבנטי)

1991	1990	1989	
פחת — 6%			
—	1.59	1.52	יצוא
0.59	0.89	1.35	תשומות בנייה
0.19	1.60	0.12	נדל"ן ובינוי
2.36	2.76	2.04	תעשייה מקומית
0.68	1.02	3.55	שירותים, מסחר
פחת — 8%			
—	1.14	0.86	יצוא
—	—	0.55	תשומות בנייה
—	1.08	—	נדל"ן ובינוי
1.03	1.86	1.45	תעשייה מקומית
—	0.18	3.14	שירותים, מסחר

ההשערה היא חד-צדדית, ולכן הסטטיסטי למבחן רלבנטי רק כאשר שיעור הצמצום במלאי ההון גדול בערכו המוחלט משיעור הפחת הממוצע. לכן חושבו הערכים בלוח רק עבור מקרים אלה. נדחה את השערת האפס, ברמת מובהקות של 5%, כאשר הסטטיסטי המוצג בלוח גדול מ-1.645.

ניתן לראות שבהנחה ששיעור הפחת הממוצע הוא 6% (זהו שיעור הפחת הממוצע באומדני מלאי ההון של בנק ישראל), השערת האפס נדחת רק בקבוצת חברות התעשייה המייצרות לשוק המקומי (בשלוש השנים) ובחברות לשירותים ולמסחר בשנת 1989 בלבד. בשיעור פחת ממוצע של 8% (המתאים יותר לשיעורי ההפחתה שמתיר מס הכנסה). השערת האפס נדחת רק לגבי חברות מסחר ושירותים בשנת 1989, וחברות לתעשייה מקומית בשנת 1990. מבחנים אלה מצביעים על סבירות גבוהה שהצמצום במלאי ההון שנצפה במאזני החברות שנחקרו אינו משקף פירוק ומכירת ציוד, אלא אי-התאמה בין הרישום החשבונאי להשקעה בפחת

במציאות, או גריטה מכוונת של הציוד ע"י אי-השקעה בפחת. מימצאים אלה מחזקים את ההנחה של אי-הפיכות בהשקעה. בגלל ההוצאה הגדולה הכרוכה בצמצום מלאי ההון (ראה פרק 2), תעדפנה פירמות להשבית חלק מהציוד ולגרוט אותו ע"י אי-השקעה בפחת, במקום לפרק את הציוד ולמכור אותו.

*

בהמשך נאמדות שלוש משוואות מיבניות להשקעה, שבאמצעותן ננסה ללמוד על הגורמים המשפיעים על מדיניות ההשקעות של הפירמות. נקודת המוצא היא המודל שפותח בפרק 2. משוואת השינוי במלאי ההון [דוגמת משוואה (14)] היא:⁶

$$(21) \quad I/K = F(q^*, K) .$$

נוסיף משוואה שנייה המגדירה את q^* [ראה משוואה (10)]:

$$(22) \quad q^* = Q(K, I, r, D)$$

D היא קבוצה של משתני דמי המייצגת מידע שנמצא ברשות החברות בתהליך יצירת הציפיות. מידע זה יכול להיות לגבי מעורבות צפויה של הממשלה בשוקים השונים, תוכניות סיוע להשקעות, גל העלייה וכיו"ב. שער הריבית r לא יופיע כמשתנה מסביר כי הוא אחיד לכל הפירמות, אולם השפעתו עשויה להיתפס ע"י הכנסת הזמן כמשתנה מסביר. משוואות (21) ו-(22) הינן מערכת משוואות סימולטניות, שאחד המשתנים בה אינו נצפה. עקב כך לא ניתן לאמוד את המשוואות המיבניות, אך ניתן לאמוד צורה מצומצמת שלהן, ע"י הצבת q^* מ-(22) במשוואה (21):

$$(23) \quad I/K = R(K, r, D)$$

ומכאן, המשוואה שנאמדה היא:

$$(24) \quad \ln(K1) = \alpha_1 \cdot \ln(K0) + \sum_{ij} \beta_{ij} \cdot D_{ij} + \epsilon$$

כאשר: $i = 1989, 1990, 1991$; $j = 1, \dots, 5$ ה-קבוצות לפי החלוקה הקודמת. ניתן לראות שהזמן מיוצג ע"י משתני דמי ואמור לבטא גם את השפעת שער הריבית. אם α_1 שווה ל-1, שיעור השינוי במלאי ההון אינו תלוי במלאי ההון הקיים (או, לחלופין, בגודל הפירמה). אלא רק בציפיות לרווחיות עתידית, בדומה למה שהוצג במשוואה (15).

⁶ הכוכבית שליד q מציינת שמשתנה זה אינו נצפה, מכיון שהמשתנה המסביר הוא ה- q השולי ולא ה- q הממוצע (ראה פרק 2).

לוח 6 מציג את תוצאות האמידה של משוואה (24). המקדם של מלאי ההון בתחילת התקופה אמנם קרוב מאוד ל-1, אך הסטטיסטי לבדיקת ההשערה ש- $\alpha_1 = 1$ הוא 2.03, ולכן ההשערה נדחת ברמת מובהקות של 5%. המקדם הנגזר של מלאי ההון בפיגור, שהוא הגמישות של שיעור השינוי במלאי ההון ביחס למלאי ההון ($\alpha_1 - 1$) הוא -0.03. ניתן ללמוד מכך כי בממוצע, שיעור השינוי במלאי ההון של הפירמות הקטנות היה גדול יותר משיעור השינוי המקביל בפירמות הגדולות.

לוח 6. אומדני משוואת השקעה ניאו-קלאסית [משוואה (24)]*

1991	1990	1989		
		0.9710	מקדם	הון פיסי בתחילת התקופה
		0.0143	White SE	
		68.0001	ערך T	
				משתני דמי: ענפים
0.3624	0.3526	0.2723	מקדם	יצוא
0.1543	0.1550	0.1509	White SE	
2.3493	2.2749	1.8042	ערך T	
0.3964	0.3743	0.3934	מקדם	ייצור תשומות לבנייה
0.1464	0.1413	0.1499	White SE	
2.7067	2.6494	2.6246	ערך T	
0.4691	0.5085	0.5583	מקדם	נדל"ן ובינוי
0.6151	0.8191	0.1312	White SE	
3.0935	2.6514	2.6206	ערך T	
0.3339	0.2598	0.2307	מקדם	תעשייה לשוק המקומי
0.1516	0.1468	0.1484	White SE	
2.2022	1.7697	1.5544	ערך T	
0.4460	0.3217	0.1829	מקדם	שירותים, מסחר ומחשבים
0.1618	0.1544	0.1519	White SE	
2.7556	2.0830	1.2039	ערך T	
		0.3328		SE של השאריות

* רמות מובהקות לפי ערכי t: $t > 1.645$ — 10%; $t > 1.960$ — 5%; $t > 2.576$ — 1%.

המאפיין הבולט של מקדמי משתני הדמי הוא הפרשים גדולים בין הענפים בכל אחת מהשנים. המימצאים של לוח 6 מעידים על מספר תופעות כלכליות, שחלקן הוזכר כבר. ראשית, לא נמצאה עדות להשפעה של שער הריבית על התנהגות הפירמות הנחקרות. העלייה במקדמים

של משתני הדמי בין השנים הנדונות אינה אחידה וחלק מהמקדמים עלו דווקא בשנת 1991, שבה עלה שער הריבית.

הציפיות לרווחיות בענף הבנייה והנדל"ן היו בשיאן ב-1989, כאשר גל העלייה היה רק בתחילתו (ב-1989 היה מספר העולים מבריה"מ כ-13,000 לעומת 184,000 ב-1990 ו-147,000 ב-1991; המקור: למ"ס, שנתון סטטיסטי 1992); ציפיות אלה הן בסימן ירידה, וניתן להסיק על פי התוצאות הנ"ל שב-1991 כבר צפו חברות הבנייה את הפסקת מעורבות הממשלה בשוק זה החל משנת 1992. גם בתעשייה לתשומות בנייה הציפיות לרווחיות החלו כבר ב-1989 ונשארו יציבות על פני התקופה. שוב אנו נוכחים שההערכה שרווחה במשרדי הממשלה, כי ענף הבנייה "יושב על הגדר" ואינו ערוך לגל העלייה, אינה נתמכת במימצאים שלפנינו. בחברות היצוא חל גידול בציפיות לרווחיות במשך כל התקופה, ואין עדות במימצאים להסטה בפעילות העסקית מפעילות מוטת-יצוא לפעילות המוטה לכיוון השוק המקומי.

הגידול הבולט בציפיות לרווחיות אצל החברות הפועלות בשוק המקומי הוא בחברות המסחר והשירותים, החל משנת 1990 (בתעשייה לשוק המקומי חל גידול בציפיות ב-1991), וניתן ליחס גידול זה לציפיות לרווחיות שנבעו מגל העלייה מבריה"מ.

*

כעת ננסה לבדוק האם מצב הנזילות של הפירמה משפיע על מדיניות ההשקעות שלה. לשם כך נלך בגישתם של Hoshi, Kashyap & Scharfstein (1991). נציב משתנה נזילות במשוואה (24) ונבדוק את מובהקות המקדם שלו. משתנה הנזילות שבחרנו בו הוא ערך הנכסים השוטפים של הפירמה בתחילת התקופה C_0 . הנכסים השוטפים של הפירמה כוללים, בדרך כלל, מזומנים, ני"ע, מלאי, חובות של לקוחות וכיו"ב.⁷

על-מנת לבטל את השפעת גודל הפירמה חולקו הנכסים השוטפים בסך ערך המאזן (A_0) של החברה ולכן משתנה הנזילות במשוואה הוא: $c_0 = C_0/A_0$. המשוואה שנאמדה היא:

$$\ln(K_1) = \alpha_1 \cdot \ln(K_0) + \alpha_2 \cdot c_0 + \sum_{ij} \beta_{ij} \cdot D_{ij} + \epsilon \quad (25)$$

כאשר: $i = 1989, 1990, 1991$; $j = 1, \dots, 5$ הקבוצות לפי החלוקה הקודמת. תוצאות האמידה מוצגות בלוח 7. האומדן לפרמטר α_2 שונה באופן מובהק מאפס, כלומר, מצב הנזילות של הפירמה משפיע על שיעור השינוי במלאי ההון. אומדן זה הוא הגמישות של שיעור השינוי במלאי ההון ביחס למרכיב הנכסים השוטפים במאזן, שנאמדה בכ-30%. הסטטיסטי לבדיקת ההשערה ש- α_1 שווה ל-1 הוא כעת 0.47, ולכן לא ניתן לדחות את ההשערה. מלאי ההון של הפירמה (או, לחלופין, גודלה) אינו משפיע על שיעור השינוי במלאי ההון.

⁷ עקרונית, ניתן לבצע עידון של הניתוח ע"י שימוש רק בערך המזומנים או במזומנים וני"ע, אולם בקובץ הנתונים אין פירוט כזה ולכן השתמשנו בערכם של כלל הנכסים השוטפים.

המימצא המפתיע בלוח 7 הוא שכל המקדמים של משתני הדמי אינם מובהקים כאן. למעשה, על פי מימצאי לוח 7, שיעור השינוי במלאי ההון אינו מושפע כלל מציפיות לרווחיות, אלא רק ממצב הנזילות של הפירמה. משוואת ההשקעה על פי תוצאות האמידה של לוח 7 היא איפוא:

$$(26) \quad I/K = F(L)$$

כאשר L הוא מצב הנזילות של הפירמה.

לוח 7. משוואת השקעה עם השפעת נזילות (נכסים שוטפים)*

1991	1990	1989		
		0.3020	מקדם	מרכיב נכסים שוטפים
		0.0774	White SE	
		3.9038	ערך T	
		0.9941	מקדם	הון פיסי בתחילת התקופה
		0.0125	White SE	
		79.6587	ערך T	
				משתני דמי: ענפים
				יצוא
		0.1480	מקדם	
		0.1394	White SE	
		-1.0619	ערך T	
		-0.0250	מקדם	ייצור תשומות לבנייה
		0.1396	White SE	
		-0.1794	ערך T	
		0.1614	מקדם	נדל"ן ובינוי
		0.1787	White SE	
		0.9035	ערך T	
		-0.1824	מקדם	תעשייה לשוק המקומי
		0.1368	White SE	
		-1.3330	ערך T	
		-0.2408	מקדם	שירותים, מסחר ומחשבים
		0.1487	White SE	
		-1.6187	ערך T	
		0.32833		סטיית תקן של השאריות

* רמות מובהקות לפי ערכי t: 10% — t > 1.645; 5% — t > 1.960; 1% — t > 2.576.

זוהי תוצאה קיצונית, שקשה להסבירה מבחינה תיאורטית; היא אינה תואמת את מימצאיהם של Hoshi, Kashyap & Scharfstein, שמצאו כי q הנצפה משפיע על ההשקעות. כדי לבדוק את ההשערה כי משוואת ההשקעות היא מהטיפוס של משוואה (26), ערכנו מבחן להשערה המשותפת שכל המקדמים של משתני הדמי שווים לאפס. מכיון שהשאריות הן הטרוסקדסטיות, לא ניתן להשתמש במבחן F הרגיל ולכן נערך מבחן Wald, כלהלן:

$$(27) \quad W = (R \cdot b)' \cdot (E \cdot \text{Est } V \cdot R')^{-1} \cdot (R \cdot b)$$

כאשר: R — מטריצת האילוצים; b — ווקטור האומדים.
הסטטיסטי W מתפלג χ^2 עם 15 דרגות חופש (כי R מייצג 15 אילוצים). ערך הסטטיסטי W שהתקבל הוא 62.77, בעוד שהערך הקריטי לדחיית ההשערה ברמת מובהקות של 5% הוא 25.0. מכאן, שחלק ממשתני הדמי משפיעים על המשתנה התלוי, אולם כנראה שקיימת מולטי-קוליניאריות (יש משתנים עודפים במשוואה). וכתוצאה מכך המקדמים של כולם התקבלו לא-מובהקים. בכל מקרה, תוצאות המבחן מטילות ספק במשוואת השקעה מהטיפוס (26). כדי למצוא את הניסוח המתאים של משוואת ההשקעה נערכו מספר נסיונות, ע"י השמטת משתנים ממשוואה (25) ובדיקת המובהקות של המשתנים הנותרים. המשוואה הטובה ביותר שקיבלנו מוצגת להלן:

$$(28) \quad \ln(K_1) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln(K_0) + \alpha_2 \cdot c_0 + \sum_{i=1}^9 \beta_i \cdot D_i + \epsilon$$

כאשר:

D_1 – חברות יצוא בשנת 1990.	D_6 – חברות נדל"ן ובנייה בשנת 1989.
D_2 – חברות יצוא בשנת 1991.	D_7 – חברות נדל"ן ובנייה בשנת 1990.
D_3 – תעשייה לתשומות בנייה בשנת 1989.	D_8 – חברות נדל"ן ובנייה בשנת 1991.
D_4 – תעשייה לתשומות בנייה בשנת 1990.	D_9 – חברות למסחר ושירותים בשנת 1991.
D_5 – תעשייה לתשומות בנייה בשנת 1991.	

תוצאות האמידה של משוואה (28) מוצגות בלוח 8. המקדמים של מלאי ההון ושל מרכיב הנכסים השוטפים במאזן דומים לאלה שבלוח 7. גם כאן הסטטיסטי לבדיקת ההשערה ש- α_1 שווה ל-1 הוא 0.44, ולכן ההשערה לא נדחת. כלומר, מלאי ההון אינו משפיע על שיעור השינוי בו. השפעת הנזילות מובהקת, והגמישות של שיעור השינוי במלאי ההון ביחס למרכיב הנכסים השוטפים במאזן היא כ-30%.

לוח 8. משוואת השקעה מתוקנת עם השפעת נזילות (נכסים שוטפים)*

1991	1990	1989		
			קבוע	מקדם
		-0.1482		White SE
		0.1341		ערך T
		-1.1050	מרכיב נכסים שוטפים במאזן בתחילת התקופה	מקדם
		0.3006		White SE
		0.0772		ערך T
		3.8954	הון פיסי בתחילת התקופה	מקדם
		0.9945		White SE
		0.0124		ערך T
		80.4374	משתני דמי יצוא	מקדם
0.0830	0.0720	0.0000		White SE
0.0337	0.0376			ערך T
2.4620	1.9149		ייצור תשומות לבנייה	מקדם
0.1113	0.1037	0.1205		White SE
0.0543	0.0436	0.0645		ערך T
2.0521	2.3814	1.8692	נדל"ן ובינוי	מקדם
0.2109	0.2581	0.3071		White SE
0.0569	0.0913	0.1083		ערך T
3.7039	2.8268	2.8357	תעשייה לשוק המקומי	מקדם
0.0000	0.0000	0.0000		White SE
				ערך T
0.1653	0.0000	0.0000	שירותים, מסחר ומחשבים	מקדם
0.0871				White SE
1.8988				ערך T
		0.9601	R ² מתוקן	
		0.3283	SE של השאריות	

* רמות מובהקות לפי ערכי t: $t > 1.645$ — 10%; $t > 1.960$ — 5%; $t > 2.576$ — 1%.

למשוואה (28) הוכנס קבוע המבטא את השפעתם המשולבת של משתני הדמי שהושמטו, אולם ניתן לראות מלוח 8 כי מקדם הקבוע אינו מובהק. לל המקדמים של משתני הדמי שנכללו במשוואה (28) מובהקים ברמה של 6% (או פחות) וכולם מראים השפעה חיובית על שיעור השינוי במלאי ההון. לאחר שנוכחה השפעת הנזילות, מקדמים אלה מבטאים את הציפיות

לרווחיות, כפי שבאו לידי ביטוי במדיניות ההשקעות של הפירמות שנחקרו. משוואה (28) משלבת, איפוא, מודל ניאאו-קלאסי של השקעות עם ציפיות רציונאליות והשפעת נזילות, שההסבר לה מצוי במודלים של אינפורמאציה לא-סימטרית.

5. סיכום

התוצאות שהוצגו בעבודה זו מלמדות על מבנה ההשקעות בשני מישורים המתקשרים זה לזה. המישור הראשון הוא המישור התיאורטי, כלומר, מהן ההשלכות של המימצאים האמפיריים שהוצגו כאן (ומימצאים דומים בעבודות אחרות) על הבנתנו את האופן שבו פירמות נכנסות לפרויקטים של השקעה. השני הוא מישור של מדיניות: כיצד יכולה הממשלה לעודד השקעות, ומהם האמצעים היעילים לצורך מדיניות עידוד השקעות במשק.

בעבודה זו, כמו בעבודות נוספות בתחום זה, מתברר שמצב הנזילות של הפירמה משפיע על מדיניות ההשקעות שלה. במילים אחרות, הפירמה עלולה לדחות השקעות בעלות ערך נוכחי נקי חיובי משום שאין באפשרותה למצוא מקורות מימון להשקעות אלו. כתוצאה מכך, המקורות הפנימיים העומדים לרשות הפירמה (מזומנים, נ"ע) קובעים במידה רבה את היקף ההשקעות, כפי שמראות התוצאות שהתקבלו באמידת משוואות (25) ו-(28).

נשאלת השאלה, מדוע יש לפירמות בעיה של מקורות מימון, במיוחד כאשר מדובר בחברות שנסחרות בבורסה ושיש באפשרותן לגייס הון מהציבור. התשובה המקובלת בתיאוריה הכלכלית היא, שבעיה זו נובעת מאינפורמאציה לא-סימטרית בין הפירמה לבין בעל ההון — בנקים ו/או משקיעים חיצוניים — שכתוצאה ממנה נוצרים קשיים בגיוס הון. באופן מעשי ניתן לחשוב על מספר בעיות הנובעות ממצב של אינפורמאציה לא-סימטרית. למשל: עלויות גבוהות בהנפקת מניות לציבור, בגלל הצורך בחתמות, הכנת תשקיפים וכד'; מגבלות על הנפקות שמטילה הרשות לנ"ע (כגון מינימום הון עצמי וכד'); דרישה של מלווים לקבלת ערבויות או לשיעבוד נכסים לצורך מתן הלוואות.⁸

המימצאים שהוצגו בעבודה זו מחזקים את ההשקפה לפיה א-סימטריות באינפורמאציה בשוקי ההון מקשה על פירמות המנסות לגייס מקורות לצורך מימון פרויקטים של השקעות. נראה על פי המימצאים שקשיים בהשגת מימון להשקעות מהווים מגבלה הרבה יותר משמעותית משינויים בשערי הריבית, הזוכים לתשומת לב ציבורית רבה. נזכיר שוב את הירידה בשערי הריבית בין שנת 1988 ל-1989 (לוח 2), שלא הביאה לגידול בהשקעות בחברות הבורסאיות, ואת העלייה בשערי הריבית ב-1991, שלא גרמה לצמצום בהשקעות בחברות אלה.

אלו אמצעי מדיניות אפקטיביים יכולה הממשלה להפעיל כדי לעודד השקעות? מהדיון עולה שעיקר המאמץ צריך להיות בכיוון של שוק הון משוכלל יותר, והקלות בגיוס הון. יש לזכור שחלק מהמגבלות שהוזכרו בקשר לגיוס הון בבורסה הוטלו ע"י הרשויות על מנת למנוע ניצול לרעה של

⁸ נכסיה הנזילים של הפירמה יכולים לשמש לא רק כמקורות למימון השקעה, אלא גם כבטחונות לצורך קבלת אשראי. לכן, ככל שלפירמה יש יותר נכסים נזילים כן ייקל עליה לקבל אשראי.

העדר אינפורמציה בקרב המשקיעים מצד חברות המנסות לגייס הון מהציבור. אולם נראה לנו ששיפורים מינהליים, כגון החשת תהליך אישור התשקיפים ברשות לני"ע (ואולי גם הקלות בדרישות להון עצמי אצל חברות הרוצות להנפיק מניות לציבור), יכולים להקטין את הקושי הכרוך בגיוס הון.

צעד מדיניות נוסף — שכבר ננקט במסגרת התיקון לחוק לעידוד השקעות הון — הוא מתן ערבות מדינה להשקעות תמורת פרמיה. מדיניות זו פירושה, שהמדינה מבטחת למעשה את הבנקים כנגד העדר יכולת-החזר של הפירמות, כאשר הפרמיה נגבית מהפירמות עצמן. לא ידוע לנו מה מידת הכיסוי של פרמיה (בשיעור של 1.5%) שנגבתה מהפירמות. כדי לבדוק נושא זה יש צורך בנתונים על מספר הפירמות שלא עמדו בפרעון חובותיהן, שמהם ניתן לחשב את ההסתברות לאי-פרעון החוב. עם זאת, נראה לנו שזהו שיעור פרמיה נמוך מאוד וכי למעשה הממשלה נטלה על עצמה חלק גדול מהסיכון. השאלה שעולה בנושא זה היא: האם כדאי לממשלה, מנקודת ראות כלל-משקית, ליטול על עצמה את הסיכון שבאי-עמידת חלק מהפירמות בהתחייבויותיהן, וע"י כך לפתור את כשל השוק הנובע מאינפורמציה לא-סימטרית. שאלה זו דורשת דיון נפרד, הן במישור התיאורטי והן במישור האמפירי.

שינוי תזרים ההכנסות העתידי ע"י הקלות במיסוי, פחת מואץ וכיו"ב הן דרכים פחות מומלצות להתערבות ממשלתית. הן עלולות ליצור עיוות בהקצאת המקורות ע"י כך שפירמות תשקענה בפרוייקטים לא-רווחיים רק בכדי לזכות בהטבות מס. נראה לנו, על סמך המימצאים בעבודה זו, כי מדיניות ההשקעות של הפירמות נובעת ממערכת של ציפיות רציונליות וניתוח כלכלי של רווחיות השקעותיהן בטווח הארוך. המימצאים לגבי ענפי הבנייה והתעשייה לבנייה מראים ציפייה לרווחיות כבר ב-1989, וזאת בניגוד לדעה שרווחה במשרדי הממשלה, שחברות בענף הבנייה אינן נערכות לגל העלייה. הציפייה לרווחיות, שבאה לידי ביטוי בענפי השירותים והמסחר ב-1991, כנראה נבעה מגל העלייה, בעוד שבענפי התעשייה לשוק המקומי לא נמצאה השפעה של הסדרי הפחת המואץ שניתנו לכל החברות התעשייתיות החל מ-1991.

בעקבות זאת נראה לנו שמדיניות הממשלה לצורך עידוד השקעות צריכה להתמקד בעיקר בטיפול בשוקי ההון, שבהם אי-השכלול ואינפורמציה לא-סימטרית גורמים לקשיים בגיוס הון. לעומת זאת, אמצעי מדיניות שמטרתם "ליצור רווחיות" בטווח הקצר, דרך הקלות במיסוי, מענקים, וכיו"ב — נראים לנו פחות יעילים, על סמך מימצאי עבודה זו.

ביבליוגרפיה

- בוך, ר' (1984), **סדרות מלאי ההון בתעשייה בישראל 1960-1984**, בנק ישראל, מחלקת המחקר, יוני.
- הבורסה לני"ע בתל אביב בע"מ (1992), **נתונים פיננסיים של החברות הבורסאיות: דו"חות שנתיים 1988-1991**, 9, יוני.
- בנק ישראל, המח' המוניטרית (1992), **התפתחויות בשוקי ההון והכספים: 1991**, פרסום מס' 59, מרס.
- (1990, 1991), **דין-וחשבון שנתי**.
- למ"ס (1986), **סקר מלאי ההון הקבוע בתעשייה 1.1.1982**, פרסום מס' 785.
- (1992), **חשבונות לאומיים 1980-1991**, מוסף לירחון הסטטיסטי לישראל, 5, מאי.
- , **שנתון סטטיסטי לישראל 1992**, ירושלים.
- Begg, D. K. H. (1982), *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*. Oxford: Phillip Allen.
- Blanchard, O. J. and S. Fischer (1992), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig (1983), "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," *Journal of Political Economy*, 91: 401–19.
- Greene, W. (1990), *Econometric Analysis*. New York: Macmillan.
- Hayashi, F. (1982), "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, 50: 213–24.
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein (1991), "Corporate Structure, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, 106 (February): 33–61.
- Maddala, G. S. (1986), *Econometrics*. Singapore: McGraw-Hill.
- Pindyck, R. (1991), "Irreversibility, Uncertainty, and Investment," *Journal of Economic Literature*, 29 (Sept.): 1110–48.
- Stiglitz, J. and A. Weiss (1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *The American Economic Review*, 71: 393–410.
- Williamson, S. D. (1986), "Costly Monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing," *Journal of Monetary Economics*, 18: 159–80.
- Yoshikawa, H. (1980), "On the 'q' Theory of Investment," *American Economic Review*, 70: 739–43.