

פירוק חברות מסיבות מקרו-כלכליות

דן שהרבני*

עיקר הממצאים

עבודה זו מנתחת את מאפייניהן של חברות ישראליות שפורקו. נמצא כי אלה הן חברות חדשות יחסית, כי הן העסיקו מספר עובדים קטן מן הממוצע של חברות במגזר העסקי, הן פעלו בעיקר בשוק המקומי, עסקו בעיקר בייצור, ובפרט בענפי תעשייה מסורתיים ובענף הבנייה. ההשפעה של משתנים מקרו-כלכליים על שיעור החברות שהתפרקו בשל חדלות פירעון נבחנה לפי נתונים רבעוניים לתקופה 1990:I עד 2002:I. נמצא כי שיעור החברות המתפרקות עולה כשהאינפלציה בפועל, לאורך זמן, נמוכה מזו שהייתה צפויה, וכשהריבית הנומינלית או הריאלית עולה. שינויים בשער החליפין הריאלי אינם משפיעים על שיעור החברות המתפרקות. כן נמצא שככל שהתוצר נמוך מהפוטנציאל שלו, גדל מספר החברות המתפרקות.

1. הקדמה

עבודה זו חוקרת את הגורמים לכשל של חברות בישראל. כשל של חברה ניתן להגדיר במספר הגדרות: (א) הפסקת פעילות העסק; (ב) תשואה לא הולמת; (ג) חדלות פירעון מכוח פסיקת בית משפט. ההגדרה הראשונה היא אינדיקציה לכשל עסקי, משום שסביר כי המשאבים שהשתחררו אל השוק נותבו להזדמנויות עסקיות רווחיות יותר. זוהי הגדרה רחבה מאוד של כשל, שכן הפסקת הפעילות העסקית יכולה להיגרם ממניעים לא-כלכליים, כמיזוג, או רכישה, ואפילו לבטא שינוי שם בלבד. יתרונה של ההגדרה השנייה, שהיא מספקת קריטריון כלכלי לכשל – אולם זוהי הגדרה סובייקטיבית, מפני שקשה להגדיר מהי תשואה הולמת. בעבודה זו מטעמים של זמינות הנתונים, אנו מתמקדים בפירוק שלא מרצון, דהיינו במצבים שבהם בית משפט מכריז על חברה כחדלת פירעון. פירוק שלא מרצון מבוסס על קריטריון כלכלי, מפני שחדלות פירעון נובעת מחוב שאינו שנוי במחלוקת. כ-5 אחוזים מן העסקים שפעילותם הופסקה נסגרו מסיבה זו. העבודה מראה קשר בין ההגדרה השלישית לשנייה, כך שמסגירת חברות בצו בית משפט ניתן להסיק לגבי סגירה מסיבות כלכליות.

* מחלקת המחקר של בנק ישראל.

תודה ליונה רובינשטיין ולישי יפה, וכן לחברי מחלקת המחקר, בפרט לקובי בחירדא וליגאל מנשה - על הצעותיהם המועילות. תודה לשמחה בר-אליעזר מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, לנטשה אפשטיין, לכפיר קאלישי, לשאולי צנלסון ממכון היצוא הישראלי, לולדימיר ליפשיץ, לאולגה סמינובה ולנעה אורבך על עזרתם בהשגת הנתונים ועל הסיוע בעיבודם. תודה מיוחדת לירון ארבל וליוסף זילביגר, לגיחית שר-שלום ולאברהם סוטו ממשרד כונס הנכסים הרשמי על עזרתם בהשגת נתוני חברות שהתפרקו ובהבהרת משמעותם.

תחילה מיינו את החברות שפורקו לפי הענף הכלכלי, והשווינו כל אחד מהענפים לכלל המגזר העסקי, כדי לאפשר השוואה של סיכויי הפירוק בין ענפים שונים. מצאנו כי סיכוייהן של חברות תעשייה להתפרק רבים מאלה של חברות שירותים או חברות מסחר. בין חברות התעשייה, החברות בעלות הסיכויים הרבים ביותר להתפרק הן אלה המשתמשות בטכנולוגיה מסורתית. נוסף על כך, חברות שהתפרקו העסיקו בממוצע מעט עובדים, ושיעור החברות המייצאות בקרבן קטן משיעורן במשק. שיעור הכשל של חברות נקבע על ידי שלושה גורמים: (1) סיכון ברמת החברה, הנובע מאפקטיביות הניהול שלה, מהלימות הונה או מגילה. חברות צעירות נוטות להיכשל יותר מחברות ותיקות (Altman, 1993). חברות קטנות מועדות לפירוק עקב חדלות פירעון יותר מחברות גדולות, משום שגישתן לשוקי האשראי פחותה (Bernanke, 1995, and Gertler). (2) סיכון ברמת הענף – זעזוע כגון חשיפה של הענף לרפורמה ביבוא או במכס. (3) סיכון שמקורו בגורמים מקרו-כלכליים או מוניטריים.

מטרת עבודה זו להסביר את השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים – כדוגמת הריבית הבסיסית של הבנק המרכזי, האינפלציה הבלתי צפויה, האשראי למגזר העסקי, פער התוצר, ההפרש בין שינויי השכר הריאלי לשינויים בפירוש העבודה, וקצב הקמתן של חברות חדשות – על שיעור החברות שהתפרקו עקב חדלות פירעון. חברה כושלת בדרך כלל בגלל שילוב של גורמים. אם, לדוגמה, יש לחברה התחייבויות במטבע חוץ, פיחות במטבע המקומי מונע בעדה לכסות את התחייבויותיה, והיא עלולה להגיע לפירוק בגלל חדלות פירעון. כשל עסקי הוא אפוא תוצאה של שני גורמים: גורם הקשור בחברה וגורם מקרו-כלכלי – החלטת המנהל ליטול הלוואה במטבע חוץ ופיחות המטבע המקומי.

בעבודה זו אנו מתחקים אחר השפעתם של גורמים מקרו-כלכליים, הנקבעים על ידי מעצבי המדיניות – שיעורי הריבית, האינפלציה וכדומה – על חדלות הפירעון של חברות. נשתמש בנתונים מקרו-כלכליים על שיעור הפירוקים שלא מרצון, סדרה הזמינה בישראל לתקופה I:1990 עד I:2002.

הגורמים והדינמיקה של כשלים עסקיים נבדקו במספר מחקרי רוחב (Taffler, Wilson, Hope ; 1986, Keasey & Waston ; 1983, Altman & Spicack ; 1983, and Summers, 2000). עבודות אלו ניתחו את המאפיינים הפיננסיים של חברות שכשלו באמצעות נתונים ברמת המיקרו, וגילו כי לעתים קרובות קדמו למצוקה הפיננסית ולפירוק מגבלות נזילות ובעיות בתזרים המזומנים. עם זאת יש לציין כי מטרתם של מרבית מחקרים אלה הייתה לבנות מודל לניבוי כשל של חברה בודדת. לחקירת השפעתם של המשתנים המקרו-כלכליים על שיעור החברות שהתפרקו שלא מרצון יש חשיבות, משום שהשפעה זו יכולה לשמש אינדיקציה להשפעת משתנים מקרו-כלכליים על סגירת עסקים בכלל, ובכך – לפגיעות של המגזר העסקי.

חדלות פירעון היא מצב קיצוני של מצוקת אשראי. חברות המגיעות לחדלות פירעון עלולות להשפיע על ההון הבנקאי: אם ההפסד של הבנק לא היה צפוי מראש, ההון הבנקאי נשחק, ובעקבותיו נחלשת המערכת הבנקאית. הבנת הגורמים לחדלות פירעון של חברות בישראל חשובה אפוא לבנקים, לרגולטורים ולרשויות. בחנו גם את השפעתם של גורמים מקרו-כלכליים על מצוקתן הפיננסית של חברות תעשייה הנסחרות בבורסה, ומצאנו כי השפעה כזאת אכן קיימת. אך כיוון שאוכלוסייה זו שונה במהותה מאוכלוסיית החברות שפורקו, לא תמיד גורמים מקרו-כלכליים משפיעים על שתי האוכלוסיות באותה הדרך.

לניתוח פירוקי החברות אנו משתמשים בשיעור החברות שהתפרקו (liquidation rate), שהוא מספר החברות שהתפרקו חלקי סך החברות. יש מקום למדד המביא בחשבון את גודל החברה – בהיותו בעל חשיבות לבנקים – אך בישראל אין נתונים מצרפיים על גודלן של חברות שפורקו.

עם זאת נציין כי חדלות פירעון הנובעת מגורמים ברמת החברה, הענף או המשק עשויה להשפיע לחיוב על המגזר העסקי בכללותו (Caballero and Hammour, 1994), משום שמשאבים מחברות או מענפי תעשייה פחות יעילים מוקצים מחדש לחברות ולענפים יעילים יותר.

הממצאים האקונומטריים מראים כי הקשרים העיקריים בין פירוק חברה שלא מרצון ובין הגורמים הפוטנציאליים לפירוקה עולים בקנה אחד עם התיאוריה: עלייה בשיעורי הריבית הנומינליים והריאליים וירידה לא צפויה באינפלציה מעלות את שיעור החברות שהתפרקו שלא מרצון. גם פער תוצר (שלילי) גבוה (המאפיין תקופת מיתון) פועל לעלייה של שיעור החברות המתפרקות. גידול ברמת ההלוואות למגזר העסקי ובשיעור ההקמה של חברות חדשות מקטינים את שיעור החברות המתפרקות שלא מרצון בטווח הקצר יותר, אולם מגדילים אותו בטווח הארוך יותר; האפקט הכולל – בטווחים הקצר והארוך – של כל אחד משני גורמים אלו אינו ברור ללא בדיקה אמפירית.

העבודה בוחנת את השפעתם של פרמטרים מקרו-כלכליים גם על יציבותן הפיננסית של חברות תעשייה הנסחרות בבורסה. פירוק של חברות כתוצאה מגורמים מקרו-כלכליים הוא מדד למצוקה פיננסית במובנה הרחבה ביותר, שכן סביר להניח כי חברה שהתפרקה עקב חדלות פירעון נתקלה בקשיים פיננסיים טרם חיסולה. הדבר מוביל אפוא לשאלה הרחבה יותר – שאלת השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים על חוסנו של המגזר העסקי.

ניתוח יחסים הפיננסיים בחברות תעשייה ציבוריות, המשקף את רמת מצוקתן הפיננסית, מראה כי חברות אלו מושפעות פחות מגורמים מקרו-כלכליים, ואינן מושפעות משינויים קצרי-טווח בשיעורי הריבית או מפער התוצר. לעומת זאת הן

מושפעות משינויים בשער החליפין, כפי שנוכל לצפות מחברות גדולות, שחלק ניכר מתוצרתן מיועד ליצוא.

בפרק 2 מתואר תהליך הפירוק המתנהל דרך בתי המשפט בישראל ומאפייניהן של חברות העוברות פירוק שלא מרצון דרך בתי המשפט; בפרק 3 מוצג המודל התיאורטי של חברה המתפרקת בצו של בית משפט, וכן ממצאים מהספרות בנושא; בפרק 4 מוצגים המודל האמפירי והתוצאות של השפעת של פרמטרים מקרו-כלכליים על פירוק חברות, וכן ההשפעה של פרמטרים מקרו-כלכליים על היציבות הפיננסית של חברות הנסחרות בבורסה. בפרק 5 מובא סיכום העבודה.

2. פירוק חברות דרך בתי המשפט

א. הליך הפירוק דרך בתי המשפט בישראל

בישראל קיימים שלושה סוגים של צווי פירוק לחברות: מרצון; בפיקוח; בצו בית משפט. בעבודה זו נתייחס אך ורק לפירוק המתנהל באמצעות צו בית משפט, צו הניתן רק בהתקיים תנאים משפטיים ספציפיים. הסיבה העיקרית לבקשת צו פירוק מבית משפט (בלמעלה מ-95 אחוזים מהמקרים) היא חדלות פירעון, כלומר אי יכולת לשלם חוב שאינו שנוי במחלוקת.

לבתי המשפט ניתן מרחב פעולה מסוים בהחלטות פירוק (סעיפים 257 ו-263 לפקודת החברות), משום שהתהליך אינו הפיך. אם השופט סבור כי יש הצדקה חברתית או אחרת העולה על הצורך בפירוק, הוא רשאי לפסוק כי אין לסגור את החברה.

החוק אינו מזכיר יעילות כלכלית כסיבה לקבלה או דחייה של בקשת פירוק. עם זאת ישנם שיקולים כלכליים, שכן הון הוא משאב כלכלי, ופירוק משמעותו שההון המוחזר לנושים ינוצל להשגת תשואה שולית גבוהה יותר באמצעות עסקאות חלופיות. שיקולים של יעילות כלכלית גם מאפשרים לבית המשפט למנות כונס נכסים פעיל, במטרה להעלות את החברה על מסלול הבראה. כך נעשה במקרים של "אל-על", "מספנות ישראל" ו"אליאנס".

תהליך הפירוק מתנהל כך: כאשר הישות המבקשת פירוק, לרוב נושה, מגישה בקשה לבית המשפט, נשלח עותק למשרדה הרשום של החברה¹, ובקשת הפירוק מוגשת לכונס הנכסים הרשמי (כנ"ר). בשלב זה פותח הכנ"ר תיק רשמי לחברה. אם החברה מגישה את בקשת הפירוק, מצורפת לבקשה הצהרת נכסים והתחייבויות של החברה, הנכונה למועד הגשת הבקשה. החוק אינו מגדיר פרק זמן מרבי מהגשת הבקשה עד לדיון בבית המשפט. לאחר הגשת הבקשה לפירוק, ולפני דיון מהותי

¹ ההודעה על הגשת בקשה לפירוק מקנה לחברה הזדמנות נוספת לשלם את חובה.

בבקשה, רשאי בית המשפט למנות כונס נכסים זמני, שתפקידו לשמר את נכסי החברה, אך זה אינו רשאי ברוב המקרים למכור את נכסי החברה אלא בהיתר בית המשפט.

מן הנתונים שסיפק לנו הכנ"ר עולה כי פרק הזמן החציוני מהגשת בקשה עד הדיון בבית משפט הוא 160 יום, כלומר שני רביעים. פרק הזמן החולף עד לחיסול החברה שונה ממקרה למקרה, וההתקדמות עשויה להיות מהירה או איטית. ידוע כי תקופה זו קצרה במקרה של חברות הזנק (סטרט-אפ), משום שהעובדים בהן מודעים לזכויותיהם, ואילו בענפים אחרים התהליך עלול להתארך.

יש לציין כי חלק מהחברות שהתפרקו היו במצב של חוסר פעילות במשך זמן רב – מהפסקת פעילותן ועד להגשת הבקשה לפירוק. אין נתונים על שיעורן היחסי של חברות שהיו בלתי פעילות במשך תקופה ארוכה וטרם הוגשה בקשה לפירוקן.

צדדים נוספים לבקשת צו פירוק, וכן גם מתנגדים לבקשה, רשאים להשתתף בדיון על הצו בבית המשפט. הנתונים מראים כי צו פירוק ניתן ל-62 אחוזים מהחברות שלגביהן הוגשה בקשה לצו כזה. נתון שנשאר יציב פחות או יותר לאורך כל תקופת המחקר – I:1990 עד I:2002. אם בקשה לפירוק חברה נדחת על ידי בית המשפט, הנימוק ברוב המקרים הוא שהנושים הגיעו להסדר חוב עמה. מדיניות בתי המשפט בעניין מתן צווי פירוק לא השתנתה במשך השנים, אף כי כיום מתמנים פחות כונסי נכסים זמניים.

המערכת המשפטית בארץ נוטה לכיוון המשפט האנגלי, המעניק הגנה חזקה לנושים. בדירוג שערכו La Porta et al. (1998), קיבלה המערכת המשפטית של ישראל דירוג של 4/4 ביחס לזכויות נושים. בהשוואה בין מדינות, שנכללה באותה עבודה, קיבלה ישראל ציונים גבוהים מאוד במשתנים כדוגמת יעילות המערכת המשפטית והעדר שחיתות יחסי.

לאחר מתן צו פירוק (המשתנה התלוי *CLR* במודל האמפירי; מוגדר בנספח א'), על בית המשפט להכריע לגבי המשך התהליך: חקירת מנהלים, זיהוי נכסים, פירוק וכו'. מטרת הדוח המוגש על ידי הכנ"ר כשניתן צו פירוק היא לסייע לבית המשפט להגיע להכרעה. על בית המשפט לקבוע באיזו מידה תתפקד החברה לאחר מתן צו הפירוק, תוך שקילת סיכויי השתקמותה אם תימכר כעסק חי.

כיום יש אפשרות להשעות את תהליך הפירוק כדי להגיע להסדר, ובמקרים אלה אין לחברות כל תמריץ לפתוח בהליך הפירוק, ולאחר מכן להשתקם. נקבעו תקנות המתייחסות לדרישה זו בחוק, אך לתקנות אלה לא הייתה השפעה על מספר פירוקי החברות בתקופה הנחקרת, משום שהן נכנסו לתוקף רק בסיום התקופה. הדבר המאפיין חברות ששורדות לאחר תהליך הפירוק הוא שהן בעלות כושר פירעון, אך קיימת מחלוקת בין בעלי המניות שלהן.

ידוע שסיכויי השיקום של חברות גדולות גבוהים יותר, אך אין בידינו נתונים על כך. עוד בטרם נחקק החוק החדש, הוכנסו שינויים בתקנות הנוגעות להסדרי ההשעיה של הליכי פירוק. לאורך תקופת המדגם לא הוכנסו בפקודת החברות שינויים מהותיים שהשפיעו על שיעור החברות המתפרקות.

ב. מאפייניהן של חברות העוברות פירוק דרך בית המשפט

מספר העובדים הממוצע בחברות שהוחל בפירוקן בשנת 2001 עמד על 11.2², ואילו מספר העובדים הממוצע בחברות במגזר העסקי היה גבוה בהרבה – 17.3³. מקרב החברות המתפרקות 11.4 אחוזים היו חברות יצואניות, ואילו הנתון למשק כולו היה 23.7 אחוזים⁴. חברות שהוחל בפירוקן במהלך תקופת המחקר היו חברות שנסודו בממוצע 8.7 שנים קודם לכן, והחציון (של אותן חברות) עמד על 5.3 שנים. לפיכך, בהתאם לתיאוריה, לחברות חדשות יותר הסבירות להתפרק גבוהה מהממוצע במשק. אין ברשותנו נתונים על גילן הממוצע של כל החברות במשק, אך גילן הממוצע של חברות תעשייה הנסחרות בבורסה היה כ-28 שנה.

נפנה עתה לשאלה, אם חברות בענפים כלכליים מסוימים נוטות להתפרק יותר מחברות בענפים אחרים, וננתח את ההבדלים בין מאפייני חברות שהתפרקו למאפייני החברות במגזר העסקי כולו. כדי ליצור את מאגר הנתונים של חברות מתפרקות, מוזגו שני מאגרי נתונים של משרד המשפטים. האחד סיפק פרטים (השם והמספר הרשום של החברה) על חברות שהוחל בפירוקן (CLR – Company Liquidation Rate): שיעור החברות שפורקו), וכן על קבוצה גדולה יותר, של חברות שהוגשו לגביהן בקשות לצו פירוק (CAR – Company Application Rate). מאגר נתונים זה צורף למאגר שני, שהכיל מידע על מטרת ההקמה של כל אחת מהחברות. שם החברה ומטרת ההקמה איפשרו לנו לסווג כ-91 אחוזים מהחברות שקיבלו צווי פירוק לפי הענף הכלכלי. זאת בהתאם לסיווג הענפים הדו-ספרתי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס) מ-1993. כדי לאפשר השוואה של הסבירות להתפרק יחסית לממוצע במשק לפי ענפים, קיבלנו נתונים מהלמ"ס על מספר החברות במשק לפי ענף. (הנתונים התקבלו עבור 2002⁵ בלבד, מתוך קובץ מע"מ שברשות הלמ"ס; ראו לוח 1.)

² חושב מתוך מספר העובדים שהגישו תביעות פיצויים למוסד לביטוח לאומי כתוצאה מפירוק החברה שבה הועסקו, חלקי 0.8, משום שעל פי נתוני הכנ"ר כ-80 אחוזים מעובדים אלה מגישים תביעות.
³ מבוסס על נתוני רשם החברות 2002.

⁴ מבוסס על נתוני רשם החברות 2002. ההגדרה של יצוא היא יצוא גדול מ-5,000 דולרים. לפי הגדרה אחרת - מעל 10 אחוזים מהפדיון - החברות היצואניות הן 18.5 אחוזים מסך החברות.

⁵ פירוט של כל החברות לפי ענפים כלכליים זמין מהלמ"ס ל-2002 בלבד; אין ברשותנו פירוט לפי שנה-אחר-שנה.

לוח 1

חברות שהתפרקו, לפי הענף הכלכלי

הענף הכלכלי ¹	מספר החברות הפעילות במשק ² 2002	מספר החברות שהתפרקו במשק -1990: 1 2002: 1	אחוז החברות בענף מכלל החברות במשק ³	אחוז החברות שהתפרקו בענף מכלל החברות שהתפרקו במשק ⁴	הסבירות להתפרק יחסית לממוצע במשק לפי ענפים (ממוצע = 1.00) ⁵
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(4)/(3)
שירותים קהילתיים, חברתיים אישיים ואחרים	2,521	61	3.2	1.8	0.55
שירותי בריאות, רווחה וסעד	2,717	32	3.4	0.9	0.27
חינוך	682	23	0.9	0.7	0.77
שירותים עסקיים	21,890	631	27.5	18.1	0.66
בנקאות וביטוח	2,918	66	3.7	1.9	0.51
תחבורה אחסנה ותקשורת	4,030	152	5.1	4.3	0.86
שירותי אירוח ואוכל	3,444	137	4.3	3.9	0.91
מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים	20,407	810	25.7	23.2	0.90
בינוי, השמל ומים ⁶	9,312	550	11.7	15.7	1.34
תעשייה	10,436	988	13.1	28.3	2.15
חקלאות	1,186	45	1.5	1.3	0.86
סה"כ	79,543	3,496	100.0	100.0 ⁷	

(1) ענף המינהל הציבורי הושמט, שכן החברות בו אינן שייכות למגזר העסקי, ולכן אינן מתפרקות בגלל חדלות פירעון.

(2) סך החברות במשק וסך החברות שהתפרקו אינו מתוקנן בגין מספר העובדים.

(3) מספר החברות בענף הכלכלי חלקי מספר החברות במשק.

(4) מספר החברות שהתפרקו בענף הכלכלי חלקי מספר החברות שהתפרקו במשק.

(5) אחוז החברות שהתפרקו בענף הכלכלי חלקי אחוז החברות בענף הכלכלי.

(6) התפרקו בעיקר חברות מענף הבינוי.

(7) אחוז החברות שהתפרקו בכל המשק.

הענף הכלכלי שבו הסבירות לפירוק חברות היא הגבוהה ביותר הוא התעשייה, ואחריו הבינוי; לעומת זאת החברות בשירותי הבריאות, הרווחה והסעד, בכנקאות ובביטוח נמצאו כבעלות הסבירות הנמוכה ביותר לפירוק. חברות התעשייה, שהיוו 13 אחוזים בלבד מסך החברות במשק, מהוות 28 אחוזים מכלל פירוקי החברות בתקופת המחקר. הענף הבא אחרי התעשייה הוא מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים, שממנו באו 23 אחוזים מכלל החברות שהתפרקו, ואחריו שירותים עסקיים; זאת עקב מספרן הגדול של החברות בשני האחרונים.

ענפי הכלכלה של חברות שבהם הסבירות לפירוק היא הגבוהה ביותר הם גם הענפים שבהם התקבלו הבקשות הרבות ביותר למתן צו פירוק. במילים אחרות: מתן צו פירוק אינו תלוי בענף הכלכלי. (ראו נספח ג').

חלוקה לתקופות משנה – תקופת המחקר חולקה לשתי תקופות משנה: I: 1990 עד 1997: I וכן II: 1997 עד 2002. (ראו לוח בנספח ג'). ניכר כי המגמות בשתי תקופות המשנה זהות למגמה הכללית: אף כי מספר החברות שהתפרקו גדל בתקופת המשנה השנייה, הרי לאחר שקלול מספר זה עם מספר החברות הפעילות ככל תקופה, העלייה במספר הפירוקים בין שני תקופות המשנה אינה מייצגת עלייה בסבירות שהחברות יתפרקו. השוואה בין-ענפית מראה כי שני הענפים שבהם הסבירות לפירוק חברות היא הגבוהה ביותר בשתי תקופות המשנה היו התעשייה והבינוי. בענף הבינוי גדלה הסבירות להתפרק בתקופה השנייה, יחסית לממוצע במשק, עקב ירידה בביקוש למבנים, שנבעה בעיקר מזירידת מספר העולים החדשים. העליות הבולטות במספר החברות שהתפרקו בתקופה השנייה היו בענפים שירותי מחשוב, מחקר ופיתוח, ושירותי תקשורת⁶, והן קשורות קרוב לוודאי לגידול הבולט של פעילות הענפים האלה בשנים האחרונות. ענף החקלאות סבל בתקופת המשנה הראשונה יותר מאשר בשנייה. לוח 2 מראה כי בענף התעשייה, חברות מסורתיות הן בעלות סבירות גבוהה להתפרק. הטכנולוגיה המסורתית, הכוללת גם את ענף ייצור הטקסטיל, שסבל ממדיניות החשיפה בשנות התשעים. לעומת זאת חברות בעלות טכנולוגיה מעורבת (בין מסורתית לעילית), הראו סבירות נמוכה להתפרק. חברות בעלות טכנולוגיה עילית הראו סבירות בינונית להתפרק, כנראה עקב ההתרחבות המהירה של הפעילות בתחום זה בשנים הנחקרות, כך שמחד גיסא, חלק גדול מהעסקים הם חדשים יחסית ולכן בעלי סבירות גבוהה לפירוק, ומאידך, הצמיחה בפעילות נבעה מעליית הביקוש העולמי למוצרים של ישראל יש יתרון תחרותי בייצורם.

בתקופת המשנה השנייה הסבירות להתפרק בחברות תעשייה מסורתיות הייתה מתונה יותר מאשר בתקופת המשנה הראשונה, ואילו בענפי הטכנולוגיה העילית המעורבים ובענפים המסורתיים המעורבים התפרקו בתקופת המשנה השנייה יותר חברות מאשר בראשונה.

⁶ מחשוב ומו"פ הם חלק מענף השירותים לפי הסימול הדו-ספרתי.

לוח 2

חברות תעשייתיות שהתפרקו, לפי העצימות הטכנולוגית של החברה

העצימות הטכנולוגית	האחוז מסך כל החברות התעשייתיות	אחוז החברות שהתפרקו מכלל החברות שהתפרקו בענף התעשייה	מספר המועסקים הממוצע לחברה תעשייתית ¹	מספר המועסקים הממוצע לחברה תעשייתית שהתפרקה	הסבירות להתפרק יחסית לממוצע במשק לפי העצימות הטכנולוגית (ממוצע = 1.00)
טכנולוגיה עלילית	10	10	55	15	1.06
מעורבת עלילית	13	10	41	7	0.80
מעורבת מסורתית	34	28	25	12	0.78
מסורתית	43	52	32	9	1.22
סה"כ	100	100	33	10	1.00

1) מבוסס על הממוצע המשוקלל בסקרי התעשייה לשנים 1990-1994. המספר בפועל נמוך יותר, משום שנכללו רק חברות המעסיקות חמישה עובדים או יותר.

3. רקע תיאורטי

א. שיקולים תיאורטיים

פרק זה עוסק בקשרים התיאורטיים בין המשתנים המקרו-כלכליים ובין חדלות הפירעון של חברות. התשתית התיאורטית מבוססת על המודל הקלאסי של Wadhvani (1986). מניחים כי חברה מגיעה לחדלות פירעון כאשר הסכום של רווחיה לשנה הנוכחית, Π , וערך ההון העצמי הצפוי שלה (ללא Π), S , הוא שלילי, כלומר מתקיים: $\Pi + S < 0$. תנאי זה מבוסס על ההנחה שלפירמה יש גישה להון חיצוני ואפשרות ללוות עד לסכום השווי הנקי שלה. אם לפירמה אין אפשרות להוסיף וללוות, אזי בתנאי חדלות פירעון ערך ההון העצמי הצפוי מוחלף בערך הפירוק של נכסיה.

ההסתברות לפירוק עקב חדלות פירעון (לפירמות שיכולות ללוות) היא: $Prob[\Pi + S < 0]$ עבור משתנה אקראי Π עם ממוצע μ_{Π} וסטיית תקן σ_{Π} . ההסתברות לחדלות פירעון היא פונקציה שלילית של הרווחיות ופונקציה חיובית של מדד השינוי ברווחיות.

ניתן לפרק את רווח הפירמה כך: $\Pi = pY - wL - qM - rD$, כאשר p היא מחיר התפוקה, Y היא התפוקה, w היא שיעור השכר, L היא רמת התעסוקה, q היא מחיר התשומות, M היא חומר הגלם, r היא שיעור הריבית, ו- D היא רמת החוב. במודל האמפירי נעשה שימוש בווריאנטים של רכיבי הרווח ולא ברווח עצמו, בראש ובראשונה משום שהואיל ואין מדד מושלם לרווח מצרפי, כוחם המסביר של הגורמים הקובעים את הרווח עשוי להיות רב יותר מזה של הרווח עצמו (Vlieghe, 2001). שנית, חשוב להבין כיצד משפיעים המשתנים המקרו-כלכליים (המגדירים את הרווח המצרפי ועשויים להיקבע על ידי מדיניות כלכלית) על שיעור החברות המתפרקות. כעת ננתח את השפעת רכיבי הרווח של חברה (באמצעות וריאנטים שלהם) על רווחיות החברה. אינפלציה – צפויה ולא-צפויה – עשויה להשפיע על רווחי הפירמה. ככלל, אינפלציה לא צפויה תוביל לרמת תפוקה שגויה, וכתוצאה מכך תהיה הקצאה שגויה של משאבים. אינפלציה לא צפויה משפיעה במיוחד על רווחי הפירמה. אם האינפלציה בפועל נמוכה מן האינפלציה הצפויה, דהיינו $(\pi_t^e - \pi_t) > 0$, בזמן נטילת חוב בריבית נומינלית וקבועה או בחתימה על חוזה שכר נומינלי, יגדלו הן תשלומי הריבית הריאלית של הפירמה והן השכר הריאלי שהיא תשלם. כתוצאה מכך יקטנו רווחי הפירמה, ותגדל ההסתברות שהיא תגיע לחדלות פירעון.

גם אינפלציה צפויה עשויה להשפיע ריאלית על רווחיהן של פירמות מסוימות. Wadhvani (1986) מציין כי בעת עלייה צפויה באינפלציה, פירמה בעלת חוב נומינלי בריבית משתנה וללא גישה להון חיצוני – כלומר ללא אפשרות להגדיל את ערך החוב הנומינלי שלה – תסבול השפעה שלילית על תזרים המזומנים שלה. הסיבה לכך היא שבגלל העלייה באינפלציה, החוב הנומינלי של הפירמה נשחק, אולם האינפלציה צפויה, ולכן הפירמה מחויבת לפצות את בעל החוב על השחיקה. כאשר הפירמה אינה יכולה לגייס חוב נומינלי נוסף, שחיקת החוב מתבטאת בתזרים מזומנים שלילי. כתוצאה מכך נצפה כי עבור פירמה כזאת, עלייה בשיעור האינפלציה הצפויה, המביאה לעלייה בשיעור הריבית הנומינלית, דהיינו $\Delta R = R_t - R_{t-1} > 0$, תגדיל את סבירות הפירוק. מתאוריה זו עולה כי לא רמת הריבית הנומינלית, כי אם הפרשי הריבית הנומינלית בין תקופה t לתקופה $t-1$, הם שמשפיעים על שיעור החברות המתפרקות.

אם יש לפירמה גישה להון חיצוני, העלייה בערכם הנומינלי של נכסיה תאפשר לה ללוות יותר כדי לקזז את האפקט השלילי האמור על תזרים המזומנים. כל עוד פירמות יכולות ללוות כנגד שווי השוק של נכסיהן, האינפלציה הצפויה תהיה ניטרלית, כלומר נטולת השפעה ריאלית.⁸

⁷ המשתנים ששימשו במודל האמפירי מוגדרים בנספח א'.

⁸ משפט זה נכון אך ורק אם גישתה של הפירמה להון חיצוני היא בתנאים זהים לאלה של מקורותיה הפנימיים, ואם הפחת בערך הפירמה צמוד למדר באופן מושלם.

בנושא זה קיימת ספרות תיאורטית ואמפירית נרחבת, כפי שמסוכם אצל Freixas and Rochet (1997). לדוגמה Schiantarelli (1996) מתייחס לשאלה אם גישתן של חברות לאשראי היא מוגבלת, ואם כן, נשאלת השאלה אם גיוס כספים מבחוץ כרוך מבחינתן בפרמיה נוספת לעומת מימון פנימי. אם חברות אכן מוגבלות בגישתן לאשראי, אינפלציה צפויה גבוהה יותר תגדיל את ההסתברות שהן לא תוכלנה לשלם את חובן. זאת באמצעות האפקט השלילי על תזרים המזומנים עקב שיעורים גבוהים יותר של הריבית הנומינלית ('front-end loading effect') על החוב. עלייה של האינפלציה הצפויה – ומכאן שיעורים גבוהים יותר של הריבית הנומינלית – יהיו אפוא בעלי השפעות ריאליות.

מן הספרות על ערוץ האשראי (credit channel) עולה עוד, כי עלייה בריבית הנומינלית תשפיע על פעילותה הריאלית של חברה. כדי שערון האשראי יהיה אופרטיבי, על הבנקים למלא תפקיד במימון במגזר הפרטי. בישראל למימון הבנקאי אכן יש תפקיד חשוב במימון חברות. הדברים אמורים במיוחד בהתייחס לחברות קטנות, שנטיתן לחדלות פירעון גדולה מזו של חברות גדולות.

על פי תיאוריית ערוץ האשראי, השפעתה הישירה של המדיניות המוניטרית על שיעורי הריבית גוברת בגלל שינויים אנדוגניים בפרמיה החלה על מימון חיצוני; תופעה זו כונתה "אפקט המאיץ הפיננסי". שינוי במדיניות המוניטרית, שבעקבותיו עולים או יורדים שיעורי הריבית בשוק הפתוח, נוטה לשנות את פרמיית המימון החיצוני באותו הכיוון. טענה נוספת של תיאוריית ערוץ האשראי היא שזמינות האשראי אינה מובנת מאליה בתקופה של מדיניות מוניטרית מצמצמת, במיוחד לגבי חברות קטנות (Bernanke and Gertler, 1995; וכן Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1996). בנקים מסחריים משנים את היצע האשראי, דבר המעלה את פרמיית המימון החיצוני ומקטין את הפעילות הריאלית.

כתוצאה מכך הציפייה היא שזמינות האשראי, הניתנת למדידה כיהס בין השינוי בחוב המגזר העסקי לתמ"ג, דהיינו $\Delta DEBT_R$, תהיה בעלת מיתאם שלילי עם שיעור החברות המתפרקות. אולם העלייה ב- $\Delta DEBT_R$ מביאה, בטווח הארוך יותר, אחרי האפקט הראשון, לעלייה במינוף של הפירמה, ולפיכך – לעלייה בהסתברות לחדלות פירעון. האפקט הכולל של שני האפקטים הללו אינו ידוע מראש.

$\Delta r5$ הוא שיעור השינוי בריבית הריאלית ארוכת הטווח (5 שנים). נצפה שעלייה בריבית תגדיל את הוצאות המימון, ולכן – את סיכויי הפירוק של פירמה שנטלה הלוואה בריבית ריאלית משתנה.

GAP_MAPF , מבטא (על פי גישת פונקציית הייצור) את ההפרש בין התמ"ג בפועל לתמ"ג הפוטנציאלי, הפרש הקטן בתקופות של גיאות כלכלית וגדל בעתות

מיתון⁹. נצפה כי שיעור החברות שיתפרקו יקטן בתקופה של גיאות. בשיווי משקל של הטווח הארוך ניתן להניח כי מתקיים קשר קואינטגרטיבי בין השכר הריאלי לפריון העבודה (Lavi and Sussman, 2001). עם זאת, בטווח הקצר קיימות קשיחויות בשכר הריאלי, וכך, כאשר גידול השכר בטווח הקצר עולה על הגידול של פריון העבודה, כלומר $(\Delta w - \Delta Y_{LP}) > 0$, נצפה לעלייה בשיעור החברות שיפורקו.

הוכח בעבר כי המשתנה $NEWR$ – מספר החברות החדשות חלקי סך מלאי החברות – רלוונטי כמשתנה המצביע על סיכון של פירמה. זאת משום שמנהלים חדשים, אשר מטבע הדברים מספרם גדול יותר בחברות חדשות, הם פחות מנוסים, ולכן נוטים יותר לטעות. Altman, 1983 ציין כי הסבירות הגבוהה ביותר של חברות להיכשל היא בתוך שלוש שנים מהיווסדן, וכפי שצוין, הגיל החציוני של החברות שהתפרקו בישראל הוא 5.3 שנים. כישלונות אלה נובעים ממיגוון סיבות, לרבות תכנון גרוע בשלב הפיתוח העסקי, בסיס הון מוגבל וכשירות ניהולית בלתי מספקת. אפקט נוסף של $NEWR$, המשפיע על שיעור החברות שהתפרקו הוא "אפקט ירח הדבש": חברות חדשות יתקיימו לפחות זמן מה עד שיאכלו את הון הראשוני. לכן נצפה שבטווח הקצר יחסית ה- $NEWR$ יקטין את שיעור פירוקי החברות, ואילו בטווח הארוך יותר הוא יגדיל שיעור זה. האפקט הכולל מביין שני האפקטים שנמנו אינו ידוע מראש.

ב. מחקרים קודמים על גורמים מקרו-כלכליים המשפיעים על שיעור פירוקי חברות

Vlieghe (2001), Liu and Wilson (2002) ו-Cuthbertson and Hudson (1996) מראים את השפעתם של גורמים מקרו-כלכליים על סיכוייהן של חברות להגיע לפירוק שלא מרצון. הם משתמשים בנתונים מבריטניה, אשר, שלא כמו הנתונים הישראליים, אינם סטציונריים. Vlieghe (2001) מצא כי יחס החוב לתמ"ג, שיעור הריבית הריאלית, סטיית התמ"ג מהמגמה והשכר הריאלי – כולם קובעים של שיעור פירוקי החברות בטווח הארוך. להקמתן של חברות חדשות, למדד מחירי הנדל"ן ולשיעור הריבית הנומינלית יש השפעות מובהקות בטווח הקצר.

העבודה הדומה ביותר לזו הנוכחית היא של Young (1995). בעזרת רגרסיית $2SLS$, התמקד בהשפעת שיעורי הריבית על פירוקי חברות. לטענתו, הדבר החשוב אינו שיעורי הריבית הריאלית והאינפלציה כשלעצמם, אלא מידת השוני בין האינפלציה ושיעורי הריבית הריאלית בדיעבד לבין רמתם החזויה. מסקנתו היא שאינפלציה, במהלך עלייתה, פוגעת בחברות, בגלל בעיות של תזרים מזומנים

⁹ תקופות המיתון הרלוונטיות בישראל היו: אפריל 1988-אוגוסט 1989, מארס 1996-נובמבר 1996, מאי 1998-נואר 1999 ונובמבר 2000-מהלך 2003. בתקופות אלה התקבל כאמור לעיל GAP יותר שלילי.

הקשורות לריבית נומינלית גבוהה, ובמהלך ירידתה, כשהירידה חזקה מן הצפוי – היא גורמת לעלייה של השכר הריאלי ושל הריבית הריאלית. Zinger (1992) משתמש ברגרסיית *logit*, המגדירה את כישלונה של חברה כהפסקת פעילותה העסקית. הוא מראה, על סמך נתונים מיקרו-כלכליים מהמוסד לביטוח לאומי בישראל על חברות בשנים 1987-1990 כי הענף הכלכלי, האזור הגיאוגרפי, הגיל והשכר המשולם לעובדים – הם הגורמים העיקריים הקובעים את הסתברות הכשל של חברה. עוד הוא מראה, כי חוק שכר מינימום מגדיל את ההסתברות הפירוק. מאחר שתקופת הנתונים קצרה מאוד, אין אפשרות לחקור את השפעתם של גורמים מקרו-כלכליים על סיכוייה של חברה להתפרק.

4. מתודולוגיה וספציפיקציה

א. נתונים

אנו משתמשים בנתונים רבעוניים. הסיבה היא שרבים מהנתונים המקרו-כלכליים ששימשו כאן לקוחים מהחשבונות הלאומיים, הנמדדים על בסיס רבעוני. סביר כי אם משתנים מקרו-כלכליים יביאו חברה לידי חדלות פירעון, תהליך זה יארך יותר מחודש אחד.

(1) נתונים על פירוקי חברות בישראל

הנתונים התקבלו ממשרד המשפטים. מתחילת 1990 ועד הרביע הראשון של 2002 הוגשו כ-5,094 בקשות פירוק לבתי המשפט, מתוכן כ-3,200 מקרים בקירוב הוציאו בתי המשפט צו פירוק. רוב צווי הפירוק ניתנו באזור תל אביב. בשנת 2001 הוציאו בתי המשפט 369 צווי פירוק.

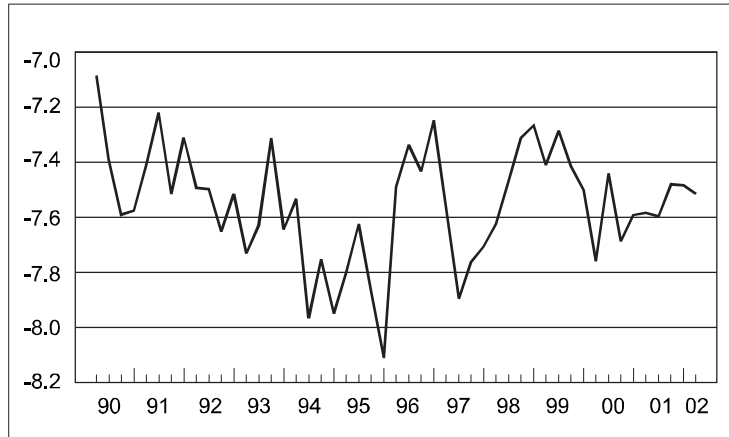
*בהיקפם של צווי הפירוק (CLR) ניכרת עונתיות*¹⁰: מספר הבקשות לפירוק מגיע לשיאו במארס, והוא הולך ויורד עד ספטמבר. מגמה זו חוזרת ונשנית מדי שנה בשנה, וניתן לייחס אותה לירידת הפעילות במוסק, שמתחילה ביולי ומסתיימת בספטמבר, וכן לעונת החגים החלה בספטמבר-אוקטובר. במהלך תקופה זו בתי המשפט הדנים בצווי פירוק עובדים במתכונת חלקית, וגם רכיבים אחרים של המערכת פועלים בקצב איטי יותר. החלטות חדשות אינן מתקבלות בבתי המשפט, כך שבלשכת ההוצאה לפועל נפתחים פחות תיקים; נושים שהם גם גופים ציבוריים מתפקדים במתכונת מצומצמת, כך שהלחץ על החייבים קטן יותר. הפעילות מתחילה להתגבר לקראת דצמבר, ומגיעה לשיאה באביב (סביב פסח). לאחר מכן מתחילה שוב תקופה חלשה, שמגיעה לשיאה בפגרת בתי המשפט. כדי לחשב את שיעור פירוק החברות, חולק מספר החברות

¹⁰ גיתית בר-שלום ממשרד הכנ"ר הסבירה לנו את טיבם העונתי של צווי הפירוק הניתנים לחברות.

שפורקו בסך החברות הפעילות. כל הנתונים הריאליים הם מנוכלי עונתיות, תוך התחשבות בפגרות עקב הגים ומועדים. איור 1 מתייחס לשיעור החברות שפורקו – דהיינו CLR .

איור 1

CLR - השיעור של התפרקות חברות מכלל החברות במשק (לוג),
ינואר 1990 עד מארס 2002



(2) תיאור משתנים נוספים

נשתמש בשתי הגדרות של $(\Delta w - \Delta Y_{LP})$: האחת היא $(\Delta w - \Delta Y_L)$, שבה פריזון העבודה נמדד לפי תשומת עבודה, והשנייה היא $(\Delta w - \Delta Y_{EM})$, שבה פריזון העבודה נמדד לפי מספר העובדים.

המשתנה $\Delta DEBT_R$ הוא אינדיקטור גס ביותר לחוב המגזר העסקי, מפני שהוא משקף את החוב הגולמי, לא הנקי. לא עלה בידינו למצוא משתנה חוב נקי. (את הגדרות המשתנים ראו בנספח א' ואת תרשימי המשתנים בנספח ב').

שיעורי הריבית בתקופה הנחקרת: המדיניות המוניטרית בישראל בשנות התשעים הייתה לעתים מרחיבה ולעתים מרסנת. מסוף 1993 ועד אמצע 1995 הועלו שיעורי הריבית הנומינלית במטרה להילחם באינפלציה. מדיניות מוניטרית מצמצמת יושמה גם בסוף 1996 ולאורך 1997.

פער התוצר בתקופת המחקר (GAP): במשך רוב שנות התשעים היה התמ"ג בפועל קטן מן התמ"ג הפוטנציאל הנאמד, כלומר $GAP < 0$, לפיכך לא פעלו לחצים אינפלציוניים מצד ההיצע, שהיו עשויים להשפיע על המדיניות המוניטרית.

ב. שיטת האמידה

בהתאם לתיאוריה הכלכלית ולמחקרים קודמים, אנו משערים כי שיעור החברות שפורקו (CLR) גדל כאשר האינפלציה בפועל נמוכה מהאינפלציה הצפויה, כאשר הריבית הנומינלית (ΔR) ו/או הריאלית עולות, ועם גידול ההפרש בין השכר הריאלי לפריזון העבודה. לא ידוע מראש מה האפקט הכולל של $NEWR$ ושל $\Delta DEBT_RMA$ על CLR . פער התוצר, שהוא שלילי יותר במיתון ופחות שלילי בגיאומות, צריך להגדיל את CLR במיתון. המשוואה הבאה משקפת את האפשרויות המוצגות בפרק השיקולים התיאורטיים.

$$CLR_t = C + a_1(L)\Delta R_t + a_2(L)\Delta r_{10} + a_3(L)(\pi^e - \pi)MA_t + a_4(L)\Delta DEBT_RMA_t + a_5(L)GAP_MA_t + a_6(L)(\Delta w - \Delta Y_{LP})MA_t + a_7(L)NEWR_t$$

L הוא אופרטור פיגור. האמידה הבסיסית היא ברבועים פחותים (LS). אמנם ניתן היה להשיג פירוט של שיעור פירוקי החברות הכולל לפי ענפי המשק למשך כל תקופת המחקר – אך לא נתאפשר לנתח את השפעתם של המשתנים המקרו-כלכליים על ענפים שונים ברגרסיה, משום שמספרן הקטן של החברות לא איפשר פירוט של כל תצפית רבעונית לפי ענף.

להלן להבהיר מספר נקודות לגבי משוואה כללית זו.

(1) בעיית הסלקציה

המודל שנבדק הוא שיעור החברות שהתפרקו שלא מרצון דרך בתי המשפט על סמך בקשות לבתי המשפט כפונקציה של משתנים מקרו-כלכליים; אולם, כפי שצוין בהקדמה, יש דרכים אחרות לסגור חברות מסיבות כלכליות. (ראו הגדרה 2 בהקדמה, שהיא הגדרה מקיפה הרבה יותר מ- CLR , ומצביעה ביתר דיוק על הקשיים במגזר העסקי). לפיכך רצוי להראות קשר בין ההגדרה המשמשת כאן ובין ההגדרה הרחבה יותר¹¹. ייתכן שהמודל לוקה בהטייה, שכן במציאות מתפרקות גם חברות שלגביהן לא הוגשה בקשה לפירוק. הסלקציה מונעת מאתנו להקיש מתוך ההגדרה המוגבלת (CLR) אל ההגדרה הרחבה יותר של סגירת חברות.

עם זאת הראה מחקר אמפירי שנערך בבריטניה (Turner Coutts and Bowden, 1992), כי השפעת משתנים מקרו-כלכליים על סגירת חברות בצו בית משפט דומה להשפעתם של משתנים מקרו-כלכליים על סגירת חברות באמצעות הסכמים בין נושים לבעלי החברה, הסכמים שהוסדרו מחוץ לבתי המשפט. מערכת המשפט הישראלית דומה לבריטית, כך שניתן להקיש מהמחקרים הבריטיים על ישראל. גם המחקר של

¹¹ נבדק גם הקשר בין שיעור החברות שהתפרקו למצוקה פיננסית. (ראו סעיף ד' בפרק 4.)

Everett and Watson (1998) על סגירת עסקים קטנים באוסטרליה הראה קווי דמיון בין ההגדרות השונות של סגירה, כלומר מיתאם גבוה בין הסדרות העתיות של סגירת חברות להגדרותיה השונות.

(2) בעיית הזיהוי

ההנחה בבסיס האמידה שלנו היא שמשתנים מקרו-כלכליים אקסוגניים מסבירים את CLR , אולם עשויים להיות משתנים מקרו-כלכליים שאינם אקסוגניים ל- CLR . לדוגמה, אם הבנק המרכזי מבחין בגידול של CLR או של וריאנט שלו, הוא יכול להוריד את הריבית המוניטרית. ה- GAP ומספר העובדים במגזר העסקי נקבעים גם הם בו-זמנית עם CLR , משום שפירוק של חברה מקטין את התמ"ג, ועובדי החברה הופכים למובטלים, לפחות זמנית.

בו-זמניות מבוטאת כאן עם פיגור טכני של 2-3 רבעים, מפני שזה פרק הזמן החולף, בדרך כלל, מהאירוע הכלכלי שבו החברה חדלה למלא את התחייבויותיה, ועד הגשת בקשה לבית משפט ומתן צו פירוק, CLR , על ידי בית המשפט.

נבחן תחילה את כיוון ההטיה. אשר לריבית הבנק המרכזי – האומדן של ΔR יהיה מוטא בכיוון הנגדי לסימן המקדם שהתקבל ברגרסיה (CLR), משום שמניחים כי הבנק המרכזי יוריד את הריבית כאשר יבחין בקשיים במגזר העסקי. לפיכך אומדן מקדם ההשפעה של ΔR על פירוק חברות, אם יש בעיית זיהוי, הוא אומדן חסר.

שנית, המודל מנבא כי המשתנים המקרו-כלכליים ישפיעו על סגירת חברות בפניגור; לא-סביר שהשפעת המשתנים המקרו-כלכליים על CLR היא בו-זמנית כהגדרתה כאן. לפיכך בחינת מובהקותם של המשתנים מוגבלת לסף פיגור של שלוש תקופות לפחות.

(3) הטרוסקדסטיות

אנו משתמשים בשיטת $Newey-West HAC$ כדי להתגבר על בעיית ההטרוסקדסטיות, משום שבמהלך תקופת המחקר חלו שינויים רבים בגורמים שהביאו חברות לידי פירוק, ולפיכך שונות השאריות אינה אחידה לאורך התקופה. בדיקת השאריות מראה הבדלי שונות, אולם מבחן White להטרוסקדסטיות אינו מפריך את ההנחה שהשונות זהה לאורך תקופת המחקר. הוחלט להשתמש בשיטה זו משום שהיא משפרת את המובהקות הסטטיסטית של המשתנים מול LS ללא התיקון בשיטת $Newey-West HAC$.

(4) מילת אזהרה על המשתנה התלוי

המועד שבו חברה מפסיקה את פעילותה כאמור, אינו ידוע, ולעתים חברות מתפרקות זמן רב לאחר שחדלו לפעול. אנו מניחים כי על פני זמן, שיעור גדול וקבוע מבקשות

הפירוק מוגש מייד עם הופעת הסיבה לפירוק, ואילו שיעורן של החברות שעבר זמן מאז חדלו מפעילותן מכניס רעש לסדרה.

כל המשתנים במשוואה מוגדרים כך שהם סטציונריים בטווח הארוך. המשתנה התלוי – שיעור החברות שהתפרקו – סטציונרי בטווח הארוך מטבעו, וכך גם שיעור ההקמה של חברות חדשות. משתנים אחרים, שמטבעם אינם סטציונריים, מוגדרים במונחים של הפרשים. ראו מבחני שורש יחידתי בנספח ד'.

(5) משתנים בצורת ממוצע נע

חלק מהמשתנים נרשמו בצורה של ממוצע נע (MA), ומשמע שהשפעתם על המשתנה התלוי היא השפעה מצטברת. אכן ההיגיון מאחורי השימוש ב- MA הוא שהשפעה מצטברת וארוכה יחסית של המשתנים המסבירים תביא לפירוק חברה, ובכך לשינוי בשיעור הפירוק של החברות. כך, למשל $(\pi^e - \pi)$ שלילי במשך כמה רביעים משפיע על CLR , ואילו ל- $(\pi^e - \pi)$ שלילי במשך רביע אחד תהיה השפעה מועטה על CLR . ה- $NEWR$ שונה במובן זה משאר המשתנים: אין לו השפעה מצטברת, משום שלכל חברה שקמה יש בתחילה אפקט המקטין את CLR ומאוחר יותר אפקט המגדיל את CLR ¹².

ג. תוצאות האמידה

מקדמי המשתנים הבלתי תלויים בספציפיקציה הבסיסית (לוח 3 בטור 1) במודל זה הם מובהקים סטטיסטית, וסימנם הוא הסימן הצפוי בהתאם לתיאוריה. מבחני היציבות של Chow מראה כי אין הבדל משמעותי בין שתי תת-התקופות שנבחרו. הדבר עולה בקנה אחד עם העובדה שבמהלך תקופת המחקר לא חל שינוי מהותי בחוק פשיטת רגל או במדיניות בתי המשפט. רוב המבחנים הדיאגנוסטיים הרגילים משביעים רצון. לדוגמה, הערך של דרבין ווטסון (DW) מראה כי אין מיתאם סדרתי מסדר ראשון.

מבחן Jargue-Bera, בוחן אם השאריות הן בעלות התפלגות נורמלית. המשתנה התלוי באמידה הוא שיעור יחסי, ולכן ערכו חייב להיות בין 0 ל-1, אך מאחר שהוא בצורת לוגריתם, אין לו גבול תחתון. למעשה ל- CLR אין גם גבול עליון, משום ששיעור החברות אשר פורקו עקב חדלות פירעון מתוך סך החברות הפעילות קטן, והכוח המסביר של הרגרסיה גדול. מבחן Jargue-Bera תקף אפוא, ומראה כי לשאריות יש התפלגות נורמלית.

¹² למעשה כל המשתנים פרט ל- $NEWR$ ראוי שיופיעו בצורה של MOVING AVERAGE, וברגרסיה רוב המשתנים אכן מופיעים בצורה זו. עם זאת נציין שמשני הריבית Δr ו-10 Δr היו מובהקים יותר ללא MA .

לוח 3
מקדמים ומבחנים של רגרסיה ו-LS ו-PDL 2002:I-1992:I
שיטת Newey-West HAC

LS-PDL (2)	LS (1)	
CLR	CLR	המשתנה התלוי
-6.5077 (-9.4077)	-7.1851 (-14.7929)	חותך
0.0463 (4.9154)	0.0496 (5.1203)	$\Delta R(-8)$
0.0946 (2.2175)	0.0954 (2.7867)	$\Delta r10(-5)$
0.0487 (5.8509)		$(\pi^e - \pi)MA(-7)$
	0.0424 (4.1655)	$(\pi^e - \pi)MA(-6)$
ראה למטה	-10.7644 (-4.3673)	$\Delta DEBT_RMA(-8)$
ראה למטה	4.6768 (3.6640)	$\Delta DEBT_RMA(-12)$
-2.7756 (2.0299)	-1.9404 (1.5597)	$GAP_MA_{PF}(-5)$
7.1450 (3.1532)	9.2401 (4.4185)	$(\Delta w - \Delta YL)MA(-9)$
ראה למטה	-0.2370 (-2.1098)	$NEWR(-7)$
ראה למטה	0.3910 (2.9960)	$NEWR(-11)$
0.6421	0.7015	$Adj R^2$
0.1207	0.1102	$S.E.$
8.9735	11.4423	$f-sta$
1.9492	1.9678	DW
אין מתאם סדרתי	אין מתאם סדרתי	stat – Q
$f-st$ 0.9558 prob. 0.51	$f-st$ 1.0626 prob. 0.43	Chow breakpoint test 1997:2
0.1776 prob. 0.9150	1.1695 prob. 0.5572	Jargue-Bera

PDL - Lag Distribution of NEWR(-4)			PDL - Lag Distribution of Δ DEBT RMA(-4)		
1	Coefficient	t-Statistic	1	Coefficient	t-Statistic
0	-0.05383	-2.19513	0	-1.34866	-4.67208
1	-0.08032	-2.05464	1	-2.25828	-4.60149
2	-0.07947	-1.80204	2	-2.72888	-4.49138
3	-0.05127	-1.26020	3	-2.76044	-4.30183
4	0.00428	0.12877	4	-2.35297	-3.92586
5	0.08717	2.34903	5	-1.50646	-3.01878
6	0.19741	3.04620	6	-0.22093	-0.54275
7	0.33499	3.06600	7	1.50364	3.06492
Sum of Lags	0.35895	1.70266	8	3.66724	4.54004
			Sum of Lags	-8.00574	-2.44284

- (1) ערך הסטטיסטי t מופיע בסוגריים.
- (2) סיומת MA מציינת ממוצע נע של 4 תקופות.
- (3) נבחנה גרסה נוספת של ההפרש בין השכר הריאלי לפריון העבודה, שלפיה פריון העבודה לכל עובד הוגדר על פי ממוצע שעות העבודה, אולם המקדם נמצא פחות מובהק.
- (4) נבחנה גם ספציפיקציה עם משתנה תלוי פיגור, אולם הוא נמצא לא מובהק.
- (5) שיעור הריבית הריאלי לטווח ארוך – 5 ו-10 שנים. שיעור הריבית לא היה סטציונרי בתקופת המדגם. ההפרשים של שיעורי הריבית בטווח הארוך, $\Delta r10$, $\Delta r5$, בהתאמה, שהם סדרות דומות מאוד, היו סטציונריים. ערכי ה- t של $\Delta r10$, $\Delta r5$ בכל הספציפיקציות היו דומים. לבסוף, בעזרת הסטטיסטי t בחרנו ב- $\Delta r10$.
- (6) נבחנו ריביות נומינליות אחרות במקום ΔR , כגון $\Delta BOIEF_Q$ ו- $\Delta R3$ (ראו הגדרה בנספח א'). מקדמיהן נמצאו מובהקים ובסימן הצפוי, אף כי בעלי כוח מסביר קטן מ- ΔR .
- (7) נבחן המשתנה שער החליפין הריאלי של השקל מול הדולר (המוגדר בנספח א'), אולם המקדם נמצא לא מובהק.
- (8) נבחן המשתנה חלקם של תשלומי השכר בתמ"ש SHR_LABOR (המוגדר בנספח א'), שהוא גורם קובע פוטנציאלי לכשל של חברה, אולם הוא נמצא לא מובהק.
- (9) נבחן המשתנה "שיעור החזרת המחאות" $HECK$ (המוגדר בנספח א'), שהוא גורם קובע פוטנציאלי לכשל של חברה, אך הוא נמצא לא מובהק.
- (10) נמצא כי אין מולטי-קוליניריות בין המשתנים $(\Delta w - \Delta r10(-5), (\pi^e - \pi)MA(-6), (\Delta Y_L)MA(-9))$.

שימו לב שהספציפיקציה של המשתנים היא בלוגריתמים, כך שהמקדמים הם גמישויות, למעט המקדמים של ΔR , $\Delta r5$, $\Delta r10$ ו- $(\pi^e - \pi)MA$, שהם גמישויות-למחצה. בניתוח השפעת השינוי במשתנים המסבירים על המשתנה התלוי, ברגרסיה ליניארית (טור 1 בלוח 3), עלייה של 1 נקודת האחוז ב- ΔR תוביל לעלייה של כ-5 אחוזים בשיעור פירוקי החברות. אם הממוצע הנע של האינפלציה הריאלי ברביע

הרביעי נמוך באחוז אחד מן האינפלציה הצפויה, כלומר $MA(\pi^e - \pi) = 1\%$, שיעור החברות המתפרקות יעלה ב-4.2 אחוזים. כאשר האינפלציה בפועל עולה על האינפלציה הצפויה, ההשפעה נעה בכיוון ההפוך: מספר החברות שנכנסות לפירוק קטן.

עלייה של נקודת אחוז אחת ב-10 Δ תוביל לעלייה של 9.5 אחוזים בשיעור החברות המתפרקות. כפי שניכאנו, ל- $\Delta DEBT_RMA$ שתי השפעות. בטווח הקצר יחסית, עלייה של $\Delta DEBT_RMA$ תביא לירידה בשיעור החברות המתפרקות, ואילו בטווח הארוך יחסית, עלייתו של $\Delta DEBT_RMA$ תביא לעלייה בשיעור החברות המתפרקות. סך ההשפעה, המשתמעת מסכום שני הפיגורים, היא שלילית. מכאן שעלייה של $\Delta DEBT_RMA$ תביא לירידה בשיעור החברות המתפרקות. הואיל ולמעשה סך ההשפעה אינה ברורה, וכן לא ברורה הנקודה שבה ההשפעה CLR הופכת משלילית לחיובית, בחנו את $\Delta DEBT_RMA$ גם בספציפיקציה של PDL .

חברות שנכנסות להליך הפירוק הן קטנות יחסית, אינן מייצאות, ובדרך כלל אין להן גישה לשוקי כספים בק-לאומיים, כך שהן תלויות במידה ניכרת בהלוואות ממקורות מקומיים, ולכן רגישות לתנודות בשיעורי הריבית המקומיים – הנומינליים והריאליים – ולשינויים בגובה החוב שלהן לכנקים המקומיים.

המקדם של GAP_MA , שאינו מובהק ברמה של 10 אחוזים, מראה שירידה של 1 נקודת אחוז בתמ"ג ממגמתו הנאמדת תגדיל את שיעור פירוקי החברות ב-1.9 אחוזים. אם השכר הריאלי גבוה מפריין העבודה בנקודת אחוז אחת, יעלה שיעור פירוקי החברות ב-9.2 אחוזים.

לשיעור ההקמה של חברות חדשות שתי השפעות: בטווח הקצר יחסית תביא עלייה בשיעור ההקמה לירידה של שיעור החברות המתפרקות. זהו אפקט ירח הדבש, הדומה במאפייניו להשפעת ה- GAP_MA על שיעור פירוקי החברות. ההשפעה השנייה משמעותה שחברות חדשות נוטות להתפרק יותר מחברות ותיקות. השפעה זו מתרחשת אחרי אפקט "ירח הדבש", והיא תוביל לעלייה של שיעור פירוקי החברות. בחנו את ה- $NEWR$ גם בספציפיקציה PDL .

למשתנה $NEWR$ יש קשר ל- GAP_MA (שאינו מובהק ברמה של 10 אחוזים ברגרסיה), משום שחלק מהשינוי בפער התוצר מתקבל משינוי במספר החברות החדשות. אולם שיעור החברות החדשות אינו מתואם באופן מלא עם פער התוצר, שהרי פער התוצר אינו תוצאה של מספר החברות החדשות בלבד¹³. סיכומו של דבר: יש ב- $NEWR$ מידע נוסף הרלבנטי להסבר CLR מעבר ל- GAP_MA . Spletzer et al. (2004) בדקו את הקשר בין שיעור החברות החדשות ושיעור החברות הנסגרות לבין מחזור העסקים ומצאו, כצפוי, שבמיתון CLR גדל וה- $NEWR$ קטן.

¹³ בחלק מהתקופה שימש ה- $NEWR$ אינדיקטור מוביל ל- GAP , אולם בחלק אחר שלה הקשר בינו לבין ה- GAP רופף יותר.

נזכיר שמהתיאוריה עולה כי למשתנים $\Delta DEBT_RMA$ ו- $NEWR$ סימני המקדם צריכים להתהפך; משמע שלמשתנים תהיה השפעה מצמצמת על מספר פירוקי החברות בטווח הקצר והשפעה מרחיבה בטווח הארוך. הואיל ולא ידוע מראש איזו השפעה חזקה יותר, נבחנה גם עבור שתי משתנים אלה שיטת PDL (The PDL Almon or Polynomial Distributed Lag)¹⁴. ראו טור 2 בלוח 3.

$$CLR_t = C + a_1(L)\Delta R_t + a_2(L)\Delta r5_t + a_3(L)(\pi^e - \pi)MA_t + a_4(PL)\Delta DEBT_RMA_t + a_5(L)GAP_t_MA_t + a_6(L)(\Delta w - \Delta Y_{LP})MA_t + a_7(PL)NEWR_t,$$

L הוא אופרטור הפיגור, ו- PL הוא אופרטור פיגור בעל התפלגות פולינום. האומדים למקדמים בספציפיקציית PDL (לוח 3, טור 2) דומים לאומדים בספציפיקציה הבסיסית. בדומה לתוצאות בספציפיקציה הבסיסית ההשפעה הכוללת של $\Delta DEBT_RMA$ על שיעור פירוקי החברות היא שלילית, וההשפעה הכוללת של $NEWR$ על שיעור פירוקי החברות היא חיובית.

אף לא באחת מהספציפיקציות הייתה לשער החליפין שקל-דולר או שקל-סל המטבעות השפעה מובהקת על שיעור פירוקי החברות. לשער החליפין השפעות מנוגדות על שיעור הרווחיות של חברות בענפים שונים: (1) עלייה בשער החליפין תעלה בסבירות גבוהה את רווחיותן של חברות יצוא וכן של חברות המייבאות חומרי גלם ומתחרות ביבוא מוצרים מוגמרים. (2) עלייה בשער החליפין עשויה להקטין את רווחיותן של חברות העוסקות בסחר סיטוני, אם הן אינן מתאימות את תמהיל מוצריהן בתגובה על שינוי בשער החליפין – למשל על ידי החלפת סחורות מיובאות במוצרים מייצור מקומי. שתי ההשפעות דלעיל פועלות בכיוונים מנוגדים. ייתכן שמשום כך שער החליפין לא נמצא בעל מובהקות סטטיסטית באמידה שלנו. בסעיף הבא נבחן את השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים, ובהם שער החליפין, על יציבותן הפיננסית של חברות תעשייה, שרבות מהן יצואניות אשר תוצרתן המיוצאת מהווה חלק גדול מהכנסותיהן, כך שההשפעה (1) דלעיל היא הדומיננטית.

ד. הקשר למצוקה פיננסית

התפרקותן של חברות כתוצאה מגורמים מקרו-כלכליים מבטאת מצוקה פיננסית במובן הרחב, מפני שחברה הנכנסת להליך פירוק עקב חדלות פירעון נתקלה קודם לכן בקשיים פיננסיים. השאלה הרחבה יותר שבה אנו עוסקים היא אפוא מה השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים על חוסנו הפיננסי של המגזר העסקי. כיוון שאנו נוהגים לנתח

¹⁴ השיטה מאפשרת לבדוק באמצעות דרגות חופש מועטות יחסית באיזה פיגור סימן המקדם מתחלף, ואיזו השפעה חזקה יותר.

מצוקה פיננסית דרך ניתוח השפעותיה על היחסים הפיננסיים, נוכל לבחון רק את החברות הציבוריות המפרסמות דוחות כספיים.

(1) המדגם ומקורות הנתונים

החברות שנבדקו היו חברות תעשייה שנסחרו בבורסה לניירות ערך בתל-אביב¹⁵, והנתונים הם נתונים רבעוניים מ-I:1993 עד II:2002. נבחרו חברות תעשייה, מפני שאנו בודקים את השפעת משתני מדיניות על יציבותו הפיננסית של המגזר העסקי הריאלי, לא של המגזר הפיננסי. הסבירות שחברות ציבוריות תפורקנה עקב חדלות פירעון היא נמוכה מאוד, משום שחברות מסוג זה הן לרוב חברות ותיקות ומבוססות, בעלות גישה לאשראי לא-בנקאי ואף לאשראי מחו"ל, ובאופן כללי מנוהלות ביעילות. גילן הממוצע של חברות תעשייה עומד על 28 שנה, הרבה מעל גילן הממוצע של חברות התעשייה שפורקו, שגילן הממוצע היה 8.4 שנים.

הנתונים התקבלו משני מקורות: (1) דוחות כספיים, שהתקבלו מבסיס נתונים ("דוכס") שנוצר על ידי הבורסה לניירות ערך בתל אביב מתוך דוחות רבעוניים; (2) נתונים על מחירי המניות (שנדרשו לחישוב חלק מהיחסים הפיננסיים). היחסים הפיננסיים של כל חברות התעשייה הציבוריות חושבו באמצעות ממוצע משוקלל של כל הדוחות הכספיים הרבעוניים של חברות אלה.

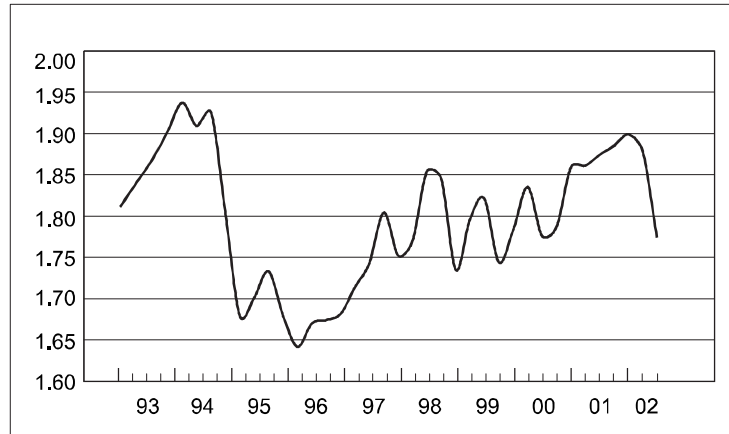
היחס השוטף – *CURRENT* – הוא היחס המאזני של הנכסים השוטפים להתחייבויות שוטפות. יחס זה מספק מידע על נזילות העסק: ככל שהוא גבוה יותר, יציבותה הפיננסית של החברה גבוהה יותר, מפני שהוא מאפשר לה להמשיך ולתפקד למשך זמן מה גם ללא הכנסה, על ידי מכירת נכסים שוטפים. מובן שיחס גבוה מדי מעיד על חוסר יעילות, שכן מוטב לה לחברה להשקיע בנכסים ריאליים ארוכי טווח המניבים תשואה גבוהה מאשר בנכסים שוטפים בעלי תשואה נמוכה. בתקופות של האטה כלכלית, הן הנכסים השוטפים והן ההתחייבויות השוטפות הם ברמה נמוכה. היחס השוטף גדל במהלך שנת 1993, ובתחילת 1994 הגיע לשיא של תקופת המדגם. בשנים 1994 ו-1995 הוא ירד במהירות עד לנקודה הנמוכה ביותר שלו עקב עלייה ניכרת בהתחייבויות ועלייה מתונה בנכסים. זאת, ככל הנראה, בגלל העלייה המשמעותית של תוצר המגזר העסקי, לנוכח גידול הפעילות שלו במינוף של חברות ציבוריות. הצורך של החברות במינוף נבע מן העובדה שהתוצר בפועל היה קרוב למימוש הפוטנציאל שלו, במילים אחרות: פער התוצר היה באותן שנים נמוך, כך שהיה צורך לממן את גידול הפעילות בהלוואות.

¹⁵ בסיווג הענפי של הבורסה לניירות ערך בתל אביב, כוללת הקטגוריה "תעשייה" כוללת חברות הון-סיכון וחברות החזקה. חברות אלה הושמטו מהניתוח כדי לשמר את ההומוגניות (היחסית) של המדגם.

היחס השוטף (איור 2) גדל שוב בשנים 1996-1998, ככל הנראה משום שעקב האטת גידולו של התוצר העסקי הפירמות לא נזקקו עוד למינוף לשם מימון הגידול של פעילותן. הוא נותר על רמה גבוהה יחסית והשתפר אף מעבר לכך בשנת 2000, שבה הייתה גיאות בתוצר העסקי. ייתכן כי בשנת 2000 חברות לא נזקקו למינוף למימון העלייה בפעילותן, משום שנקודת המוצא הייתה פער תוצר גדול. היחס השוטף צנח שוב ב-2001, כשמצבן של חברות במשק הדרדר, בגלל המיתון.

איור 2

היחס השוטף, ינואר 1993 עד יוני 2002



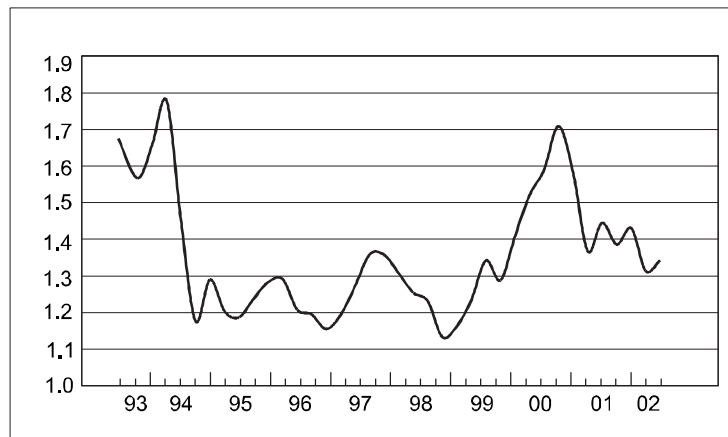
Tobin's Q – לפי תיאוריית ה- Q של James Tobin (1969), פירמות משקיעות בהתאם ליחס בין שווי נכסיהן בשוק המניות לעלות החלפת הנכסים. *Tobin's Q* הוא היחס בין סכום הערך הפנקסי של החוב ושווי ההון העצמי לסך נכסי הפירמה. *Tobin's Q* הוא מדד להערכת הזדמנויות ההשקעה של פירמה, שמטרתו לאבחן את תפיסת השוק כלפי צמיחה עתידית של הפירמה. כן נמצא כי פירמות שהגישו בקשה לפירוק עקב חדלות פירעון היו בעלות *Tobin's Q* נמוך יותר, שייתכן כי השפיע על אי יכולתן להשיג אשראי כשהן נקלעו למצוקה פיננסית, והגביר את סיכוייהן לפירוק.

חישוב *Tobin's Q*: אנו מודדים את *Tobin's Q* כערך השוק של נכסי הפירמה חלקי ערך החילוף של נכסי הפירמה. ערך החילוף מחושב בהנחה כי קצב העלייה בערכם של נכסים קבועים ומלאים זהה לזה של עליית מדד המחירים לצרכן (*CPI*). שווי השוק של הנכסים שווה לשווי השוק של מניות רגילות (כפי שהתקבל ישירות מנתוני מחירי המניות), בתוספת ערך החוב וערכן של התחייבויות נוספות. מאחר שהחוב ברובו אינו סחיר, אנו אומדים את ערכו על ידי החסרת הסכום של המסים

הדחויים, ההטבות לעובדים והערך הפנקסי של המניות הרגילות מערך החילוף של הנכסים הקבועים (על פי המאזן המותאם לאינפלציה)¹⁶. ה-*Tobin's Q* (איור 3) עלה בשנים 1992 ו-1993, דבר המשקף את עליית מחירי המניות באותן שנים, וב-1996 הוא ירד ירידה תלולה. בשנת 1997 השתפרו תנאי השוק. *Tobin's Q* צנח שוב ב-1998, ולאחר מכן עלה והגיע לשיא בשנת 2000 הודות לעליות בולטות בבורסה לניירות ערך. לאחר מכן נרשמה שוב ירידה תלולה, בגלל הירידות בבורסה בשנים 2001 ו-2002.

איור 3

Tobin's-Q, ינואר 1993 עד יוני 2002



למשתנים המקרו-כלכליים השפעות שונות על שיעור פירוקי החברות ועל היחסים הפיננסיים המייצגים את היציבות הפיננסית, שכן האוכלוסיות המושפעות (חברות שהתפרקו וחברות תעשייה בורסאיות) שונות זו מזו. לא נצפה, כמוכך, שהיציבות הפיננסית של חברות תעשייה תושפע משיעור הקמתן של חברות חדשות בכל רביע. כאמור נמצא הבדל משמעותי בין השפעת המשתנים המקרו-כלכליים על שיעור פירוקי החברות ובין השפעתם על היציבות הפיננסית (לוח 4): כפי שמצאו מחקרים אחרים, לשיעור השינוי בריבית הנומינלית לא הייתה השפעה מובהקת על היציבות הפיננסית של חברות תעשייה מבוססות. נזכיר שחברות שהגיעו לידי פירוק היו חשופות לשינויים בריבית המקומית, מפני שבניגוד לחברות ציבוריות, רבות מהן לא יכלו לגייס הון או חוב בחו"ל או במטבע חוץ.

¹⁶ לפרטים ראו Ber, Blass and Yosha (2003).

לוח 4
מקדמים ומבחנים לרגרסיה של מודל ליניארי, III: 1993-IV-2001:
שיטת Newey-West HAC

ספציפיקציה 2	ספציפיקציה 1	
Tobin's-Q	CURRENT	המשתנה התלוי ^{1,2}
1.1815 (16.4909)	1.8073 (44.741)	חותך
-0.0328 (-1.5172)	-0.0438 (-2.142)	$\Delta r5$
-0.0085 (-1.2517)		$(\pi^e - \pi)(-1)$
1.3345 (2.5643)		$\Delta DEBT_R(-2)$
-3.6155 (2.9303)		$GAP_MA_{PF}(-1)$
	-1.2491 (-2.155)	$(\Delta w - \Delta Y_L)MA(-2)$
4.0664 (3.2645)		$(\Delta w - \Delta Y_L)MA(-3)$
	10.0543 (2.340)	$\Delta EXCH_SREAL(-1)$
25.20519 (1.9454)		$\Delta EXCH_SREAL(-3)$
1.0186 (5.1817)	0.7853 (7.061)	AR(1)
-0.2542 (-1.9006)		AR(2)
0.7878	0.6404	Adj R ²
0.0766	0.0500	S.E.
16.3190	18.2356	F-sta
1.8410	1.878	DW

- (1) כדי להבין את משמעותו של כל מקדם, כלומר את השפעת המשתנים המקרו-כלכליים על כל אחד מהיחסים, יש להבין תחילה את השפעתם של המשתנים המקרו-כלכליים על המונה והמכנה של היחס. (ניתן לקבל רגרסיות אלה מהמחבר).
- (2) לא יכולנו לבדוק את ההשפעה של המשתנים המקרו-כלכליים על היחסים הפיננסיים: ההון העצמי/ערך השוק והיחס המהיר, משום שהם נמצאו לא-סטציונריים. נבדקו גם יחס תזרים המזומנים – המזומן מפעילות נוכחית כאחוז מהנכסים הקבועים וכאחוז מההכנסה – ויחס כיסוי הריבית (מספר הפעמים שחברה הייתה מסוגלת לשלם את תשלומי הריבית שלה באמצעות רווחיה לפני ריבית ומסים); אלה אמנם נמצאו סטציונריים, אך כוחם להסביר של המשתנים המקרו-כלכליים להסביר אותם, מועט.

שיעור השינוי בשער החליפין משפיע משמעותית על יציבותן הפיננסית של חברות תעשייה ציבוריות, אך לא על זו של חברות מתפרקות. כאשר שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי הוא חיובי, היחס השוטף משתפר. (יחס הנכסים השוטפים להתחייבויות השוטפות עולה.) זאת מפני שחלק ניכר מחברות התעשייה הציבוריות הן יצואניות, ושיעור השינוי בשער החליפין משפיע במידה רבה על ביצועיהן, ואילו רוב החברות שנכנסו לפירוק היו בענפי השירותים, ולכן השיפתן לשינויים בשער החליפין הייתה פחותה.

חברות הנסחרות בבורסה נדרשות לפרסם את גובה הפדיון שלהן מיצוא כאשר היקפו על 10 אחוזים מסך הפדיון ממכירות. עבור יתר החברות פרסום מידע זה אופציונלי. נמצא כי בממוצע, לאורך תקופת המחקר, למעלה מ-43 אחוזים מחברות התעשייה הנסחרות בבורסה היו יצואניות, לעומת 11 אחוזים מהחברות שהתפרקו. נתון זה מסביר את השפעת שער החליפין על יציבותן הפיננסית של חברות התעשייה הציבוריות ואת הממצא שמשנתנה זה אינו משפיע על הסבירות לחדלות פירעון של חברות.

חברות תעשייה ציבוריות חשופות פחות לפער התוצר, משום שכאשר הביקוש המקומי בשפל הן יכולות, במידה רבה, לעבור ליצוא. זאת ועוד, בעת מיתון המטבע המקומי, בדרך כלל, מאבד מערכו כך שהיצוא נעשה רווחי יותר. לעומת זאת, רוב החברות הקטנות שנכנסו לפירוק אינן יצואניות, ולפיכך הן מתקשות להגן על עצמן מפני תנודות בביקוש המקומי. יתירה מזאת, חברות קטנות תלויות כמעט תמיד בביקוש באזור המקומי שבו הן פועלות, ואילו חברות גדולות יכולות לשווק את מוצריהן לכל חלקי הארץ, ולכן התנודות בביקוש למוצריהן קטנות יותר. מצאנו, על פי המקדס של GAP_MA , שהוא מובהק רק באחת מהספציפיקציות, כי ירידה של התמ"ג ממגמתו הנאמדת דווקא תשפר את ה- $Tobin's-Q$.

שיעור משמעותי מהאשראי שנטלו חברות תעשייה ציבוריות, כ-44 אחוזים בממוצע, הוא במטבע חוץ; בקרב היצואניות האחוז אף גבוה יותר. חברות אלה פחות מושפעות מקיצוב אשראי מאשר חברות שנכנסו לפירוק, כי יש ביכולתן לגייס אשראי או הון בחו"ל, ואילו חברות שנכנסו לפירוק עקב חדלות פירעון הן חברות קטנות, התלויות מאוד במערכת הבנקאית של ישראל (ראו גם Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1996) מצאנו כי עלייה במקדס של $\Delta DEBT_R$, שהוא מובהק רק באחת מהספציפיקציות, תשפר את ה- $Tobin's-Q$.

5. מסקנות

עבודה זו משווה בין המאפיינים של חברות שהתפרקו למאפייני החברות במגזר העסקי כולו, ובוחנת את הקשר בין גורמים מקרו-כלכליים לשיעור החברות שהתפרקו. הממצאים דומים לממצאים שנתגלו בחו"ל, ועיקרם: החברות שהתפרקו

היו חדשות יחסית לכלל החברות במגזר העסקי, קטנות יותר, שיעור קטן יחסית מהן היו יצואניות, ויכולתן לגייס הון או חוב מחוץ למערכת הבנקאית המקומית הייתה נמוכה.

הסבירות הגבוהה ביותר להתפרק היא של חברות בענפי הבנייה והתעשייה. תקופת המחקר, I:1991 עד I:2001, התאפיינה בהתרחבות מואצת של ענף הבנייה, בעקבות גל העלייה, ולאחר מכן התכווצות. בתעשייה התקופה התאפיינה בסיום תהליך החשיפה של המשק הישראלי ליבוא מארצות שלישיות. סבירות נמוכה להתפרק מאפיינת חברות בשירותים העסקיים, והסבירות הנמוכה ביותר היא בענף השירותים הפיננסיים.

הסבירות שחברות תעשייה בענפים המסורתיים, ובעיקר בענף הטקסטיל וההלבשה, תתפרקנה היא הגבוהה ביותר, והסבירות הנמוכה ביותר היא בענפי הטכנולוגיה המעורבת. הסבירות שחברות טכנולוגיה עילית תתפרקנה גדלה בשנים 1997-2002, משום שההתפתחות המואצת של תחום זה בסוף שנות התשעים לוותה בהקמת חברות חדשות רבות, ואלה, כאמור, נוטות להתפרק יותר מאשר חברות ותיקות.

ניתוח ההשפעה של משתנים מקרו-כלכליים על שיעור החברות שהתפרקו עקב חדלות פירעון מראה כי פער התוצר (ההפרש בין התוצר בפועל לתוצר הפוטנציאלי), המייצג את מחזור העסקים, משפיע על שיעור החברות המתפרקות. כאשר התוצר בפועל נמוך מהתוצר הפוטנציאלי שיעור החברות המתפרקות עולה.

כאשר האינפלציה בפועל, לאורך זמן, נמוכה מזו שנצפתה, שיעור החברות המתפרקות עולה, והיפוכו של דבר כשהאינפלציה בפועל גבוהה מזו שנצפתה. זאת משום שבמקרה הראשון: (א) הריבית הריאלית בדיעבד על האשראי הלא-צמוד שהפירמות נטלו גבוהה מזו שהן צפו בעת נטילת האשראי; (ב) השכר הריאלי גדל בשיעורים העולים על אלו שהפירמה צפתה בעת חתימת הסכמי השכר הנומינליים, כנראה בשל קשיחות בהסכמים. בתקופה הנדונה הציפיות לאינפלציה היו גבוהות בממוצע מהאינפלציה בפועל (כתוצאה מתהליך הדיסאינפלציה), ולכן ניתן לייחס כ-3-4 אחוזים מפירוקי החברות בתקופה זו לתהליך הדיסאינפלציה.

כאשר הריבית לטווח ארוך עולה, גדלות הוצאות המימון של החברה, ואילו הפדיון אינו גדל, כך ששיעור החברות המתפרקות עולה. השפעה דומה נוצרת כשהשכר הריאלי עולה יותר מאשר הפדיון, כך שההוצאות עולות יותר מאשר הפדיון. שינויים בשער החליפין הריאלי לא השפיעו על שיעור החברות שהתפרקו – כנראה מפני חלקן הקטן של החברות המייצרות מוצרים סחירים בסך החברות הפעילות.

נספח א': הגדרת המשתנים - המשתנים מובהקים והמשתנה התלוי

CLR – שיעור החברות שנכנסו לפירוק. המונה הוא מספר צווי הפירוק שלא מרצון שהוצאו על ידי בתי המשפט. המכנה הוא מספר החברות הפעילות הרשומות אצל רשם החברות (LOG). מספר צווי הפירוק שלא מרצון הניתנים על ידי המשפט מתואם עונתית. המקור: משרד המשפטים.

הסדרה של מספר החברות הפעילות לפי רשם החברות, התקבלה תוך שימוש בסדרה של מספר החברות החדשות בכל רביע, מספר החברות (המוחלק) שנסגרו בכל רביע, ומספר החברות הפעילות ב-2002: I.

ΔR – הממוצע הרבעוני של שיעור השינוי בתשואה על אג"ח מסוג T -bills ל-12 חודשים. המקור: בנק ישראל, המחלקה המוניטרית.

$\pi_t^e - \pi_t$ – ציפיות האינפלציה ל-12 החודשים הבאים פחות האינפלציה ל-12 החודשים הבאים. שיעור האינפלציה החזוי ל-12 החודשים הבאים מחושב על פי ההפרש בין התשואות לפדיון של מק"ם ושל אג"ח צמודות למדד.

Δr_{10} – שיעור השינוי בתשואה-לפדיון על אג"ח (ממשלתיות) צמודות למדד ל-10 שנים.

Δr_5 – שיעור השינוי בתשואה-לפדיון על אג"ח (ממשלתיות) צמודות למדד ל-5 שנים.

$DEBT_R$ – החוב הגולמי של המגזר העסקי הפרטי הלא-פיננסי, חלקי התמ"ג במחירים שוטפים (LOG). המקור של המונה: בנק ישראל, מחלקת הפיקוח על הבנקים. מאחר שמשתנה זה אינו סטציונרי, השתמשנו במודל האמפירי ב- $\Delta DEBT_R$, שהוא הממוצע הרבעוני של השינויים בין $DEBT_R_t$ ל- $DEBT_R_{t-1}$. לסיום השתמשנו בממוצע נע של ארבעה רבעים.

GAP_MA – פער התמ"ג במגזר העסקי. שיטת אמידת הפער היא פונקציית הייצור. המקור: (Menashe and Yakhin (2001) (LOG). ערכו של GAP_MA שלילי יותר בתקופות מיתון מאשר בתקופות גאות.

$(\Delta w - \Delta Y_L)MA$ – השכר הנומינלי הממוצע במגזר העסקי חלקי מחירי התמ"ג (LOG) פחות פריון העבודה (LOG). פריון העבודה מוגדר על ידי סך תשומות העבודה במגזר העסקי. חושב ממוצע נע לארבעת הרבעים האחרונים (MA). המקור: בנק ישראל.

$NEWR$ – מספר החברות החדשות חלקי מספר החברות הפעילות אצל רשם החברות (LOG). המקור: משרד המשפטים.

$CURRENT$ – היחס המאזני של הנכסים השוטפים להתחייבויות השוטפות. חושב על סמך נתונים ממערכת "דוכס".

$Tobin's Q$ – שווי השוק של הנכסים חלקי ערך החילוף שלהם. חושב על סמך נתונים ממערכת "דוכס".

$\Delta EXC_ \$_ REAL$ – שער החליפין הריאלי של הדולר לרביע. המקור: בנק ישראל.

משתנים שלא שימשו כרגרסיות הסופיות

CAR – שיעור החברות שהוגשו לגביהן בקשות לצו פירוק, המקור: משרד המשפטים.
 $R3$ – ממוצע רבעוני של שיעור השינוי בתשואה על אג"ח מסוג $T-bills$ ל-3 חודשים.
 (ריבית נומינלית) המקור: בנק ישראל, המחלקה המוניטרית.

$(\Delta w - \Delta Y_{EM})MA$ – מחושב בדיוק כמו ב- $\Delta w - \Delta Y_L$.
 פרוץ העבודה מחושב על ידי מספר העובדים הכולל (ישראלים, פלסטינים וזרים) במגזר העסקי. חושב ממוצע נע (MA) לארבעת הרבעים האחרונים. המקור: בנק ישראל.
 $BOIEF_Q$ – חושב מתוך ריבית בנק ישראל. ממוצע רבעוני של ריבית $boief$.
 ריבית $boief$ הוא הריבית האפקטיבית (במונחים שנתיים) של בנק ישראל בתדירות חודשית המחושבת כדלקמן:

1. עד דצמבר 1997 – על בסיס הריבית במדרגה השולית על ההלוואה המוניטרית, מדצמבר 1997 – על בסיס מכרז הפיקדונות היומי.

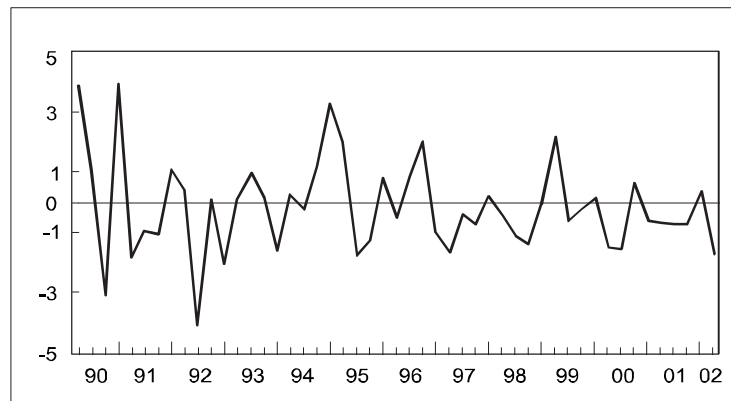
2. כל יום מחושבת הריבית האפקטיבית ונעשה מיצוע לנתונים בתדירות חודשית. ראו גם <http://www.bankisrael.gov.il/deptdata/pikuah/ribit/boiribhgh.htm>.
 $CHECK$ – מספר ההמחאות שהוחזרו בגלל העדר כיסוי, חלקי מספר ההמחאות. המקור: בנק ישראל.

$SHR_LABOR - L*W/GDP$ – חלקם של תשלומי השכר בתמ"ג. השכר הנומינלי במגזר העסקי מחולק בתוצר הנומינלי של המגזר העסקי, $TW_BS.Q/GDP_BS.Q_N$.
 DUM_W – משתנה דמי לחוק שכר המינימום ועדכונו. חוק שכר מינימום הונהג באפריל 1987, כך שיש צורך במשתנה דמה לתאריך זה. כאשר החוק תוקן לראשונה ב-1997, השינוי לא היה גדול, אולם ניתן להביא בחשבון משתנה דמה אחר לשנה זו.

נספח ב': תיאור המשתנים

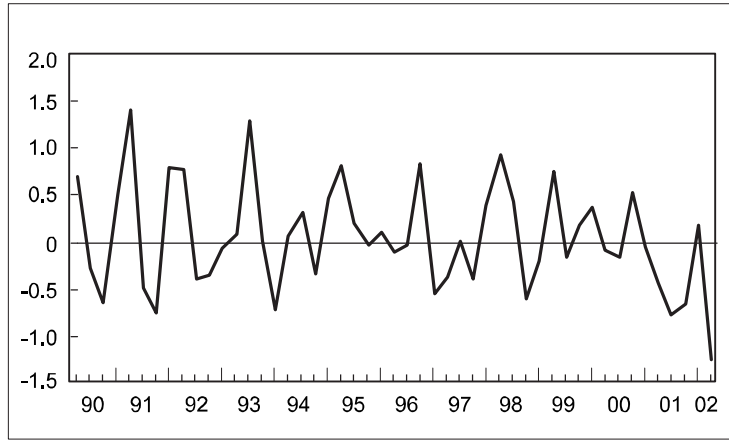
איור 4

ΔR – השינוי בשיעור הריבית הנומינלית, ינואר 1993 עד יוני 2002



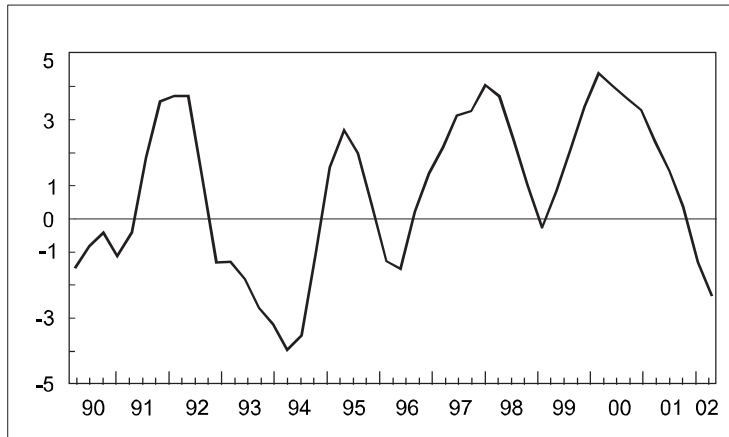
איור 5

$\Delta t=5$ - השינוי בשיעור הריבית הריאלית, ינואר 1993 עד יוני 2002



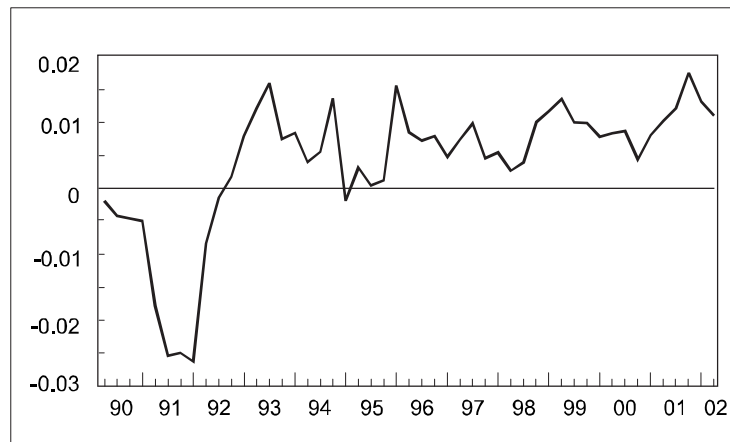
איור 6

$\Pi^e - \Pi$ - האינפלציה הבלתי צפויה - ממוצע נע, מארס 1990 עד ספטמבר 2001



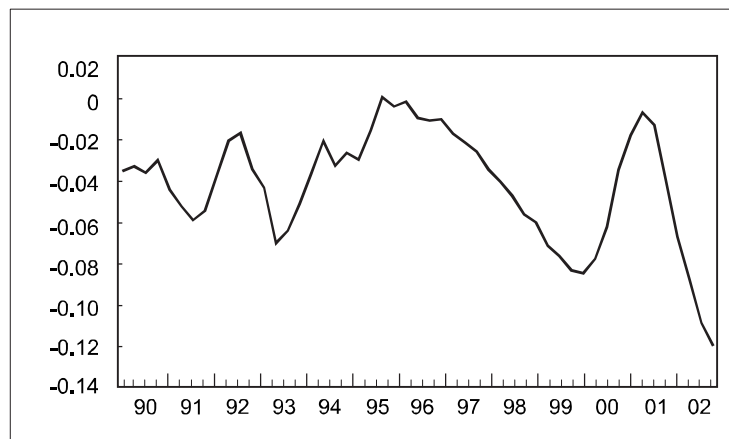
איור 7

$\Delta DEBT_RMA$ - השינוי בחוב נטו של המגזר העסקי, מחולק בתוצר (לוג) -
ממוצע נע, ינואר 1990 עד מארס 2002



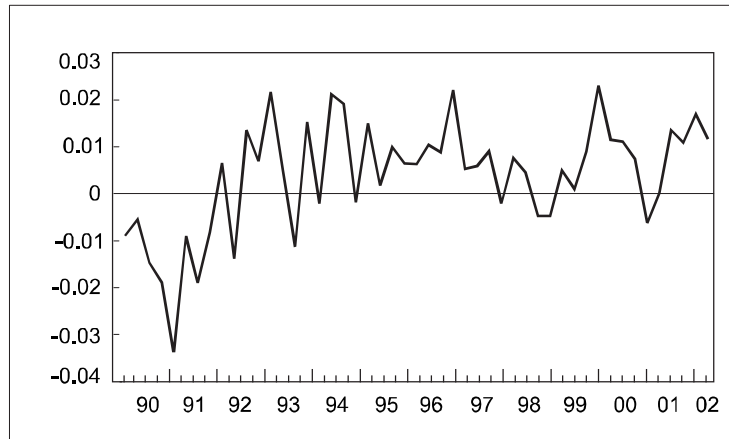
איור 8

GAP_MA - פער התוצר של המגזר העסקי (לוג) - ממוצע נע,
ינואר 1990 עד ספטמבר 2002



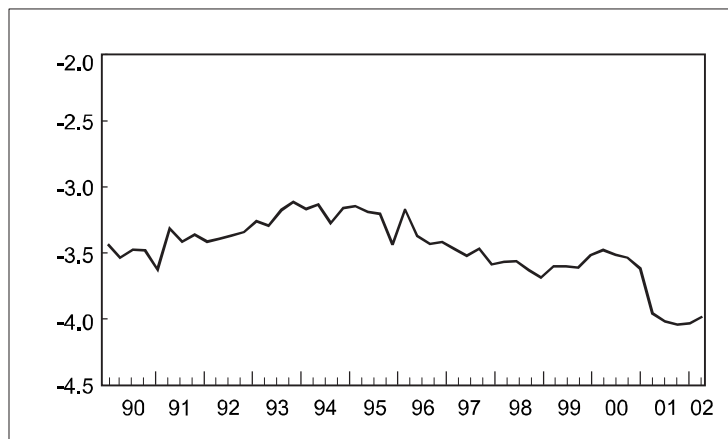
איור 9

$(\Delta W - \Delta Y_t) \cdot MA$ - ההפרש בין (לוג) השינוי בשכר הריאלי ובין (לוג) השינוי
בפריון העבודה, ינואר 1990 עד מארס 2002



איור 10

NEWWR - השיעור של פתיחת חברות חדשות (לוג) מכלל חברות במשק,
ינואר 1990 עד מארס 2002



נספח ג': תיאור המשתנים

בקשה למתן צו פירוק על ידי בית משפט (CAR)

הענף הכלכלי ¹	מספר החברות הפעילות במשק 2002	מספר הבקשות למתן צו פירוק 1990:1 - 2002:1	אחוז החברות בענף מכלל החברות במשק	אחוז הבקשות למתן צו פירוק בענף מכלל הבקשות למתן צו פירוק במשק	הסבירות להגיש בקשה למתן צו פירוק יחסית לממוצע במשק לפי ענפים (ממוצע = 1.00)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(4)/(3)
שירותים קהילתיים, חברתיים אישיים ואחרים	2,521	105	3.2	2	0.66
שירותי בריאות, רווחה וסעד	2,717	41	3.4	1	0.28
חינוך	682	35	0.9	1	0.93
שירותים עסקיים	21,890	915	27.5	18	0.58
בנקאות וביטוח	2,918	107	3.7	2	0.50
תחבורה אחסנה ותקשורת	4,030	235	5.1	4	0.96
שירותי אירוח ואוכל	3,444	228	4.3	4	1.09
מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים	20,407	1,138	25.7	22	0.94
בינוי, חשמל ומים	9,312	910	11.7	17	1.34
תעשייה	10,436	1,447	13.1	28	2.16
חקלאות	1,186	62	1.5	1	0.78
סה"כ	79,543	5,224	100	100	

(1) הגדרות ראו בלוח 1.

תת התקופה הראשונה (I: 1990 עד I: 1997, כולל)
מספר החברות שהתפרקו: 1,349

הענף הכלכלי ¹	אחוז החברות בענף מכלל החברות במשק	אחוז החברות שהתפרקו בענף מכלל החברות שהתפרקו במשק	הסבירות להתפרק יחסית למוצע במשק לפי ענפים (ממוצע = 1.00) (3)=(2)/(1)
	(1)	(2)	(3)
שירותים קהילתיים, חברתיים אישיים ואחרים	3.2	1	0.45
שירותי בריאות, רווחה וסעד	3.4	1	0.29
חינוך	0.9	1	0.91
שירותים עסקיים	27.5	17	0.61
בנקאות וביטוח	3.7	2	0.56
תחבורה אחסנה ותקשורת	5.1	4	0.81
שירותי אירוח ואוכל	4.3	4	0.98
מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים	25.7	24	0.95
בינוי, חשמל ומים	11.7	14	1.18
תעשייה	13.1	30	2.28
חקלאות	1.5	1	0.90
סה"כ	100	100	

(1) הגדרות ראו בלוח 1.

תת התקופה השנייה (II: 1997 עד I: 2002, כולל)
מספר החברות שהתפרקו: 1,731

הענף הכלכלי ¹	אחוז החברות בענף מכלל החברות שהתפרקו במשק	אחוז החברות בענף מכלל החברות שהתפרקו במשק	הסבירות להתפרק יחסית לממוצע במשק לפי ענפים (ממוצע = 1.00)
	(2)	(1)	(3)=(2)/(1)
שירותים קהילתיים, חברתיים אישיים ואחרים	2	3.2	0.64
שירותי בריאות, רווחה וסעד	1	3.4	0.25
חינוך	1	0.9	0.66
שירותים עסקיים	19	27.5	0.69
בנקאות וביטוח	2	3.7	0.48
תחבורה אחסנה ותקשורת	5	5.1	0.89
שירותי אירוח ואוכל	4	4.3	0.85
מסחר סיטוני וקמעוני ותיקונים	22	25.7	0.86
בינוי, חשמל ומים	17	11.7	1.47
תעשייה	27	13.1	2.05
חקלאות	1	1.5	0.83
סה"כ	100	100	

(1) הגדרות ראו בלוח 1.

נספח ד': מבחני שורש יחידתי

מבחני שורש יחידתי, מבחן ADF^1 ומבחן PP^1

ערך P לדחיית השערת שורש יחידתי			
מבחן PP	מבחן ADF	תקופה מקסימלית	
.0006	.0005	1990: 2-2002: 1	CLR
.0000		1990: 2-2002: 1	ΔR
.0000	.0000	1988: 2-2002: 1	$\Delta r5$
.0012		1989: 4-2001: 3	$(\pi e - \pi)$
.0000		1986: 3-2002: 1	$\Delta DEBT_R$
.3413	.7526	1986: 4-2002: 3	GAP_MA_{PF}
.0000		1986: 3-2002: 1	$(\Delta w - \Delta Y_L)$
.7353	.9338	1988: 2-2002: 1	$NEW R$

ערך P לדחיית השערת שורש יחידתי			
מבחן PP	מבחן ADF	תקופת המחקר ²	
.0033	.0032	1992: 1-2002: 1	CLR
.0000	.0000	1990: 2-2000: 1	ΔR
.0000	.0000	1991: 1-2000: 4	$\Delta r5$
.0038	.0004	1990: 3-2000: 3	$(\pi e - \pi)$
.0000	.0000	1988: 1-2000: 1	$\Delta DEBT_R$
.3760	.0114	1990: 4-2000: 4	GAP_MA_{PF}
.0000	.1433	1988: 4-1999: 4	$(\Delta w - \Delta Y_L)$
.3467	.0318	1990: 2-2000: 2	$NEW R$

(1) נעשה שימוש בערכים קריטיים של MacKinnon לדחיית השערת האפס בדבר שורש יחידתי. (מספר הפיגורים האופטימלי נבחר על בסיס קריטריון Akaike). לכל המשתנים למעט $\Delta w - \Delta Y_L$, ההשערה הייתה שקיים קבוע אקסוגני אך אין מגמת זמן. עבור $\Delta w - \Delta Y_L$, ההשערה הייתה שאין קבוע אקסוגני ואין מגמת זמן.

GAP_MA_{PF} צריך להיות סטציונרי בטווח הארוך, מפני שהוא נבנה בהתאם לכך (Menashe and Yahin, 2001). עם זאת, בתקופת המדגם, הוא אובחן כחלק מהמבחנים כלא סטציונרי. $NEW R$ צריך להיות סטציונרי בטווח הארוך.

(2) המדגם המותאם של המשתנה הוא תמיד אותו מדגם ששימש ברגרסיה.

ביבליוגרפיה

- ד' זינגר, "גורמים הקובעים את ההסתברות של פירמות להיסגר", בנק ישראל, סדרת נידות לדיון 92.11.
- יכין, י' וי' מנשה, "Mind the Gap" (גישות מבניות ולא מבניות לאמידה רבעונית של פער התוצר בישראל) בנק ישראל, סדרת נידות לדיון 01.11.
- Altman, E. (1983). "Why Businesses Fail", *The Journal of Business Strategy* 3,15-21 (Spring).
- _____ (1993). *Company Financial Distress and Bankruptcy (2nd edition)*, Wiley & Sons NY.
- Ber, Hedva, Asher Blass and Oved Yosha (2001). "Monetary Transmission in an Open Economy: The Differential Impact on Exporting and Non-Exporting Firms", Bank of Israel, Discussion Paper 01.01, (January).
- _____ (2003). "Monetary Policy in an Open Economy: The Differential Impact on Exporting and Non-Exporting Firms", Bank of Israel, Discussion Paper 01.01, (June).
- Bernanke, Ben and Mark Gertler (1990). "Financial Fragility and Economic Performance," *Quarterly Journal of Economics* 105(1) (February) 87-114.
- _____ (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives* (Fall) 9(4), 27-48.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler and Simon Gilchrist (1996). "The financial accelerator and the Flight to quality", *The Review of Economics and Statistics* 78 (February), 1-15.
- Caballero, Ricardo J. and Mohamad L. Hammour (1994). "The Cleansing Effect of Recessions", *American Economic Review* 84(5) (December), 1350-1368.
- Cuthbertson, Keith and John Hudson (1996). "The Determinants of Compulsory Liquidation in the U.K.", *Manchester School of Economic and Social Studies* 64(3) (September), 298-308.
- Everett, J. and J. Watson (1998). "Small Business Failure and External Risk Factors", *Small Business Economics* 11 (4) (December), 371-390.

- Freixas, Xavier and Jean Charles Rochet (1997). *Microeconomics of banking*, Cambridge and London: MIT Press,; xx, 312.
- Gertjan, W.Vlieghe (2001). "Indicators for Fragility in the UK Company Sector", Bank of England Working Paper.
- Jia, Liu and Nick Wilson (2002). "Company Failure Rates and the Impact of the 1986 Insolvency Act :An Econometric Analysis", *Managerial Finance* 28 (Number 6).
- Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore (1997). "Credit Cycles," *Journal of Political Economy* 105(2) (April), 211-248.
- La Porta, Rafael et al. (1998). "Law and Finance," *Journal of Political Economy* 106(6) (December), 1113-1155.
- Lavi, Yaacov and Nathan Sussman (2001). "The Determination of Real Wages in the Long Run and its Changes in the Short Run – Evidence from Israel: 1968-1998", Bank of Israel, Discussion Paper 01.04, (February).
- Mankiw, N. Gregory (1986). "The Allocation of Credit and Financial Collapse," *Quarterly Journal of Economics* 101(3) (August), 455-470.
- Schiantarelli, Fabio (1996). "Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence", *Oxford Review of Economic Policy* 12(2) (Summer), 70-89.
- Turner, P., A. Coutts and S. Bowden (1992). "The effect of the Thatcher Government on Company Liquidations: An Econometric Study", *Journal of Applied Economics* 24, 935-943.
- Spletzer, James R. et al. (2004). "Business Employment Dynamics New Data on Gross Job Gains and Losses" *US Bureau of Labor Statistics, Monthly-Labor-Review* (April), 127(4), 29-42.
- Tobin, J. (1969). "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking* 1, 15-29.
- Wadhvani, Sushil B. (1986). "Inflation, Bankruptcy, Default Premia and the Stock Market," *Economic Journal* 96(381) (March), 120-138.
- Young, Garry (1996). "Company Liquidations, Interest Rates and Debt", *Manchester School of Economic and Social Studies* 63(0), Suppl., 57-69.