

חטיבת המחקר



בנק ישראל

**דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים
והסיכון לחדלות פירעון¹**

אילנית גביוס* אסתר חן ונדב שטינברג*****

סדרת מאמרים לדיון 2017.06
יוני 2017

<http://www.boi.org.il> בנק ישראל

* אילנית גביוס – אוניברסיטת בן גוריון בנגב – madaril@bgu.ac.il

** אסתר חן – המרכז האקדמי פרס – estersa@013net.net

*** נדב שטינברג, בנק ישראל, חטיבת המחקר – nadav.steinberg@boi.org.il, טלפון 02-6552587

¹ המחברים מבקשים להודות על הערותיהם המועילות של נדן בודו-טרכטנברג, אלי ברטוב, עמנואל ברנע, גיתית גור-גרשגורן, דן גלאי, צבי וינר, נתן זוסמן, גלעד לבנה, ירון לוי, קרנית פלוג, מאיר קלוגמן, אייל רוזן, דיאן רום, רועי שטיין, משתתפי הסדנה של המחלקה לכלכלה באוניברסיטת בר אילן ומשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל. תודה מיוחדת לעוזרי המחקר דניאל יעקובזון ואפרת כהן-פטיטו על הסיוע באיסוף הנתונים ועיבודם. המחברים נושאים כמובן באחריות לטעויות. גביוס וכן מודות על התמיכה הכספית מהקתדרה לממשל תאגידי בישראל ע"ש משפחת ריימונד אקרמן ומהפקולטה לניהול ע"ש גילפורד גלייזר באוניברסיטת בן גוריון.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים והסיכון לחדלות פירעון

אילנית גביוס, אסתר חן ונדב שטינברג

תקציר

מחקר זה עוסק בהיתר להכיר ברווחים בלתי ממומשים שנובעים משערך לפי השווי ההוגן – נדבך מרכזי של התקן הבין-לאומי לדיווח כספי (IFRS) – והוא מתמקד בסוגיה שטרם נחקרה: האם חלוקת דיווידנדים מתוך רווחים אלה משפיעה על הסיכון של פירמה להיקלע לחדלות פירעון? כדי לבחון זאת אספנו ידנית נתונים על הרווחים הבלתי ממומשים ועל הסדרי החוב של פירמות ישראליות לאחר אימוץ ה-IFRS, ומצאנו כי החלוקה הנידונה מגדילה משמעותית – פי שלושה – את הסיכון של פירמה להיקלע לחדלות פירעון. אף על פי כן דומה כי הסיכון המוגבר אינו מתומחר נכונה בשוק: עלות החוב של פירמות שחילקו דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים אינה שונה מהותית מזו של פירמות שלא עשו זאת מעולם.

Dividends from Unrealized Earnings and Default Risk

Ester Chen, Ilanit Gavious, and Nadav Steinberg

Abstract

This study deals with firms' ability to recognize unrealized revaluation earnings—a major pillar of IFRS—and focuses on a topic that to date has not been examined: do dividends from unrealized earnings impact a company's risk of default? To investigate this, we manually gathered data on Israeli firms' unrealized earnings and debt restructurings following IFRS adoption, and found that such distributions significantly increase—threefold—a company's risk of requiring debt restructuring. Nonetheless, it appears that the increased risk is not properly priced by the market: the cost of debt for firms that distributed dividends from unrealized earnings is not significantly different from that of firms that never did so.

1. הקדמה

מחקר זה עוסק בנדבך מרכזי של התקן הבין-לאומי לדיווח כספי (IFRS) – ההיתר להכיר ברווחים הבלתי ממומשים הנובעים משערוך של הנכסים וההתחייבויות לפי שויים ההוגן (Unrealized Revaluation Earnings). מחקרים אחדים בחנו את הרווחים המדווחים של פירמות לאחר אימוץ ה-IFRS, ורובם התמקדו בשאלה באיזו מידה הם מייצגים רווח כלכלי אמיתי, בניגוד לרווח מנוהל (לדוגמה, Van Tendeloo and Vanstraelen 2005; Barth, Landsman and Lang 2008; Jeanjean; Stolowy 2008; and Capkun *et al.* 2012; Ahmed, Neel and Wang 2013). אנו לעומת זאת בוחנים סוגיה שטרם נבדקה בספרות הפיננסית והחשבונאית: האם חלוקת דיווידנדים מתוך רווחים בלתי ממומשים (Dividends from Unrealized Earnings – DFU) משפיעה על הסיכון שהפירמה תיקלע לחדלות פירעון?

המוטיבציה לבחון שאלה זו קשורה לניגוד העניינים שיוצרת חלוקת דיווידנדים: בעיני בעלי המניות יש לה חשיבות עליונה (DeAngelo and DeAngelo 2006), אולם מנקודת מבטם של הנושים היא מקטינה את ערכה של הפירמה וכך מגדילה את ערכה של אופציית המכר הגלומה ואת ההסתברות לחדלות פירעון (Black and Cox 1976; Kalay 1982; Galai and Wiener 2015). הספרות מעידה כי מנהלי חברות קשובים לבעלי המניות ולכן חותרים למדיניות דיווידנדים עקבית (DeAngelo, DeAngelo and Skinner 1992; Brav *et al.* 2005; Lintner 1956; Shevlin 1982; Daniel, Denis and Naveen 2008). לענייננו חשוב לראות כי עקביות זו פירושה בין השאר שכאשר הרווחים גדלים, המנהלים עשויים לבחור להגדיל גם את הדיווידנדים כדי לשמור על אותו שיעור חלוקה. כן הספרות מעידה שחברות משתמשות בדיווידנדים – ובפרט במדיניות חלוקה עקבית – כדי לאותת לשוק על איכותן (DeAngelo and John and Williams 1985; Miller and Rock 1985; DeAngelo (2006); Baker and Wurgler 2004; Guttman, Kadan and Kandel 2010; Lambrecht and Myers 2012).

מאחר שחברות חותרות למדיניות דיווידנדים עקבית, ומאחר שכללי ה-IFRS מתירים להן להכיר ברווחים בלתי ממומשים, הן עשויות לשלם דיווידנדים גם מרווחים אלה. Chen and Gavius (2016) מראות כי תשלומי הדיווידנדים בישראל אכן גדלו לאחר אימוץ ה-IFRS, וכי הגידול

קשור במישרין ליכולת להכיר ברווחים בלתי ממומשים בדוחות הרווח וההפסד של פירמות. אולם מאחר שרווחים בלתי ממומשים עלולים שלא להתממש בעתיד (בעיית החזר התגמול [Clawback]), חלוקה שמבוססת עליהם מחריפה את ניגוד העניינים בין הנושים לבעלי המניות. במילים אחרות, חלוקה כזו מגבירה את הסיכון לנושים כי היא מגבירה את הסיכון שהפירמה תיקלע לחדלות פירעון.

בהתאם לרציונל זה אנו בודקים אם חלוקת DFU מגבירה את הסיכון שהפירמה תיקלע לחדלות פירעון. בדיקתנו מתמקדת בישראל, מדינה שאימצה את ה-IFRS. ההתמקדות במדינה יחידה פירושה שכל הפירמות במדגם מושפעות מאותם גורמים מוסדיים, משפטיים וכלכליים – כלומר הגורמים האלה קבועים ולכן אין צורך לפקח עליהם כפי שמפקחים מחקרים רב-מדינותיים טיפוסיים. ההתמקדות במדינה שאימצה את ה-IFRS מאפשרת לנו לבחון את שאלת המחקר בענפים שונים, מפני שלהבדיל מה-US GAAP – כללים שמתירים למדוד לפי השווי ההוגן רק מכשירים פיננסיים ולכן משפיעים בעיקר על פירמות פיננסיות (ראו לדוגמה Riedl and Serafeim 2011)¹ – כללי ה-IFRS מאפשרים למדוד כך פריטים שונים בדוחות הכספיים, ביניהם מכשירים פיננסיים, נכסי השקעה, השקעה בחברות בנות והשקעה בחברות כלולות ובעסקאות משותפות^{2,3}.

המדגם שלנו מורכב מחברות ציבוריות ישראליות שאימצו את כללי ה-IFRS ב-2007⁴. כמו ברבות מהמדינות שאימצו אותם, גם בישראל חוק החברות מתיר לפירמה לחלק דיווידנדים מתוך הרווחים החשבונאיים שלא חולקו, והוא אינו מבחין בין רווחים ממומשים לבלתי ממומשים – כלומר

¹ תקן החשבונאות האמריקאי מס' 115 (FASB 115), הטיפול החשבונאי בהשקעות מסוימות באיגרות חוב ובניירות ערך הוניים (1993); תקן החשבונאות האמריקאי מס' 133 (FASB 133), הטיפול החשבונאי במכשירים נגזרים ובפעילויות גידור (1998); ותקן החשבונאות האמריקאי מס' 159 (FASB 159), אופציית השווי ההוגן לנכסים פיננסיים והתחייבויות פיננסיות (2007).

² תקן החשבונאות הבין-לאומי מס' 39 (IAS 39), מכשירים פיננסיים: הכרה ומדידה (נוסח מתוקן 2005), אשר יוחלף בתקן החשבונאות האמריקאי מס' 9 (IFRS 9), מכשירים פיננסיים; תקן החשבונאות הבין-לאומי מס' 40 (IAS 40), נדל"ן להשקעה (נוסח מתוקן 2005); תקן החשבונאות הבין-לאומי מס' 27 (IAS 27), דוחות כספיים מאוחדים ונפרדים (נוסח מתוקן 2005); תקן החשבונאות הבין-לאומי מס' 28 (IAS 28), השקעה בחברות כלולות ובעסקאות משותפות (נוסח מתוקן 2005); תקן החשבונאות הבין-לאומי מס' 11 (IFRS 11), הסדרים משותפים (2011).

³ מאחר שיש הבדלים בין פירמות פיננסיות לפירמות מענפים אחרים – בתמריצי הדיווח, בדרישות החשבונאיות ובדרישות הרגולטוריות – מדגם של פירמות פיננסיות עלול להניב הכללות בעייתיות.

⁴ לפני אימוץ ה-IFRS הגישו החברות את דוחותיהן הכספיים בהתאם לכללי החשבונאות המקובלים הישראליים, ואלה מושפעים בעיקר מכללי ה-GAAP האמריקאיים. תיאור מפורט של ההבדלים בין ה-GAAP הישראלי ל-IFRS מופיע אצל Markelevich, Shaw and Weihs (2011).

הוא מתייחס אליהם באותו אופן⁵. מסיבה זו אי-אפשר לדעת בוודאות מהו מקור הדיווידנדים שחולקו, ולכן ניסחנו קריטריון כדי לזהות את הפירמות שחילקו DFU: חברות עומדות בו רק אם סכום הדיווידנדים שהן חילקו גבוה מכל הרווחים הממומשים שאפשר לחלק (ביסוד הקריטריון ניצבת ההנחה שפירמה מחלקת את כל הרווחים הממומשים לפני שהיא מחלקת רווחים בלתי ממומשים כלשהם). השתמשנו בקריטריון סיווג מחמיר כדי למקסם את הסיכויים לזיהוי נכון⁶.

כדי לסווג את החברות ולערוך את הניתוחים האמפיריים השונים, השתמשנו בדוחות הכספיים השנתיים של החברות במדגם ואספנו מתוכם ידנית את כל המידע על רווחי השערוך הבלתי ממומשים⁷. נוסף לכך קיבלנו גישה לנתונים על חדלות פירעון שבנק ישראל אסף ידנית; מאגר זה כולל מידע מפורט על החברות שעברו הסדרי חוב מאז 2008. המדגם שלנו מורכב מ-292 פירמות בעלות חוב סחיר (אג"ח), 94 מתוכן עברו הסדר חוב לפחות פעם אחת במהלך תקופת המדגם – שש השנים שבין 2008 ל-2013. 26% מהפירמות חילקו DFU לפחות פעם אחת לאחר אימוץ ה-IFRS, וכל אחת מהן עשתה זאת בין פעמיים לשלוש בתקופת המדגם. 39% מתוכן לא עמדו בתשלום חובותיהן ונכנסו לתהליך של הסדר חוב, בדרך כלל כעבור שנתיים עד שלוש מחלוקת ה-DFU. לעומתן, רק 24% מהחברות שלא חילקו DFU נזקקו להסדר חוב. מעניין לציין כי כל החברות הללו לא חילקו דיווידנדים כלל בתקופת המדגם. במילים אחרות, אם חברות חילקו דיווידנדים אך חילקו אותם מרווחים ממומשים בלבד, הן לא נזקקו להסדר חוב.

הממצאים תומכים בהשערתנו: כאשר עורכים ניתוחי שרידות מרובי משתנים בעזרת ספציפיקציות של מודל הסיכון היחסי (Cox 1972), מוצאים קשר ישיר וחיובי בין חלוקת DFU לבין הסיכון לחדלות פירעון. בחברה שחילקה DFU ההסתברות להזדקק להסדר חוב גבוהה ביותר מפי שלושה מההסתברות בחברה דומה שלא חילקה DFU, בהנחה שיתר המשתנים קבועים. אמנם ייתכן כי המשתנים שלנו אנדוגניים – כלומר ייתכן שחברות בוחרות לחלק DFU כאשר יש להן הסתברות גבוהה יותר להיקלע לקשיים פיננסיים – אולם מסקנותינו נותרות בעינין גם כאשר אנו מפקחים על השפעותיה האפשריות של אנדוגניות זו.

⁵ סעיפים 302–303 בחוק החברות הישראלי. בהמשך נביא דוגמאות לעוד מדינות שזהו המצב בהן.
⁶ מאחר שהסיווג לחברות שחילקו ולא חילקו DFU משמש גורם מפתח במחקר, יש להדגיש כי תוצאותינו נותרות בעינין גם בסכמות סיווג חלופיות. נציג זאת בהמשך, במסגרת מבחני העמידות.
⁷ מידע זה אינו מופיע במסדי נתונים אלקטרוניים כדוגמת Compustat.

בשלב הבא אנו בוחנים אם התגברות הסיכון שמצאנו משתקפת בעלות החוב של הפירמות, משתנה שנמדד לפי דירוגי האג"ח או מרווחי התשואות שלהן. המוטיבציה לבחון שאלה זו נוגעת לסברה שהשוק משוכלל: אין זה ודאי כי רווחים בלתי ממומשים שחולקו לבעלי המניות אכן יתממשו כמזומן בעתיד, ואם הנושים יודעים או חושדים שהפירמה מנצלת את ה-IFRS כדי להגדיל את הדיווידנדים מרווחים "על הנייר", הם יכולים לתמחר זאת בחוב כדי להגן על עצמם.

אולם תוצאותינו מגלות כי הם אינם מתמחרים זאת. לאחר שמפקחים על השפעתם של משתנים שהספרות מצאה כי יש להם פוטנציאל להשפיע על הסיכון הפיננסי של פירמה, מוצאים כי עלות החוב של חברות שחילקו DFU אינה שונה במובהק מעלות החוב של חברות שלא חילקו DFU. הממצאים נותרים בעינם גם כאשר מפקחים על נטייתה (propensity) של פירמה לשלם DFU.

אפשר להסביר את ממצאינו בעזרת התיאוריה שחברות משתמשות בדיווידנדים כדי לאותת לשוק על איכותן. ייתכן כי השוק רואה בחלוקת דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים איתות לכך שהפירמה צופה כי רווחים אלה יתממשו בעתיד. אם האיתות משמש אמצעי אפקטיבי לחיזוק אמינותם הנתפסת של הרווחים הבלתי ממומשים, וכך מפחית את אי-הוודאות לגביהם, אזי ייתכן שהנושים וסוכנויות הדירוג לא יקשרו בין חלוקת הדיווידנדים מהם לבין התגברות הסיכון שהפירמה תיקלע לאחר מכן למצוקה פיננסית.

ערכנו כמה מבחני עמידות וניתוחי רגישות, לרבות הליכים חלופיים לזיהוי חלוקות DFU, כדי לבחון אם אפשר להכליל את תוצאותינו לענפים שונים ולמצבי עניינים שונים. הממצאים מעידים כי תוצאותינו עמידות.

העדויות המוצגות רלוונטיות למדינות שאימצו את ה-IFRS והחוק בהן אינו אוסר על חלוקת DFU או מגביל אותה. נמנות עמן מרבית המדינות החברות באיחוד האירופי⁸ וכן קנדה, אוסטרליה, ניו זילנד וישראל⁹. לפיכך תוצאותינו רלוונטיות לרגולטורים של דיני החברות, הגופים לתקינה חשבונאית, סוכנויות הדירוג, בעלי המניות, הנושים ובעלי העניין האחרים במדינות אלה. התוצאות

⁸ ראו לדוגמה KPMG Feasibility Study of Capital Maintenance – Main Report

http://ec.europa.eu/internal_market/company/docs/capital/feasibility/study_en.pdf

⁹ הם רלוונטיים גם לארה"ב כי החוק שם מתיר לחלק דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים שנובעים משערך של מכשירים פיננסיים במוסדות פיננסיים, היות שרווחים אלה חייבים במס.

יסייעו לקבוע אם יש מקום לתקן תקנות או להכניס תיקונים בדיני החברות כדי לקבוע קריטריונים פיננסיים חדשים לחלוקת דיווידנדים, או שניתן להסתפק במשא ומתן בין הפירמות לנושים. שאר המחקר מאורגן באופן הבא. בחלק 2 אנו מתארים את הנתונים ומציגים את ההליך לזיהוי חברות שחילקו DFU. חלק 3 מציג את המבחנים והתוצאות, וחלק 4 – סדרה של מבחני עמידות וניתוחי רגישות. חלק 5 מסכם.

2. בחירת המדגם והנתונים

בחירת המדגם

תחילה התייחסנו לכל 623 החברות הציבוריות בישראל שנסחרו בבורסה לניירות ערך בתל אביב ב-2008—2013. תקופת המדגם מתחילה ב-2008, מכיוון שבשנה זו החל בנק ישראל לעקוב אחרי כל הסדרי החוב בישראל. החל משנה זו גם חלה חובה ליישם את כללי ה-IFRS בדוחות הכספיים של כל החברות הנסחרות בבורסת תל אביב¹⁰. ניפינו מהניתוח 29 פירמות פיננסיות, מפני שהדרישה לאמץ את ה-IFRS אינה חלה עליהן. נוסף לכך השמטנו 41 חברות דואליות שמצייתות לתקינת ה-GAAP האמריקאית ואינן נדרשות לאמץ את ה-IFRS, מפני שהן רשומות למסחר בבורסה בתל אביב וגם בבורסות אמריקאיות¹¹. לבסוף ניפינו פירמות שאין עליהן די מידע ופירמות ללא חוב סחיר (אג"ח)¹² – בסך הכול 261 חברות. המדגם הסופי מורכב לפיכך מ-292 פירמות (1,484 תצפיות פירמה-שנה). הליך בחירת המדגם מוצג בלוח 1. אנו מטפלים בתצפיות חריגות באמצעות קיטום ערכי הקיצון¹³ של משתנים רציפים, שכן השמטתן פירושה אובדן תצפיות.

¹⁰ אף שהתקינה הבין-לאומית (IFRS) אומצה רשמית בשנת 2008, כמעט כל החברות הציבוריות הישראליות אימצו אותה מרצון כבר ב-2007. מיעוט מבין הפירמות הציבוריות אימצו את ה-IFRS כבר ב-2006, והטרונגניות זו תשמש אותנו בהמשך.

¹¹ יש לזכור כי התקינה האמריקאית, ה-US GAAP, מתירה למדוד לפי השווי ההוגן רק מכשירים פיננסיים, ולכן מבחינת האפשרות להכיר ברווחים בלתי ממומשים היא משפיעה בעיקר על פירמות פיננסיות. במדגם שלנו יש אמנם חברות שמדווחות על פי התקינה האמריקאית, אך אף אחת מהן איננה חברה פיננסית ולכן אף אחת מהן אינה מושפעת מהותית מהחשבונאות המושתתת על שווי הוגן (הפירמות הנידונות שייכות רובן ככולן לתחום הטכנולוגיה העילית).

¹² השמטנו פירמות ללא חוב סחיר מפני שאין תיעוד לגבי השאלה אם הן עמדו בתשלום חובן (מכיוון שהוא אינו ציבורי).

¹³ האחוז העליון והאחוז התחתון.

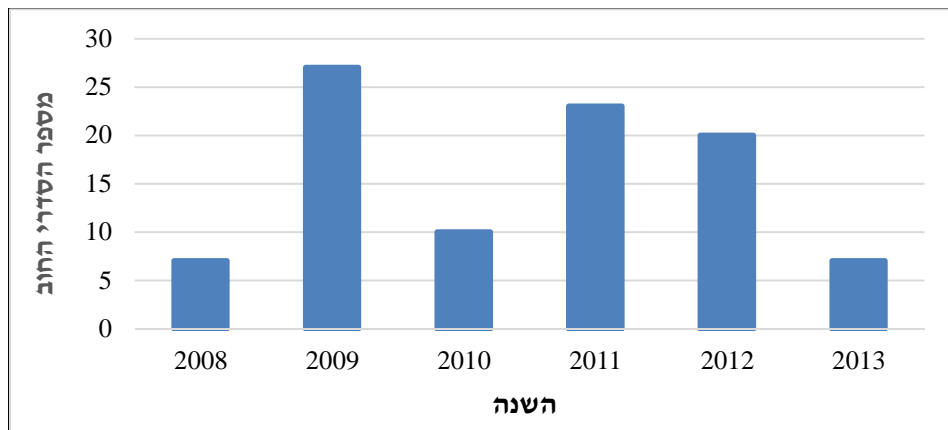
לוח 1: הליך בחירת המדגם

623	החברות הציבוריות בישראל שנסחרו בבורסה לניירות ערך בתל אביב בתקופת המדגם
29	פירמות פיננסיות
41	פירמות בעלות רישום כפול שאינן נדרשות ליישם את תקינת ה-IFRS
261	פירמות ללא חוב סחיר ו/ או פירמות שאינן עליהן די מידע לניתוח
292	המדגם הסופי

הנתונים

את המידע הפיננסי על החברות במדגם דלינו ממסד הנתונים Bloomberg Professional, והוספנו לו מידע מבנק ישראל ונתונים שאספנו ידנית מתוך הדוחות הכספיים של החברות. נתונים אלה כוללים רווחים בלתי ממומשים שנובעים ממדידת השווי ההוגן של מכשירים פיננסיים, נכסי השקעה, השקעה בחברות בנות, והשקעה בחברות כלולות ובעסקאות משותפות – בהתאם ל-IFRS. את המידע על אירועים של חדלות פירעון דלינו ממסד הנתונים שבנק ישראל הקים כדי לעקוב אחריהם, והוא מתייחס לפירמות שהנפיקו אג"ח בעבר (אג"ח רגילות ו/או אג"ח להמרה) ולאחר מכן נכנסו לתהליך של הסדר חוב¹⁴. מתוך 292 הפירמות שבמדגם 94 עברו הסדר חוב לפחות פעם אחת בתקופת המדגם: 82 עברו הסדר פעם אחת, 11 עברו הסדר פעמיים, ופירמה אחת – שלוש פעמים. איור 1 מציג את מספר ההסדרים בכל שנה משנות המחקר.

איור 1: אירועי הסדר חוב לפי שנה



¹⁴ פירמה נכנסת לתהליך הסדר חוב (1) מרגע שהיא הודיעה לנושיה כי לא תוכל לשלם את חובה לפי תנאי האג"ח, או (2) מרגע שהיא לא שילמה את חובה לפי תנאי האג"ח או (3) מרגע שבית משפט קבע כי היא לא תוכל לפרוע את חובה לפי תנאי האג"ח. תאריך הכניסה לתהליך הוא המוקדם מבין התאריכים שבהם התרחשו שלושת האירועים האלה.

אומדן לעלות החוב של חברה משמשים מרווחי האג"ח התאגידיות (ראו למשל Fenn 2000 ; Shi 2003 ; Chaplinsky and Ramchand 2004) – כלומר המרווחים בנקודות בסיס בין (1) התשואה על האג"ח של חברה (ממוצע התשואות על סדרות האג"ח השונות שלה, משוקלל לפי שווי השוק שלהן) לבין (2) התשואה על אג"ח ממשלתיות בעלות מח"ם ומאפייני הצמדה דומים ; חישובי המרווחים לקוחים מבנק ישראל. אומדן חלופי שימשו דירוגי האג"ח (ראו לדוגמה Ziebart and Amir, Guan and Livne 2010 ; Shi 2003 ; Reiter 1992), וגם אותם קיבלנו מבנק ישראל. כדי לקבוע את דירוגי האשראי של החברות השתמשנו בדירוגי האשראי של סוכנויות הדירוג הפעילות בישראל – "מעלות" (חברה בת בבעלות מלאה של סוכנות הדירוג S&P) ו"מדרוג" (חברה בת בבעלות חלקית [51%] של סוכנות הדירוג Moody's). בדרך כלל אג"ח מקבלת דירוג רק מאחת משתי הסוכנויות. במקרים שבהם אג"ח קיבלה דירוג משתייהן באותה שנה, מיצענו את הדירוגים כדי לקבל לפירמה דירוג ממוצע בשנה זו. נציין כי קיבלנו תוצאות דומות כאשר המרנו את הממוצע בדירוג העדכני ביותר של האג"ח שקיבלו דירוג משתי הסוכנויות. אם הפירמה הנפיקה כמה סדרות אג"ח, קבענו את הדירוג על פי הממוצע של דירוגי האג"ח השונות, משוקלל לפי שווי השוק שלהן. התוצאות העיקריות נותרו דומות כאשר המרנו את הממוצע המשוקלל בדירוג האג"ח שקיבלה את הדירוג הנמוך ביותר. המדגם שלנו כולל 547 תצפיות חברה-שנה שיש להן נתוני דירוג.

זיהוי החברות שחילקו דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים

Chen and Gavigous (2016) מציעות שני הליכים לזיהוי פירמות שחילקו DFU. ערכנו את הניתוחים באמצעות שני הליכים אלה וקיבלנו תוצאות עיקריות דומות. לשם הקיצור נתמקד בתוצאות שהתקבלו מההליך המחמיר מבין השניים¹⁵. הליך זה קובע כי פירמה נחשבת לחברת DFU רק אם סכום הדיווידנדים שהיא חילקה גבוה מכל הרווחים הממומשים שאפשר לחלק. ביסוד קריטריון זה ניצבת ההנחה שפירמה מחלקת את כל הרווחים הממומשים לפני שהיא מחלקת רווחים בלתי ממומשים כלשהם. הסיווג נערך באופן הבא :

א. חילקנו את הרווח הנקי ל"ממומש" ו"בלתי ממומש" בכל תצפית חברה-שנה.

ב. זיהינו תצפיות חברה-שנה שבהן חולקו דיווידנדים לבעלי המניות.

¹⁵ תיאור ההליך החלופי ותוצאותיו מוצגים בחלק 4 : מבחני עמידות.

ג. בכל אחת משנים אלה השוינו את סכום הדיוידנדים שהפירמה חילקה לסך הרווח הממומש שטרם חולק עד לאותה עת.

ד. אם סכום הדיוידנדים שחולק גבוה מרווח זה, אך ההפרש ביניהם קטן מהרווחים הבלתי ממומשים שטרם חולקו עד לאותה עת או שווה להם, אנו מסיקים שהדיוידנדים חולקו מתוך רווחים בלתי ממומשים. אחרת אנו משערים שהפירמה לא חילקה דיוידנדים מרווחים כאלה.

על סמך הליך זה הסקנו כי 75 מהפירמות במדגם (26%) חילקו DFU לפחות פעם אחת בשש שנות המדגם, וכל אחת מהן עשתה זאת בין פעמיים לשלוש בממוצע (2.49 פעמים). 29 מהחברות (39%) נקלעו למצוקה פיננסית ונכנסו לתהליך של הסדר חוב, לרוב כעבור שנתיים-שלוש מחלוקת ה-DFU (25 מהפירמות שחילקו DFU נכנסו לתהליך פעם אחת ו-4 נכנסו אליו פעמיים). יצוין כי ההסתברות שהחברה המחלקת תיכנס להסדר חוב כעבור שנתיים או שלוש גבוהה מההסתברות שהיא תיכנס להסדר כעבור שנה. ממצא זה מרמז כי פירמות שנמצאות על סף חדלות פירעון נוהרות מחלוקת DFU, אולי מחשש לתביעות משפטיות.

נדגיש כמה ממצאים ראשית, מקרב החברות שחילקו DFU, אף אחת לא נכנסה להסדר חוב לפני התשלום הראשון. שנית, מקרב החברות שלא חילקו DFU אך חילקו דיוידנדים, אף אחת לא נזקקה להסדר חוב בתקופת המדגם. לבסוף, מקרב 65 החברות שלא חילקו DFU אך נזקקו להסדר חוב, אף אחת לא שילמה דיוידנדים בתקופת המדגם; בניגוד אפוא לחברות שחילקו DFU, אצל חברות שלא חילקו DFU ולא עמדו בתשלום חובותיהן אי-אפשר לקשור את המצוקה הפיננסית לחלוקות דיוידנדים בכלל ולחלוקות דיוידנדים מתוך רווחים בלתי ממומשים בפרט.

אנו מסווגים פירמה כחברת DFU משנת החלוקה ואילך, כלומר המשתנה הבינארי DFU מקבל את הערך 1 בשנה שבה הפירמה חילקה DFU לראשונה ועד שנת המדגם האחרונה. הדבר מניב 382 תצפיות של שנה-חברת DFU ו-1,102 תצפיות של שנה-לא חברת DFU. לצורך בדיקת עמידות אנו חוזרים על הניתוחים תוך שאנו מסווגים את הפירמה כחברת DFU בשתי דרכים נוספות: (1) בכל תקופת המדגם (אפילו לפני תשלום ה-DFU הראשון), ו-(2) רק בשנים שבהן הפירמה חילקה DFU. הסיווג השני מבוסס על שנה ולא על פירמה, ובהקשר זה יש להעיר כי הסיווג המבוסס על פירמה שם

את הדגש על מאפייני הפירמות שנוטות להשתמש בהכרה ברווחים הבלתי ממומשים כדי להגדיל את תשלומי הדיווידנדים, ואילו הסיווג המבוסס על שנה שם את הדגש על אירוע החלוקה מתוך הרווחים הבלתי הממומשים. תוצאותינו עמידות לשימוש בכל אחת משלוש הגישות.

לוח 2 מציג את ההשתייכות הענפית של הפירמות במדגם, והוא מסווג אותן לחברות שחילקו/ לא חילקו DFU ולחברות שנכנסו/ לא נכנסו להסדר חוב בתקופת המדגם.

לוח 2: חלוקת DFU והזדקקות להסדר חוב בענפים השונים

המדגם מורכב מ-292 חברות שנסחרו בבורסת תל אביב ב-2008—2013, לאחר אימוץ ה-IFRS (1,484 תצפיות שנה-חברה). 75 מהן חילקו דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים (DFU) לפחות פעם אחת בתקופת המדגם (382 תצפיות שנה-חברת DFU), ו-217 מעולם לא עשו זאת (1,102 תצפיות שנה-לא חברת DFU). מקרב החברות שחילקו DFU, 29 ביקשו הסדר חוב לפחות פעם אחת לאחר החלוקה (33 הסדרים). מקרב החברות שלא חילקו DFU אך חילקו דיווידנדים, אף אחת לא ביקשה זאת (65 הפירמות שלא חילקו DFU וביקשו הסדר לא שילמו דיווידנדים בתקופת המדגם).

הפירמות שלא חילקו DFU	הפירמות שחילקו DFU	המלא	הפירמות שלא חילקו DFU	הפירמות שחילקו DFU	הפירמות שלא חילקו DFU	הפירמות שחילקו DFU
198 (100%)	94 (100%)	292 (100%)	217 (100%)	75 (100%)	198 (100%)	94 (100%)
לפי ענף:						
77 (39%)	57 (61%)	134 (46%)	87 (40%)	47 (63%)	77 (39%)	57 (61%)
18 (9%)	2 (2%)	20 (6%)	18 (8%)	2 (3%)	18 (9%)	2 (2%)
46 (23%)	12 (13%)	58 (20%)	47 (22%)	11 (14%)	46 (23%)	12 (13%)
39 (20%)	16 (17%)	55 (19%)	44 (20%)	11 (15%)	39 (20%)	16 (17%)
18 (9%)	7 (7%)	25 (9%)	21 (10%)	4 (5%)	18 (9%)	7 (7%)

הלוח מראה שחברות נדל"ן מופיעות בשכיחות הגבוהה ביותר הן בעמודת ה-DFU והן בעמודה של הסדרי החוב (63% ו-61%, בהתאמה). לעומת זאת, חברות היי טק מופיעות בשכיחות הנמוכה ביותר בשתי הקבוצות (3% ו-2%, בהתאמה). ייתכן שלחברות נדל"ן יש שכיחות גבוהה בקבוצת ה-DFU מפני שתקן החשבונאות הבין-לאומי מס' 40 (IAS 40), נדל"ן להשקעה – התקן

המתיר להכיר ברווחים בלתי ממומשים שנובעים משערוך קרקע ומבנים – רלוונטי להן באופן ספציפי. מאחר שחברות אלה מתאפיינות בחשיפה נרחבת לקרקעות ומבנים, נכסים שתכופות משערכים לפי שוויים ההוגן, IAS 40 משפיע משמעותית על דוחותיהן הכספיים. אולם שכיחותם של הסדרי חוב בקרב חברות DFU בתחום הנדל"ן דומה לשכיחותם בחברות DFU מענפים אחרים (כ-40%) ולכן תוצאותינו אמורות לחול על כל הענפים. ואכן, כאשר חזרנו על הניתוחים ללא חברות הנדל"ן שבמדגם, המסקנות נותרו ללא שינוי (ראו חלק 4). במילים אחרות, התוצאות שהתקבלו תוך שימוש במדגם המלא אינן נובעות רק מחברות הנדל"ן.

3. המבחנים והתוצאות

ניתוחים עם משתנה יחיד

לוח 3 מציג סטטיסטיקה תיאורית של נתונים פיננסיים נבחרים, והוא מפריד בין החברות שחילקו ולא חילקו DFU. חשוב לציין כי הפירמות בשתי הקבוצות פועלות באותה סביבה משפטית וכלכלית, שכן הדבר חיוני כדי לערוך ביניהן את ההשוואה הנוגעת לשאלת המחקר. ההשוואה מראה כי החברות שחילקו DFU גדולות משמעותית מהחברות שלא עשו זאת (חציוני הנכסים עומדים על 383 מיליון דולר ועל 126 מיליון דולר, בהתאמה). אף שבשתי הקבוצות יש רווחים ממומשים דומים (החציון עומד על 3% מסך הנכסים), הרווחים הבלתי ממומשים גבוהים משמעותית בחברות שחילקו דיווידנדים מהם (2% בשנה לעומת 0% בחברות שלא חילקו דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים; $p\text{-value} < 0.01$). גם שיעור הדיווידנד מהרווחים – כלומר סך הדיווידנדים במזומן חלקי סך הרווחים, ממומשים ובלתי ממומשים – גבוה משמעותית בקרב חברות ה-DFU (21% לעומת 8%; $p\text{-value} < 0.01$). כאשר מתייחסים לרווחים ממומשים בלבד, הפער בין שיעורי הדיווידנד בשתי הקבוצות בולט אף יותר (117% לעומת 12%); שיעור הדיווידנד בחברות ה-DFU עולה על 100% מהרווחים הממומשים מפני שהן חילקו את כל רווחיהן הממומשים השנתיים והמשיכו לחלק דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים, בהתאם לאופן שבו הגדרנו חברת DFU. זאת ועוד, בקרב פירמות ש(לא) חילקו DFU שיעור הדיווידנד מתוך כלל הרווחים גבוה במידה (בלתי) מובהקת משיעור הדיווידנד מרווחים **ממומשים** בלבד. לעומת זאת, כאשר משווים את שיעורי הדיווידנד

מהרווחים לפני אימוץ ה-IFRS, אין מוצאים בין שתי הקבוצות כל הבדל: החציון בשתיהן עומד על כ-10% (ההשוואה אינה מוצגת בלוח מטעמי חיסכון במקום). יצוין כי בשעה שחברות DFU העלו את שיעורי הדיווידנד באופן מובהק לאחר אימוץ ה-IFRS (ברמת מובהקות של 1%), שיעורי הדיווידנד בחברות שלא חילקו DFU נותרו דומים בשתי תת-התקופות. מכלול הממצאים מחזק את ביטחוננו בכך שסיווגנו נכונה את המדגם לחברות שחילקו ולא חילקו DFU

הנזילות – פרמטר שנאמד לפי היחס השוטף (הנכסים השוטפים חלקי ההתחייבויות השוטפות) או לפי יחס כיסוי הריבית (היחס בין הרווחים מפעולות שוטפות להוצאות הריבית) – נמוכה יותר בקרב חברות DFU. פירמות אלה גם מתאפיינות בסיכון פיננסי גבוה יותר, והדבר ניכר מכך שרמת המינוף שלהן – סך החוב חלקי סך הנכסים – גבוהה יותר במידה משמעותית (82% לעומת 79%; $p\text{-value} < 0.01$), וכן מכך שהן מקבלות ציונים נמוכים יותר במדד Z של אלטמן (Altman Z-scores)¹⁶. למרות הבדלים אלה, עלות החוב בחברות שחילקו DFU אינה שונה במובהק מהעלות בחברות שלא עשו זאת, הן על פי דירוגי האג"ח והן על פי מרווחי התשואות על האג"ח (המרווח החציוני עומד על 5%—6%). נזכיר כי בחברות שחילקו DFU יש יותר אירועים של הסדר חוב (חלק 2). כאשר מחלקים את המדגם לחברות שנוקו להסדר בתקופת המחקר ולחברות שלא נוקו לכך, מוצאים כי כצפוי, עלות החוב גבוהה במובהק בפירמות שנוקו להסדר הן בקבוצה שחילקה DFU והן בקבוצה שלא חילקה אותם. עם זאת, לא נמצא הבדל מובהק בין עלות החוב של חברות משתי הקבוצות הן בקרב הפירמות שנוקו להסדר והן בקרב הפירמות שמעולם לא נוקו לכך: ערכיהם החציוניים של מרווחי התשואות על האג"ח עמדו על כ-27% (4% בפירמות שנוקו (לא נוקו) להסדר חוב, בלי קשר לשאלה אם הן חילקו DFU. מסקנות דומות התקבלו מבדיקה של דירוגי האג"ח.

¹⁶ השתמשנו במדד Z שבנו Altman, Hartzell and Peck (1998). תוצאותינו עמידות לשימוש במדד Z שבנה Altman (1968) ולמדד Z לחברות ישראליות (Ingbar 1994).

לוח 3: סטטיסטיקה תיאורית

המדגם מורכב מ-292 חברות שנסחרו בבורסת תל אביב ב-2008—2013, לאחר אימוץ ה-IFRS (1,484 תצפיות שנה-חברה). 75 מהן חילקו דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים (DFU) לפחות פעם אחת בתקופת המדגם (382 תצפיות שנה-חברת DFU), ו-217 מעולם לא עשו זאת (1,102 תצפיות שנה-לא חברת DFU). הכוכביות מציינות כי הערך בחברות שלא חילקו DFU שונה במובהק מהערך המקביל בחברות שחילקו DFU.

החברות שלא חילקו DFU			החברות שחילקו DFU			המשתנה
ס"ת	חציון	ממוצע	ס"ת	חציון	ממוצע	
2,117	126***	861***	3,254	383	1,634	סך הנכסים (מיליוני דולרים)
0.21	0.03	0.04	0.25	0.03	0.05	<i>ROA_realized</i>
0.16	0.00***	0.01***	0.17	0.02	0.09	<i>Unrealized ROA- Total</i>
						<i>Unrealized ROA from revaluation of:</i>
0.06	0.00**	0.00**	0.05	0.01	0.01	<i>Financial instruments</i>
0.12	0.00***	0.00***	0.25	0.01	0.04	<i>Investment property</i>
0.07	0.00*	0.01*	0.17	0.01	0.04	<i>Investment in other entities</i>
0.66	0.08***	0.26***	0.77	0.21	0.52	<i>Dividend /total earnings</i>
0.72	0.12***	0.32***	1.46	1.17	1.34	<i>Dividend /realized earnings</i>
2.78	1.24***	1.73***	1.95	1.12	1.38	<i>Current ratio</i>
23.70	0.79*	2.59	22.64	0.65	2.25	<i>Interest coverage</i>
0.88	0.79***	0.93	0.80	0.82	0.94	<i>Leverage</i>
3.49	0.93***	0.93**	1.50	0.66	0.69	<i>Altman's Z-score</i>
0.33	0.06	0.19	0.43	0.05	0.22	<i>Yield Spread</i>
2.86	6.00	6.69	3.32	7.00	7.60	<i>Rating</i>

Total Assets – סך הנכסים במאזני הפירמות, במיליוני דולרים. *ROA_realized* – הרווח הנקי בניכוי סך הרווחים הבלתי ממומשים (אחרי מסים), מחולק בסך הנכסים בפיגור. *Unrealized ROA-Total* – סך הרווחים הבלתי ממומשים מחולק בסך הנכסים בפיגור. *Unrealized ROA from revaluation of financial instruments* ו-*Unrealized ROA from revaluation of investment property* – הרווחים הבלתי ממומשים (מתוקננים לפי סך הנכסים בפיגור) הנובעים, בהתאמה, משינויים בשווי ההוגן של מכשירים פיננסיים (לפי IAS 39) ושל נכסי השקעה (לפי IAS 40). *Unrealized ROA from revaluation of investment in other entities* – הרווחים הבלתי ממומשים (מתוקננים לפי סך הנכסים בפיגור) הנובעים משינויים בשווי ההוגן של השקעה בחברות בנות (לפי IAS 27) ושל השקעה בחברות כלולות ובעסקאות משותפות והסדרים משותפים (לפי IAS 28 ו-IFRS 11). *Dividend /total earnings* – שיעור הדיווידנד מהרווחים (סך הדיווידנדים שחולקו במזומן לבעלי מניות רגילות ומניות בכורה חלקי סך הרווחים). *Dividend /realized earnings* – סך הדיווידנדים שחולקו במזומן חלקי הרווחים הממומשים (היינו הרווח הנקי בניכוי סך הרווחים הבלתי ממומשים אחרי מסים). *Current ratio* – הנכסים השוטפים חלקי ההתחייבויות השוטפות. *Interest coverage* – היחס בין הרווח מפעולות שוטפות להוצאות הריבית. *Leverage* – סך החוב מחולק בסך הנכסים. *Altman's Z-score* – מדד לניכוי פשיטת רגל על פי Altman et al. (1998). *Yield Spread* – המרווח בנקודות בסיס בין התשואה המשוקללת (לפי שווי השוק) על האג"ח של החברה לבין התשואה על אג"ח ממשלתיות בעלות מח"ם ומאפייני הצמדה דומים; משמש אומדן לעלות החוב של הפירמה. *Rating* – דירוג האג"ח של הפירמה לאחר המרה למשתנה רציף.

***, **, ו- * מציינים מובהקות (מבחן דו-זנבי) ברמה של 1%, 5% ו-10%, בהתאמה.

הניתוחים החד-משתניים תומכים בהשערה שלחברות DFU יש הסתברות גבוהה יותר להיקלע למצוקה פיננסית ולא לעמוד בתשלום חובותיהן. אף על פי כן אין עדות לכך שעלות החוב שלהן גבוהה במובהק מעלות החוב של חברות שלא חילקו DFU. סביר להניח כי היעדר ההבדל אינו נובע מכך שהנושים וסוכנויות הדירוג לא הבחינו באפשרות שהחברות הגדילו את תשלומי הדיווידנד שלהן על בסיס רווחים בלתי ממומשים. ראשית, בחברות אלה ניכר גידול מהותי בשיעור הדיווידנד מהרווחים לאחר אימוץ ה-IFRS (וסכומי הדיווידנדים עלו על סכומי הרווחים הממומשים), בשעה שבקבוצה המשלימה לא ניכר גידול כזה. שנית, חברות אלה הכירו בסכומים משמעותיים של רווחים בלתי ממומשים, בשעה שבחברות מהקבוצה המשלימה נעו הרווחים הבלתי ממומשים סביב האפס.

להלן אנו משלימים את הניתוחים החד-משתניים בעזרת ניתוחים רב-משתניים שאומדים את הקשר הישיר בין חלוקת DFU לבין ההסתברות שפירמה לא תעמוד בתשלום חובותיה ולבין עלות החוב שלה.

ניתוחים מרובי משתנים

רגרסיות של חדלות פירעון

אנו בוחנים את הקשר בין חלוקת DFU לסיכון להיקלע לחדלות פירעון באמצעות מודל הסיכון היחסי של קוקס (Cox 1972)¹⁷. במודל זה מניחים כי הסיכון הוא

$$(1) \quad h_i[t|X_i(t)] = h_0(t)\exp[\alpha X_i(t)]$$

כאשר $h_0(t)$ מייצג את הסיכון להסדר חוב בתרחיש הבסיס בזמן t , בהנחה שכל מאפייני הפירמה בזמן t שווים ל-0; יש לשים לב כי פונקציית סיכון זו מביאה בחשבון את הזמן (מספר השנים) שחולף עד

¹⁷ מרבית המחקרים שבחנו את המשתנים המשפיעים על מצוקה פיננסית אמדו מודלים סטטיים לתקופה יחידה, אם כי הם השתמשו בדרך כלל בנתונים רב-תקופתיים על מצוקה פיננסית (פשיטת רגל, כניסה ל-Chapter 11 וכו'). כפי שמסביר Shumway (2001), מודלים סטטיים מתעלמים מן העובדה שפירמות משתנות במשך הזמן, ולכן הם מניבים אומדנים מוטים ובלתי עקביים. ניתוח שרידות באמצעות מודלים של סיכון יחסי נמנע מחסרונות אלה ומאפשר לאמוד את השפעתם של כמה משתנים מסבירים על ההסתברות שהחברה לא תעמוד בתשלום חובותיה, וזאת באמצעות התייחסות מפורשת לזמן (Shumway 2001; Campbell, Hilscher and Szilagyi 2008).

לתהליך ההסדר¹⁸. α הוא וקטור של הפרמטרים לאמידה. X הוא וקטור של משתני הפירמה בזמן t שמשפיע על הסיכון שלה להיקלע לחדלות פירעון, ובספציפיקציה המרכזית שלנו הוא וקטור של

$\{DFU, DivPayout, Size, ROA_Real, LossReal, ROA_Unreal, LossUnreal, Leverage, InterestCoverage, CurrentRatio, Tangibility, Maturity\}$

DFU הוא משתנה בינארי שמקבל את הערך 1 אם פירמה חילקה DFU ; המקדם שלו לוכד את ההפרש בין חברות שחילקו ולא חילקו DFU מבחינת ההסתברות להיקלע לחדלות פירעון. $DivPayout$ מייצג את הדיווידנדים שחולקו במזומן מתוך הרווחים הממומשים¹⁹; המקדם שלו לוכד את השפעת חלקם של הדיווידנדים (מרווחים ממומשים או בלתי ממומשים) בסך הרווח, לאחר פיקוח על הסיווג לחברות שחילקו ולא חילקו DFU .²⁰ $Size$ (גודל) – הלוגריתם הטבעי של סך הנכסים. ROA (הרווחיות) – התשואה על נכסי הפירמה, מאפיין שנמדד על פי הרווח הנקי מחולק בסך הנכסים; אנו מאפשרים לערכי הרווחיות הממומשת והבלתי ממומשת לקבל מקדמים שונים מפני שאנו כוללים ברגרסיות את הרווחים הממומשים והבלתי ממומשים מחולקים בסך הנכסים (ROA_Real ו- ROA_Unreal , בהתאמה)²¹. בהתאם ל-Dichev and Skinner (2002), אנו כוללים גם אינדיקטורים להפסד; $Loss_Real (Unreal)$ שווה ל-1 אם $ROA_Real (Unreal)$ שלילי, אחרת הוא שווה ל-0. $Tangibility$ – שיעור הנכסים הקבועים ביחס לסך הנכסים, המהווה אומדן מקורב לאסימטריה של המידע (ראו לדוגמה 2002 Hadlock and James; 2003 Denis and Mihov; and Bharath, Sunder and Sunder 2008)²². $Maturity$ – הממוצע המשוקלל של המח"ם של כל האג"ח הנסחרות של הפירמה. $Leverage$ (המינוף), $Interest Coverage$ (יחס כיסוי הריבית), ו- $Current Ratio$ (היחס השוטף) –

¹⁸ אם פירמה נכנסה לתהליך הסדר יותר מפעם אחת בתקופת המדגם, אנו סופרים כמה שנים חלפו עד לפעם הראשונה.

¹⁹ התוצאות עמידות לשימוש בשיעור הדיווידנד מתוך כלל הרווחים.

²⁰ אי-אפשר לכלול משתנה אינטראקציה בין DFU ל- $DivPayout$ כי מבין החברות שלא חילקו DFU ושילמו דיווידנדים לאחר אימוץ ה-IFRS, אף אחת לא נזקקה להסדר חוב בתקופת המדגם, בשעה שחלק מהחברות שחילקו DFU אכן נזקקו להסדר.

²¹ איננו מציעים ניבוי שנוגע לשאלה אם הקשר בין הרווחים להסתברות לחדלות פירעון משתנה כשעוברים מרווחים ממומשים לבלתי ממומשים.

²² מחקרים השתמשו גם במשתנה אחר כדי לפקח על עלויות האסימטריה של המידע ועל הזדמנויות הצמיחה – היחס בין שווי השוק לערך בספרים (ראו לדוגמה 1999 Krishnaswami, Spindt and Subramaniam; 2002 Hadlock and James). בניתוחים שערכנו מצאנו באופן עקבי כי היחס בין שווי השוק לערך בספרים אינו מעניק הסבר מובהק לסיכון של פירמות להיקלע לחדלות פירעון ולעלות החוב שלהן. הכללתו של יחס זה במודלים אינה משנה את התוצאות מבחינה איכותנית.

כמוגדר לעיל²³. ברגרסיות אנו מפקחים על השפעות קבועות של הענף (איננו מפקחים על השפעות קבועות של השנה, משום שמודל הסיכון היחסי של קוקס מביא את הזמן בחשבון מראש, דרך המשתנה התלוי). הסיכון שחברה תזדקק להסדר חוב צפוי לגדול עם עלייה במינוף וירידה בגודל, ברווחיות, בנזילות, בשיעור הנכסים הקבועים, ובמח"ם האג"ח. יצוין כי מודל קוקס מספק אומדנים של וקטור הפרמטרים α אך אינו מספק אומדן ישיר של הסיכון בתרחיש הבסיס $h_0(t)$.

אנו מריצים גם ספציפיקציה שבה מדד Z של אלטמן מחליף את המשתנים החשבונאיים בווקטור X . מדד Z של אלטמן אמור לסכם את כל הנתונים החשבונאיים הרלוונטיים לניבוי חדלות פירעון²⁴. אנו מחליפים אפוא את הווקטור X ב- X^* , שהוא וקטור של

$$\{DFU, DivPayout, Size, Zscore, Maturity\}$$

תוצאות האמידה עם X ו- X^* מוצגות, בהתאמה, בעמודות (1) ו-(2) בלוח 4. כפי שמעיד המקדם החיובי המובהק ביותר של המשתנה הבינארי DFU , שתי הספציפיקציות מראות כי בחברות שחילקו DFU קיימת הסתברות גבוהה יותר להזדקק להסדר חוב. הכללת המשתנה DFU גם משפרת משמעותית את כושר ההסבר של המודל: הפסדו- R^2 שלו גדל בכ-50%. אם לנסח את הדברים במונחים של יחס הסיכון (Hazard Ratio), המקדמים של DFU בעמודות (1) ו-(2) שווים ל-3.177 ול-3.128, בהתאמה, והם מאפשרים לנו לפרש במונחים כלכליים את תוצאותיו של ניתוח השרידות: ההסתברות של פירמה שחילקה DFU להזדקק להסדר חוב גבוהה פי שלושה בקירוב מההסתברות של פירמה דומה שלא חילקה DFU , כאשר יתר הדברים קבועים.

²³ היחס השוטף ויחס כיסוי הריבית משמשים אומדנים מקורבים לנזילות. אנו משתמשים גם באומדנים חלופיים: פרוציית המזומן ותזרים המזומנים התפעולי של הפירמה. התוצאות העיקריות אינן משתנות כאשר אנו מחליפים את היחס השוטף באחד ממשתנים אלה או בשניהם.

²⁴ התוצאות בטבלה מבוססות על המודל של Altman et al. (1998). התוצאות דומות מהבחינות האיכותנית והכמותית כאשר משתמשים תחת זאת במדד Z לפי Altman (1968) או במדד Z המותאם לחברות הישראליות (Ingbar 1994). תוצאות אלה אינן מוצגות בטבלה מטעמי חיסכון במקום.

לוח 4: רגרסיות חדלות הפירעון

לוח 4 מציג את תוצאות האמידה של ניתוח השרידות שערכנו באמצעות מודל הסיכון היחסי של קוקס (Cox 1972). המשתנים הבלתי תלויים הם: DFU – משתנה בינארי שמקבל את הערך 1 (0) אם פירמה (לא) חילקה DFU ; $DivPayout$ – סך הדיווידנדים שחולקו במזומן חלקי הרווחים הממומשים; $Size$ – הלוגריתם הטבעי של סך הנכסים; $ROA_Real (Unreal)$ – הרווחים הבלתי ממומשים של הפירמה חלקי סך הנכסים בפגור; $Loss_Real (Unreal)$ – משתנה בינארי שמקבל את הערך 1 אם $ROA_Real (Unreal)$ שלילי ואת הערך 0 אם הוא אינו שלילי; $Leverage$ – סך החוב מחולק בסך הנכסים בפגור; $InterestCoverage$ – היחס בין הרווח מפעולות שוטפות להוצאות הריבית; $CurrentRatio$ – הנכסים השוטפים חלקי ההתחייבויות השוטפות; $Tangibility$ – שיעור הנכסים הקבועים בסך הנכסים; $Maturity$ – הממוצע המשוקלל של המח"ם של כל האג"ח הנסחרות של הפירמה. אנו חוזרים על הניתוח ומשתמשים לחלופין במדד Z של אלטמן ובמשתנים החשבונאיים. $Zscore$ – מדד Z של אלטמן לפי Altman et al. (1998). $Industry$ – משתנים בינאריים להשפעות הקבועות של הענפים השונים. התוצאות המוצגות בעמודות (1) ו-(2) מבוססות על המדגם המלא, ואילו התוצאות בעמודות (3) ו-(4) מבוססות על המדגם המצומצם הכולל פירמות דומות אקס אנטה.

	המדגם הנוצר בשיטת PSM		המדגם המלא		
	(4)	(3)	(2)	(1)	
	1.486*** (0.468)	1.007** (0.504)	1.141*** (0.276)	1.156*** (0.337)	DFU
	-0.198 (0.242)	-0.034 (0.203)	-0.598 (0.369)	-0.381 (0.292)	$DivPayout$
	-0.316 (0.198)	-0.257 (0.642)	-0.465*** (0.174)	-0.700** (0.317)	$Size$
		-6.983*** (2.019)		-2.101** (0.948)	ROA_Real
		0.575 (0.592)		1.277*** (0.447)	$LossReal$
		-10.360** (4.277)		-4.479*** (1.686)	ROA_Unreal
		-0.874 (0.681)		-0.785 (0.533)	$LossUnreal$
		0.232 (0.521)		-0.079 (0.193)	$Leverage$
		-0.005 (0.005)		-0.001 (0.004)	$InterestCoverage$
		-0.333** (0.164)		-0.410*** (0.138)	$CurrentRatio$
		-2.713** (1.354)		-1.497 (0.990)	$Tangibility$
	-0.121*** (0.031)		-0.034*** (0.011)		$Zscore$
	-0.504*** (0.193)	-0.583*** (0.199)	-0.515*** (0.120)	-0.356*** (0.130)	$Maturity$
	Yes	Yes	Yes	Yes	ענף
	0.152	0.221	0.118	0.177	Pseudo R^2
	57.69 (p -value < 0.000)	100.40 (p -value < 0.000)	116.6 (p -value < 0.000)	130.5 (p -value < 0.000)	יחס נראות חי בריבוע (Likelihood ratio chi-squared)
	376	385	1,172	1,032	מס' התצפיות

הערכים הם מקדמים; סטיות התקן המקובצות (clustered) ברמת הפירמה מופיעות בסוגריים. *, **, *** ו- \ast מציינים מובהקות (מבחן דו-זנב) ברמה של 1%, 5% ו-10%, בהתאמה.

המקדם של $DivPayout$ שלילי אך בלתי מובהק בשתי הספציפיקציות. מקדם שלילי של תשלומי דיווידנד עולה בקנה אחד עם חלוקות דיווידנד המאותתות על חוסנה הפיננסי של פירמה. מקדם שלילי בלתי מובהק של $DivPayout$ יחד עם מקדם חיובי מובהק של DFU מרמז כי ההסתברות לחדלות פירעון אינה מושפעת מהיקף הדיווידנדים שחולקו אלא ממקורם – רווחים ממומשים לעומת בלתי ממומשים. הגודל, הרווחיות (הן הממומשת והן הבלתי ממומשת), היחס השוטף והמח"ס של האג"ח קשורים במובהק להסתברות שפירמה תיקלע למצוקה פיננסית ותזדקק להסדר חוב, וכצפוי יש ביניהם יחס הפוך²⁵. המקדם $Loss_Real$ חיובי ומובהק, כצפוי. לא נמצא אפקט כזה במקרה של הפסד בלתי ממומש ($Loss_Unreal$). למדד Z של אלטמן ($Zscore$) בעמודה (2) יש מקדם שלילי במובהק; תוצאה זו מתיישבת עם הספרות המראה שמדד Z נמוך מנבא הסתברות גבוהה יותר למצוקה פיננסית בעתיד.

הממצא העיקרי שלנו – היינו שקיים קשר ישיר וחיובי בין חלוקת DFU לבין הסיכון להיקלע בעתיד לחדלות פירעון – מקבל תמיכה מניתוח שבוחן לאורך זמן את הדפוס של הרווחים הבלתי ממומשים. תוצאות שאינן מוצגות בלוח הראו כי רווחים חיוביים (שליליים) התהפכו באופן (בלתי) מובהק לאורך זמן. לפיכך, חלוקת רווחים חיוביים אכן הגדילה את הסיכון לפירמה ולנושיה, מפני שתכופות הם לא התממשו כמזומן בהמשך.

השפעות אפשריות של אנדוגניות

בהקשר שלנו נוצרת אנדוגניות אם פירמות שיש להן סיכויים גבוהים יותר להיקלע למצוקה פיננסית גם בוחרות לחלק DFU . בפירוט, אם פירמה מחזיקה מידע פרטי על כך שבעתיד הקרוב היא עלולה להיקלע למצוקה פיננסית שתחייב הסדר חוב, היא עשויה להגדיל את חלוקות הדיווידנד שלה, בין היתר באמצעות חלוקת DFU . זאת משום שמרגע שהמידע ייחשף לציבור היא תתקשה מאוד להצדיק

²⁵ מעניין לציין כי בהינתן המשתנים המסבירים האחרים, המינוף אינו תורם במובהק להסבר של ההסתברות להזדקק להסדר חוב. המקדם של $Leverage$ ברגרסיות חדלות הפירעון נותר בלתי מובהק גם אם משמיטים מהמשוואה את הפריטים החשבונאיים ($ROA, Loss, Current Ratio, Interest Coverage$ ו- $Tangibility$). אולם הדבר אינו משפיע על הממצא העיקרי: המקדם של DFU נשאר מובהק וחיובי באופן ברור בכל הספציפיקציות. בניגוד לממצאים שהניבו רגרסיות חדלות הפירעון, ברגרסיות עלות החוב שבהמשך המינוף מתומחר בידי סוכנויות הדירוג והמשקיעים בשוק, והדבר משתקף בכך שיש קשרים חיוביים במובהק הן בין המינוף לבין דירוגי האג"ח והן בין המינוף למרווחי התשואות.

חלוקת DFU, היות שדיני החברות בכל העולם בדרך כלל מתנים תשלומי דיווידנדים ביכולתה של פירמה לפרוע את כל התחייבויותיה²⁶.

כדי לפקח על האנדוגניות ונו משתמשים בהליך להתאמת זוגות מסוג Propensity Score Matching (PSM). הליך זה מאפשר לנו לזהות קבוצת בקרה שעומדת בשני קריטריונים: (א) בפירמות המשתייכות אליה ההסתברות אקס אנטה לחלק DFU דומה להסתברות אקס אנטה בפירמות שחילקו DFU, אך (ב) הן לא חילקו DFU בכל תקופת המדגם.

לצורך ההליך ונו אומדים תחילה מודל probit לניבוי חלוקת DFU:

$$(2) \quad DFU_i = \alpha_0 + \alpha_1 DivPayout_i + \alpha_2 Size_i + \alpha_3 ROA_i + \alpha_4 Loss_i + \alpha_5 Leverage_i \\ + \alpha_6 InterestCoverage_i + \alpha_7 CurrentRatio_i + \alpha_8 Tangibility_i + \alpha_9 EarlyAdopt_i \\ + \alpha_{10} B_Group_i + \varepsilon_i$$

האמידה משתמשת בנתונים ל-2006 – השנה שקדמה לאימוץ הכללי של ה-IFRS בישראל²⁷. המשתנה התלוי הוא אינדיקטור ה-DFU שלנו, והמשתנים הבלתי תלויים הם: (א) הגורמים הקובעים את חוסנה הפיננסי של פירמה, כלומר המאפיינים הקשורים לסיכון שלה להיקלע לחדלות פירעון (ולפיכך נכללים ברגרסיות חדלות הפירעון שלנו)²⁸, כמו גם להסתברות שהיא תחלק דיווידנדים בכלל ודיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים בפרט, ו-(ב) שני משתני עזר. הראשון הוא משתנה דמה לאימוץ מוקדם של כללי ה-IFRS (EarlyAdopt). 45 פירמות בישראל אימצו אותם באופן וולונטרי ב-2006, לפני כל יתר הפירמות הציבוריות²⁹. פירמות אלה יכלו להכיר ברווחים בלתי ממומשים – ולחלק דיווידנדים מתוכם – לפני הפירמות האחרות. משתנה העזר השני הוא משתנה דמה לציון קבוצה עסקית (B_Group). משתנה זה שווה ל-1 אם הפירמה שייכת לקבוצה עסקית, אחרת הוא שווה ל-0. הפער בין בעלות לשליטה – מאפיין מרכזי של קבוצות עסקיות – עשוי ליצור למחזיקי השליטה

²⁶ לדוגמה, על פי סעיפים 302–303 לחוק החברות הישראלי, פירמה רשאית לשלם דיווידנדים מתוך הגבוה מבין (1) יתרת העודפים שלא חולקו ו-(2) הרווחים שהצטברו בשנתיים האחרונות, ובלבד שתוכל לפרוע את כל התחייבויותיה.

²⁷ האמידה מבוססת על כל החברות הציבוריות הישראליות שאינן פירמות פיננסיות ואינן פירמות דואליות, והיא אינה מוגבלת לפירמות בעלות אג"ח נסחרות. קיימות 338 פירמות שיש עליהן די נתונים לאמידה.

²⁸ המשתנה המסביר Maturity נכלל ברגרסיות חדלות הפירעון שלנו אך הושמט מרגרסיית ה-probit כדי להימנע מאובדן תצפיות רבות – אם משום שלפירמות לא היו אג"ח נסחרות ב-2006 ואם משום שלא היו נתונים זמינים על מועדי הפירעון שלהן. המסקנות אינן משתנות כאשר כוללים/ משמיטים את Maturity.

²⁹ הניתוחים העיקריים שערכנו לתקופה שלאחר אימוץ ה-IFRS אינם משתנים כאשר כוללים/ משמיטים את 45 החברות הציבוריות שהקדימו לאמץ אותם.

בקבוצה תמריצים לתעל משאבים³⁰, כלומר להעבירם מפירמות שבהן יש להם פחות זכויות בעלות לפירמות שבהן יש להם יותר זכויות. בעלי השליטה עשויים לנצל את העובדה שהכללים החדשים מתירים להכיר ברווחים בלתי ממומשים, ולהגדיל את הדיווידנדים שמשלמות החברות שבהן יש להם פחות זכויות בעלות.

לוח 5 מציג את תוצאות האמידה של משוואה (2). התוצאות מלמדות כי ההסתברות שפירמה

תחלק DFU עולה במובהק עם עלייה בגודל החברה. כמו כן היא עולה במובהק אם הפירמה הקדימה

לאמץ את כללי ה-IFRS³¹.

לוח 5: מודל Probit ל-DFU

לוח זה מציג את תוצאות השלב הראשון של הזיווג בשיטת PSM, העושה שימוש במודל probit. המשתנה התלוי DFU – משתנה דמה לפירמה שחילקה DFU. *Early Adopt* – משתנה דמה לאימוץ מוקדם של כללי ה-IFRS. *B_Group* – משתנה דמה לציון קבוצה עסקית. כל יתר המשתנים מוגדרים בלוח 4.

-6.628*** (0.689)	חותך
0.047 (0.108)	<i>DivPayout</i>
0.279** (0.138)	<i>Size</i>
0.458 (1.017)	<i>ROA</i>
-0.036 (0.262)	<i>Loss</i>
0.335 (0.428)	<i>Leverage</i>
0.0001 (0.003)	<i>InterestCoverage</i>
-0.044 (0.043)	<i>CurrentRatio</i>
-0.379 (0.355)	<i>Tangibility</i>
1.318*** (0.262)	<i>Early Adopt</i>
0.210 (0.197)	<i>B_Group</i>
כך	ענף
0.234	Pseudo R ²
78.78 (p-value < 0.000)	יחס נראות חי בריבוע (Likelihood ratio chi-squared)
338	מס' התצפיות

הערכים הם מקדמים; סטיות התקן מופיעות בסוגריים. *, **, *** ו- מציינים מובהקות (מבחן דו-זנב) ברמה של 1%, 5% ו-10%, בהתאמה.

³⁰ Tunneling; ראו Johnson et al. 2000.

³¹ אף שמשנתנה הדמה לקבוצה עסקית אינו מובהק סטטיסטית כשלעצמו, הוא משפר את כושר הניבוי של המודל.

על סמך התוצאות שהתקבלו בשלב הראשון אנו מזווגים כל חברה שחילקה DFU לחברה שלא חילקה DFU אך אקס אנטה הייתה לה ההסתברות הדומה ביותר לחלקם, בשיטת "הקרוב בשכנים" (Deheja and Wahaba 1999).

בשלב השני אנו אומדים את מודל הסיכון היחסי של קוקס בתת-המדגם שיצרנו בשיטת PSM. התוצאות המוצגות בלוח 4, עמודות (3) ו-(4), מראות כי בתת-מדגם זה DFU מסביר באופן מובהק וחיובי הזדקקות להסדר חוב, כאשר משתמשים ב- X או X^* כווקטור של משתנים מסבירים. אם לנסח את הדברים במונחים של יחס הסיכון, המקדם של DFU כאשר משתמשים ב- X (X^*) עומד על 2.736 (4.417): כלומר כאשר יתר הדברים קבועים, ההסתברות של חברת DFU להזדקק להסדר חוב גבוהה פי שלושה בקירוב מההסתברות של פירמה דומה שלא חילקה DFU – בדומה לתוצאה שהתקבלה במדגם המלא. בתת-מדגם זה אפוא ההבדל בין חברות שחילקו ולא חילקו DFU חורג מההבדלים שהתקיימו ביניהן מלכתחילה. תוצאה זו מחזקת את המסקנה שחלוקת DFU, ולא הבדלים אחרים, היא זו שמסבירה את העלייה בסיכון לחדלות פירעון בקרב חברות שחילקו DFU.

גרסאות עלות החוב

מאחר שחברות DFU מתאפיינות בסיכון מוגבר לחדלות פירעון, נרצה לבחון אם גם עלות החוב שלהן גבוהה יותר. אם נושים וסוכנויות דירוג אשראי קושרים בין חלוקת DFU לעלייה בסיכון לחדלות פירעון, אזי עלות החוב של חברת DFU צריכה להיות גבוהה מזו של חברה דומה שלא עשתה זאת, כאשר יתר הדברים קבועים. כדי לקבוע את הקשר הישיר בין חלוקת DFU לעלות החוב תוך פיקוח על כל יתר הגורמים העשויים להשפיע עליה, אנו אומדים ספציפיקציות של:

$$(3) \text{ Cost of Debt}_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DFU_{it} + \alpha_2 DivPayout_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \alpha_4 ROA_Real_{it} \\ + \alpha_5 LossReal_{it} + \alpha_6 ROA_Unreal_{it} + \alpha_7 LossUnreal_{it} + \alpha_8 Leverage_{it} \\ + \alpha_9 InterestCoverage_{it} + \alpha_{10} CurrentRatio_{it} + \alpha_{11} Tangibility_{it} \\ + \alpha_{12} Maturity_{it} + \varepsilon_{i,t+1}$$

את עלות החוב (*Cost of Debt*) של הפירמה, המשתנה התלוי ב-(3), אנו מודדים לפי מרווחי תשואות האג"ח (*Yield Spread*), ולחלופין לפי דירוגי האג"ח של הפירמות (*Rating*). הגדרות המדדים

מופיעות בחלק 2. אנו משתמשים במרווחים ודירוגים שמבוססים על הערכים הממוצעים בשנה $t+1$, אולם המסקנות אינן משתנות כאשר משתמשים בערכים לסוף שנה t . כל המשתנים המסבירים ב-(3) הוגדרו לעיל. ברגרסיות אנו מפקחים על השפעות קבועות של הפירמה והשנה. אנו צופים כי עלות החוב של פירמה (1) תעמוד ביחס הפוך לגודל הנכסים, שכן מנפיקים שנכסיהם רבים הם גם מגוונים יותר ומסוכנים פחות ממנפיקים שנכסיהם מועטים; (2) תעמוד ביחס הפוך לחלוקות דיווידנדים, בהתאם לתפיסה שחלוקות מאותתות לשוק על חוסן פיננסי; (3) תעמוד ביחס הפוך לרווחיות. כפי שעשינו בניתוח של חדלות הפירעון, איננו מנבאים אם הקשר משתנה כשעוברים מרווחים ממומשים לבלתי ממומשים; (4) תעמוד ביחס ישר למינוף, מכיוון שמינוף מתקשר לסיכון פיננסי ולבעיות סוכן³²; (5) תעמוד ביחס הפוך ליחס כיסוי הריבית, כי פירמות שמייצרות יותר מזומן נמצאות בעמדה טובה יותר לשרת את חובותיהן (ראו לדוגמה Pittman and Fortin 2004); (6) תעמוד ביחס הפוך ליחס השוטף של הפירמה – מדד נוסף לנזילותה. כפי שצוין לעיל, שיעור הנכסים הקבועים של הפירמה מפקח על איכות האשראי של הלווה ועל ההסתברות שהוא לא יעמוד בתשלום חובותיו, וגם על אסימטריית המידע. על כן הוא צפוי לעמוד ביחס הפוך לעלות החוב של הפירמה; לבסוף (7) מרווחי התשואות והדירוגים צפויים לרדת עם המח"ם של האג"ח, מפני שפחת הסיכון לבעיות במחזור החוב ומפני שפירמות פחות מסוכנות נוטות להנפיק אג"ח לטווח פירעון ארוך יותר (Yu 2005; Duffie and Lando 2001).

תוצאות האמידה של רגרסיות עלות החוב מוצגות בלוח 6. בכל ספציפיקציה (*Yield Spread* ו-*Rating*) העמודה השמאלית מבוססת על המדגם המלא והימנית – על תת-המדגם שנוצר בשיטת PSM³³. בכל המקרים המקדם של *DFU*, המשתנה המרכזי שלנו, אינו מובהק, והדבר מעיד כי חלוקת *DFU* אינה משפיעה ישירות על דירוגי האג"ח ועל מרווחי התשואות. כל יתר משתני הבקרה קיבלו בדרך כלל את הסימן והמובהקות הצפויים. אנו חוזרים על כל הרגרסיות תוך שמדד *Z* של

³² על פי Jensen and Meckling (1976), מינוף גבוה גורם לבעיות סוכן מפני שהוא יוצר תמריצים להעברת סיכונים והחלפת נכסים (*asset substitution*).

³³ כאשר עלות החוב נאמדת לפי דירוגי האג"ח, האמידות של (3) אינן כוללות תצפיות חברה-שנה שחסרים עבורן נתונים על הדירוג, והדבר מקטין את מספר התצפיות ברגרסיות ה-*Rating*. חזרנו על כל הניתוחים, לרבות ניתוח הסדרי החוב, תוך שימוש בתצפיות חברה-שנה שיש עבורן הן דירוגים והן מרווחי תשואות (462 תצפיות חברה-שנה); במילים אחרות, השתמשנו באותו מספר תצפיות לכל אורך המחקר. התוצאות העיקריות דומות לאלה שהתקבלו תוך שימוש בכל התצפיות הזמינות לכל רגרסיה (רק התוצאות האחרונות מוצגות בלוח, מטעמי חיסכון במקום).

אלטמן משמש משתנה מסביר במקום המשתנים החשבונאיים (התוצאות אינן מוצגות בלוח מטעמי חיסכון במקום). המקדם של DFU נשאר בלתי מובהק בכל הספציפיקציות. המקדם של מדד Z שלילי במובהק, והדבר מלמד כי אנליסטים ומשקיעים מעריכים שפירמות בעלות מדד Z גבוה מתאפיינות בסיכון פחות.

לוח 6: רגרסיות עלות החוב

לוח 6 מציג את תוצאות הרגרסיה של ההשפעות הקבועות של עלות החוב. מרווחי תשואות האג"ח ($Yield$) $Spread$ ודירוגי האג"ח ($Rating$) משמשים לחלופין מדדים לעלות החוב של הפירמה. $Yield Spread$ ו- $Rating$ מוגדרים בלוח 3, וכל יתר המשתנים – בלוח 4. הערכים הם מקדמים; סטיות התקן המקובצות ($clustered$) ברמת הפירמה מופיעות בסוגריים. התוצאות המוצגות בעמודות (1) ו-(2) מבוססות על המדגם המלא, ואילו התוצאות בעמודות (3) ו-(4) מבוססות על המדגם המצומצם הכולל פירמות דומות אקס אנטה.

<i>Yield spread</i>		<i>Rating</i>		
המדגם שנוצר בשיטת PSM (4)	המדגם המלא (3)	המדגם שנוצר בשיטת PSM (2)	המדגם המלא (1)	
102.600** (39.939)	81.660** (35.605)	25.030*** (5.335)	21.830*** (3.477)	חותך
1.741 (6.606)	2.606 (5.212)	-0.865 (0.620)	-0.257 (0.529)	DFU
-3.807 (2.685)	-2.765* (1.535)	0.271 (0.200)	0.144 (0.140)	$DivPayout$
-31.580** (15.754)	-28.570** (13.750)	-7.479*** (2.006)	-7.371*** (1.417)	$Size$
-76.690** (38.237)	-40.240* (21.306)	-4.619** (2.265)	-0.830 (1.711)	ROA_Real
2.918 (4.493)	1.291 (2.792)	0.076 (0.364)	0.492* (0.275)	$LossReal$
-92.740** (44.309)	-53.950** (23.866)	-4.551** (2.235)	-2.245 (1.810)	ROA_Unreal
-0.525 (6.432)	2.241 (3.313)	-0.124 (0.870)	-0.294 (0.401)	$LossUnreal$
17.680 (11.521)	20.180* (10.343)	7.061** (3.030)	8.645*** (2.306)	$Leverage$
0.035 (0.030)	0.002 (0.021)	0.004 (0.003)	0.002 (0.002)	$InterestCoverage$
-2.149 (1.294)	-1.728** (0.684)	-0.138 (0.233)	-0.392** (0.190)	$CurrentRatio$
-22.200 (30.830)	-21.090 (20.911)	-4.927* (2.681)	-5.516*** (1.352)	$Tangibility$
-6.515** (2.723)	-4.439*** (1.498)	-0.551** (0.232)	-0.262* (0.155)	$Maturity$
Yes	Yes	Yes	Yes	הפירמה
Yes	Yes	Yes	Yes	השנה
0.213	0.197	0.448	0.413	Within R^2
361	814	237	462	מס' התצפיות

***, **, * - מציינים מובהקות (מבחן דו-זנבי) ברמות של 1%, 5% ו-10%, בהתאמה.

אנו מריצים גם רגרסיות של מרווחי התשואות שדירוגי האג"ח משמשים בהן משתנה מסביר נוסף, כדי לבחון את האפשרות שאימוץ החשבונאות המושתתת על השווי ההוגן משפיע על עלות החוב של פירמה באמצעות השפעה על דירוגי האשראי (Mansi, ; Anderson, Mansi and Reeb 2003). Mansi, ; Maxwell and Miller 2004; Magnan, Wang and Shi 2016). התוצאות (אינן מוצגות) מראות כי הקשר בין חלוקת DFU למרווחים נותר בלתי מובהק. חשוב לציין כי המקדם של DFU נותר בלתי מובהק בכל הספציפיקציות גם כאשר משתמשים בתת-המדגם שיצרנו בשיטת PSM, ולפיכך אין ראיה אמפירית לכך שמסקנותינו נובעות רק מאנדוגניות³⁴.

התוצאות בכללותן אינן תומכות בסברה שחברות DFU מתאפיינות בעלות חוב גבוהה יותר. דומה כי הנושים אינם מגנים על עצמם באמצעות המחיר מפני כך שלחברות אלה יש הסתברות גבוהה יותר להיקלע לחדלות פירעון, וסוכנויות הדירוג אינן מביאות בחשבון הסתברות זו. הסבר אפשרי לממצא זה נוגע לתיאוריה הגורסת כי חלוקת דיווידנדים מאותתות לשוק על החוסן הפיננסי של פירמה, ומנהלים משתמשים בהן כדי למסור מידע על יכולתה לייצר רווחים (ראו לדוגמה DeAngelo, DeAngelo and Skinner 2000)³⁵. בהתאם לתיאוריה זו, חלוקת דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים עשויה להעיד כי המנהלים אינם צופים שרווחים אלה יתהפכו בעתיד. איתות כזה יכול להפחית באופן כוזב את חוסר הוודאות בקרב הנושים והאנליסטים, ולהוביל לכך שהם לא יתמחרו נכונה את העלייה בסיכון לחדלות פירעון.

עבודה זו מראה כי בשעה שדיווידנדים באופן כללי מאותתים על חוסנה הפיננסי של פירמה, חלוקת דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים מגדילה במובהק את הסיכון שהיא לא תעמוד בתשלום חובותיה. תוצאותינו בנוגע לעלות החוב מלמדות כי השוק אינו עורך הבחנה חשובה זו.

³⁴ במענה לחששות לגבי אנדוגניות חזרנו על הניתוח באמצעות רגרסיית ריבועים פחותים דו-שלבית (2SLS) שכוללת שני משתני עזר – *Early Adopt* ו-*B_group*. התוצאות עולות בקנה אחד עם אלה שדווחו לעיל (הן אינן מוצגות מטעמי חיסכון במקום).

³⁵ הספרות הנרחבת בתחום מתארת תרחישים שונים שבהם מנהלים משתמשים בתשלומי דיווידנד כדי למסור מידע על יכולתה של הפירמה לייצר רווחים (ראו לדוגמה את סקירת הספרות של Allen and Michaely [1995]).

4. מבחני עמידות

כדי לבחון עוד את עמידות התוצאות, ערכנו את ניתוחי הרגישות הנפרדים המתוארים להלן.

הבחנה בין פירמות נדל"ן לפירמות שאינן עוסקות בנדל"ן

כ-60% מחברות ה-DFU במדגם, וכ-60% מהחברות שנכנסו לחדלות פירעון, הן חברות נדל"ן, ולכן יש לבדוק אם תת-קבוצה זו אחראית לתוצאותינו. חזרנו אפוא על הניתוחים תוך הפרדה בין חברות הנדל"ן והחברות האחרות (כל הפירמות במדגם שאינן קשורות לענף הנדל"ן). האמידות הנפרדות מוצגות בלוח 7, והן מראות כי התוצאות נותרות על כן: ברגרסיות של הסדר החוב המקדם של *DFU* חיובי במובהק בשתי הקבוצות, וברגרסיות הדירוג והמרווחים הוא אינו מובהק בשתי הקבוצות. מאחר שתוצאותינו נותרות בעינין גם כאשר משמיטים את פירמות הנדל"ן, אנו מסיקים כי הן אינן נובעות משכיחותן של פירמות אלה במדגם.

הליכים חלופיים לזיהוי חברות DFU

סיווג פירמות לכאלה שחילקו ולא חילקו *DFU* משמש מרכיב מפתח במחקר. כדי להסיר את החשש שמסקנותינו נובעות משיטת הסיווג שנקטנו, אנו בוחנים את עמידות התוצאות להליכי סיווג חלופיים.

סיווג על בסיס שיעורי דיווידנד היסטוריים

בעקבות Chen and Gavius (2016), הליך הסיווג החלופי מבוסס על ההנחה שחברות נוטות לקיים מדיניות דיווידנדים יציבה יחסית; הנחה זו מתיישבת עם הספרות הנרחבת בנושא דיווידנדים (ראו דיון במבוא). לכל פירמה:

א. אנו מחשבים את שיעור הדיווידנד מהרווחים בכל אחת מהשנים שקדמו לאימוץ ה-IFRS (סכום

הדיווידנדים ששולמו בשנה t מחולק בסך הרווחים בשנה t . יש לזכור כי בשנים שקדמו לאימוץ

ה-IFRS מדובר ברווחים ממומשים בלבד).

ב. אנו שומרים את הגבוה מבין שיעורים אלה.

ג. אנו מתמקדים בשנים שאחרי אימוץ ה-IFRS ומזהים את אלה שבהן חולקו דיווידנדים לבעלי

המניות.

לוח 7: מבחני עמידות: חברות נדל"ן לעומת חברות שאינן עוסקות בנדל"ן

לוח זה מציג את תוצאות הרגרסיה של מודל הסיכון היחסי של קוקס עבור הסדר חוב (DR) ואת תוצאות הרגרסיה של ההשפעות הקבועות של עלות החוב, תוך הפרדה בין חברות נדל"ן וחברות אחרות. כל יתר המשתנים מוגדרים בלוחות 4 ו-6.

<i>Yield spread</i>		<i>Rating</i>		<i>DR</i>		
לא-נדל"ן	נדל"ן	לא-נדל"ן	נדל"ן	לא-נדל"ן	נדל"ן	
96.430 (61.257)	48.740* (28.499)	27.800*** (4.680)	15.860*** (4.858)			חותך
-4.490 (3.001)	5.212 (7.559)	-0.788 (0.624)	-0.499 (0.769)	1.429*** (0.473)	1.209** (0.474)	DFU
0.629 (1.204)	-4.411* (2.542)	0.104 (0.094)	0.257 (0.255)	-1.292 (1.043)	-0.188 (0.227)	DivPayout
-45.730* (26.690)	-12.360 (12.509)	-9.418*** (1.926)	-5.911*** (1.796)	-0.897** (0.445)	-0.483 (0.461)	Size
-26.870 (26.684)	-40.420 (29.925)	-0.546 (2.117)	-1.292 (3.371)	-1.755 (1.467)	-3.942*** (1.385)	ROA_Real
0.505 (3.675)	0.988 (4.762)	0.809* (0.367)	0.240 (0.393)	1.238** (0.618)	0.976 (0.641)	LossReal
-21.710 (24.641)	-62.960** (31.013)	-1.715 (1.931)	-3.286 (3.954)	-3.305 (2.134)	-8.510** (3.323)	ROA_Unreal
-0.365 (2.638)	5.689 (6.173)	-0.432 (0.369)	-0.049 (0.814)	-1.614* (0.935)	-0.441 (0.682)	LossUnreal
53.200* (31.033)	22.950** (10.089)	6.817*** (1.922)	11.930* (6.079)	-0.105 (0.304)	0.201 (0.285)	Leverage
0.007 (0.029)	0.011 (0.033)	0.002 (0.006)	0.001 (0.002)	0.004 (0.006)	-0.008* (0.004)	InterestCovera- ge
-1.853 (1.747)	-2.158** (0.847)	-0.449** (0.179)	-0.256 (0.311)	-0.359* (0.209)	-0.484** (0.197)	CurrentRatio
-29.280 (22.559)	-13.180 (28.123)	-4.804*** (1.555)	-5.017 (3.907)	-1.228 (1.059)	-0.831 (1.821)	Tangibility
-2.955* (1.613)	-7.212** (2.864)	-0.268** (0.104)	-0.339 (0.300)	-0.344** (0.165)	-0.424** (0.198)	Maturity
				כן		הענף
כן	כן	כן	כן			הפירמה
כן	כן	כן	כן			השנה
				0.246	0.180	Pseudo R ²
				84.36 p-value) (< 0.000	72.27 p-value <) (0.000	יחס נראות חי בריבוע (Likelihood) ratio chi- (squared
0.284	0.205	0.492	0.387			Within R ²
394	375	257	205	649	383	מס' התצפיות

הערכים הם מקדמים ; סטיות התקן המקובצות (clustered) ברמת הפירמה מופיעות בסוגריים. *, **, *** - מציינים מובהקות (מבחן דו-זנב) ברמות של 1%, 5% ו-10%, בהתאמה.

ד. לגבי כל חלוקה או בודקים אם הפירמה הכירה לפני כן ברווחים בלתי ממומשים חיוביים.

ה. אם התשובה חיובית או מחשבים את שיעור הדיוידנד מהרווחים הממומשים (סכום הדיוידנדים ששולמו בשנה t מחולק בסך הרווחים הממומשים בשנה t).

ו. או משווים כל שיעור דיוידנד מסעיף ה' לשיעור הדיוידנד הגבוה ביותר בתקופה שקדמה לאימוץ ה-IFRS (השיעור מסעיף ב').

ז. אם השיעור בסעיף ה' גבוה מהשיעור בסעיף ב', או כופלים את ההפרש ביניהם ברווחיה הממומשים של הפירמה בשנה t שלאחר אימוץ ה-IFRS, כדי לקבל את סכום הדיוידנדים שאפשר לשער כי הם מגיעים מרווחים בלתי ממומשים.

ח. אם סכום זה נמוך מהרווחים הבלתי ממומשים המצטברים של הפירמה (שלא חולקו עד כה) או שווה לו, או מסיקים כי הגידול בשיעור הדיוידנד נבע מהכרה ברווחים בלתי ממומשים – כלומר הפירמה חילקה DFU. אחרת או משערים שהיא לא חילקה DFU.

אנו משתמשים באמת מידה מחמירה למדיניות החלוקה בתקופה שקדמה לאימוץ ה-IFRS – בשיעור הדיוידנד הגבוה ביותר בתקופה זו, במקום למשל בשיעור הדיוידנד הממוצע – כדי להעלות את ההסתברות לקבוע נכונה שהפירמה חילקה DFU.³⁶ על בסיס הליך סיווג חלופי זה או מזהים 80 פירמות שחילקו DFU (162 תצפיות שנה-חברה). כל אחת מהן עשתה זאת בממוצע 2.22 פעמים בתקופת המדגם שלאחר אימוץ ה-IFRS (6 שנים). 55% מהן נזקקו להסדר חוב בתקופת המדגם, לעומת 0% מהפירמות שלא חילקו דיוידנדים מרווחים בלתי ממומשים וחילקו דיוידנדים³⁷. או חוזרים על כל הניתוחים תוך שימוש בסיווג החלופי. התוצאות מניתוחים של משתנה יחיד (אינן מוצגות) – כמו גם מניתוחים מרובי משתנים (מוצגות בלוח 8) – מלמדות כי ממצאינו עמידים בכל אחת משיטות הסיווג.

³⁶ בניגוד לשיטת הסיווג המרכזית, בשיטת סיווג זו איננו מניחים שפירמה מחלקת את כל הרווחים הממומשים לפני שהיא מחלקת רווחים בלתי ממומשים כלשהם.

³⁷ 17% מהחברות שלא חילקו DFU נזקקו להסדר חוב, אך אף אחת מהן לא שילמה דיוידנדים לפני חדלות הפירעון.

לוח 8: מבחני עמידות: הליך חלופי לזיהוי חברות DFU

לוח 8 מציג את תוצאות הרגרסיה של מודל הסיכון היחסי של קוקס עבור הסדר חוב (DR), ואת תוצאות הרגרסיה של ההשפעות הקבועות של עלות החוב, על בסיס ההליך החלופי המרכזי לזיהוי חברות DFU – ההליך המבוסס על שיעורי הדיווידנד ההיסטוריים (ראו חלק 4). כל יתר המשתנים מוגדרים בלוחות 4 ו-6. הערכים הם מקדמים; סטיות התקן המקובצות (clustered) ברמת הפירמה מופיעות בסוגריים. התוצאות המוצגות מבוססות הן על המדגם המלא והן על תת-המדגם הכולל פירמות דומות אקס אנטה.

<i>Yield spread</i>		<i>Rating</i>		<i>DR</i>		
המדגם שנוצר בשיטת PSM	המדגם המלא	המדגם שנוצר בשיטת PSM	המדגם המלא	המדגם שנוצר בשיטת PSM	המדגם המלא	
101.600** (40.248)	81.310** (35.688)	26.200*** (5.212)	22.160*** (3.506)			חותך
-0.591 (7.126)	1.596 (5.785)	-0.074 (0.380)	0.230 (0.438)	1.912*** (0.571)	1.700*** (0.294)	<i>DFU</i>
-3.636 (2.658)	-2.681* (1.526)	0.216 (0.189)	0.123 (0.135)	-0.016 (0.224)	-0.333 (0.272)	<i>DivPayout</i>
-31.080* (15.868)	-28.470* (13.766)	-7.816*** (2.004)	-7.461*** (1.427)	-0.707 (0.652)	-0.788*** (0.280)	<i>Size</i>
-76.330* (38.658)	-40.070* (21.314)	-5.126** (2.286)	-0.950 (1.728)	-6.118*** (2.124)	-2.195** (0.935)	<i>ROA_Real</i>
2.945 (4.540)	1.353 (2.801)	0.046 (0.364)	0.475* (0.274)	0.626 (0.615)	1.203*** (0.456)	<i>LossReal</i>
-92.020** (44.221)	-53.660** (23.830)	-5.211** (2.236)	-2.391 (1.801)	-9.397* (4.484)	-4.709*** (1.821)	<i>ROA_Un- real</i>
-0.436 (6.427)	2.242 (3.321)	-0.165 (0.872)	-0.319 (0.401)	-0.547 (0.699)	-0.735 (0.540)	<i>LossUnre-al</i>
17.870 (11.476)	20.230* (10.325)	6.700** (3.097)	8.538*** (2.333)	-0.057 (0.556)	-0.108 (0.199)	<i>Leverage</i>
0.034 (0.032)	0.003 (0.023)	0.004 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.003)	<i>InterestC- overage</i>
-2.260* (1.287)	-1.734** (0.683)	-0.149 (0.238)	-0.393** (0.193)	-0.343** (0.149)	-0.381*** (0.127)	<i>CurrentR- atio</i>
-22.150 (31.071)	-20.970 (20.965)	-4.994* (2.695)	-5.445*** (1.338)	-2.155 (1.631)	-1.194 (1.021)	<i>Tangibility</i>
-6.529** (2.725)	-4.427*** (1.502)	-0.542** (0.240)	-0.274* (0.157)	-0.536*** (0.188)	-0.389*** (0.131)	<i>Maturity</i>
				כן	כן	הענף
כן	כן	כן	כן			הפירמה
כן	כן	כן	כן			השנה
				0.264	0.208	Pseudo R^2
				150.10 (p -value < 0.000)	218.30 (p -value < 0.000)	יחס נראות חי בריבוע (Likelihood ratio chi- squared)
0.213	0.197	0.441	0.413			Within R^2
361	814	237	462	385	1,032	מס' התצפיות

***, **, * מציינים מובהקות (מבחן דו-זנב) ברמות של 1%, 5% ו-10%, בהתאמה.

ניתוח פלסבו הליך הסיווג המתואר לעיל מאפשר לנו לערוך מבחן נוסף בנוגע לקשר הסיבתי בין חלוקת DFU לבין סיכון פיננסי: ניתוח פלסבו DFU. ההגדרה של "פלסבו DFU" דומה להגדרה של משתנה ה-DFU בהבדל אחד: הפירמה לא הכירה ברווחים בלתי ממומשים בשום שלב בתקופה שלאחר אימוץ ה-IFRS. כדי לזהות פלסבו DFU:

- א. אנו מחשבים את שיעור הדיוידנד מהרווחים בכל אחת מהשנים שקדמו לאימוץ ה-IFRS.
- ב. אנו שומרים את הגבוה ביניהם.
- ג. אנו מתמקדים בשנים שאחרי אימוץ ה-IFRS ומזהים את אלה שבהן חולקו דיוידנדים לבעלי המניות.
- ד. לגבי כל חלוקה אנו בודקים אם הפירמה הכירה לפני כן ברווחים בלתי ממומשים חיוביים.
- ה. אם התשובה שלילית אנו מחשבים את שיעור הדיוידנד.
- ו. אנו משווים כל שיעור מסעיף ה' לשיעור הדיוידנד הגבוה ביותר בתקופה שקדמה לאימוץ ה-IFRS (סעיף ב').
- ז. אם השיעור בסעיף ה' גבוה מהשיעור בסעיף ב' אנו מסווגים את הפירמה כפלסבו DFU.

אם פלסבו DFU יקבל מקדם חיובי מובהק ברגרסיות חדלות הפירעון, הדבר יעיד כי תשלום הדיוידנדים עצמו – ולא העובדה שהם מבוססים על רווחים בלתי ממומשים – משפיע על הסיכון שהפירמה לא תעמוד בתשלום חובותיה. מאידך גיסא, אם פלסבו DFU יקבל מקדם בלתי מובהק, הדבר יחזק את ביטחוננו במסקנה שחלוקת DFU מגדילה את הסיכון הפיננסי של פירמה (משום שהיא מגדילה את הסיכוי להזדקק להסדר חוב). התוצאות (אינן מוצגות) מראות כי פלסבו DFU מקבל מקדם בלתי מובהק בכל הרגרסיות³⁸.

סיווג על בסיס משתנה רציף

בניתוח רגישות נוסף להגדרת ה-DFU שלנו אנו מחליפים את המשתנה הבינארי DFU במשתנה רציף. בפירוט, אנו בונים מדד ל-DFU שהמונה בו שווה להפרש בין סך הדיוידנדים ששולמו במזומן

³⁸ כל יתר משתני הבקרה מתיישבים עם התוצאות המרכזיות שהצגנו לעיל.

לבין סך הרווחים הממומשים שהפירמה יכלה לחלק לכל אורך התקופה שלאחר אימוץ ה-IFRS; והמכנה שווה לסך הרווחים נטו (ממומשים ובלתי ממומשים) בתקופה זו³⁹. התוצאות (אינן מוצגות) מראות כי ככל שתשלומי ה-DFU גדלים כך עולה ההסתברות להסדר חוב בהמשך, כלומר הן מתיישבות עם התוצאות שהתקבלו תוך שימוש בהגדרות האחרות ל-DFU ותומכות במסקנותינו.

השמטת שנות המשבר מהניתוח

תקופת המדגם שלנו כוללת את שנות השיא של משבר הסאב-פריים (2008—2009), ואנו בודקים אם עובדה זו משפיעה על התוצאות. בשנת 2008 נרשמו 7 אירועים של הסדר חוב, וב-2009 זינק מספרם ל-27 (ראו איור 1). אמנם מספר האירועים ב-2011 וב-2012 אינו קטן בהרבה (23 ו-20, בהתאמה), אולם מאחר שסביר יותר להיקלע למצוקה פיננסית בעת משבר, אנו בודקים אם תוצאותינו עמידות כאשר משמיטים מהניתוח את שנות המשבר. התוצאות מראות כי גם במקרה זה ההסתברות להסדר חוב גבוהה יותר במובהק בחברות DFU (התוצאות אינן מוצגות מטעמי חיסכון במקום). זאת ועוד, עלות החוב בחברות שחילקו ולא חילקו DFU אינה שונה במובהק בשנים שאינן משבריות. כל הממצאים תקפים הן במדגם המלא והן במדגם שנוצר בשיטת PSM.

הבחנה בין פירמות לפי נזילות האג"ח שלהן

מצאנו כזכור כי בחברות DFU קיים סיכון מוגבר להיקלע לחדלות פירעון והוא אינו מתומחר נכונה. מאחר שייתכן כי התמחור השגוי נובע ממעט פירמות שהאג"ח שלהן מתאפיינות בנזילות נמוכה, אנו בוחנים את רגישות התוצאות לנזילות האג"ח: אנו מחלקים את פירמות המדגם לאלה שהאג"ח שלהן נזילות יותר/ פחות, פעם לפי המרווח בין מחיר הביקוש למחיר ההיצע של האג"ח ופעם לפי גודל העסקה המצוטט של האג"ח⁴⁰. התוצאות מראות כי התמחור השגוי שמצאנו נותר בעינו גם כאשר מפקחים על רמת הנזילות, בלי קשר להגדרת הנזילות (התוצאות אינן מוצגות כאן).

³⁹ זהו מדד מבוסס פירמה. מאחר שהמדד לפירמה מסוימת מבוסס על הסכום המצטבר של DFU בכל תקופת המדגם, הוא עומד על אותו ערך בכולה. היות שכך איננו משתמשים במודל סטנדרטי של פאנל עם השפעות קבועות. במקומו אנו אומדים את משוואות המרווחים והדירוגים בשיטת Hausman-Taylor, ורואים רק במשתני הדמה לשנה ולענף משתנים אקסוגניים למאפיינים הבלתי משתנים בזמן של הפירמה (ההשפעות הקבועות של הפירמה).

⁴⁰ שני המדדים התקבלו מבנק ישראל.

5. סיכום

מחקר זה מזהה גורם שמשפיע על יציבותן הפיננסית של פירמות בעידן של החשבונאות המושתתת על שווי הוגן – חלוקת דיווידנדים מהרווחים הבלתי ממומשים הנובעים משינויים בשוויים ההוגן של הנכסים וההתחייבויות. האופן שבו חלוקה זו משפיעה על הפירמות נוגע למדינות הרבות המיישמות את כללי ה-IFRS. אנו מוצאים שהחלוקה הנידונה משפיעה באופן ישיר ומובהק על הסיכון של פירמה להיקלע לחדלות פירעון: לאחריה עולה משמעותית ההסתברות שהפירמה תזדקק להסדר חוב. ואולם סיכון מוגבר זה אינו מתמחר נכונה בשוק: הן התשואות על האג"ח של הפירמה והן הדירוגים שסוכנויות הדירוג מעניקות להן אינם מושפעים ישירות מכך שהיא חילקה דיווידנדים מרווחים שטרם מומשו. תוצאות אלה מלמדות כי ייתכן שיש צורך בחקיקה כדי למנוע חלוקת דיווידנדים מרווחים שטרם מומשו.

מקורות

- Ahmed, A. S., M. Neel, and D. Wang. 2013. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. *Contemporary Accounting Research* 30 (4): 1344-1372.
- Allen, F., and R. Michaely. 1995. Dividend policy. In *Operations Research and Management Science*, ed. Jarrow, R.A., Maksimovic, V., Ziemba, W.T. Amsterdam: Elsevier.
- Altman, E. I. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance* 23 (4): 589-609.
- Altman, E. I., J. Hartzell, and M. Peck. 1998. Emerging market corporate bonds—a scoring system. In *Emerging Market Capital Flows*, ed. R.M. Levich, 391-400. New York: Springer.
- Amir, E., Y. Guan, and G. Livne. 2010. Auditor independence and the cost of capital before and after Sarbanes-Oxley: The case of newly issued public debt. *European Accounting Review* 19 (4): 633-664.
- Anderson, R., S. Mansi, and D. Reeb. 2003. Founding Family Ownership and the Agency Cost of Debt. *Journal of Financial Economics* 68: 263–285.
- Baker, M., and J. Wurgler 2004. A catering theory of dividends. *The Journal of Finance* 59 (3): 1125-1165.
- Barth, M. E., W. Landsman, and M. Lang. 2008. International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research* 46: 467-498.
- Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder. 2008. Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review* 83 (1): 1-28.

- Black, F., and J. Cox, (1976), Valuing corporate securities: some effects of bond indenture provisions. *Journal of Finance* 31: 351-367.
- Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely. 2005. Payout policy in the 21st century. *Journal of Financial Economics* 77 (3): 483-527.
- Campbell, J. Y., J. Hilscher, and J. Szilagyi. 2008. In search of distress risk. *Journal of Finance* 63 (6): 2899–2939.
- Capkun, V., A. Cazavan, T. Jeanjean, and L. Weiss. 2012. *Earnings management and value relevance during the mandatory transition from local GAAPs to IFRS in Europe*. Working paper. HEC Paris and Georgetown University.
- Chaplinsky, S., and L. Ramchand. 2004. The Impact of SEC Rule 144A on Corporate Debt Issuance by International Firms. *Journal of Business* 77 (4): 1073–1097.
- Chen, E., and I. Gaviious. 2016. Unrealized Earnings, Dividends and Reporting Aggressiveness: An Examination of Firms' Behavior in the Era of Fair Value Accounting. *Accounting and Finance* 56: 217-250.
- Cox, D. R. 1972. Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*: 187-220.
- Daniel, N. D., D.J. Denis, and Naveen, L. 2008. Do firms manage earnings to meet dividend thresholds? *Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 2-26.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo. 2006. The irrelevance of the MM dividend irrelevance theorem. *Journal of Financial Economics* 79: 293-315.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. J. Skinner. 1992. Dividends and losses. *The Journal of Finance* 47 (5): 1837-1863.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. J. Skinner. 2000. Special dividends and the evolution of dividend signaling. *Journal of Financial Economics* 57: 309-354.

- Dehejia, R. H., and S. Wahba. 1999. Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association* 94 (448): 1053-1062.
- Denis, D. J. and V. T. Mihov. 2003. The choice among bank debt, non-bank private debt, and public debt: Evidence from new corporate borrowings. *Journal of Financial Economics* 70 (1): 3-28.
- Dichev, I. D., and D. J. Skinner. 2002. Large-sample evidence on the debt covenant hypothesis. *Journal of Accounting Research* 40 (4): 1091-1123.
- Duffie, D. and D. Lando. 2001. Term Structure of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information. *Econometrica* 69 (3): 633-664.
- Fenn, G. W. 2000. Speed of Issuance and the Adequacy of Disclosure in the 144A High-Yield Debt Market. *Journal of Financial Economics* 56 (3): 383-405.
- Galai, D. and Z. Weiner. 2015. The impact of dividend policy on the valuation of equity, debt and credit risk. Working paper, The Hebrew University of Jerusalem.
- Guttman, I., O. Kadan, and E. Kandel .2010. Dividend stickiness and strategic pooling. *Review of Financial Studies* 23: 4455-4495.
- Hadlock, C. J., and C. M. James. 2002. Do banks provide financial slack? *Journal of Finance* 57 (3): 1383-1419.
- Ingbar, Y. 1994. *Financial Statement Analysis*. Tel Aviv: The Institute of Productivity and Production. (Hebrew)
- Jeanjean, T., and H. Stolowy. 2008. Do accounting standards matter? An exploratory analysis of earnings management before and after IFRS adoption. *Journal of Accounting and Public Policy* 27 (6): 480-494.

- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305–60.
- John, K., Williams, J., 1985. Dividends, dilution, and taxes: a signaling equilibrium. *Journal of Finance* 40: 1053-1070.
- Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 2000. Tunnelling. *American Economic Review* 90: 22–27.
- Kalay, A. 1982. Stockholder-bondholder conflict and dividend constraints. *Journal of Financial Economics* 10: 211-233.
- Krishnaswami, S., P. A. Spindt, and V. Subramaniam. 1999. Information asymmetry, monitoring and the placement structure of corporate debt. *Journal of Financial Economics* 51 (3): 407-434.
- Lambrecht, B., M. and S. C. Myers. 2012. A Lintner model of payout and managerial rents. *Journal of Finance* 67 (5): 1761-1810.
- Lintner, J. V. 1956. Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. *American Economic Review* 46: 97-113.
- Magnan, M., H. Wang, and Y. Shi, 2016, Fair value accounting and the cost of debt, Working paper, Concordia University.
- Mansi, S. A., W.F. Maxwell, and D.P. Miller. 2004. Does Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market. *Journal of Accounting Research* 42(4): 755-793.
- Markevich, A., L. Shaw, and H. Weihs, 2011, An analysis of the impact of conversion from National Accounting Standards to International Financial Reporting Standards: The case of Israel. *The CPA Journal* 81(3): 26-29.

- Miller, M. H. and K. Rock. 1985. Dividend Policy under Asymmetric Information. *Journal of Finance* 40 (4): 1031–1051.
- Pittman, J. A., and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms. *Journal of Accounting and Economics* 37(1): 113-136.
- Riedl, E. J. and G. Serafeim. 2011. Information risk and fair values: an examination of equity betas. *Journal of Accounting Research* 49(4): 1083-1122.
- Shevlin, T. 1982. Australian corporate dividend policy: Empirical evidence. *Accounting & Finance* 22(1): 1-22.
- Shi, C. 2003. On the Trade-off between the Future Benefits and Riskiness of R&D: A Bondholders' Perspective. *Journal of Accounting and Economics* 35: 227-254.
- Shumway, T. 2001. Forecasting bankruptcy more accurately: a simple hazard model. *The Journal of Business* 74(1): 101-124.
- Van Tendeloo, B. and A. Vanstraelen. 2005. Earnings management under German GAAP versus IFRS. *The European Accounting Review* 14: 155-180.
- Yu, F. 2005. Accounting Transparency and the Term Structure of Credit Spreads. *Journal of Financial Economics* 75 (1): 53–84.
- Ziebart, D.A., and S.A. Reiter. 1992. Bond Ratings, Bond Yields and Financial Information. *Contemporary Accounting Research* 9: 252-282.