

חטיבת המחקר



בנק ישראל

**אמידת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע האשראי
באמצעות גישה חדשה לזיהוי ערוץ מאזן החברות**

גלעד כהן קובץ*

סדרת מאמרים לדיון 2017.08
אוגוסט 2017

<http://www.boi.org.il> בנק ישראל

* חטיבת המחקר, בנק ישראל (Gilad.cohen@boi.org.il).

אני מודה על הערותיהם המועילות של אסף פתיר, סיגל ריבון, איתמר כספי, יוסי גיברה, אליעזר בורנשטיין, עמי ברנע, נדב בן-זאב, אלון בנימיני וגיא סגל וכן על תרומת המשתתפים בסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל. תודה גם לעוזרי המחקר יובל מימון ושי ברכודארי על סיועם באיסוף הנתונים ועיבודם.

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

אמידת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע האשראי באמצעות גישה חדשה לזיהוי ערוץ מאזן החברות

גלעד כהן קובץ'

תקציר

העבודה מציעה גישה חדשה לזיהוי ערוץ מאזן החברות, האומדת באופן ישיר את ההשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע האשראי באמצעות השפעתה על השווי העצמי (net worth) של חברות. האמידה בגישה זו מורכבת משני שלבים. בשלב הראשון נאמדת השפעת ההפתעות הריבית המוניטרית על שווי השוק של חברות ציבוריות על פי מדגם של כ-200 חברות ציבוריות שנסחרו בבורסה הישראלית בשנים 2007–2010. השינוי הנאמד בשווי השוק של החברה כתוצאה מהפתעות הריבית הוא קירוב לשינויים בשווי העצמי שלה. בשלב השני נאמדת ההשפעה של השינוי הנאמד בשווי השוק של חברה על השינוי בכמות האשראי שהיא מקבלת. ממצאי השלב הראשון מלמדים כי הפחתה לא צפויה של הריבית ב-25 נקודות בסיס מביאה לעלייה ממוצעת של כ-1.25 אחוזים בשווי השוק, אולם תגובת החברות מאופיינת בהטרוגניות רבה. ממצאי השלב השני מראים השפעה חיובית של השינוי הנאמד בשווי השוק על כמות האשראי בחברות מוגבלות פיננסית. נמצא שעלייה של 1 אחוז בשווי השוק הנאמד גורמת עלייה של כ-0.5–0.9 אחוז בסך האשראי. ההשפעה של השינוי הנאמד בשווי השוק פועלת בעיקר על האשראי ארוך הטווח ובקרב חברות בענף התעשייה, והיא מתחזקת עם החמרת הקריטריון לזיהוי מוגבלות פיננסית. שילוב תוצאות שני השלבים מוביל להערכה כי הפחתת ריבית של 25 נקודות בסיס גורמת עלייה ממוצעת של כ-0.6–1.2 נקודות אחוז בכמות האשראי בחברות מוגבלות – וזאת מעבר להשפעת הריבית על כלל החברות. הממצאים תומכים בקיומו של ערוץ מאזן בישראל, ולפיכך אני מעריך כי הפחתת הריבית החדה בישראל בשנים 2008–2009 (3.75 נקודות אחוז) הביאה לעלייה משמעותית של סך האשראי לחברות מוגבלות דרך ערוץ זה. ממצאי המחקר, המתייחסים לחברות ציבוריות בלבד, הם ככל הנראה חסם תחתון להשפעת ערוץ המאזן.

The effect of monetary policy on the supply of credit: a new approach to identifying the firms' balance sheet channel

Gilad Cohen Kovacs

Abstract

A new approach is proposed for identifying the firms' balance sheet channel, which directly estimates the effect of monetary policy on the supply of credit by way of its effect on net worth. The approach consists of two stages: In the first, the effect of monetary interest rate surprises on the market value of public companies is estimated for a sample of about 200 public companies in Israel during the period 2007–10. The estimated change in market value as a result of interest rate surprises serves as an approximation for changes in a firm's net worth. In the second stage, the effect of the estimated change in market value on the change in a firm's amount of credit is estimated. The findings of the first stage indicate that an unexpected reduction of 25 basis points in the interest rate leads to an average increase of about 1.25 percent in market value, although there is a high degree of heterogeneity in firms' responses. The findings of the second stage show that the estimated change in market value has a positive effect on the quantity of credit among financially constrained firms. It is found that an increase of 1 percent in estimated market value leads to an increase of about 0.5–0.9 percent in total credit. The estimated change in market value primarily affects long-term credit and is felt primarily among firms in the manufacturing industry, and it is amplified when the criteria for identifying financially constrained firms are more stringent. Combining the results of the two stages leads to the assessment that a 25 basis point reduction in the interest rate leads to an average increase of about 0.6–1.2 percentage points in the quantity of credit among financially constrained firms, beyond the interest rate effect on all firms. The findings support the existence of a balance sheet channel in Israel. As such, the assessment is that the sharp reduction in the interest rate in Israel during the period 2008–9 (by 3.75 percentage points) led to a significant increase in total credit to financially constrained firms by way of the balance sheet channel. The findings of the research, which relate to public companies only, are apparently a lower bound on the balance sheet channel.

ערוץ מאזן החברות (firms' balance sheet channel. להלן "ערוץ המאזן") הוא אחד ממנגנוני התמסורת הראשיים של מדיניות מוניטרית שגרתית במסגרת ערוצי האשראי (credit view), והוא פועל במקביל לערוצים הניאו-קלאסיים (Mishkin et al., 2010). היסודות התיאורטיים של ערוץ המאזן פותחו במספר מאמרים, והבולטים שבהם הם (Bernanke and Gertler (1989, 1995), Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999) (להלן "BGG") ו-Kiyotaki and Moore (1997). הרעיון המשותף למאמרים אלה הוא שהריבית המוניטרית משפיעה על השווי העצמי של החברה (worth);¹ השווי העצמי פועל להפחתת החיכוכים הפיננסיים בינה ובין מתווכים פיננסיים, ובכך משפיע על היצע האשראי העומד בפני החברה.

השפעת הריבית על השווי העצמי פועלת באמצעות השפעתה על מקדמי ההיוון של זרמי ההכנסות וההוצאות, וכן באמצעות השפעות ביקוש והיצע, המשנות את גודלם של זרמים אלה (Tobin, 1969/1978). השפעת השווי העצמי על היצע האשראי מנומקת בטעמים שונים. במנגנון המתואר אצל BGG (1999) המלווים צריכים להפעיל פיקוח (monitoring) כאשר החברה מצהירה על קשיים (costly state verification). כאשר השווי העצמי של החברה פוחת, במצב עולם רע, ושאר הדברים קבועים, עולה ההסתברות שהיא תראה ככדאית החלטה על פשיטת רגל, שכן זו מקטינה את ההפסד של בעליה. במנגנון שמתארים Kiyotaki and Moore (1997) השווי העצמי משמש בטוחה (collateral) להלוואה, ולכן במצב עולם רע, שבו השווי העצמי של החברה פוחת, למלווים יש ביטוח פחות טוב. התוצאה בשני המודלים היא שככל שהשווי העצמי נמוך יותר כך המלווה ידרוש פרמיית מימון גבוהה יותר (external financing premium או EFP), ובמילים אחרות – היצע האשראי יפחת. הספרות האמפירית מחזיקה בדעה שמנגנון ערוץ המאזן צפוי להתקיים רק או בעיקר בחברות המצויות בקשיים או במצוקה פיננסית (להלן "חברות מוגבלות פיננסית") וקרובות למגבלת המינוף של עצמן. (ראו סעיף 3.1 להלן להרחבה אודות זיהוי מוגבלות פיננסית).²

העדויות האמפיריות נוטות לתמוך בקיומו של ערוץ המאזן, אולם עדויות אלה הן על פי רוב עדויות עקיפות: הן אינן בוחנות באופן ישיר את השפעת השווי העצמי על היצע האשראי. קבוצה אחת של מחקרים מצאה כי צמצום הפעילות הכלכלית סביב תקופות מיתון או הידוק מוניטרי נרחב יותר בחברות מוגבלות פיננסית, ממצא המלמד כי צמצום היצע האשראי עבורן גדול יותר מאשר עבור חברות אחרות (Gertler and Gilchrist, 1994; Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1996). בקבוצה אחרת של מחקרים נמצא כי השפעתם של מקורות המימון הפנימיים על פעילות החברה חזקה יותר בקרב חברות מוגבלות פיננסית, ממצא המצביע על תחליפיות נמוכה בין מקורות מימון פנימיים לחיצוניים בחברות כאלה, ובמילים אחרות – על עקומת היצע אשראי חיצוני קשיחה יותר (Hoshi, Kashyap and Scharfstein, 1991; Kashyap, Lamont and Stein, 1991).

¹ השווי העצמי הוא מושג המתייחס לאחת משלוש ההגדרות הבאות: סך הנכסים הנוזלים של החברה העשויים לשמשה לצורכי מימון, שווי הפירוק של החברה (liquidation value), הכולל את הנכסים הנוזלים והבטוחות הסחירות, ושווי השוק של החברה (market capitalization), המייצג את הערך הנוכחי של תזרים המזומנים הנקי שלה.
² הקשר בין השווי העצמי להיצע האשראי מתקיים כשהשווי העצמי מהווה מגבלה אפקטיבית עבור החברה, מצב שנוצר כאשר בעיית האינפורמציה חמורה ועלויות הסוכן של המלווה גבוהות, כאשר החברה קרובה למגבלת המינוף שלה, וכן בזמנים של מיתון או הידוק מוניטרי, שבהם היצע האשראי האגרטיבי מצטמצם.

Guariglia and ; Carpenter, Fazzari and Peterson, 1998 ; Oliner and Rudebusch, 1996 ; 1994
(Mateut, 2006). חסרון של העדויות ממחקרים אלו הוא שהן לא קושרות בין המדיניות
המוניטרית ובין היצע האשראי, אלא מסתפקות בזיהוי הבדלים בהיצע האשראי בין חברות
מוגבלות לאלה שאינן מוגבלות. שתי קבוצות המחקרים לוקות בחיסרון מרכזי משותף: הן אינן
מזהות את מנגנון התמסורת שדרכו פועלת ההשפעה העודפת על החברות המוגבלות, ובפרט –
מתקשות לבודד את השפעת ערוץ המאזן מההשפעות של ערוץ הריבית (השפעת ביקוש
דיפרנציאלית בין חברות מוגבלות ללא מוגבלות) ושל ערוצי אשראי אחרים (השפעות היצע
דיפרנציאליות הנובעות ממנגנונים אחרים כדוגמת ערוץ הלוואות הבנקים וערוץ מאזן הבנקים).³
בהמשך לכך, המחקרים האמורים אינם מספקים אומדן כמותי להשפעה של המדיניות
המוניטרית דרך ערוץ המאזן.

המחקר הנוכחי מציע גישה חדשה לזיהוי ערוץ המאזן, הנסמכת, בדומה לעבודתם של Christiano,
Motto and Rostagno (2014), על שווי השוק כמשתנה האמפירי המבטא את השווי העצמי. הגישה
מורכבת משני שלבים: בשלב הראשון נאמדת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על שווי השוק
של חברות, ובשלב השני – ההשפעה של שווי השוק על האשראי. גישה זו מספקת עדויות מהימנות
יותר באשר לערוץ המאזן, משום שהיא מאפשרת להבדיל בין ערוץ המאזן ובין ערוצי תמסורת
מקבילים. מעבר לכך הגישה מאפשרת להעריך את ההשפעה הכמותית של המדיניות המוניטרית
דרך ערוץ המאזן. גישה בעלת יתרונות דומים, בשיטה שונה, יושמה לאחרונה לשם זיהוי וכימות
של ערוץ הלוואות הבנקים (Kapusinski, 2016), אך למיטב ידיעתי לא נעשו עבודות בגישה זו
לגבי ערוץ המאזן. במחקר הנוכחי הגישה מיושמת תוך שימוש בנתונין של כ-200 חברות
ציבוריות ישראליות לא פיננסיות שנסחרו בבורסה בת"א בשנים 2007–2010. האנדוגניות של
השפעת הריבית על שווי השוק מטופלת בדרך מקובלת בספרות – שימוש בהפתעות ריבית
ובנתונים בתדירות גבוהה. אני מוצא כי הפחתת ריבית לא צפויה של 25 נקודות בסיס מביאה
לעלייה ממוצעת של כ-1.25 אחוזים בשווי השוק, ממצא העולה בקנה אחד עם מחקרים אחרים,
שמצאו טווח של 1 עד 1.5 אחוזים (Ehrman and Fratzscher, 2004 ; Rigobon and Sack, 2004 ;
Bernanke and Kuttner, 2005). כן אני מוצא, אף זאת בדומה למחקרם של Ehrman and
Fratzcher (2004), הטרוגניות רבה בתגובת שווי השוק של החברות להפתעות ריבית.

עם האנדוגניות של השפעת שווי השוק על האשראי התמודדתי באמצעות החלפת שווי השוק
במשתנה האומד, בהתבסס על השלב הראשון, את השינויים בשווי השוק המיוחסים להפתעות
בריבית המוניטרית ("השינוי הנאמד בשווי השוק" או "שווי השוק הנאמד"), וזאת בהנחה
שינויים אלה הם אקסוגניים. אני מוצא השפעה חזקה של השינוי הנאמד בשווי השוק על כמות
האשראי בחברות מוגבלות פיננסית: עלייה של 1 אחוז בשווי השוק הנאמד גורמת עלייה של כ-
0.9–0.5 אחוז בסך האשראי. השפעה זו של שווי השוק הנאמד פועלת בעיקר על האשראי ארוך
הטווח בחברות המשתייכות לענף התעשייה, והיא מתחזקת עם הקשחת הקריטריון לזיהוי

³ ערוץ הלוואות הבנקים מתייחס להשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע הלוואות של בנקים מסחריים דרך
השפעתה על ביקוש הציבור לפיקדונות בבנקים. זאת בהנחה שבנקים לא יכולים להחליף את פיקדונות הציבור באופן
מלא במקורות מימון אחרים. ערוץ מאזן הבנקים דומה לערוץ מאזן הפירמות ומתייחס להשפעה של המדיניות
המוניטרית על ערך הנכסים וההתחייבויות של הבנקים, ודרכם על הונם העצמי – בהנחה שלהון העצמי של הבנק
השפעה חיובית על האשראי שהוא מציע (Mishkin, 2010).

מוגבלות פיננסית. שילוב התוצאות משני השלבים מוביל להערכה של השפעת ערוץ המאזן: הפחתת ריבית של 25 נקודות בסיס גורמת עלייה ממוצעת של כ-0.6 עד 1.2 אחוז בסך האשראי לחברות מוגבלות, וזאת מעבר להשפעת הריבית על כלל החברות. (השפעת הריבית על כלל החברות דרך ערוצי התמסורת האחרים אינה נאמדת במחקר הנוכחי.) כיוון שמדגם החברות מכיל חברות ציבוריות בלבד, הנהנות מלכתחילה מגישה טובה יחסית לאשראי, אני מעריך שהאומדן דלעיל הוא גבול תחתון להשפעה של ערוץ המאזן.

המשך המאמר מאורגן כדלקמן: בסעיף 2 מוצגת המתודולוגיה; סעיף 3 מתאר את נתוני החברות והפתעות הריבית; בסעיף 4 מוצגות התוצאות המרכזיות, ובסעיף 5 בדיקות רגישות; סעיף 6 מסכם.

2. מתודולוגיה

נניח כי שווי השוק של חברה בשיווי משקל נתון על ידי:

$$(1A) \quad MC = \beta_0 + F_1(i, \cdot) + v^e$$

כאשר MC הוא שווי השוק (מכפלה של מחיר ההון בכמותו), i היא הריבית המוניטרית, $F(\cdot)$ היא פונקציה של הריבית המוניטרית, והטעות v^e כוללת גורמי ביקוש והיצע נצפים להון מניות וגם גורמי ביקוש והיצע בלתי נצפים להון מניות (למשל: ציפיות לביקושים עתידיים, פריון הייצור).

במקביל נניח כי עקומת הביקוש של החברה לאשראי מתוארת כדלקמן:

$$C^D = \gamma_0^d + \gamma_1^d R^C + \gamma_2^d X^D + \gamma_3^d X^{DU} + \varepsilon^c, \quad \gamma_1^d < 0$$

כאשר R^C הוא מחיר האשראי, X^D מייצג גורמי ביקוש נצפים לאשראי (ביניהם הריבית המוניטרית), X^U מייצג גורמי ביקוש לא נצפים (למשל ציפיות לביקושים עתידיים), ו- ε^c היא הפרעה אקראית קלאסית. נניח כעת כי עקומת היצע האשראי שעומדת אל מול החברה היא בעלת הצורה הבאה:

$$C^S = \gamma_0^s + \gamma_1^s R^C + \gamma_2^s X^S + \gamma_3^s X^{SU} + \gamma_4^s MC + \mu^c, \quad \gamma_1^s < 0$$

כאשר X^S מייצג גורמי היצע נצפים לאשראי, X^{SU} מייצג גורמי היצע לא נצפים (למשל סיכונים אידיוסיוסינקרטיים), MC הוא שווי השוק של החברה, ו- μ^c היא הפרעה אקראית קלאסית. הייחודיות של עקומת ההיצע לעיל הוא כי היצע האשראי העומד בפני החברה תלוי בשווי השוק שלה – וזה הרכיב המאפיין את ערוץ המאזן. (ראו למשל משוואות 4.5 ו-4.17 אצל BGG.) מהשוואת עקומות הביקוש וההיצע אנו מקבלים שכמות האשראי בשיווי משקל נתונה על ידי:

$$(2A) \quad C = \gamma_0 + \gamma_1 MC + \gamma_2 X^{DS} + v^c$$

כאשר X^{DS} מייצג וקטור של גורמי ביקוש והיצע נצפים לאשראי ($X^{DS} = X^D + X^S$), והטעות v^c כוללת גורמי ביקוש והיצע לא נצפים ($X^{DSU} = X^{DU} + X^{SU}$) וכן את הפרעות האקראיות ($v^c =$

משוואות (1A) ו-(2A) מגדירות את ערוץ המאזן: הפרמטר $\frac{\partial F_1(i..)}{\partial i}$ משקף את השפעת הריבית המוניטרית על שווי השוק, והפרמטר $\gamma_1 -$ את ההשפעה של שווי השוק על כמות האשראי הפועלת דרך השפעתו על עקומת היצע האשראי העומדת מול החברה. ערוץ המאזן מוגדר אם כן על ידי המכפלה $\gamma_1 \times \frac{\partial F_1(i..)}{\partial i}$, וכדי להראות שהערוץ מתקיים יש להראות כי ריבית הבנק המרכזי משפיעה שלילית על שווי השוק ($\frac{\partial F_1(i..)}{\partial i} < 0$) וכי שווי השוק משפיע חיובית על כמות האשראי ($\gamma_1 > 0$).

משוואות (1A) ו-(2A) הן משוואות אמידה, אך הבעיה העיקרית באמידתן היא האנדוגניות של שווי השוק ושל הריבית ($E(v^e|i) \neq 0$ וכן $E(v^c|MC) \neq 0$): גורמים בלתי נצפים כגון ציפיות לביקושים עתידיים, זעזועים בפריון הייצור וסיכונים מערכתיים משפיעים בזמנית על הריבית, על שווי השוק ועל האשראי. כדי להתמודד עם בעיית האנדוגניות אני נוקט גישה שונה לכל אחת מהמשוואות.

2.1. משוואת השלב הראשון

הגישה המקובלת בספרות להתמודדות עם האנדוגניות של השפעת הריבית המוניטרית על שווי השוק של חברות היא שימוש בנתונים בתדירות גבוהה (high frequency data) והחלפת השינויים בריבית בהפתעות ריבית (unanticipated monetary policy actions). (ראו למשל: Bernanke and Kuttner, 2005). הזיהוי מבוסס על ההנחה שככל שחלון הזמן קטן יותר השינוי בריבית מתואם פחות עם גורמים לא נצפים, וכן על ההנחה ששינויים לא צפויים בריבית אינם מתואמים עם גורמים בלתי נצפים. לפיכך אני משתמש בנתונים יומיים כדי לאמוד את המשוואה הבאה:

$$(1B) \quad \Delta MC_{i,t(d)} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \Delta I_{t(d)-1}^{ue} + u_{i,t(d)}$$

כאשר $\Delta MC_{i,t(d)}$ הוא שיעור השינוי בשווי השוק של חברה i ביום $t(d)$, ו- $\Delta I_{t(d)-1}^{ue}$ היא ההפתעה בריבית המוניטרית ביום הקודם (השווה לאפס בימים שאינם ימי הכרזת ריבית). הפיגור של יום אחד בהשפעת הפתעת הריבית על שווי השוק נגרם משום שהכרזות הריבית לאורך התקופה נערכו בשעות שלאחר סיום המסחר.⁴ $u_{i,t(d)}$ היא הפרעה אקראית. המעבר ממשוואה (1A) למשוואה (1B) מניח, כמקובל בספרות, כי השפעת הריבית היא לינארית ($F_1(i, \cdot) = \beta_1$), וכי הפתעות הריבית אינן מתואמות בתדירות יומית עם גורמים בלתי נצפים ($E(u_{t(d)} | \Delta I_{t(d)-1}^{ue}) = 0$). הפתעות הריבית זוהו בהסתמך על סקר תחזיות ריבית שעורכת Bloomberg, וסדרת הפתעות הריבית מוגדרת כך:

$$\Delta I_{t(d)}^{ue} = \begin{cases} I_{t(d)}^{announced} - I_{t(d)}^{forecast} & \text{if } t(d) \in \text{announcement days} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$I_{t(d)}^{announced}$ היא הריבית המוניטרית המוכרזת, ו- $I_{t(d)}^{forecast}$ הוא ממוצע תחזיות הסקר לריבית המוניטרית לאותה עת. משמע שההפתעה – עבור כל החלטת ריבית – היא הפער בין הריבית

⁴ עד דצמבר 2008 החלטות הריבית פורסמו בשעה 18:30, ואילו המסחר בבורסה הסתיים ב-17:30. החל מינואר 2009 שונן שעות המסחר בבורסה ונקבע שהמסחר יסתיים ב-16:30; בעקבות זאת החלטת הריבית הוקדמה בשעה, ל-17:30.

בפועל ובין הציפיות ששררו בשוק טרם ההחלטה. משוואה (IB) נאמדת בנפרד לגבי כל חברה, מאפיין המאפשר הטרוגניות בהשפעה של המדיניות המוניטרית על חברות שונות ($\beta_{1,i}$). עבודה דומה שאמדה את השפעת הריבית על חברות בודדות היא מחקרם של Fratzscher ו-Ehrmann (2004), אשר בחנו את ההשפעה של הפתעות בריבית המוניטרית בארה"ב על מניות מדד S&P 500 על פי נתוני סקר תחזיות ריבית של Reuters. כפי שנראה בסעיף הבא, האפשרות להטרוגניות בהשפעת המדיניות המוניטרית לא נועדה רק להעשיר את הניתוח, אלא נחוצה לאמידת משוואת השלב השני.

2.2. משוואת השלב השני

ההתמודדות עם האנדוגניות של שווי השוק במשוואת האשראי אינה טריוויאלית, שכן קשה להעלות על הדעת משתנה עזר קלאסי המתואם בתדירות רבעונית עם שווי השוק אך לא עם האשראי. (תדירות נתוני האשראי היא רבעונית). עם זאת, הגישה שאני מאמץ היא במהותה שימוש במשתנה עזר.

תחילה אני בונה משתנה חדש, המבוסס על תוצאות משוואה (IB), ומשמש רכיב של שווי השוק שאינו מתואם עם הגורמים הבלתי נצפים:

$$\Delta \widehat{MC}_{t,t(q)}^{UEI} = \widehat{\beta}_{1,t} \times \sum_{t(d) \in t(q)} \Delta I_{t(d)}^{ue}$$

$\Delta \widehat{MC}_{t,t(q)}^{UEI}$ הוא שיעור השינוי הנאמד בשווי השוק עבור חברה i ברבעון $t(q)$ שנבע מהפתעות בריבית המוניטרית, והוא מחושב כמכפלה של מקדם הפתעות הריבית במשוואה (IB) בסכום הפתעות הריבית באותו רבעון ($\sum_{t(d) \in t(q)} \Delta I_{t(d)}^{ue}$). לשם ההבחנה בין השינוי הכולל בשווי השוק ובין המשתנה דלעיל, שאליו אני מתייחס כאקסוגני, כינתי את המשתנה החדש בשם "השינוי הנאמד בשווי השוק" (או בקיצור "שווי השוק הנאמד"). השינוי הנאמד בשווי השוק נושא מהות כלכלית: הוא מתפרש כמשקף שינויים אקסוגניים בשווי העצמי. כאן המקום לציין כי התרגום של השווי העצמי כמושג תיאורטי למשתנים אמפיריים אינו חד-משמעי. השווי העצמי מתפרש כשווי השוק של החברה (market capitalization), אך גם כסך הנכסים הנזילים של החברה או כשווי הפירוק שלה.⁵ בדומה ל-Christianio, Motto and Rostagno (2014) אני מתייחס לשווי השוק כאל המשתנה האמפירי המבטא את השווי העצמי.⁶

⁵ BGG (1999) מציגים את המשוואה הבאה: $B_{t+1}^j = Q_t K_{t+1}^j - N_{t+1}^j$. כאשר B_{t+1}^j היא ההלוואה שהזים לוקח בתקופה t עבור תקופה $t+1$, Q_t הוא מחיר ההון t , K_{t+1}^j היא כמות ההון שהזים רוכש בתקופה t עבור $t+1$, ו- N_{t+1}^j הוא השווי העצמי של הזים בסוף תקופה t . מתוך המשוואה עולות שלוש הגדרות לשווי העצמי: האחת היא של נכסים נזילים (liquid assets) – נכסים העשויים להיות מומרים למזומן ולשמש את הזים לצורכי מימון. (היתר ממומן באמצעות חוב). השנייה היא של ערך הפירוק של החברה (liquidation value), הכולל את הנכסים הנזילים והבטוחות הסחירות. במקרה של פשיטת רגל המתווך הפיננסי נאלץ לוותר על החוב (B_{t+1}^j), אך מקבל את נכסי החברה לרשותו ($Q_t K_{t+1}^j$). השלישית היא שווי השוק של החברה (market capitalization), המוגדר כשווי הנכסים ($Q_t K_{t+1}^j$) בניכוי שווי ההתחייבויות (B_{t+1}^j). אצל BGG שלוש ההגדרות חופפות: מלאי המזומנים שווה לערך הפירוק השווה לשווי השוק.

⁶ יש להעיר כי אם השינויים בשווי השוק שנבעו מהפתעות בריבית המוניטרית מתואמים עם שינויים בסך הנכסים הנזילים של החברה, או עם שינויים בשווי הפירוק שלה, הם תופסים את השווי העצמי גם בהתאם לפרשנויות האחרות של השווי העצמי.

השינוי הנאמד בשווי השוק מחליף את שווי השוק במשוואה (2A) לצורך אמידת המשוואה הבאה :

$$(2B) \quad \Delta C_{i,t(q)} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{\Delta MC_{i,t(q)}^{UEI}} + \gamma_2 FC_{i,t(q)} \times \widehat{\Delta MC_{i,t(q)}^{UEI}} + \gamma_3 X_{i,t(q)}^D + \gamma_4 X_{i,t(q)}^S + \delta_{t(q)} + \theta_i + \varepsilon_{i,t(q)}$$

משוואה (2B) נאמדת עבור פאנל החברות, כאשר $\Delta C_{i,t(q)}$ הוא השינוי ביתרת האשראי של חברה i ברבעון $t(q)$ (או: האשראי החדש נטו), ו- $\widehat{\Delta MC_{i,t(q)}^{UEI}}$ הוא השינוי הנאמד בשווי השוק באותו רבעון, $FC_{i,t(q)}$ הוא משתנה דמי לחברות מוגבלות פיננסית, המאפשר למוגבלות הפיננסית של חברה להשתנות על פני הזמן. (סעיף 3.1 להלן מרחיב בעניין זיהוי מוגבלות פיננסיות). $X_{i,t(q)}^D$ ו- $X_{i,t(q)}^S$ הם וקטורים של גורמי ביקוש והיצע נצפים (הרחבה בסעיף 3.1 להלן), ו- $\delta_{t(q)}$ ו- θ_i הם משתני דמי לרבעונים (time fixed effects) ולחברה (individual fixed effects), התופסים השפעות מקרו-כלכליות הייחודיות לרבעון ומאפיינים הייחודיים לחברה, בהתאמה. $\varepsilon_{i,t(q)}$ היא הפרעה העשויה לכלול גורמי ביקוש והיצע בלתי נצפים. הטעם לאמידת משוואה (2B) במונחי שינויים הוא כפול: מחד גיסא, השווי העצמי נבנה במונחי שינויים ולא ברמות; מאידך, האמידה במונחי שינויים ממתנת בעיות של חוסר סטציונריות, המאפיינות אמידה ברמות.

יש דמיון רב בין הגישה שאני מאמץ ובין אמידה באמצעות משתנה עזר, שכן ניתן לראות במשוואה (1B) את משוואת העזר למשוואה המרכזית (2B), ואת הפתעות הריבית כמשתנה העזר. ההבדל המרכזי בין גישתי לגישה הקלאסית של משתנה עזר הוא בתדירויות של שתי המשוואות, הבדל שאינו מאפשר לכלול את המשתנים המסבירים מהמשוואה המרכזית במשוואת העזר.

הפרמטר γ_1 מבטא את השפעת השינוי הנאמד בשווי השוק על האשראי החדש נטו לכלל החברות, והמקדם $-\gamma_2$ – את ההשפעה העודפת על חברות מוגבלות פיננסית. לפי תיאוריית ערוץ המאזן נצפה להשפעה חיובית של שווי השוק הנאמד על חברות מוגבלות פיננסית ($\gamma_1 + \gamma_2 > 0$, $\gamma_2 > 0$). הנחת הזיהוי במשוואה (2B) היא כי הפתעות הריבית אינן מתואמות עם הגורמים הבלתי נצפים גם בתדירות הרבעונית ($E(\varepsilon_{t(q)} | \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}) = 0$), ובשילוב עם ההנחה ש- $\widehat{\beta}_{1,i}$ הוא אומד בלתי מוטה לפרמטר האמיתי $\beta_{1,i}$, מתקבל כי גם השווי העצמי אינו מתואם עם הגורמים הבלתי נצפים ($E(\varepsilon_{t(q)} | \beta_{1,i}, \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}) = 0$).

בספרות הכלכלית אין משוואות אשראי סטנדרטיות העשויות לשמש נקודת ייחוס חד-משמעית באשר למשתני הביקוש וההיצע לאשראי שיש לכלול במשוואה (2B) – $X_{i,t(q)}^D$ ו- $X_{i,t(q)}^S$. למרות זאת ניתן לומר כי בין הגורמים הקובעים את הביקוש של החברה לאשראי יש למנות את הביקוש להשקעה ולצורכי מימון שוטפים (שכר, חומרי גלם, מלאים, תשלום חוב) וכן את מקורות המימון החלופיים ועלותם – נכסים נזילים וגיוס הון מניות. לפיכך אני כולל במשוואה (2B) מקצת מהמשתנים הנצפים המתייחסים לגורמים דלעיל. (סעיף 3.1 להלן מפרט את המשתנים). האמידה של משוואה (2B) עלולה להיתקל בבעיות אחרות, כגון אנדוגניות של גורמי הביקוש וההיצע

הנצפים, מתאם סדרתי ובו-זמני בין ההפרעות ואף צורך לכלול פיגורים של המשתנה המוסבר. סוגיות אלה נדונות בסעיף 5, המציג בדיקות רגישות.

2.3. השפעות דיפרנציאליות של המדיניות המוניטרית במסגרת ערוצי תמסורת אחרים

אמנם הפתעות הריבית אינן מתואמות, לפי הנחתי, עם גורמי הביקוש וההיצע הבלתי נצפים, אולם שינויי ריבית, כשלעצמם, מחוללים השפעות ביקוש והיצע דיפרנציאליות על החברות. כך, למשל, במסגרת הערוצים הניאו-קלאסיים, ערוץ הריבית (Interest Rate Channel) משנה את עלויות ההון של החברה, וכתוצאה מכך את הביקוש שלה להשקעה, וערוץ התחלופה הבין-זמנית (Intertemporal Substitution Channel) משנה את שיקולי הצריכה-חיסכון של משקי הבית וגם את סל הצריכה שלהם. גם במסגרת ערוצי האשראי ישנן השפעות דיפרנציאליות. כך, למשל, ערוץ הלוואות הבנקים (Bank Lending Channel) משפיע דיפרנציאלית על חברות התלויות באשראי בנקאי בדרגות שונות.

סוגיה זו מציבה קושי בזיהוי ערוץ המאזן, שכן אם ישנן השפעות ביקוש והיצע הטרוגניות של הריבית דרך ערוצי תמסורת אחרים, הרי שהמקדם $\beta_{1,i}$ עשוי לשקף השפעות אלה ולהוות, למעשה, proxy שלהן, וכתוצאה מכך המקדם של שווי השוק הנאמד (γ_1) במשוואת השלב השני ישקף השפעות של הערוצים האחרים, ויהיה אומד מוטא להשפעת ערוץ המאזן. ניתן להדגים את הבעיה במשוואה הבאה:

$$(2C) \quad C = \gamma_0 + \gamma_1 [\beta_{1,i} \times \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}] + \gamma_2 X^{DS} + [\gamma_{3i} \times \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue} + v^c]$$

משוואה (2C) היא וריאציה של משוואה (2A) שבה שווי השוק מוחלף בשווי השוק הנאמד, וההפרעה האקראית כוללת רכיב נוסף, המניח השפעה ייחודית של הפתעות הריבית על האשראי של חברות ($\gamma_{3i} \times \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}$) ומבטא השפעות ביקוש והיצע הטרוגניות דרך ערוצי תמסורת אחרים. בעיית הזיהוי נובעת מהמתאם בין הרכיב הלא נצפה $\gamma_{3i} \times \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}$ למשתנה $\beta_{1,i} \times \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}$, מתאם שהוא חזק יותר אם השפעתן של הפתעות הריבית על שווי השוק ($\beta_{1,i}$) נובעת מאותם גורמים המביאים להשפעה של הפתעות הריבית על האשראי (γ_{3i}). במקרה הקיצוני שבו המתאם בין השניים מלא ($\gamma_{3i} = constant \times \beta_{1,i}$), המקדם של שווי השוק הנאמד, $\beta_{1,i} \times \Sigma \Delta I_{t(q)}^{ue}$, שווה ל- $\gamma_1 + \alpha$, כך שגם אם ערוץ המאזן אינו פועל למעשה ($\gamma_1 = 0$), המקדם שיתקבל, α , יהיה מוטא כלפי מעלה וישקף את השפעותיהם של ערוצי התמסורת האחרים.

ואולם חשש זה מתמתן ככל שהמתאם בין $\beta_{1,i}$ ל- γ_{3i} פוחת, כלומר ככל שקיימים גורמים נוספים להשפעת הריבית על שווי השוק, מעבר להשפעות הטרוגניות של ערוצי התמסורת האחרים, או ככל שהשפעת ערוצי התמסורת על שווי השוק שונה מהשפעתם על האשראי. ואמנם גורמים כאלה קיימים, והמרכזי שבהם הוא היוון נכסי החברה והתחייבויותיה. עלייה בריבית מגדילה את מקדם ההיוון ומפחיתה את הערך הנוכחי של זרם הדיבידנדים של החברה, וזה גורם מרכזי להשפעה השלילית של הריבית על שוקי המניות (Tobin, 1969/78). ההטרוגניות בהשפעת ההיוון על שווי השוק נובעת מהשוני בין השפעת ההיוון על צד הנכסים להשפעתו על צד ההתחייבויות,

והסיבה העיקרית לכך היא הפערים בין מח"ם ההתחייבויות למח"ם הנכסים.⁷ ככל שהמח"ם ארוך יותר השפעת ההיוון תהיה חזקה יותר, ומכאן שהשפעת ההיוון אף עשויה להיות חיובית.⁸ גורם נוסף הוא השפעת הריבית על צד ההתחייבויות. ככלל, עלייה של הריבית פועלת להעלאת הוצאות המימון, להעלאת ערכן המהוון של ההתחייבויות, וכתוצאה מכך – להפחתת שווי החברה. חברות נבדלות זו מזו במבנה התחייבויותיהן, והדבר מביא להטרונגניות בהשפעת הריבית על ערך ההתחייבויות. ערך ההתחייבויות רגיש יותר לשינויים בריבית כאשר החוב נקוב בריבית משתנה, כאשר הוא נלקח במטבע זר, וכאשר הריבית אינה צמודה לאינפלציה. השפעת ההיוון וההשפעה על צד ההתחייבויות אינן מתואמות בהכרח עם הביקוש של החברה לאשראי ועם היצע האשראי העומד בפניה.

אבחנה נוספת המסייעת בהערכת מידת החומרה של בעיית הזיהוי: אם השינוי הנאמד בשווי השוק הוא proxy לערוצי תמסורת אחרים, נצפה לראות השפעה על כלל החברות, ולא נצפה להשפעה עודפת על החברות המוגבלות ($\gamma_1 > 0, \gamma_2 = 0$). מקדם השווה לאפס לשווי השוק הנאמד עבור כלל החברות ($\gamma_1 = 0$) מרמז כי שווי השוק הנאמד אינו proxy לערוצי תמסורת אחרים. לפיכך הזיהוי של ערוץ המאזן מתבסס על השפעת השינוי הנאמד בשווי השוק של החברות המוגבלות ($\gamma_2 > 0$), וזאת גם אם שווי השוק הנאמד משפיע על כלל החברות.

3. מסד הנתונים

3.1. פאנל החברות

המחקר מתמקד בתקופת המיתון בישראל בשנים 2008–2009, והטעם העיקרי לכך הוא שבתקופות מיתון מגבלות פיננסיות שכיחות יותר מאשר בתקופות גאות, ומאפיין זה מעצים את ערוץ המאזן וצפוי להקל על זיהויו. שיקולים נוספים המכתיבים את הבחירה בתקופה הם הריכוז של הפתעות ריבית בתקופות מיתון, העובדה שאין ברשותי פירוט של סעיפי האשראי המאזניים לפני 2007, וכן הצטמצמות מספר החברות המתמידות במדגם עם התארכות תקופתו.⁹ אני לוקח כשוליים ארבעה רבעונים לפני ואחרי המיתון, אשר מתוארך מן הרבעון השני של 2008 עד לרבעון השני של 2009 (Djivre and Yakhin, 2011), כך שתקופת המדגם כוללת 13 רבעונים – 2007 רבעון II עד 2010 רבעון II.

⁷ זאת בהנחה ששינוי הריבית משפיע על כל עקום התשואות.

⁸ כך, למשל, חברה ששווי נכסיה 60 ושווי התחייבויותיה 50, אשר בעקבות העלאת הריבית נכסיה המהווים פחתו ב-5 אחוזים, אך התחייבויותיה המהוונות פחתו ב-10 אחוזים, שווי השוק שלה יעלה מ-10 ל-12, כלומר ב-20 אחוזים.

⁹ אני משתמש בשני מסדי נתונים של בנק ישראל שהתקבלו מחברת "קו מנחה". האחד מכיל נתוני שווי שוק בתדירות יומית, והשני מכיל נתוני דוחות כספיים רבעוניים. הזיהוי של החברות בשני המסדים מתבסס על מספר המנפיק שלהן בבורסה. רק משנת 2007 מכיל מסד הנתונים פירוט של סעיפי האשראי במאזן, לרבות האשראי הבנקאי לטווח קצר, החלויות השוטפות (current maturities), האשראי הבנקאי לטווח ארוך ואיגרות החוב לטווח ארוך. מבט על סדרת הפתעות הריבית בתקופה 2001–2015 (שלגביה יש ברשותי נתוני תחזיות ריבית) מלמד כי ההפתעות הגדולות מרוכזות בעיצומן של תקופות מיתון (2001–2003 ו-2008–2009).

יש לאמוד את משוואה (1B) לגבי חברות שהתמידו לאורך כל תקופת המדגם, וזאת משום שרק חברות כאלה יכלו להיות מושפעות מאותן הפתעות ריבית. ואולם החברות שהתמידו בבורסה לתקופה של 5 או 10 שנים אינן רבות, ולא עוד אלא שכולן נמצאות בקצה העליון של התפלגות הגודל – כלומר צפויות מראש לסבול פחות, אם בכלל, ממוגבלות פיננסיות.

אוכלוסיית החברות כוללת חברות ציבוריות שנסחרו בבורסה בת"א בתקופת המדגם, בניכוי חברות פיננסיות (חברות ביטוח ובנקים) וחברות החזקה והשקעות שיש לגביהן נתוני דוחות כספיים ונתוני שווי שוק מלאים לאורך התקופה – בסך הכול 337 חברות. ואולם מנייתיהן של חברות רבות בקבוצה זו מאופיינות בסחירות נמוכה, המהווה מגבלה באמידה של משוואה (1B), משום שהיא גורמת לתגובה חלקית, או להעדר תגובה של מחיר המניה להפתעת הריבית – בעטיין של עלויות העסקה הגבוהות. כתוצאה מכך המקדמים של הפתעות הריבית עלולים להיות מוטים כלפי אפס. כדי למנוע הטיה כזאת אני מגדיר קריטריון לסחירות, המאזן בין הדרישה לרמת סחירות סבירה ובין הצורך שלא לצמצם את המדגם יתר על המידה תוך ניפוי החברות הקטנות.¹⁰ הפעלת קריטריון זה מותירה 209 חברות.

לכל חברה נבנים המשתנים התלויים הבאים: השינוי בסך האשראי, השינוי באשראי לטווח קצר והשינוי באשראי לטווח ארוך.^{11 12} נוסף על כך נבנים משתני הבקרה הבאים: השינוי במכירות, ההשקעה, תזרים המזומנים, מלאי המזומנים והשינוי בהון המניות.¹³ השינוי במכירות וההשקעה נועדו לתפוס השפעות מצד הביקוש לאשראי, המושפע מהביקוש להשקעה ולמימון הפעילות השוטפת, ואילו יתר המשתנים נועדו לתפוס את מקורות המימון החלופיים לאשראי – הנפקת מניות, שימוש בנכסים נזילים ורווחים לא מחולקים. (אין ברשותי נתונים על עלות האשראי השולית של החברה.) בבדיקות העמידות בהמשך אני מתייחס לאפשרות של אנדוגניות בקרב חלק ממשתני הבקרה (סעיף 5.2 להלן). כל המשתנים מנורמלים בסך הנכסים של החברה בתחילת התקופה (total assets), כמקובל במחקרים דומים (למשל: Carpenter, Fazzari and Peterson, 1998).¹⁴ כן קיים ברשותי משתנה לזיהוי הענף התעשייתי לפי סיווג הבורסה (תעשייה, מסחר ושירותים, נדל"ן, חיפושי נפט וגז).

בספרות מקובל להשתמש בשילוב של מספר אינדיקטורים לזיהוי חברות מוגבלות פיננסית. עם השכיחים שבהם נמנים גיל החברה וגודלה, מדיניות הדיבידנד, קיום קשר לקבוצה עסקית, המינוף, קיום דירוג אשראי, התזרים ומלאי המזומן, יחס שווי השוק לשווי בספרים והצמיחה

¹⁰ קריטריון הסחירות מוגדר כדלקמן: חודש סחיר למניה ("חודש תקין") מוגדר כחודש שבו ימי המסחר בפועל הם לפחות 50 אחוזים מימי המסחר הפוטנציאליים. חודש שאינו תקין נפסל לשימוש. חברה נדרשת ל-24 חודשים תקינים לכל הפחות. (תקופת המדגם היא 39 חודשים.)

¹¹ אשראי קצר טווח מוגדר כסכום הסעיפים "אשראי בנקאי לטווח קצר" ו"חלויות שוטפות". אשראי ארוך טווח מוגדר כסכום הסעיפים "אשראי בנקאי לטווח ארוך" ו"אג"ח לטווח ארוך". סך האשראי מוגדר כסכום האשראי קצר הטווח וארוך הטווח.

¹² נשאלת השאלה באיזו מידה $\Delta C_{i,t(q)}$ במשוואה (2B), המחושב כאמור, מבטא גם שינויי מחיר, נוסף על השינוי הכמותי באשראי. אמנם הלוואות ואיגרות חוב מוצגות בדוחות הכספיים בערך נקוב, אך הלוואות או איגרות חוב הצמודות למדד או נקובות במטבע זר מושפעות משינויים במדד ומשינויים בשער החליפין. מלבד זאת, צבירת הריבית נרשמת אף היא בדוח הכספי. כך, למשל, הלוואה של 100 ש"ח הנושאת ריבית שנתית של 5 אחוזים תירשם ברבעון אפס כהתחייבות של 100 ש"ח, אולם ברבעון השני היא תירשם כהתחייבות של 102.5 ש"ח. ההשפעה של האינפלציה, שער החליפין והריבית על ערך סעיפי האשראי נתפסת, בחלקה, על ידי ה-time fixed effects, אולם כיוון שהחוב של כל חברה הוא בעל מאפיינים משלו, משתני הדמי לרבעון אינם יכולים לתפוס את שינויי המחיר במלואם.

¹³ שינוי במכירות מוגדר כשינוי בסעיף "מכירות"; השקעה – כשינוי בסעיף "רכוש קבוע"; תזרים המזומנים – כסעיף "הרווח הנקי" בניכוי הסעיף "דיבידנד ששולם"; מלאי המזומנים – כסעיף "מזומנים ושווי מזומנים"; והשינוי בהון המניות – כשינוי בסעיף "הון מניות".

¹⁴ כל הנתונים מתורגמים למונחים ריאליים בשקלים של שנת 2010 באמצעות מדד המחירים לצרכן. כמו כן, כדי להבטיח כי התוצאות אינן מושפעות מתצפיות חריגות אני מנכה לגבי כל משתנה רציף את התצפיות שמתחת לאחוזון 1 או מעל לאחוזון 99.

החל משנת 2008 הדיווחים הכספיים של החברות הציבוריות בישראל כפופים לתקן הדיווח הבין-לאומי (IFRS), והמשמעות היא ש-3 מתוך 13 הרבעונים בתקופת המדגם הם מן התקופה שבה חברות לא חויבו בכפופות ל-IFRS. החלת תקן ה-IFRS עלולה ליצור אי-רציפות במשתנים המוצגים בדוחות הכספיים, אולם נראה כי עיקר ההשפעה צפויה להימצא בחברות נדל"ן, שנכסיהן שוערכו לפי השווי ההוגן.

במכירות (Lamont et al., ; Kaplan and Zingales, 1997 ; Hoshi, Kashyap and Scharfstein, 1991) ; 2001 ; 2006 ; Whited and Wu, 2006 ; Hadlock and Pierce, 2010). אני מזהה חברות מוגבלות פיננסית במדגם באמצעות שילוב של ארבעה מהאינדיקטורים השכיחים שצוינו לעיל ונתונים עליהם מצויים ברשותי: מינוף גבוה (בשליש העליון של התפלגות המינוף), אי תשלום דיבידנד, גודל קטן (בשליש התחתון של התפלגות סך הנכסים) והעדר קשר עם קבוצה עסקית.¹⁵ אני מגדיר חברה כמוגבלת פיננסית אם מתקיימים בה שלושה מתוך ארבעת הקריטריונים האמורים. (בהמשך מוצגת רגישות התוצאות לשינויים בהגדרת מוגבלות פיננסית.)

לוח 1 מציג סטטיסטיקה תיאורית של מדגם החברות. מהלוח עולה כי במהלך תקופת המדגם או בחלקה הוגדרו כמוגבלות פיננסית 64 חברות – כ-31 אחוזים מהמדגם – וכי התפלגותן לפי ענפי הבורסה דומה לזו של יתר החברות. בהתאם להגדרת מוגבלות פיננסית, חציוני סך הנכסים ושווי השוק של החברות המוגבלות עומדים על 318 מיליון ו-90 מיליון ש"ח, בהתאמה, והם קטנים פי ארבעה בערך מחציוני יתר החברות; רק 33 אחוזים מהחברות המוגבלות שילמו דיבידנד לאורך התקופה, לעומת 84 אחוזים מיתר החברות, ורק 8 אחוזים מהן היו קשורות לקבוצה עסקית, לעומת 34 אחוזים מיתר החברות; רמת המינוף של החברות המוגבלות גבוהה כמעט פי שניים מזו של יתר החברות (5.7 לעומת 3.1). אמנם רמת המכירות של החברות המוגבלות לא הייתה נמוכה ביחס ליתר החברות, אך הן התאפיינו בהשקעה שלילית ובתזרים מזומנים שלילי, וזאת לעומת השקעה חיובית ותזרים חיובי ביתר החברות. כן עולה מלוח 1 כי בעוד שיתר החברות חוו, בממוצע, גידול של סך האשראי לאורך התקופה, החברות המוגבלות חוו ירידה של סך האשראי, אשר נבעה מירידת סך האשראי לטווח ארוך, לצד גידול האשראי לטווח קצר – דפוס המתיישב עם הגדרתן כמוגבלות פיננסית.¹⁶

¹⁵ גודל מקבל את הערכים 1-3 בהתאם לשלישון (tercile) שבו מצויה החברה במונחי סך הנכסים בכל רבעון. מינוף נחשב גבוה ומקבל את הערך 1 אם החברה נמצאת בשליש העליון של התפלגות המינוף (סעיף "ההתחייבויות" חלקי סעיף "ההון העצמי") בכל רבעון ביחס לענף שאליו היא משויכת (0 אחרת); דיבידנד מקבל את הערך 1 אם החברה שילמה דיבידנד במהלך תקופת המדגם (0 אחרת); קשר עם קבוצה עסקית מקבל את הערך 1 אם החברה משויכת לקבוצה (0 אחרת). השימוש בגודל החברה להגדרת מוגבלות פיננסית נובע מהמתאם שנמצא במחקרים רבים בין הקריטריונים הישירים דלעיל ובין הגודל.

¹⁶ השוואת 64 החברות המוגבלות במדגם עם 128 החברות שנופו כתוצאה מהחלת קריטריון הסחירות מעלה כי מאפייני החברות המנופות דומים לאלה של החברות המוגבלות: חציוני סך הנכסים ושווי השוק שלהן עומדים על 284 ו-57 מיליון ש"ח; רק 56 אחוזים מהן שילמו דיבידנד במהלך התקופה; רק 8 אחוזים מהן מקושרות לקבוצה עסקית; הן מאופיינות בהשקעה ותזרים מזומנים שליליים בממוצע לאורך התקופה, וכן בירידת האשראי שמקורה בירידת האשראי לטווח ארוך. התפלגותן לפי ענפי התעשייה דומה להתפלגות במדגם. מן האמור עולה כי קריטריון הסחירות גורם, בהתאם לצפוי, לסלקציה של חברות גדולות יותר וחזקות יותר מבחינה פיננסית, אך עם זאת אינו גורם לסלקציה ביחס להתפלגות הענפית.

לוח 1 - מדגם החברות
 ממוצעים על פני תקופת המדגם (בסוגריים - סטיית התקן)

סוג המשתנה	המשתנה	כלל המדגם	החברות הלא מוגבלות	החברות המוגבלות
	השינוי באשראי*	0.0010 (0.042)	0.0025 (0.041)	-0.0029 (0.044)
תלוי	השינוי באשראי הקצר*	0.0021 (0.036)	0.0017 (0.035)	0.0032 (0.040)
	השינוי באשראי הארוך*	-0.0012 (0.035)	0.0008 (0.035)	-0.0061 (0.037)
	המכירות*	0.20 (0.15)	0.20 (0.16)	0.19 (0.14)
	ההשקעה בנכסים קבועים*	0.0003 (0.015)	0.0008 (0.015)	-0.0011 (0.014)
מסביר	תזרים המזומנים*	0.0016 (0.024)	0.0037 (0.022)	-0.0038 (0.029)
	מלאי המזומנים*	0.072 (0.077)	0.072 (0.074)	0.072 (0.085)
	השינוי בהון המניות*	-0.0004 (0.0029)	-0.0004 (0.0020)	-0.0004 (0.0044)
	המינוף**	3.82 (6.62)	3.06 (4.89)	5.74 (9.44)
זיהוי מגבלות פיננסיות	תשלום דיבידנד (%)	0.69 (0.46)	0.84 (0.37)	0.33 (0.47)
	קשר לקבוצה עסקית (%)	0.26 (0.44)	0.34 (0.47)	0.08 (0.26)
	חציון סך הנכסים (מיליוני ש"ח)	726 (9,974)	1,226 (11,783)	318 (1,774)
	חציון שווי השוק (מיליוני ש"ח)	249 (12,257)	398 (14,661)	90 (1,598)
מאפיינים אחרים	תעשייה (%)	0.37	0.35	0.43
	מסחר ושירותים (%)	0.29	0.32	0.24
	נדל"ן ובינוי (%)	0.32	0.33	0.31
	מספר התצפיות	1,956	1,400	556
	מספר החברות	209	145	64

* מחולק בסך הנכסים של החברה.
 ** התחייבויות להון עצמי.

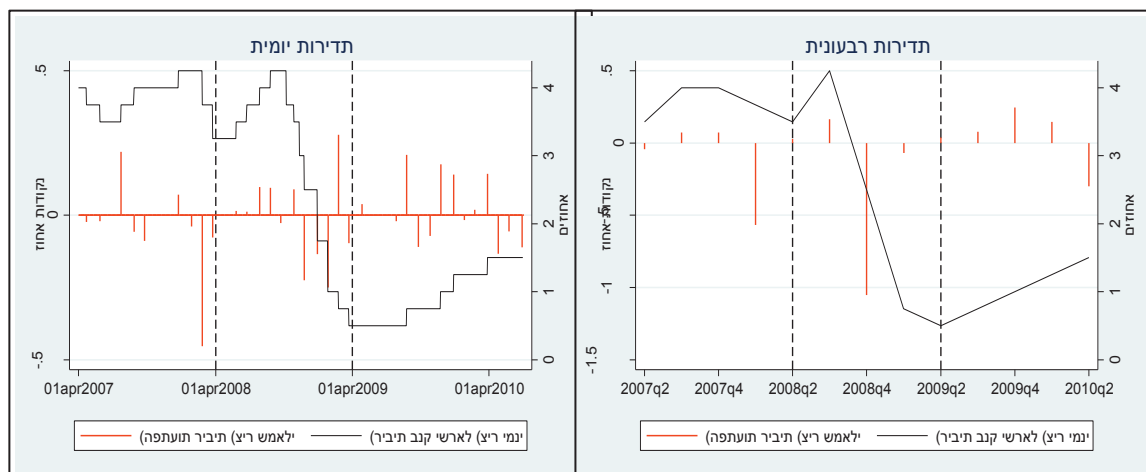
3.2. הפתעות הריבית

זיהוי הפתעות הריבית בספרות מסתמך לרוב על חוזים עתידיים על ריבית ה-FED (federal funds rate futures או FFRs), אולם מקובל להשתמש גם בסקרי תחזיות של משקיעים וחזאים מקצועיים (Ehrmann and Fratzscher, 2004 ; Hussain, 2011). תחזיות ריבית מתוך סקרים התגלו

כבעלות ביצועים דומים ביותר לציפיות המבוססות על ה-FFRs (Ehrmann and Fratzscher,) 2002/2003). כיוון שאין בישראל חוזים עתידיים על הריבית המוניטרית אני משתמש בנתוני סקר תחזיות הריבית של Bloomberg, שהוא סקר בין-לאומי הנערך במדינות רבות. נתוני הסקר זמינים בישראל החל משנת 2003, ובתקופת המדגם השתתפו בו בין 9 ל-17 מנהלי השקעות, ראשי מחלקות מחקר של בנקים, חברות ביטוח, בתי השקעות וחזאים מקצועיים, ובממוצע כ-15 משתתפים.¹⁷ הפתעות הריבית מחושבות, כאמור, כפער בין הריבית בפועל ובין ממוצע התחזיות של הסקר.

איור 1 מציג את סדרת הפתעות הריבית. בתקופת המדגם – 39 חודשים – התקבלו 39 החלטות ריבית מן המניין. הפתעות הריבית השלילית והחיובית ביותר נאמדות ב-45 ו-28 נקודות בסיס, בהתאמה, וממוצע הפתעות הריבית עומד על אפס (האיור השמאלי).¹⁸ 8 הכרזות ריבית תאמו את ממוצע התחזיות, ובגינן לא נרשמה הפתעה. ניתן לראות באיור 1 כי במהלך המיתון הופחתה הריבית המוניטרית בחדות ב-3.75 נקודות אחוז – מרמה של 4.25 אחוזים בספטמבר 2008 לרמה של 0.5 אחוז במאוס 2009, ורצף ההפתעות השליליות בתקופה זו מלמד כי הפחתת הריבית החדה הפתיעה את השוק. מבט על הפתעות הריבית הרבעוניות (האיור הימני), המחושבות כסכום הפתעות הריבית היומיות במהלך הרבעון, מלמד כי הרבעונים שאופיינו בהפתעות הגדולות ביותר הם הרבעונים הראשון והרביעי של 2008 (הפתעות של 56 ו-105 נקודות בסיס, בהתאמה).

איור 1 - הפתעות הריבית וריבית בנק ישראל, תדירות יומית ורבעונית



הערה: הפתעות הריבית מחושבות כפער בין הריבית בפועל ובין הציפיות ששררו בשוק טרם ההחלטה – המבוססות על סקר תחזיות הריבית של Bloomberg.

¹⁷ סקר התחזיות נערך במהלך השבוע שקדם להחלטת הריבית, ופורסם על פי רוב ערב הכרזת הריבית או ביום ההכרזה. משתתפי הסקר היו רשאים לעדכן את תחזיותיהם עד מועד פרסום הסקר. לא מן הנמנע כי אירועים שהתרחשו בשוק בין מועד פרסום הסקר ובין מועד הכרזת הריבית השפיעו על הציפיות, אולם חלון הזמן לאירועים מסוג זה מצומצם יחסית, ואני מניח כי הם לא השפיעו על הציפיות באופן שיטתי.

¹⁸ הפתעות הריבית הגדולות נרשמו בפברואר 2008 (הורדת ריבית של 0.5 אחוז, הפתעה של -0.45 אחוז), בנובמבר 2008 (הורדת ריבית של 0.5 אחוז, הפתעה של -0.23 אחוז) בינואר 2009 (הורדת ריבית של 0.75 אחוז, הפתעה של -0.25 אחוז), ובפברואר 2009 (העלאת ריבית של 0.25 אחוז, הפתעה של 0.28 אחוז). מעבר ל-39 החלטות הריבית מן המניין, התקבלו במהלך התקופה 2 החלטות ריבית שלא מן המניין (ב-7 באוקטובר 2008 וב-11 בנובמבר 2008). באמידת משוואה (1A) אני לא משתמש בהחלטות הריבית שלא מן המניין, משום שהן התקבלו כפועל יוצא מהמצב בשווקים בתקופת השיא של המשבר הכלכלי העולמי, ועל כן חשודות באנדוגניות.

4.1. השפעת הפתעות הריבית על שווי השוק

קעת אנו פונים להצגת תוצאות משוואה (1B), האומדת את השפעת הפתעות הריבית על שווי השוק, ונאמדת בנפרד לכל חברה. כדי לצמצם את השפעתן של טעויות מדידה, שעלולות לגרום להטיה של β_1 כלפי האפס (attenuation bias), בחרתי להשתמש בהפתעות ריבית השייכות לאחוזון ה-60 ומעלה של הפתעות הריבית (בערך מוחלט) – כלומר הרחוקות במידה מספקת, בערכן המוחלט, מן האפס (9 נקודות בסיס ומעלה).¹⁹ התפלגות המקדם $\beta_{1,i}$, המבטא את השפעתן של הפתעות הריבית, מוצגת באיור 2. התוצאות מלמדות כי להפתעות ריבית שליליות יש השפעה חיובית, בממוצע, על שווי השוק (ולחפך), אך גם מצביעות על הטרוגניות רבה בהשפעה זו. הואיל ותיתכן השפעה לא לינארית של הריבית אני מתבטא מכאן ואילך במונחי הפתעה של 25 נקודות בסיס. הממוצע המשוקלל (לפי שווי השוק) של $\beta_{1,i}$ עומד על כ-0.05-, ומשמעותו היא שהפחתת ריבית לא צפויה של 25 נקודות בסיס גורמת לעלייה של כ-1.25 אחוזים בשווי השוק הכולל של החברות במדגם.^{20 21} תוצאה זו נמצאת במרכז הטווח שהתקבל במחקרים קודמים. כך, למשל, מדווחים Bernanke and Kuttner (2005) כי העלאת ריבית לא צפויה של 25 נקודות בסיס גורמת ירידה של כ-1 אחוז במדדי המניות, Rigobon and Sack (2004) מדווחים על השפעה של כ-1.5 אחוז, ו-Ehrman and Fratzscher (2004) – על השפעה של כ-1.375 אחוז. הטווח של $\beta_{1,i}$ נע בין -0.26 ועד +0.28, וכ-75 אחוזים מהחברות הן בעלות מקדם שלילי. אף תוצאה זו אינה חריגה ביחס לספרות. כך, למשל, Ehrman and Fratzscher (2004) מדווחים על טווח שנע בין -0.44 ל-0.15+ לגבי למניות מדד ה-S&P 500.

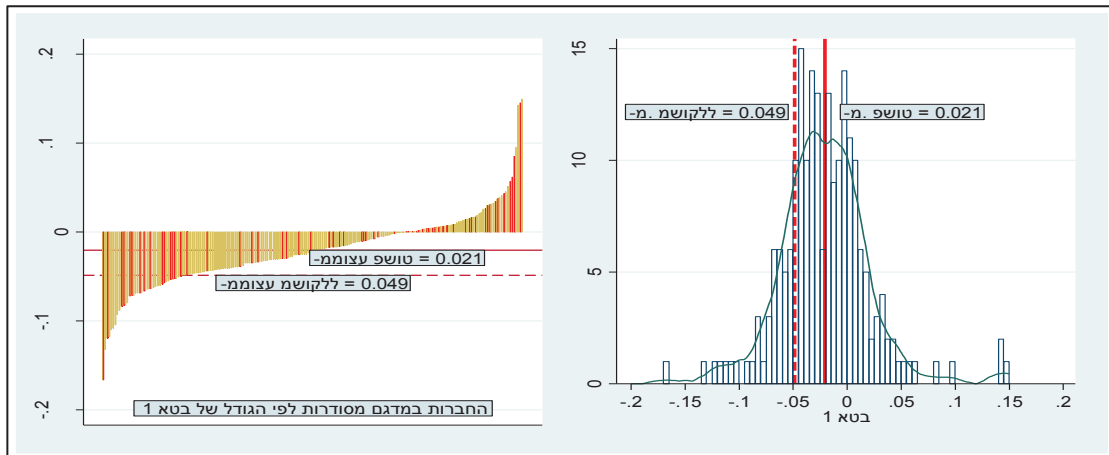
המסקנה העולה מתוצאות משוואת השלב הראשון לעניין משוואת השלב השני – בהנחה שההשפעות של שינויים צפויים ובלתי צפויים על שווי השוק זהות – היא כי שינויי הריבית בתקופת המדגם גרמו לשינויים צפויים ניכרים בשווי השוק של החברות. בנספח א' מוצגת ההשפעה הנאמדת של השינויים בריבית המוניטרית לאורך תקופת המדגם על שווי השוק של חברות המצויות באחוזונים שונים של התפלגות המקדם $\beta_{1,i}$. בשיא ההשפעה, כאשר הריבית פחתה ברציפות ב-3.75 נקודות אחוז ביחס לרמתה הקודמת, הובילה הפחתת הריבית לעלייה של כ-8 אחוזים בשווי השוק של החברה בעלת המקדם החציוני, לעלייה של מעל 15 אחוזים בקרב החברות הרגישות יותר (האחוזונים ה-25 ומטה), וכנגד זאת – לירידה של מעל 10 אחוזים בחברות הפחות רגישות (האחוזון ה-90 ומעלה). מכאן שהשינויים בשווי השוק כתוצאה משינויי הריבית לא היו מבוטלים, ולכן אין זה בלתי סביר כי שינויים אלה השפיעו על היצע האשראי של החברות דרך ערוץ המאזן.

¹⁹ התוצאות האיכותיות אינן רגישות לבחירה האמורה, ואף לא להוספה של משתנים נוספים למשוואה – למשל מדדי מניות מובילים בעולם. (ראו סעיף 5.3 להלן).

²⁰ החציון והממוצע (הפשוט) של $\beta_{1,i}$ עומדים על -0.02, והמשמעות היא שהעלאת ריבית לא צפויה של 25 נקודות בסיס גורמת עלייה ממוצעת של כ-0.5 אחוז בשווי השוק של החברות במדגם.

²¹ השפעת הפתעות הריבית על שווי השוק הכולל של החברות נמצאת מובהקת לפי שני מבחנים שונים. ראשית, שיעור המקדמים המובהקים (ברמה של 10 אחוזים) ברגרסיות של החברות הבודדות עומד על כ-20 אחוזים – גבוה מהשיעור המתיישב עם השערת האפס, שלפיה כל המקדמים שווים לאפס (10 אחוזים). שנית, מבחן Kolmogorov-Smirnov, המשווה את ההתפלגות באיור 2 עם ההתפלגות של $\beta_{1,i}$ בימים שבהם לא צפויה השפעה של הפתעות הריבית (6-10 ימים טרם הכרזת הריבית, ו-4-8 ימים לאחר הכרזתה), דוחה את השערת האפס, שלפיה תוחלת ההתפלגות באיור 2 היא אפס.

איור 2 - השפעת הפתעות הריבית על שווי השוק



הערה: המקדם β_1 מחושב בשיטת OLS מתוך רגרסיה של המשוואה $MC_{i,t(d)} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \Delta I_{t(d)-1}^{unexpected} + u_{i,t(d)}$, הנאמדת בנפרד לכל חברה. (סטיות התקן מחושבות על סמך מודל $\Delta I_{t(d)-1}^{unexpected}$ כוללת 39 הפתעות ריבית מן המניין. (שתי החלטות ריבית נוספות שלא מן המניין התקבלו כפועל יוצא מהמצב בשווקים בתקופת השיא של המשבר הכלכלי העולמי, ועל כן אני רואה אותן כחשודות באנדוגניות). המקדם β_1 של החברות המוגבלות פיננסית צבוע באיור השמאלי בצבע אדום. (המקדמים של יתר החברות צבועים בכתום.)

4.2. השפעת שווי השוק על האשראי

אנו פונים להצגת תוצאות משוואה (2B), האומדת, עבור פאנל החברות, את השפעת השינויים בשווי השוק הנאמד על האשראי החדש נטו. אני מציג את התוצאות לגבי שני משתנים תלויים – סך האשראי (סעיף 4.2.1 להלן) והאשראי לטווח ארוך (סעיף 4.2.2) – וכן לגבי ענפי תעשייה שונים (סעיף 4.2.3). נזכיר כי לפי תיאוריית ערוץ המאזן נצפה להשפעה חיובית של שווי השוק הנאמד על חברות מוגבלות פיננסית ($\gamma_1 + \gamma_2 > 0$, $\gamma_2 > 0$). השינוי הנאמד בשווי השוק מנורמל אף הוא לסך הנכסים, בדומה למשתנים האחרים.²²

4.2.1. על סך האשראי

לוח 2 מציג את ההשפעה של שווי השוק הנאמד על סך האשראי. הממצאים בלוח מלמדים כי לשינוי הנאמד בשווי השוק השפעה חיובית ומובהקת על השינוי באשראי בקרב החברות המוגבלות. עמודות 1 ו-2 מציגות את ההשפעה של השינוי בשווי השוק על סך האשראי ($\Delta MC_{i,t(q)}$), בשונה מהשינוי הנאמד בשווי השוק – $(\Delta \widehat{MC}_{i,t(q)}^{UEI})$ – בעמודה 1 ללא משתני בקרה ובעמודה 2 עם. התוצאות מראות העדר השפעה של שווי השוק, גם בחברות המוגבלות, אך כאמור משתנה זה חשוד באנדוגניות, ולכן המקדמים המתקבלים מוטים. ייתכן שהעדר ההשפעה נובע ממתאמים מנוגדים עם הגורמים הבלתי נצפים: המתאם של שווי השוק עם הציפיות לביקושים עתידיים

²² השינוי הנאמד בשווי השוק, כפי שהוגדר בסעיף 2.2, מבטא את שיעור השינוי בשווי השוק שנבע מהפתעות הריבית $(\Delta \widehat{MC}_{i,t(q)}^{UEI}) = \frac{\Delta MC_{i,t(q)}^{UEI}}{MC_{i,t(q)-1}}$, וכדי לנרמל אותו בדומה ליתר המשתנים יש להכפילו בשווי השוק בתחילת התקופה ולחלקו

$$\left(\frac{\Delta \widehat{MC}_{i,t(q)}^{UEI}}{MC_{i,t(q)-1}} \times \frac{MC_{i,t(q)-1}}{Assets_{t(q)-1}} = \frac{\Delta \widehat{MC}_{i,t(q)}^{UEI}}{Assets_{t(q)-1}} \right)$$

פועל לקבלת מקדם חיובי, בעוד שהמתאם של שווי השוק עם הביקוש להון מניות, שהוא תחליפי לאשראי, פועל לקבלת מתאם שלילי.

עמודות 3–8 מציגות את ההשפעה של השינוי הנאמד בשווי השוק. האמידה בעמודה 3 נעשית ללא משתני הבקרה וניתן לראות ש- γ_2 חיובי, אך אינו מובהק. הוספת משתני הבקרה התופסים את הביקוש להשקעה ולמימון הפעילות השוטפת (עמודה 4) או משתני הבקרה התופסים את מקורות המימון החלופיים (עמודה 5) מגדילים את המקדם של שווי השוק הנאמד (כ-0.5) והופכים אותו למובהק (ברמה של 10 אחוזים). בעמודה 6 משולבים כל משתני הבקרה, ולניסוח זה אני מתייחס בהמשך כאל ניסוח הבסיסי. כאן γ_2 מובהק ברמה של 5 אחוזים ועומד על כ-0.6, והמשמעות היא שכאשר שאר הדברים קבועים, עלייה של שקל אחד בשווי השוק הנאמד גורמת עלייה נטו של 60 אגורות בסך האשראי.²³ כיוון שהיחס בין שווי השוק לסך האשראי הממוצעים של הפירמות המוגבלות עומד על 0.8 בערך, ניתן להתבטא במונחים של גמישות ולומר שעלייה של 1 אחוז בשווי השוק הנאמד גורמת עלייה של כ-0.5 אחוז בסך האשראי.²⁴

עמודות 7 ו-8 מתייחסות להגדרות שונות של מוגבלות פיננסית. בעמודה 6 חברה מוגבלת פיננסית הוגדרה כמקיימת שלושה מתוך ארבעת הקריטריונים למוגבלות פיננסית. החברות המוגבלות לפי הגדרה זו הן כ-31 אחוזים מהמדגם, והתצפיות, במונחים של חודש-חברה, שבהן חברות הוגדרו כמוגבלות הן כ-22 אחוזים מתצפיות המדגם. בעמודה 7 חברה מוגבלת פיננסית מוגדרת כמקיימת את קריטריון המינוף הגבוה, אי-תשלום הדיבידנד וכן אחד משני הקריטריונים האחרים (גודל, קבוצה עסקית), והתצפיות שבהן חברות הוגדרו כמוגבלות הן כ-12.5 אחוזים מהמדגם. כאן γ_2 גדול פי שניים, עומד על 1.2 ומובהק ברמה של אחוז אחד. (על פי אומדן זה גמישות האשראי לשווי השוק היא 0.9). תוצאה דומה מתקבלת בעמודה 8, שבה חברה מוגבלת מוגדרת כמקיימת את כל ארבעת הקריטריונים. (כאן התצפיות שבהן חברות הוגדרו כמוגבלות הן 5.5 אחוזים מהמדגם.) במילים אחרות: השפעת שווי השוק הנאמד על האשראי מתחזקת עם החמרת הקריטריון למוגבלות פיננסית, והיא קשורה בעיקר למינוף גבוה של החברה ולא-תשלום דיבידנדים. משתני הבקרה מקבלים כולם את הסימנים הצפויים. המקדמים של השינוי במכירות וההשקעה חיוביים ומובהקים ברמה של אחוז אחד, ואילו המקדמים על המקורות התחליפיים שליליים אף על פי שתזרים המזומנים הוא היחיד שנמצא מובהק בהשפעתו, וזאת ברמה של אחוז. משמעות המקדם השלילי של תזרים המזומנים היא שכאשר שאר הדברים קבועים, תזרים מזומנים גבוה מקטין את הצורך במימון חיצוני, בפרט בחוב. ההסבר לאי-המובהקות של מלאי המזומנים ושל הון המניות עשוי להיות ששינוי חיובי בהם, אף כי הוא מפחית את הצורך בחוב חיצוני, מאפשר לחברה ללוות יותר.

²³ החישוב הוא כדלקמן: משוואה (2) ניתנת להצגה כך - $\frac{\Delta C_t}{Assets_{t-1}} = constant + \gamma_2 \frac{\Delta MC_t}{Assets_{t-1}}$ ולכן כאשר נכפיל בסך הנכסים נקבל $\Delta C_t = [constant \times Assets_{t-1}] + \gamma_2 \Delta MC_t$, וכיוון ש- $\gamma_2 \cong 0.6$, שינוי של 100 אגורות בשווי העצמי מתורגם לשינוי של כ-60 אגורות באשראי.

²⁴ שווי השוק וסך האשראי הממוצעים של החברות המוגבלות עומדים על 380 ו-490 מיליון ש"ח, בהתאמה. גמישות האשראי לשווי השוק הנאמד מתקבלת מהכפלת המקדם γ_2 ביחס שבין שווי השוק לסך האשראי ($0.6 \times 0.77 \cong 0.5$).

לוח 2 - השפעת שווי השוק על סך האשראי
המשתנה התלוי: השינוי בסך האשראי

	(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	המשתנה המסביר
שווי השוק הנאמד	-0.047 (0.066)	-0.066 (0.066)	-0.052 (0.071)	-0.005 (0.073)	-0.013 (0.070)	0.035 (0.069)	-0.007 (0.011)	-0.009 (0.012)	שווי השוק הנאמד
שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת	***1.156 (0.130)	***1.214 (0.155)	**0.599 (0.269)	*0.523 (0.286)	*0.501 (0.298)	0.369 (0.300)	-0.001 (0.031)	0.003 (0.030)	שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת
שווי השוק	***0.081 (0.026)	***0.080 (0.026)	**0.081 (0.026)		**0.054 (0.024)		**0.095 (0.027)		שווי השוק
השינוי במכירות	***0.535 (0.097)	***0.533 (0.097)	***0.543 (0.097)		***0.549 (0.091)		**0.522 (0.101)		השינוי במכירות
ההשקעה	-0.035 (0.023)	-0.036 (0.023)	*-0.040 (0.023)	-0.028 (0.023)			-0.035 (0.024)		ההשקעה
מלאי המזומנים (בפגור)	-0.188 (0.473)	-0.199 (0.462)	-0.193 (0.473)	-0.035 (0.489)			-0.248 (0.497)		מלאי המזומנים (בפגור)
השינוי בהון מניות	***-0.202 (0.054)	***-0.202 (0.054)	***-0.204 (0.055)	**0.128 (0.057)			***-0.191 (0.057)		השינוי בהון מניות
תורם המזומנים	**0.010 (0.004)	**0.010 (0.004)	**0.010 (0.004)	*0.008 (0.004)	***0.013 (0.004)	**0.012 (0.004)	**0.010 (0.004)	***0.011 (0.004)	תורם המזומנים
הקבוע									הקבוע
הגדרת מגבלה פיננסית*	4/4	מינוף גבוה ואי תשלום דיבידנד	3/4	3/4	3/4	3/4	3/4	3/4	הגדרת מגבלה פיננסית*
דמי לרבעון	+	+	+	+	+	+	+	+	דמי לרבעון
דמי לחברה	+	+	+	+	+	+	+	+	דמי לחברה
מספר התצפיות	1,923	1,923	1,923	2,009	2,241	2,350	1,874	2,282	מספר התצפיות
R-squared	0.073	0.076	0.069	0.030	0.060	0.026	0.067	0.024	R-squared
מספר החברות	209	209	209	209	209	209	209	209	מספר החברות

סטיות תקן עמידות (robust standard errors) בסוגריים (***) $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.
* אי משתמש בארבעה קריטריונים ליהוי מגבלות פיננסיות: גודל החברה, קיום קשר לקבוצה עסקית, רמת המינוף ומדיניות הדיבידנד. בניסוח הבסיס (עמודות 1-6) חברה מוגבלת מוגדרת כחברה המקיימת 3 מתוך 4 הקריטריונים (המינוח "3/4" בלוח). בעמודה 7 חברה מוגבלת מוגדרת כמקיימת את קריטריון המינוף, קריטריון מדיניות הדיבידנד, וכן 1 מתוך 2 הקריטריונים הנותרים (המינוח "מינוף גבוה ואי תשלום דיבידנד"), ובעמודה 8 הדרישה היא לקיום כל ארבעת הקריטריונים (המינוח "4/4").

העובדה שלא נמצאה השפעה של השינוי הנאמד בשווי השוק על חברות שאינן מוגבלות תומכת בפרשנות הממצאים כעדות לערוץ מאזן החברות, שכן אילו היה השינוי הנאמד בשווי השוק אך ורק proxy להשפעות ביקוש והיצע דיפרנציאליות של ערוץ הריבית הסטנדרטי, היינו מצפים לקבל מתאם בינו ובין האשראי בכלל החברות.

4.2.2. על האשראי לטווח ארוך

לוח 3 מציג את ההשפעה של שווי השוק הנאמד על האשראי לטווח ארוך, ופרט להחלפת המשתנה התלוי הוא דומה בכול ללוח 2. הממצאים בלוח מלמדים כי השפעת השינוי הנאמד בשווי השוק על סך האשראי נובעת מהשפעתו על האשראי לטווח ארוך. המקדם בעמודה 6 מובהק ברמה של 10 אחוזים ועומד על 0.8. המשמעות היא שעלייה של שקל אחד בשווי השוק הנאמד גורמת לעלייה נטו של 80 אגורות בסך האשראי, וזאת לעומת עלייה של כ-60 אגורות שנמצאה בלוח 2 (עמודה 6) לגבי סך האשראי. האשראי לטווח ארוך הוא בממוצע כ-60 אחוזים מסך האשראי של החברות, ומכאן שהשפעת שווי השוק הנאמד על האשראי לטווח ארוך מסבירה כמעט את כל השפעתו על סך האשראי. בעמודות 7 ו-8, המציגות הגדרות חלופיות למגבלות פיננסיות, מתקבלת השפעה כפולה של שווי השוק הנאמד – כ-1.6 – ובשתיהן המקדם מובהק ברמה של אחוז.

השפעת שווי השוק הנאמד על האשראי לטווח ארוך אינה מפתיעה, והיא עולה בקנה אחד עם התיאוריה של ערוץ המאזן, המדגישה את השפעת השווי העצמי של חברה על יכולתה ללוות לצורכי השקעה. אף שהמודלים התיאורטיים של ערוץ המאזן אינם מבחינים בין אשראי לטווח קצר לבין אשראי לטווח ארוך, ההיגיון הכלכלי העומד בבסיסם אומר שהשפעתו של השווי העצמי על שיקוליו של מתווך פיננסי חזקה יותר כשמדובר באשראי לטווח ארוך, הטווח שבו ההסתברות לפשיטת רגל גבוהה יותר.

4.2.3. בענפי התעשייה

לוח 4 מציג תוצאות בנפרד לגבי חברות המסווגות בענפי התעשייה, המסחר והשירותים והנדל"ן והבינוי (על פי סיווג הבורסה). התוצאות מלמדות כי השפעת שווי השוק הנאמד על האשראי פועלת בעוצמה על חברות בענפי התעשייה, וחלשה יותר בענפים האחרים. עמודות 1 ו-2 מקבילות לעמודה 6 בלוחות 2 ו-3, בהתאמה, ונאמדות לגבי ענפי התעשייה, כאשר γ_2 עומד על 0.7 ו-1.0 (לעומת 0.6 ו-0.8) והוא מובהק ברמה של אחוז. שינוי הגדרת המוגבלות הפיננסית בעמודה 3 מגדיל את המקדם לכדי 1.8. נשים לב כי בעמודות 1 ו-2 גם המקדם של שווי השוק הנאמד לכלל החברות חיובי ומובהק, ממצא העשוי לבטא מוגבלות פיננסית חמורה יותר בחברות תעשייתיות. עמודות 4–6 נאמדות לגבי ענפי המסחר והשירותים, ותוצאותיהן אינן יציבות. ניכרת בהן השפעה של שווי השוק הנאמד על האשראי הארוך לחברות המוגבלות (עמודה 5), אך ככל הנראה השפעה זו מרוכזת דווקא בחברות הקטנות, שאינן חברות בקבוצה עסקית, ופחותה בחברות ממונפות שאינן משלמות דיבידנד (עמודה 6).

לוח 3 - השפעת שווי השוק על האשראי לטווח ארוך
 המשתנה התלוי: השינוי באשראי לטווח ארוך

(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	המשתנה המסביר
-0.062 (0.054)	-0.076 (0.057)	-0.060 (0.058)	-0.048 (0.059)	-0.033 (0.049)	-0.016 (0.050)			שווי השוק הנאמד
**1.639 (0.298)	**1.590 (0.303)	*0.800 (0.441)	*0.782 (0.435)	0.703 (0.464)	0.637 (0.448)			שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת
0.011 (0.023)	0.009 (0.022)	0.010 (0.023)		0.009 (0.020)		-0.011 (0.010)	-0.002 (0.010)	שווי השוק
*0.142 (0.074)	*0.140 (0.074)	**0.154 (0.075)		**0.230 (0.079)		-0.015 (0.019)	-0.019 (0.020)	שווי השוק * חברה מוגבלת
0.014 (0.023)	0.013 (0.023)	0.008 (0.024)				0.012 (0.024)		השינוי במכירות
0.465 (0.290)	0.444 (0.281)	0.454 (0.283)				*0.145 (0.076)		ההשקעה
-0.037 (0.041)	-0.037 (0.041)	-0.041 (0.042)				0.015 (0.024)		מלאי המזומנים (בפיגור)
*0.006 (0.004)	*0.006 (0.004)	*0.007 (0.004)				0.481 (0.298)		השינוי בהון המניית
						-0.026 (0.044)		תזרים המזומנים
						**0.007 (0.004)	*0.006 (0.003)	הקבוע
4/4	מינוף גבוה יאוי התשלום דיבינד	3/4	3/4	3/4				הגדרת מגבלה פיננסית*
+	+	+	+	+	+	+	+	דמי לרבעון
1,931	1,931	1,931	2,019	2,245	2,360	1,880	2,289	דמי לחברה
0.047	0.049	0.035	0.031	0.037	0.027	0.028	0.020	מספר התצפיות R-squared
209	209	209	209	209	209	209	209	מספר החברות

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01 (robust standard errors) בסוגריים.
 * ראו הערה ללוח 2.

לוח 4 - השפעת שווי השוק על סך האשראי והאשראי לטווח ארוך, לפי ענפי תעשייה

(9)	(8) האשראי הארוך בנדל"ן ובינוי	(7) האשראי	(6) האשראי הארוך	(5) האשראי הארוך במסחר והשירותים	(4) האשראי	(3) האשראי הארוך	(2) האשראי בתעשייה	(1) האשראי	המשתנה התלוי / ענף תעשייתי
***-0.611 (0.229)	** -0.572 (0.282)	*-0.496 (0.269)	-0.015 (0.081)	-0.107 (0.100)	-0.113 (0.112)	0.010 (0.058)	**0.188 (0.084)	**0.204 (0.086)	שווי שוק נאמד
1.125 (0.523)	**1.360 (0.645)	0.981 (0.670)	0.874 (1.402)	*1.399 (0.501)	0.109 (0.219)	***1.776 (0.153)	***1.024 (0.140)	***0.713 (0.131)	שווי שוק נאמד * חברה מובילת
-0.016 (0.049)	0.024 (0.054)	0.025 (0.055)	-0.002 (0.038)	*0.078 (0.046)	*0.078 (0.046)	*0.052 (0.030)	***0.125 (0.039)	***0.128 (0.039)	שינוי במכירות
0.187 (0.176)	**0.639 (0.317)	**0.639 (0.318)	-0.008 (0.162)	**0.335 (0.160)	**0.340 (0.160)	**0.225 (0.088)	***0.651 (0.130)	***0.659 (0.130)	השקעה
0.011 (0.060)	** -0.073 (0.036)	** -0.073 (0.036)	-0.001 (0.034)	-0.027 (0.042)	-0.030 (0.047)	-0.013 (0.025)	-0.045 (0.039)	-0.043 (0.039)	מלאי מוזמנים (בפיגור)
1.532 (1.170)	0.579 (1.144)	0.486 (1.147)	0.836 (0.936)	-1.330 (1.012)	1.308- (1.018)	0.252 (0.272)	-0.031 (0.521)	-0.000 (0.533)	שינוי בהון מניות
-0.007 (0.098)	-0.125 (0.115)	-0.122 (0.115)	-0.013 (0.064)	***-0.298 (0.105)	***-0.303 (0.105)	** -0.131 (0.055)	***-0.223 (0.083)	***-0.227 (0.083)	תזרים מוזמנים
0.017 (0.007)	*0.032 (0.009)	***0.032 (0.009)	0.001 (0.006)	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.008)	0.005 (0.006)	0.004 (0.007)	0.003 (0.007)	קבוע
מינוף גבוה ואי תשלום דיבידנד	3/4	מינוף גבוה ואי תשלום דיבידנד	3/4	מינוף גבוה ואי תשלום דיבידנד	3/4	מינוף גבוה ואי תשלום דיבידנד	3/4	הגדרת מגבלה פיננסית*	
+	+	+	+	+	+	+	+	+	דמי לרבעון
+	+	+	+	+	+	+	+	+	דמי לחברה
664	660	660	528	530	530	718	713	713	תצפיות
0.067	0.094	0.092	0.020	0.087	0.085	0.123	0.139	0.132	R-squared
70	70	70	58	58	58	78	78	78	מספר החברות

* ראו הערה ללוח 2.
 ** p<0.05, * p<0.10.
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10 (robust standard errors) בסוגריים.

התוצאות באשר לענף הנדל"ן והבינוי (עמודות 7-9) מפתיעות במקצת, שכן כנגד ההשפעה החיובית של שווי השוק הנאמד על האשראי הארוך בחברות המוגבלות נרשמה גם השפעה שלילית שלו על כלל החברות, ובסיכום ניתן לקבוע כי אמנם יש הבדל מובהק בין השפעת שווי השוק הנאמד על כלל החברות להשפעתו על החברות המוגבלות, אך השפעתו הכוללת על החברות המוגבלות (בדיקת סכום המקדמים) אינה שונה מאפס באופן מובהק. הסיבות לממצא זה אינן ברורות. הסבר אפשרי הוא שהעלייה בשווי השוק של חברות נדל"ן ובינוי, שנבעה מהורדת הריבית החדה עם פרוץ המשבר הכלכלי העולמי ברבעון הרביעי של 2008, באה על רקע עלייה ניכרת בתפיסת הסיכון של חברות נדל"ן בעיני המתווכים הפיננסיים – בהשפעת המשבר העולמי.

4.3. השפעת ערוץ המאזן

ממצאי שני השלבים (סעיפים 4.1 ו-4.2 לעיל) מאפשרים להעריך את ההשפעה הישירה של הריבית המוניטרית על האשראי דרך ערוץ המאזן. לפי תוצאות משוואה (1B) הפתעת ריבית שלילית של 25 נקודות בסיס גורמת לעלייה נאמדת של כ-1.25 אחוזים בשווי השוק המשוקלל של החברות במדגם ($\frac{\Delta \widehat{MC}_{i,t(q)}^{UEI}}{MC_{i,t(q)-1}} = +1.25\%$). לפי משוואה (2B) עלייה של שקל בשווי השוק הנאמד גורמת לעלייה נאמדת של כ-60 אגורות בסך האשראי (עמודה 6 בלוח 2) בחברות מוגבלות פיננסית ($\Delta \widehat{C}_{i,t(q)}^{UEI} = \gamma_2 \times$) שווי השוק וסך האשראי הממוצעים של החברות המוגבלות עומדים על 490 ו-380 מיליון ש"ח, בהתאמה, ולפיכך היחס ביניהם גדול מעט מאחת ($\frac{\widehat{MC}_{i,t(q)}}{C_{i,t(q)}} = 1.3$). אומדנים ונתונים אלה מאפשרים להעריך את השפעת הריבית המוניטרית על האשראי דרך ערוץ המאזן:

$$\frac{\Delta \widehat{MC}_{i,t(q)}^{UEI}}{MC_{i,t(q)-1}} \times \gamma_2 \times \frac{\widehat{MC}_{i,t(q)}}{C_{i,t(q)}} = \frac{\Delta \widehat{C}_{i,t(q)}^{UEI}}{MC_{i,t(q)-1}} \times \frac{\widehat{MC}_{i,t(q)}}{C_{i,t(q)}} = \frac{\Delta \widehat{C}_{i,t(q)}^{UEI}}{C_{i,t(q)}} = 1.25 \times 0.6 \times 1.3 \cong 0.6$$

החישוב מעלה כי הפחתת ריבית של 25 נקודות בסיס גורמת לעלייה של כ-0.6 נקודת אחוז בסך האשראי בחברות מוגבלות פיננסית, וזאת מעבר להשפעת הריבית על כלל החברות. האומדן באשר לאשראי הארוך עומד על 0.8 נקודת אחוז (עמודה 6 בלוח 3), ובענפי התעשייה הוא נאמד בכ-1.0 נקודת אחוז (עמודה 2 בלוח 4). החמרת המוגבלות הפיננסית מגדילה את הגמישות פי שניים בערך – כ-1.2 ו-1.6 נקודות אחוז לגבי סך האשראי והאשראי הארוך, בהתאמה (עמודה 8 בלוחות 2 ו-3). לריבית המוניטרית עשויות להיות השפעות לא לינאריות, ועל כן חיוץ של השפעת הריבית אינו מדויק. אף על פי כן, לצורך המחשת החשיבות של השפעת ערוץ המאזן אני מניח כי השפעות מסוג זה אינן משמעותיות. בהנחה זו ניתן לקבוע בזהירות כי הפחתת הריבית החדה בישראל במהלך המיתון בשנים 2008-2009 (3.75 נקודות אחוז) הביאה לעלייה של בין 9 ל-18 נקודות אחוז בסך האשראי לחברות מוגבלות דרך ערוץ המאזן – מעבר להשפעתה על כלל החברות דרך ערוצי התמסורת האחרים. האומדנים להשפעת המדיניות המוניטרית דרך ערוץ המאזן אינם זניחים כל עיקר, ויש להניח כי הם החסם התחתון להשפעת ערוץ המאזן, משום שהמדגם כולל רק חברות ציבוריות, אשר מוגבלותן הפיננסית מלכתחילה נמוכה יותר.

5. בדיקות עמידות

5.1. השפעת הפתעות הריבית שלא דרך שווי השוק

כדי לתמוך בפרשנות האומרת שההשפעה המזוהה מבטאת את ערוץ המאזן ולא ערוצי אשראי אחרים, אני בודק, בלוח 5, אם השפעתן של הפתעות הריבית כשלעצמן על חברות מוגבלות שונה מהשפעתן על כלל החברות, וכן אם הוספת הפתעות הריבית כמשתנה מסביר במשוואה (2B) משנה את התוצאות באשר לשווי השוק הנאמד. ערוצי אשראי אחרים, כדוגמת ערוץ הלוואות הבנקים, עשויים להתבטא בתגובה שונה של חברות מוגבלות פיננסית להפתעות ריבית, תגובה הנובעת מהשפעת יתר של שינויים בריבית על היצע האשראי של חברות כאלה – שאינה פועלת דרך מאזן החברות. בעמודות 1 ו-3 בלוח 5 מוחלף שווי השוק הנאמד בהפתעות הריבית ובהפתעות הריבית באינטראקציה עם מוגבלות פיננסית, ומתקבל שלהפתעות הריבית אין השפעה שונה על סך האשראי ועל האשראי הארוך בחברות המוגבלות. מכאן שההשפעה העודפת של הריבית על החברות המוגבלות עוברת דרך השפעתה על שווי השוק, ממצא התומך בפרשנות שערורף התמסורת המזוהה הוא ערוץ המאזן. עמודות 2 ו-4 מוסיפות את הפתעות הריבית לניסוח הבסיס של משוואה (2B) (עמודה 6 בלוחות 2 ו-3) ומראות שהוספתן אינה משנה את גודל המקדמים של שווי השוק הנאמד ואת מובהקותם.

לוח 5 - השפעת הפתעות הריבית על סך האשראי והאשראי לטווח ארוך

(4)	(3)	(2)	(1)	המשתנה התלוי
האשראי הארוך	האשראי	האשראי	האשראי	
-0.057 (0.057)		-0.030 (0.071)		שווי השוק הנאמד*
*0.793 (0.444)		**0.539 (0.268)		שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת*
***0.038 (0.012)	***0.038 (0.012)	0.020 (0.015)	0.019 (0.015)	הפתעת ריבית*
-0.001 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.011 (0.007)	הפתעת ריבית * חברה מוגבלת*
+	+	+	+	משתני בקרה
	3/4		3/4	הגדרת מגבלה פיננסית
+	+	+	+	דמי לרבעון
+	+	+	+	דמי לחברה
1,931	1,931	1,923	1,923	מספר התצפיות
0.035	0.026	0.070	0.067	R-squared
209	209	209	209	מספר החברות

סטיות תקן עמידות (robust standard errors) בסוגריים (***) $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.
* המתאם בין השינוי הנאמד בשווי השוק והפתעות הריבית בכלל החברות הוא -0.38, ובחברות המוגבלות -0.26.

5.2. השפעת שינויים בשיטת האמידה

משוואה (2B) נאמדה בסעיפים הקודמים בהנחה שמשתני הבקרה הם אקסוגניים, שההפרעות אינן מתואמות סדרתית או בו-זמנית וכן בהנחה שהתפתחות האשראי בכל תקופה אינה תלויה בהתפתחותו בתקופה שלפניה, ולפיכך אין לכלול פיגורים של האשראי במשוואה. בסעיף זה אני משחרר חלק מההנחות האמורות ומשתמש בשיטות אמידה מתאימות. התוצאות מוצגות בלוח 6.

שחרור ההנחות דלעיל אינו משנה את התוצאות – הן מבחינת גודל המקדם γ_2 והן מבחינת מובהקותו הסטטיסטית.

עמודות 1-2 בלוח 6 זהות לעמודה 6 בלוחות 2 ו-3, ומוצגות לשם נוחות ההשוואה. עמודות 3 ו-4, הנאמדות לגבי סך האשראי ולגבי האשראי הארוך, בהתאמה, מתייחסות לאפשרות שחלק ממשתני הבקרה הם אנדוגניים. באמידה אני מניח שההשקעה, השינוי במכירות, תזרים המזומנים והשינוי בהון המניות כולם אנדוגניים, ומשתמש בשני פיגורים של כל אחד מהם כמשתני עזר. במשוואת האשראי (עמודה 3) האמידה מגדילה משמעותית את כושר ההסבר של תזרים המזומנים, אולם אינה משנה את המקדם של שווי השוק הנאמד, ובמשוואת האשראי הארוך (עמודה 4) המקדם על שווי השוק הנאמד קטן במעט (0.5 לעומת 0.8), אך רמת המובהקות נותרת כשהייתה. עמודות 5-10 מכניסות למשוואה (2B) רכיבים דינמיים, ומתוכן עמודות 5-6 מניחות מתאם סדרתי בין הפרעות של כל חברה במבנה אוטו-רגרסיבי מסוג $AR(1)$, בשיטתם של Baltaji and Wu (1999). בשתי המשוואות האמידה כמעט אינה משנה את המקדם γ_2 , אך היא מחזקת את המובהקות הסטטיסטית באשר לאשראי הארוך (רמה של אחוז, לעומת 10 אחוזים בעמודה 2). עמודות 7-8 מניחות מתאם בו-זמני בין הפרעות, לצד מתאם סדרתי מסוג $MA(1)$, וזאת בשיטה שמציעים Driscoll and Kraay (1998). המקדמים המתקבלים זהים לאלו שבעמודות 1-2, שכן הם נאמדים באותה צורה, אך סטיות התקן על שווי השוק הנאמד קטנות יותר משמעותית, כך שהמקדם γ_2 מובהק ברמה של אחוז אחד לגבי סך האשראי והאשראי הארוך. עמודות 9-10 מניחות מודל פאנל דינמי עם אפקט ייחודי לחברה (firm fixed effects), שבו השינוי באשראי מושפע מהשינוי באשראי בפיגור. הפיגורים של המשתנה התלוי במודלים מסוג זה מתואמים עם הטעות, ואני אומד אותם על פי גישתם של Blundell and Bond (1998). המקדם γ_2 המתקבל בשתי העמודות דומה מאוד בגודלו לזה המתקבל בעמודות 1-2, וכך גם מובהקותו הסטטיסטית. בשתי העמודות ניתן לראות כי הפיגור של השינוי באשראי הוא בעל מקדם שלילי ומובהק, אשר משמעותו היא שגידול האשראי של חברה ברבעון מסוים פועל למיתון גידולו ברבעון שלאחריו. בסיכום, הממצאים בלוח 6 מראים שהתוצאות אינן רגישות לשיטות אמידה שונות.

5.3. בדיקות עמידות אחרות

לוח ב'-1 בנספח ב' מציג את רגישות התוצאות לשינויים בדרך החישוב של השינוי הנאמד בשווי השוק. עמודה 1 זהה לעמודה 6 בלוח 2, ומציגה את השפעת שווי השוק הנאמד על סך האשראי. עמודות 1-2 מציגות שינויים באופן האמידה של $\beta_{1,i}$. בעמודה 2 משוואה (1B) נאמדת תוך שימוש בכל הפתעות הריבית, בניגוד לשימוש בהפתעות מהאחוזון ה-60 ומעלה בערך המוחלט. שינוי זה מחליש מעט את המובהקות הסטטיסטית של γ_2 באופן המתיישב עם ההשערה שהפתעות הריבית מכילות טעויות מדידה. בעמודה 3 אני מוסיף למשוואה (1B) את שיעור השינוי היומי של מדד S&P 500, בהנחה שמדד זה, אשר הוא אקסוגני ביחס למניות החברות בישראל, תופס זעזועים מקרו-כלכליים גלובליים העלולים להיות מתואמים עם הפתעות הריבית.

לוח 6 - השפעת שווי השוק על סך האשראי ועל האשראי לטווח ארוך, שיטות אמידה שונות

(10)	(9)		(8)		(7)		(6)		(5)		(4)		(3)		(2)		(1)	
	פאנל דינמי: הוספת פיגור של המשתנה התלוי	סך האשראי	מתאם בן-זמני וסדרתי MA(1) בהפרעות	האשראי הארוך	סך האשראי	מתאם סדרתי AR(1) בהפרעות	האשראי הארוך	סך האשראי	מתאם סך האשראי	האשראי הארוך	סך האשראי	האשראי הארוך	פאנל עם fixed effects	האשראי הארוך	סך האשראי	שיטת האמידה	המשתנה התלוי	
-0.038 (0.052)	0.085 (0.070)	-0.052 (0.084)	-0.056 (0.088)	-0.003 (0.098)	-0.050 (0.071)	-0.047 (0.064)	-0.060 (0.058)	-0.052 (0.071)										שווי השוק התלוי
0.821 (0.418)	**0.536 (0.257)	*0.599 (0.126)	***0.712 (0.206)	**0.463 (0.228)	*0.500 (0.269)	**0.740 (0.310)	*0.800 (0.441)	**0.599 (0.269)										שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת
0.202 (0.125)	**0.500 (0.149)	**0.543 (0.084)	*0.141 (0.072)	***0.488 (0.080)	0.164 (0.353)	0.230 (0.324)	**0.154 (0.075)	**0.543 (0.097)										החשקעה
*0.066 (0.039)	***0.131 (0.047)	**0.081 (0.027)	0.012 (0.021)	***0.105 (0.023)	-0.008 (0.048)	**0.132 (0.058)	0.010 (0.023)	***0.081 (0.026)										השינוי במכירות
0.181 (0.425)	-0.165 (0.692)	-0.193 (0.408)	0.125 (0.328)	-0.434 (0.360)	-2.224 (2.015)	0.238 (1.442)	0.454 (0.283)	-0.193 (0.473)										השינוי בהון המניות
-0.052 (0.093)	**0.212 (0.094)	***0.204 (0.054)	-0.071 (0.044)	***0.230 (0.049)	-0.405 (0.279)	***0.927 (0.342)	-0.041 (0.042)	***0.204 (0.055)										תזרים המזומנים
0.071 (0.033)	0.026 (0.028)	*0.040 (0.009)	-0.029 (0.023)	***0.073 (0.025)	-0.016 (0.027)	**0.075 (0.030)	0.008 (0.024)	*0.040 (0.023)										מלאי המזומנים (בפיגור)
***0.135 (0.047)	***0.136 (0.052)	***0.010 (0.001)	-0.005 (0.003)	*0.006 (0.003)	*0.006 (0.003)	0.006 (0.004)	*0.007 (0.004)	*0.010 (0.004)										האשראי (הארוך) בפיגור
***0.007 (0.003)	-0.002 (0.003)	***0.007 (0.001)	-0.005 (0.003)	*0.006 (0.003)	*0.006 (0.003)	0.006 (0.004)	*0.007 (0.004)	*0.010 (0.004)										הקבוע
Blundell-Bond (1998) System GMM 3/4		Driscoll-Kraay (1998) 3/4	Baltaji-Wu (1999) 3/4	2SLS IV estimator with Huber-White std. errors 3/4	Fixed Effects estimator with Huber-White std. errors 3/4													טכניקת האמידה
+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	הגדרת מגבלה פיננסית*
1,877	1,868	1,923	1,723	1,715	1,582	1,575	1,931	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	דמי לרבעון
207	207	209	204	204	201	201	204	204	204	201	201	209	209	209	209	209	209	מספר התצפיות
																		R-squared
																		מספר החברות

* סטיות התקן בסוגריים (***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.
* ראו הערה ללוח 2.

התוצאות אינן מושפעות מהוספה של מדד זה. עמודות 4–6 משנות את האופן שבו מחושבות הפתעות הריבית הרבעוניות ($\sum \Delta I_{t(q)}^{ue}$). במטרה לתת משקל פוחת להפתעות מאוחרות יותר ברבעון, הפתעת הריבית הרבעונית בעמודה 4 נסכמת בפיגור של חודש (למשל: הפתעת הריבית ברבעון הראשון של 2008 מחושבת כסכום הפתעות הריבית בחודשים דצמבר 2007 עד פברואר 2008), ובעמודה 5 היא מחושבת, על פי הצעתם של Gertler and Karadi (2015), כממוצע הפתעות הריבית הרבעוניות על פני כל אחד מימי הרבעון. γ_2 נותר זהה בעמודה 4, ובעמודה 5 שיטת החישוב החלופית מקטינה מעט את המקדם (כ-0.4 לעומת 0.6), והמובהקות הסטטיסטית נחלשת מעט. עמודה 6 מניחה שהפתעות הריבית היומיות הקטנות יותר הן רעש ושוות למעשה לאפס, כך שהפתעות הרבעוניות מחושבות בהתבסס על הפתעות הריבית היומיות מהאחוזון ה-60 ומעלה (בערך מוחלט). גם כאן לא ניכר שינוי בגודל ובמובהקות של γ_2 .²⁵

לוח ב'-2 בנספח ב' מציג את רגישות התוצאות להוספת פיגורים של שווי השוק הנאמד. עמודות 1–5 מציגות את התוצאות בשיטות אמידה שונות, והן מקבילות לעמודות 1, 3, 5, 7 ו-9 בלוח 6. בכל העמודות לא נמצאת השפעה לשינוי הנאמד בשווי השוק בפיגור – לא בכלל החברות ולא בחברות המוגבלות. במקביל, הוספת שווי השוק הנאמד בפיגור אינה משנה את התוצאות לגבי השפעת שווי השוק הנאמד בחברות המוגבלות.

6. סיכום

עבודה זו מציעה גישה חדשה לזיהוי ערוץ מאזן החברות, האומדת באופן ישיר את ההשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע האשראי באמצעות השפעתה על השווי העצמי (net worth). הגישה מורכבת משני שלבים: בשלב הראשון נאמדת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על שווי השוק של חברות, ובשלב השני נאמדת ההשפעה של שינויים אקסוגניים בשווי השוק, המבטאים שינויים בשווי העצמי, על האשראי. גישה זו מספקת עדויות מהימנות יותר באשר לערוץ המאזן, משום שהיא מאפשרת להבדיל בין ערוץ זה ובין ערוצי תמסורת מקבילים. מעבר לכך הגישה מאפשרת להעריך את ההשפעה הכמותית של המדיניות המוניטרית דרך ערוץ המאזן. הגישה יושמה תוך שימוש בנתונין של כ-200 חברות ציבוריות ישראליות לא פיננסיות שנסחרו בבורסה בתל אביב בשנים 2007–2010.

האנדוגניות של השפעת הריבית על שווי השוק מטופלת באמצעות שימוש בהפתעות ריבית ובנתונים בתדירות גבוהה – שיטה מקובלת בספרות. אני מוצא שהפחתת ריבית לא צפויה של 25 נקודות בסיס גורמת לעלייה ממוצעת של כ-1.25 אחוזים בשווי השוק, ממצא התואם מחקרים אחרים, שמצאו טווח שבין 1 ל-1.5 אחוזים. כן אני מוצא הטרוגניות רבה בתגובת שווי השוק של החברות להפתעות ריבית, אף זאת בדומה למחקרים אחרים. רק כ-75 אחוזים מהחברות מגיבות להפתעת ריבית חיובית באופן שלילי. המסקנה מממצאים אלה היא ששינוי הריבית בתקופת

²⁵ ערכתי בדיקת עמידות נוספת – השמטת הפתעות הריבית שהיו ברבעון הרביעי של 2008, רבעון שאופיין בהאטה ובאי-וודאות משמעותיות בכלכלה העולמית ובישראל, וכתוצאה מכך בהתנהגות חריגה של השוקים. נמצא שהמקדם של שווי השוק הנאמד לחברות מוגבלות אינו רגיש להשמטה זו לא איכותית ולא כמותית. עם זאת, המקדם של שווי השוק ליתר החברות מתחזק מעט בכיוון השלילי (ל-0.25-, לעומת -0.05 בעמודה 6 של לוח 2) והופך מובהק ברמה של 10 אחוזים. תוצאה זו תואמת את ההשערה שגידול (אקסוגני) של שווי השוק משפר את אפשרויות המימון של חברה באמצעות הנפקת מניות ומפחית את הצורך שלה באשראי חדש.

המדגם גרמו לשינויים בסדרי גודל ניכרים בשווי השוק של החברות. בשיא ההשפעה, כאשר הריבית פחתה ברציפות ב-3.75 נקודות אחוז ביחס לרמתה הקודמת, הובילה הפחתת הריבית לעלייה נאמדת של כ-8 אחוזים בשווי השוק של החברה בעלת רגישות התגובה החיצונית ולעלייה של מעל 15 אחוזים בחברות הרגישות יותר.

עם האנדוגניות של השפעת שווי השוק על האשראי התמודדתי באמצעות החלפת שווי השוק במשתנה האומד, בהתבסס על השלב הראשון, את השפעת הפתעות הריבית על שווי השוק – גישה הדומה מאוד לשימוש הקלאסי במשתנה עזר. משתנה זה תופס שינויים אקסוגניים בשווי השוק, ומתפרש כמבטא שינויים אקסוגניים בשווי העצמי. אני מוצא השפעה חזקה של השינוי הנאמד בשווי השוק על האשראי לחברות מוגבלות פיננסית: גידול של שקל אחד בשווי השוק הנאמד גורם לגידול ממוצע של כ-60-120 אגורות בסך האשראי, ובמונחי גמישות: עלייה של 1 אחוז בשווי השוק הנאמד גורמת לעלייה של כ-0.5-0.9 אחוז בסך האשראי. העובדה שלא נמצאה לשווי השוק הנאמד השפעה על חברות לא מוגבלות תומכת בפרשנות הממצאים כעדות לערוץ מאזן החברות. גם להפתעות הריבית כשלעצמן לא נמצאה השפעה בחברות המוגבלות. מכאן שההשפעה העודפת של הריבית על החברות המוגבלות עוברת דרך השפעתה על שווי השוק, וגם ממצא זה תומך בפרשנות שערוץ התמסורת המזוהה הוא ערוץ המאזן.

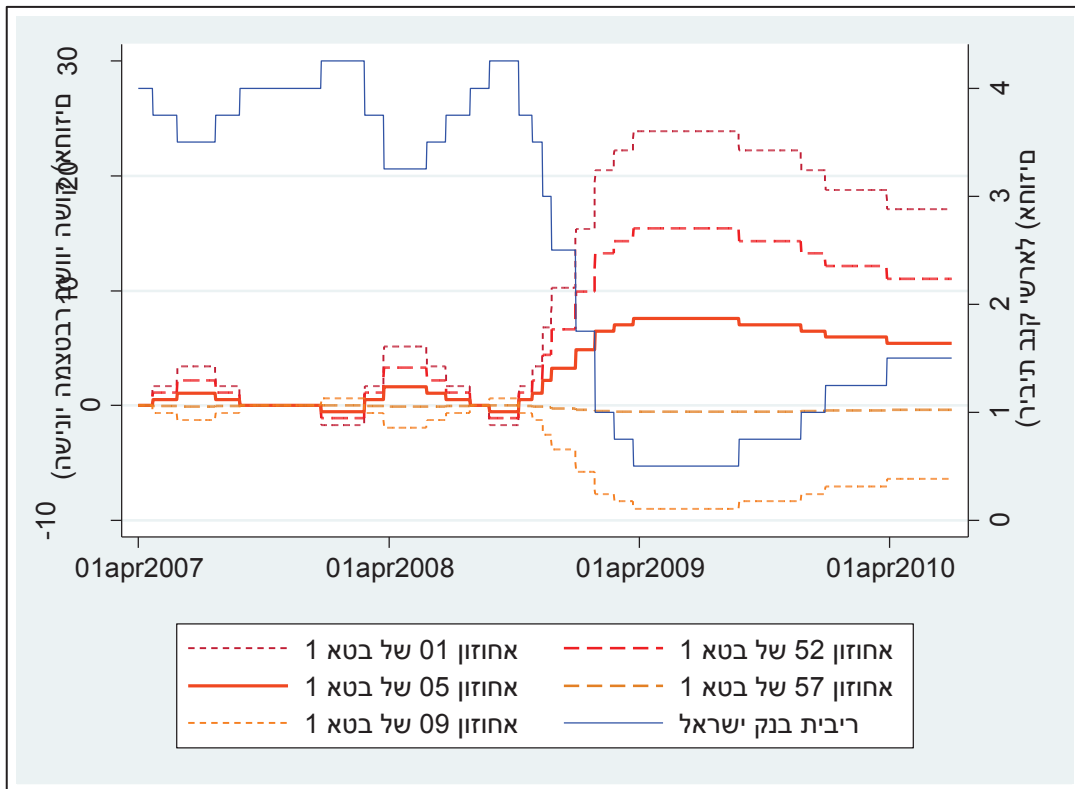
אני מוצא שהשפעת שווי השוק הנאמד על האשראי לטווח ארוך מסבירה כמעט את כל השפעת שווי השוק הנאמד על סך האשראי. תוצאה זו אינה מפתיעה, והיא עולה בקנה אחד עם התיאוריה של ערוץ המאזן, המדגישה את השפעת השווי העצמי של חברה על יכולתה ללוות לצורכי השקעה. ההיגיון הכלכלי מורה שהמתווך הפיננסי מייחס לשווי העצמי משקל גדול יותר כשמדובר באשראי לטווח ארוך, הטווח שבו ההסתברות לפשיטת רגל גבוהה יותר. כן אני מוצא כי השפעת שווי השוק הנאמד על האשראי מתחזקת עם החמרת הקריטריון למוגבלות פיננסית, וכי השפעה זו קשורה בעיקר למינוף גבוה של החברה ולאי תשלום דיבידנדים. התוצאות מלמדות גם כי השפעת שווי השוק הנאמד על האשראי פועלת בעוצמה בחברות מענפי התעשייה, והיא חלשה יותר בחברות מהענפים האחרים.

ממצאי שני השלבים מאפשרים להעריך את ההשפעה הישירה של הריבית המוניטרית על האשראי דרך ערוץ המאזן. אני מעריך שהפחתת ריבית של 25 נקודות בסיס גורמת לעלייה של כ-0.6-1.2 נקודות אחוז בסך האשראי לחברות מוגבלות פיננסית, וזאת מעבר להשפעת הריבית על כלל החברות. בהנחה שהשפעת הריבית היא ליניארית בקירוב, ניתן לקבוע בזהירות כי הפחתת הריבית החדה בישראל במהלך המיתון בשנים 2008-2009 (3.75 נקודות אחוז) הביאה לעלייה של בין 9 ל-18 נקודות אחוז בסך האשראי לחברות מוגבלות פיננסית דרך ערוץ המאזן – מעבר להשפעתה על כלל החברות דרך ערוצי התמסורת האחרים. מכאן שהאומדנים להשפעת המדיניות המוניטרית דרך ערוץ המאזן אינם זניחים כל עיקר, וסביר שהם מהווים חסם תחתון להשפעת ערוץ המאזן, משום שהמדגם כולל רק חברות ציבוריות, אשר מוגבלותן הפיננסית מלכתחילה נמוכה יותר.

- Baltaji, B. and P. X. Wu (1999). "Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances", *Econometric Theory*, 15(6), 814–823.
- Bernanke, B. and Gertler M. (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *The American Economic Review*, (March), 14–31.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler, (1995). *Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission* (No. w5146). National Bureau of Economic Research.
- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist(1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341–1393.
- Bernanke, B. S. and K. N. Kuttner (2005). "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?", *The Journal of Finance*, 60(3), 1221–1257.
- Blundell, R. and S. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Carpenter, R. E., Fazzari, S. M. and Petersen, B. C. (1998). Financing Constraints and Inventory Investment: A Comparative Study with High-Frequency Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 513–519.
- Christiano, L. J., R. Motto and M. Rostagno (2014). "Risk Shocks", *The American Economic Review*, 104(1), 27–65.
- Djivre, Y. and Y. Yakhin (2011). "Business Cycles in Israel, 1987–2010: The Facts", *Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel*.
- Driscoll, J. C. and A. C. Kraay (1998). "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", *Review of Economics and Statistics* 80, 549–560.
- Ehrmann, M. and M. Fratzscher (2002). "Interdependence Between the Euro Area and the US: What Role for EMU?", *ECB Working Paper Series No. 200*.
- Ehrmann, M. and M. Fratzscher (2003). "Monetary Policy Announcements and Money Markets: A Transatlantic Perspective", *International Finance*, 6(3), 309–328.
- Ehrmann, M. and M. Fratzscher (2004). "Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets", *Journal of Money, Credit and Banking* 36(4), 719–737.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1994). "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms". *The Quarterly Journal of Economics*, 309–340.
- Gertler, M. and P. Karadi (2015). "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44–76.
- Guariglia, A. and S. Mateut (2006). "Credit Channel, Trade Credit Channel, and Inventory Investment: Evidence from a Panel of UK Firms", *Journal of Banking & Finance*, 30(10), 2835–2856.

- Hadlock, C. and J. Pierce (2010). “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 23, 1909–1940.
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein (1991). “Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups”, *The Quarterly Journal of Economics*, 33–60.
- Hussain, S. M. (2011). “Simultaneous Monetary Policy Announcements and International Stock Markets Response: An Intraday Analysis”, *Journal of Banking & Finance*, 35(3), 752–764.
- Kaplan, S. and L. Zingales (1997). “Do Investment-Cash Flow Sensitivities provide useful Measures of Financial Constraints?”, *Quarterly Journal of Economics*, 115, 169–215.
- Kapuscinski, M. (2016). “The Role of Bank Balance Sheets in Monetary Policy Transmission: Evidence from Poland”, *NBP Working Paper, No. 245*.
- Kashyap, A. K., O. A. Lamont and J. C. Stein (1994). Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 565–592.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997). “Credit Cycles”, *The Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248.
- Lamont, O., C. Polk and J. Saaá-Requejo (2001). “Financial Constraints and Stock Returns”, *Review of Financial Studies*, 14(2), 529–554.
- Mishkin, F. S., J. Boivin and M. T. Kiley (2010). “How has the Monetary Transmission Mechanism Evolved over Time?”, *NBER Working Paper, No. 15879*.
- Oliner, S. D. and G. D. Rudebusch (1996). “Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?”, *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, (1), 3.
- Rigobon, R. and B. Sack (2003). “Measuring The Reaction of Monetary Policy to the Stock Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2), 639–669.
- Tobin, J. (1969). “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29.
- Tobin, J. (1978). “Monetary Policies and the Economy: the Transmission Mechanism”, *Southern Economic Journal*, 421–431.
- Whited, T. and G. Wu (2006). “Financial Constraints Risk”, *Review of Financial Studies*, 19, 531–559.

איור א'-1 - ההשפעה הנאמדת של השינויים בריבית על שווי השוק בתקופת המדגם



הערה: השינוי המצטבר בשווי השוק מחושב כמכפלה של השינוי המצטבר בריבית מתחילת התקופה במקדם β_1 מהאחוזון המתאים.

לוח ב'-1 - השפעת שווי השוק על סך האשראי, הרגישות לאופן החישוב של שווי השוק הנאמד
המשתנה התלוי: השינוי בסך האשראי

(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
הפתעות רבעוניות: הפתעות יומיות מאחוזון 60 ומעלה	הפתעות רבעוניות: שיטת Karadi & Gertler (2015)	הפתעות רבעוניות: פיגור של חודש	משוואה 1: הוספת מדד S&P 500	משוואה 1: כל ההפתעות	ניסוח הבסיס	בדיקת הרגישות
-0.136 (0.112)	-0.047 (0.115)	-0.011 (0.079)	-0.074 (0.074)	-0.042 (0.080)	-0.052 (0.071)	שווי השוק הנאמד
**0.637 (0.311)	*0.429 (0.254)	**0.568 (0.281)	*0.628 (0.352)	0.440 (0.289)	**0.599 (0.269)	שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת
+	+	+	+	+	+	משתני בקרה
3/4	3/4	3/4	3/4	3/4	3/4	הגדרת המגבלה הפיננסית
+	+	+	+	+	+	דמי לרבעון
+	+	+	+	+	+	דמי לחברה
1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	1,923	מספר התצפיות
0.068	0.066	0.068	0.068	0.068	0.069	R-squared
209	209	209	209	209	209	מספר החברות

סטיות התקן העמידות (robust standard errors) בסוגריים (***) $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

לוח ב'-2 - השפעת שווי השוק על סך האשראי – ההשפעה בפיגור
המשתנה התלוי: השינוי בסך האשראי

(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
פאנל דינמי: הוספת פיגור של המשתנה התלוי	מתאם בו-זמני וסדרתי MA(1) בהפרעות	מתאם סדרתי AR(1) בהפרעות	IV למשתני הבקרה	פאנל עם fixed effects	שיטת האמידה
-0.088 (0.060)	-0.084 (0.087)	-0.070 (0.101)	0.014 (0.085)	-0.084 (0.061)	שווי השוק הנאמד (בפיגור)
-0.036 (0.150)	-0.023 (0.205)	-0.114 (0.228)	-0.464 (0.297)	-0.023 (0.158)	שווי השוק הנאמד (בפיגור) * חברה מוגבלת
0.063 (0.074)	-0.065 (0.079)	-0.021 (0.102)	-0.045 (0.067)	-0.065 (0.072)	שווי השוק הנאמד
0.529 (0.238)	*0.586 (0.170)	*0.417 (0.241)	**0.593 (0.268)	**0.586 (0.241)	שווי השוק הנאמד * חברה מוגבלת
***-0.136 (0.052)					האשראי בפיגור
+	+	+	+	+	משתני בקרה
3/4	3/4	3/4	3/4	3/4	הגדרת מגבלה פיננסית
	+	+	+	+	דמי לרבעון
+	+	+	+	+	אפקט ייחודי לחברה
1,866	1,921	1,713	1,575	1,921	מספר התצפיות
				0.070	R-squared
207	209	204	201	209	מספר החברות

סטיות התקן (robust standard errors) בסוגריים (***) $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.