



**”רוב מהומה על לא מאומה”? השפעת התקשורת המודפסת על  
שוק המניות בישראל**

יוסי סעדון<sup>1</sup> מוסי רוזנבוים<sup>2</sup> בנצי שרייבר<sup>3</sup>  
בשיתוף ”יפעת מחקרי מדיה”

סדרת מאמרים לדיון 2018.10  
אוקטובר 2018

---

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

<sup>1</sup> יוסי סעדון, חטיבת המחקר – דוא”ל [yosis@boi.org.il](mailto:yosis@boi.org.il)

<sup>2</sup> מוסי רוזנבוים, אוניברסיטת בן גוריון-המחלקה לניהול – דוא”ל [mmm@bgu.ac.il](mailto:mmm@bgu.ac.il)

<sup>3</sup> בנצי שרייבר, מידע וסטטיסטיקה ואוניברסיטת בר אילן – דוא”ל [ben.schreiber.ben@boi.org.il](mailto:ben.schreiber.ben@boi.org.il)

\* אנו מודים לנתן זוסמן, לדורון קליגר, לרון קניאל, לאילן קרמר, לאלון אייזנברג ולמשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל, למשתתפי פורום מאקרו (AMCB) באוניברסיטת בר אילן ולמשתתפי הסמינר של אוניברסיטת בן גוריון על הערותיהם ועצותיהם המועילות. תודה ליונתן שרייבר על העזרה הטכנית.

**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

## תקציר

עבודה זו בוחנת את השפעת התקשורת הכלכלית המודפסת על שוק המניות בשנים 2011–2017. כל הכתבות העוסקות בשוק המניות שפורסמו בעיתונות המודפסת בישראל נותחו וסווגו בהתאם לסנטימנט שלהן ביחס לשוק זה – חיובי, שלילי או ניטרלי. הובא בחשבון גם השווי הכלכלי של כל כתבה, דהיינו עלות הפרסומת במקומה ובגודלה; (למשל: שוויה של כתבה המפורסמת בעמוד הראשון גבוה יותר מזה של כתבה באותו גודל בעמוד פנימי). בכך ניתן משקל למידת החשיפה של הכתבה לקוראים. המחקרים הבוחנים את סוגיית הקשר בין התקשורת לשוקי ההון מתבססים בדרך כלל על ניתוח באמצעות רובוטים (text mining) ועושים שימוש במספר הכתבות (בלי לשקלל את היקף החשיפה של כל אחת מהן). השימוש בשווי הכלכלי של הכתבות אפשר לנו לנכות גורמים שבעצמם יכולים להשפיע על שוק ההון (השינוי במדדי המניות בימים האחרונים, השינוי במדד הנאסד"ק וכו'), ובכך "לזקק" את השווי הכלכלי ולהתמקד בהשפעה של התקשורת בלבד.

את השפעת היקף הסיקור והסנטימנט (להלן האווירה) אנו בוחנים על התשואות היומיות, על התשואות התוך-יומיות ועל התשואות הליליות (בין מחיר הפתיחה היום למחיר הסגירה אתמול). בעזרת הבחנה זו אנו קושרים למעשה בין שני סוגי ספרות: זו העוסקת בהשפעת התקשורת על מחירי המניות וזו העוסקת באנומליית ההבדל בין התשואות התוך-יומיות לתשואות הליליות. מהתוצאות עולה כי: (א) להיקפי הסיקור והאווירה השפעה חיובית ומובהקת על תשואות המניות היום, ובעיקר על התשואות הליליות; (ב) ההשפעה מובהקת בימים של תנודות חדות, ובעיקר בימי ירידות שערים חדות; (ג) השפעת היקפי הסיקור והאווירה על השונות המותנית היא שלילית; (ד) התקשורת מסקרת באופן לא סימטרי אירועים חיוביים ושליליים בשוק ההון. האסימטריות בולטת במיוחד בתקשורת הכלכלית הכללית ("ידיעות אחרונות", "ישראל היום", "מעריב"). אירוע שלילי בשוק ההון יקבל בתקשורת הכלכלית המקצועית ("דמרקר", "גלובס", "כלכליסט"), בממוצע, סיקור כפול מאשר אירוע חיובי באותו סדר גודל (לדוגמה – ירידה של אחוז בשוק המניות לעומת עלייה של אחוז), וזאת לעומת סיקור גבוה פי שישה בערך בתקשורת הכלכלית הכללית. תוצאות (א) עד (ג) מתיישבות עם מאפייני התנהגותם של משקיעים פרטיים "נאיביים", אשר מושפעים מהתקשורת המודפסת מחד גיסא, ופועלים כ"עדר", ביחוד בימים של ירידות חדות, מאידך.

## Abstract

We translate print media coverage into a gauge of human sentiment and the equivalent advertisement value, and find that the tone of media coverage substantially impacts stock markets. The tone has a positive effect on both overnight and daily stock returns but not on intraday returns, while conditional variance and daily price gaps are negatively influenced. This effect is significant on days of sharp price declines. The coverage of negative events in the capital market is about double the coverage of positive events. This asymmetry is greater when distinguishing between professional and unprofessional financial print media.

## 1. הקדמה

שוקי הון יעילים מגלמים במחירי המניות מידע חדש רלבנטי במהירות וביעילות. המידע החדש מועבר בערוצי תקשורת שונים, שהוותיק בהם הוא העיתונות המודפסת. עבור ציבור שבדרך כלל איננו נמנה עם קבוצת המשקיעים המקצועיים התקשורת המודפסת, הכוללת את העיתונים הכלליים והכלכליים, היא הערוץ המרכזי, אם לא היחיד, לקבלת מידע כלכלי (Peress, 2014). העיתונים לא רק מדווחים, הם גם משפיעים על החלטות הפרטים, בהבליטם או בהצניעם אירועים כלכליים. לכן נימת הדיווח שלהם משפיעה על המשקיעים ויוצרת אווירה ציבורית, שאינה נובעת ישירות מההתפתחויות הכלכליות עצמן (Shiller, 2005). מאחר שהאווירה היא משתנה בלתי נצפה (latent), המחקרים עד כה בחנו את השפעת התקשורת על מחירי נכסים פיננסיים, ובכללם מניות, ללא "ניכוי" של משתנים מתווכים אחרים. הסנטימנט בשווקים הפיננסיים חשוב למנהלי המדיניות ולמופקדים על יציבות השווקים הפיננסיים, שכן בתקופות של שינויים חדים במחירים השפעתו על המשקיעים, בעיקר על אלו הנאיביים, משמעותית ביותר. הספרות מדווחת על אסימטריה: עיקר ההשפעה מתבטא באופן מובהק במצבים של ירידות שערים חדות (Tetlock, 2007; Soroka, 2006).

נושא נוסף המושך בשנים האחרונות את תשומת הלב של חוקרי אנומליות פיננסיות הוא הפער בין התשואות התוך-יומיות (הנמדדות בין מחיר הסגירה למחיר הפתיחה באותו יום מסחר) לבין התשואות הליליות, שבין שני ימי מסחר סמוכים (מחיר הפתיחה היום לעומת מחיר הסגירה אתמול). פער דומה בתשואות – תשואות תוך-יומיות שליליות ותשואות ליליות חיוביות – נמצא בשוקי מניות רבים ובמספר תקופות שנדגמו ויכול להגיע לעשרות אחוזים במונחים שנתיים (Tompkins and Wiener, (2007); Lou et al. (2015); Liu and Tse, (2017).

עבודה זו בוחנת את השפעת התקשורת הכלכלית (המנוכה מהשפעת משתנים כלכליים רלבנטיים אחרים) על מחירי מניות יומיים בבורסה בתל אביב ועל משתנים נוספים בשוק המניות (מחזורי המסחר, שונות התשואות והתנודתיות התוך-יומית) בתקופה 1/1/2011–30/10/2017. אנו מנתחים את השפעת הסיקור העיתונאי על שוק המניות באמצעות מאגר נתונים, שבנתה חברת "יפעת מחקרי מדיה". במאגר זה סווגו אלפי ידיעות פיננסיות שהופיעו בתקשורת המודפסת מבחינת האווירה בשוק המניות המקומי לאווירה חיובית, שלילית ונייטרלית. נוסף על כך, ובשונה משאר המחקרים עד כה, אנו בוחנים את השפעת ההבלטה של הידיעה לפי העיתון שבו היא התפרסמה (תפוצת העיתון), לפי מקומה בעיתון (למשל, עמוד ראשון במוסף סוף שבוע לעומת עמוד פנימי ביום חול) ולפי גודלה (מספר האינטשים הרבועים). לאחר מכן הכתבות הרלבנטיות מתורגמות למונחים כספיים בדומה לפרסומות מסחריות. השימוש בשיטה זו מוצדק גם מבחינה תיאורטית וגם מבחינה אמפירית יותר מן הפרקטיקה המקובלת כיום בספרות, שאינה מתחשבת בשווי הכספי של הכתבות, ובכך לא מייחסת חשיבות להיקף החשיפה שלהן בפני הציבור. הסיבה לבחינת עוצמת ההבלטה של הכתבה נעוצה בהשפעתה על המשקיעים מעבר לתוכנה: ידיעה דרמטית המובאת בכלי התקשורת באופן לקוני ובשורה סתמית תיראה פחות דרמטית וככל הנראה אף תשפיע פחות מאשר אותה ידיעה בדיוק שתסוקר בהרחבה בלוויית פרשנויות, קדימונים בכותרות העיתונים וכדומה. בפועל אנו בונים לכל יום מסחר מדד סנטימנט (להלן env), שהוא הפער בשקלים בין סך שווי הידיעות בעלות הסנטימנט החיובי לבין סך שווי הידיעות בעלות הסנטימנט השלילי בכל העיתונים. שווה הערך הכספי נקבע לפי המחיר שהיה משולם עבור הידיעה בעיתון לו הייתה זו פרסומת מסחרית. לאחר מכן אנו מפחיתים ממדד ה-

env את החלק שככל הנראה נבע מגורמים אחרים שיכולה להיות להם השפעה על שוק המניות ועל היקפי הסיקור (השינוי במדד המניות בארץ ובארה"ב ביום  $t-1$ , אירועים שהתרחשו לאחר המסחר ביום  $t-1$  ועוד). כך אנו בוחנים באופן מזוקק את ההשפעה של התקשורת, כלומר של "הסיקור העודף" – זה שאינו מתואם עם ההתרחשויות הכלכליות הרלבנטיות – ובעזרתו מנסים להסביר את תשואת מדדי המניות ומשתנים נוספים משוק זה. למיטב ידיעתנו, אנו הראשונים העושים שימוש בשווה הערך הכספי של הסיקור המבוסס על הידיעות. אנו בוחנים גם את השפעת הסיקור העודף על התשואות התוך-יומיות – התשואה שבין מחיר הסגירה היום למחיר הפתיחה היום (Intra-Day), התשואות שבין מחירי הפתיחה היום למחירי הסגירה אתמול (Over-Night) ועל התשואות היומיות הרגילות (Daily), שנמדדות בין מחירי הסגירה היום לאלה של אתמול. בכך אנו בוחנים את השפעת הסיקור העודף על התשואות לפי עיתוין (שכן העיתונים מתפרסמים לפני פתיחת המסחר) ומבחינים בין התשואות שמעבר לשעות המסחר (התשואות הליליות) לבין התשואות התוך-יומיות. לאנומליה האמורה נתייחס בעזרת בחינת השפעת הסיקור העודף על שלוש התשואות דלעיל, על מחזורי המסחר ועל התנודתיות היומית והתוך-יומית של מחירי המניות.

עבודה זו מקשרת למעשה בין שני סוגי ספרות: זו העוסקת בהשפעת התקשורת המודפסת על מחירי המניות (Peress, (2014); Barber and Odean, (2008); Kearney et al., (2014); Tetlock, (2007); ) וזו העוסקת באנומליית התשואות הליליות (Tompkins and Wiener, (2007); Riedel and Wagner, (2017); Garcia, (2013); Garz, (2014); Boudoukh et al., (2013); Larsen and Thorsrud, (2017); Lou et al., (2015); Liu and Tse, (2017); and Basdekidou, (2017)). תרומת העבודה כפולה: ראשית, מוצע מדד כספי לתקשורת הכלכלית, המנוכה מהשפעת משתנים כלכליים רלבנטיים אחרים. השימוש בסיקור העודף עדיף, כאמור, הן מבחינה תיאורטית והן מבחינה אמפירית על המדד המקובל כיום בספרות, אשר בדרך כלל אינו מתחשב בחשיפת הכתבה לקוראים. שנית, ניתן הסבר חלקי לאנומליה של הפער בין התשואות התוך-יומיות לתשואות הליליות. השימוש בסיקור העודף (במקום בהיקף הסיקור כולו) מאפשר את אמידת ההשפעה נטו של הכתבות העיתונאיות על מדדי שוק המניות. השימוש ב"שוויין" של הכתבות מאפשר גם לבדוק אם הסיקור התקשורתי של שוק ההון הוא סימטרי.

התוצאות העיקריות שהתקבלו בעבודה הן:

- (1) הסיקור העודף של התקשורת המודפסת משפיע במידה מובהקת על התשואות הליליות והיומיות, אך לא על התשואות התוך-יומיות. ההשפעה חזקה ומובהקת יותר בימים של תנודות חדות, בעיקר של ירידות שערים (העשירון התחתון של התפלגות מדדי המניות).
- (2) תגובת התקשורת אינה סימטרית: ירידות של מדדי המניות יובילו להיקפי סיקור גבוהים יותר מאשר עליות באותם שיעורים. חוסר הסימטריות בתקשורת הכלכלית הכללית ("ידיעות אחרונות", "ישראל היום" ו"מעריב") משמעותי יותר מאשר בתקשורת הכלכלית המקצועית ("דמרקר", "גלובס" ו"כלכליסט").
- (3) השפעת התקשורת על השונות המותנית (conditional) של כל סוגי התשואות היא שלילית: תקשורת שלילית עודפת תורמת לירידה בשונות המותנית ולהפך.

- (4) השפעת הסיקור העודף על התנודתיות התוך-יומית היא שלילית מובהקת: ככל שהסיקור העודף נמוך יותר (שלילי יותר) תגדל התנודתיות התוך-יומית ולהפך.
- (5) הממצאים עמידים לסוג העיתון – כלכלי מקצועי או כלכלי כללי – למדדי מניות שונים ולפרוצדורה הסטטיסטית שבה הם נבחנו.

שאר העבודה מחולקת כדלהלן: סעיף 2 יסקור את הספרות, וסעיף 3 – את המתודולוגיה של חישוב הסיקור העודף. סעיף 4 יציג את הנתונים ואת תוצאות האמידה וידון בתוצאות. בסעיף 5 נערוך בדיקות מובהקות ונציג אלטרנטיבות למשתנים הנאמדים, וסעיף 6 יסכם.

## **2. סקירת ספרות**

ממחקרים הבוחנים את ההשפעה של התקשורת (המודפסת, האלקטרונית והשימוש בפורומים כגון: קבוצות דיון, טורים ובלוגים), על שוק ההון עולה כי התקשורת עשויה להשפיע – בין היתר דרך הציפיות הכלכליות שהיא יוצרת אצל צרכניה. ציפיות אלו רגישות לצורה שבה מוצגות הידיעות ולא רק לתוכן. Pruitt et al., (1988) מצאו שוני בהשפעתה של ידיעה או כתבה כלכלית בהתאם לצורת הצגתה, והסבירו אותו, בין היתר, באורכה.

Ferguson et al. (2015) בחנו את השפעת הכיסוי התקשורתי על תשואות של מניות בודדות בעזרת מאגר נתוני מדיה מהשנים 1981–2010 באנגליה. הם השתמשו בשיטה של ניתוח טקסטואלי באמצעות רובוטים, והסנטימנט התקשורתי נתפס כחיובי או כשלילי לפי היחס בין מספר המילים החיוביות/שליליות ולפי מספר המילים שנכתבו על המניה בתקשורת. בעזרת מידע כלכלי משלים על חברות הם מצאו כי סנטימנט זה הוא בעל יכולת חיזוי טובה של התפתחות מניות החברה, גם בכיוון החיובי וגם בכיוון השלילי.

השפעת התקשורת מתבטאת לא רק בציפיות. הסיקור עצמו עשוי להשפיע על תשואת הנכסים הנסחרים בשוק ההון בדרכים רבות ומגוונות. עצם אזכורה של מניית חברה מסחרית בתקשורת עשוי להביא לרכישתה על ידי משקיעים פרטיים, שתשומת הלב שלהם למגוון ההיצע מוגבלת: מגבלות זמן או מגבלות קוגניטיביות גורמות להם להתמקד במניות המושכות את תשומת הלב Kahneman and (Riepe, 1998). הטיית תשומת הלב נמצאה במחקרם של Barber and Odean (2008) על בסיס מאגר עדכוני חדשות של Dow Jones (News Service, 1994 to 1999). הם מצאו כי משקיעים פרטיים נוטים לרכוש מניות הנמצאות במוקד תשומת הלב התקשורתית, וכי נטייה זו ברכישת מניות חזקה יותר מאשר במכירתן, משום שמכירת מניות מתבצעת מתוך תיק השקעות נתון, המכיל מספר מוגבל של מניות, ואילו מספר המניות הניתנות לרכישה הוא למעשה אינסופי. נטייה זו אינה קיימת אצל משקיעים פרטיים. Fang et al. (2014), שבחנו את השפעת היקף הסיקור של מניות בודדות על היקף רכישותיהן על ידי מנהלי קרנות נאמנות, מצאו שקרנות נאמנות נוטות לרכוש מניות המסוקרות באופן רחב, אף שנטייה זו נמצאה קשורה שלילית לביצועים העתידיים של המניות הנרכשות. לטענתם, ממצא זה משקף את העובדה שגם משקיעים מקצועניים מקדישים תשומת לב מוגבלת לנכסים שהם רוכשים. הם מבססים את מחקרם על ניתוח כתבות מהתקופה 1/1/1993–31/12/2002 מתוך 4 עיתונים יומיים בארה"ב שתפוצתם היא 11% מתפוצת העיתונים היומית שם. היקף הסיקור נקבע במאמרם לפי מספר הכתבות, ללא התחשבות בגודל הכתבה ובהיקף החשיפה אליה.

השפעתה של התקשורת על שוק ההון נבחנה לאורך השנים במגוון שיטות. Tetlock (2007) בחן ידיעות שהופיעו בשנים 1984–1999 בטור היומי "Abreast of the Market" המופיע בגודל קבוע ב-Wall Street Journal (WSJ). שאלת המחקר שלו הייתה אם הסנטימנט התקשורתי משפיע על תשואת המניות, והסנטימנט הוערך באמצעות ניתוח טקסטואלי טכני של המילים השליליות והחיוביות. הוא מצא שירידות מתמשכות בשוק המניות מובילות לעלייה בפסימיות של התקשורת. ממצאים דומים בעניין תגובת התקשורת להתנהגות המניות נמצאו גם אצל Loughran and McDonald (2011), Garcia (2013) ו-Das and Chen (2007). נמצא כי עליות/ירידות אתמול מובילות לסנטימנט חיובי/שלילי היום. נציין כי התנהגות הסנטימנט לפי מחקרים אלו משקפת אפוא מאפיינים של השקעה אדפטיבית (ex-post) בניגוד למאפייני השקעה רציונלית (ex-ante).

Antweiler and Frank (2004) אפיינו משפטים שבהם מופיעות המלצות "קנה", "מכור" ו"החזק" בצ'יטים באינטרנט העוסקים בשוק המניות. הם אמנם לא מצאו קשר מובהק בין המלצות קנייה ומכירה לתשואות חיוביות ושליליות, בהתאמה, אך מצאו מתאם בין רמת הפעילות בצ'יט למחזוריים ולתנודתיות. Coval and Shumway (2001) מדווחים על ממצאים דומים.

מאמרים אחרים מנסים לבדוד את השפעת התקשורת עצמה על ביצועי המניות. Peress (2014) בחן את השפעתה על משתנים שונים בשוק ההון דרך השוואת התנהגותם בימים רגילים לימים שבהם היו שביתות משמעותיות בכלי התקשורת – 52 ימים בשנים 1989–2010. לפי ממצאי מחקרו המחזורי בימים של שביתה היה נמוך ב-12% מהמחזור בימים רגילים וההשפעה על מחזורי מניות ששווי השוק שלהן נמוך הייתה חזקה במיוחד (ירידה של 18% במחזוריים בשלושת החמישונים התחתונים). זאת משום שישנם משקיעים שערוץ המידע היחיד שלהם הוא התקשורת המודפסת, ובהיעדרה אין להם מקור מידע לסמוך עליו בקבלת החלטות השקעה. יחד עם זאת, המחקר המתואר לא מצא השפעה על מחירי המניות: ההבדל בין שער הסגירה ערב השביתה לשער הסגירה ביום השביתה לא היה שונה מההבדל בין שערים אלו בימים רגילים. ואולם השונות התוך-יומית והפיזור של תשואות המניות בימי השביתה היו נמוכים יותר מאשר בימים רגילים: טווח המחירים הממוצע – היחס בין השער התוך-יומי הגבוה ביותר לנמוך ביותר – וסטיית התקן הרוחבית בשוק פחתו ב-7% בימי שביתה.

המחקרים הבוחנים את השפעת התקשורת על שוק המניות מצביעים על השפעה אסימטרית. Kearney and Liu (2014) טוענים כי לסנטימנט יש השפעה, אולם טקסט הנתפס כשלילי לשוק ההון (למשל "מכירה") נמצא כבעל השפעה חזקה יותר מטקסט חיובי (למשל "קנייה"). Kothari et al. (2009). מצאו אסימטריה כזאת גם לגבי התנודתיות של תשואות מניות: טקסט שלילי מקדים עלייה בתנודתיותן. Boudoukh et al. (2013) מצביעים על החשיבות שבזיהוי מדויק של הסנטימנט העולה מניתוח טקסטואלי של העיתונים. כך, רמת ההסבר הכוללת ( $R^2$ ) במודלים של שוק (CAPM) ומודל 4 פקטורים) עלתה פי שניים לאחר שהופעל מודל בעל יכולת ניתוח טקסטואלי מדויק.

באופן כללי אנשים נוטים להפנות יותר תשומת לב לכתבות שליליות מאשר לכתבות חיוביות (Muddiman and Stroud, 2017). נטיית התקשורת להבליט מאורעות שליליים בתחומים שונים, ובהם כלכלה, נמצאה במספר מחקרים. כך, לדוגמה, מצא Soroka (2006) בבריטניה הטיה מוגברת מובהקת בסיקור שינויים-לרעה באינדיקטורים ואירועים כלכליים שליליים בהשוואה לשינויים ולאירועים חיוביים, ולא עוד אלא שסיקור שלילי השפיע על הציפיות יותר מאשר סיקור חיובי. סיקור

היתר של מאורעות שליליים נמצא גם בדיווח על נתוני האבטלה בגרמניה. (Garz (2014) ניתח את תוכנם של דווחי תקשורת שם בשנים 2001–2010 ומצא שהדיווחים על התפתחויות שליליות בנתוני התעסוקה נרחבים יותר מן הדיווחים על התפתחויות חיוביות בנתונים אלו. הדיווח השלילי התבטא הן במספר הדיווחים והן בהבלטת הידיעות השליליות. לטענתו ההטיה לא נובעת מחוסר הבנה של הנתונים על ידי העיתונאים אלא מהשפעות מבניות בתהליך ייצור החדשות, שלהן שלוש סיבות עיקריות: ; מגבלה קוגניטיבית של הכתבים, אשר בדומה לצרכני החדשות או לפרט מייצג, נוטים להבליט אירועים שליליים יותר מאירועים חיוביים; ההערכה שחדשות שליליות "מוכרות" עיתונים יותר מחדשות חיוביות; וההכרה שמתפקידה של העיתונות במדינות דמוקרטיות לשמש "כלב שמירה" ולכן – להתריע על אירועים שליליים. (Larsen and Thoursund (2017) ניסו לאחרונה לכמת את השפעת התקשורת המודפסת בנורבגיה על מחירי המניות היומיים שם בשנים 1996–2014. לטענתם, ידיעה כלכלית סטנדרטית עשויה להשפיע על תשואת מניה (המצטברת), הנמדדת לפי מחיר הסגירה בהשוואה למחיר הפתיחה) בכ-4% לאחר 15 ימי עסקים, וניתן לייחס להשפעת התקשורת הישירה (המנוכה ממשנתנים אחרים) בין 20% ל-40% מהיכולת לחזות את תשואתה של מניה.

הספרות העוסקת באנומליה שבין התשואות התוך-יומיות לתשואות הליליות אינה בוחנת את השפעת התקשורת על תשואות אלו. הממצאים שהתקבלו לגבי מספר נכסים (מניות, תעודות סל, חוזים עתידיים, סחורות), בבורסות ובתקופות מסחר שונות מלמדים שהתשואות התוך-יומיות מאופיינות בתשואה נמוכה ובתנודתיות גבוהה יותר מאשר התשואות הליליות (ראו Tompkins and Wiener, (2007); Riedel and Wagner, (2015); Lou et al., (2015); Liu and Tse, (2017); Basdekidou, (2017)). אנומליה זו קוראת תיגר על מודלים מקובלים של הערכת נכסים (למשל של 4 פקטורים) ומדדים (למשל שרף) הקושרים בין תשואה לסיכון, כלומר גורסים שתשואה גבוהה יחסית נדרשת כפיצוי על חשיפה לסיכון גבוה יחסית. יש המנסים להסביר את האנומליה בעזרת סיכון קריסה (crash risk) או סיכון ירידה (downside risk), שבתשואות הליליות הוא גדול יותר מאשר בתשואות התוך-יומיות (Lou et al., 2015; Riedel and Wagner, 2015). הסברים אלו, המסתמכים על פרוצדורות לבחינת תנודות מחירים קיצוניות (Extreme Value Theory – EVT או Value at Risk - VaR), מצאו כי סיכון הקריסה גדול יותר בתשואות הליליות, והתשואות הליליות החיוביות הן פיצוי על סיכון זה. בניגוד להסברים אלו מצאו לאחרונה Liu and Tse, על פי מגוון של תעודות סל וחוזים עתידיים רבים הנסחרים בבורסות אמריקאיות, שנוסף על התשואות החיוביות והתנודתיות הנמוכה של התשואות הליליות, גם סיכון הקריסה שלהן קטן מזה של התשואות התוך-יומיות – ממצא הדורש הסבר חדש לאנומליה. הסבר אפשרי של האנומליה הנוגע לפעילות המוסדית ניתן על ידי Lou et al. (2015). לטענתם, משקיעים מוסדיים ומקצועיים פועלים לרוב במהלך יום המסחר, ובעיקר לקראת סיומו, כשהנזילות גבוהה, ואילו משקיעים פרטיים בודקים ומעריכים את תיק ההשקעות שלהם לאחר שעות העבודה, ולכן נוטים לפעול עם פתיחת המסחר למחרת. עוד נמצא שמוסדות פיננסיים פועלים בניגוד למגמה, ואילו משקיעים פרטיים פועלים עם המגמה (ביחוד בתנודות מחירים חדות כשהם פועלים כ"עדר"). אמנם (Lou et al. (2015) לא מנתחים את הסיבות להבדלי התנהגות אלו, אולם, לענייננו, הממצא שמשקיעים פרטיים (אשר כאמור, מושפעים מהתקשורת המודפסת) משפיעים על מחיר הפתיחה של מדדי המניות, עשוי לקשור בין השפעת התקשורת לאנומליית התשואות הליליות, כפי שאנו עושים בעבודה זו.

### 3. מתודולוגיה

ככלל, בשוק הון יעיל (יעילות חצי חזקה) מחירי המניות מגלמים את כל המידע הרלבנטי, ובכלל זה הסיקור תקשורתי. התקשורת העוסקת בשוק ההון מונעת על ידי שני גורמים עיקריים: האחד הוא סיקור ההתפתחויות בשוק זה והשני הוא ניתוחים, פרשנויות והערכות. אולם דרך הצגתו וניתוחו של המידע במדיה אינה אחידה ואינה פונקציה קבועה המשקפת באופן אובייקטיבי את המתרחש בשוק ההון. חוסר ההלימה בין האירוע הכלכלי לסיקור העיתונאי יכול לנבוע מסיבות רבות. כך, למשל, אירועים אחרים שעל סדר היום הציבורי יכולים לתפוס מקום בשטח העיתון על חשבון סיקור ההתרחשויות בשוק ההון, ובדומה לכך גם החלטת עורכים (שיכולה לנבוע למשל מקו שנוקט העיתון או מהעדף נושאים מעניינים אחרים<sup>1</sup>), אווירה ציבורית, הנושאים שבשיח הציבורי באותה עת ועוד. המדיה המודפסת כמעט לא מביאה מידע חדש שיש בו כדי להשפיע על שוק ההון בזמן אמת, שכן היא מתפרסמת מחוץ לשעות המסחר. לעומתה המדיה האינטרנטית היא כיום הערוץ המרכזי המעביר מידע חדש לידיעת הציבור, ולכן ניתוח השפעתה של מדיה זו עשוי להיות מורכב יותר. כדי לבחון את המדיה ככלי חדשותי המשפיע על שוק ההון יש לנתח את המדיה האינטרנטית, הרשתות החברתיות והאתרים הממשלתיים, ובשיטה שונה. ניתוח כזה הוא מעבר למטרות העבודה ואולם למעשה מופעים מהמדיה המודפסת מייצגים גם את המופעים במדיה האלקטרונית (רדיו וטלביזיה)<sup>2</sup> כך שהשימוש בנתוני התקשורת המודפסת דומה במהותו לשימוש במדיה האלקטרונית. התקשורת המודפסת צפויה להשפיע לרוב על המשקיעים הנאיביים (ה"לא מקצועיים") בשני היבטים: (1) יצירת פסימיות, אופטימיות, פחד, אופוריה וכדומה; (2) הנגשת המידע הרלבנטי לשוק ההון לאלו שלא נחשפו לכך באמצעי התקשורת האחרים (Peress, 2014). דווקא בגלל מיעוט המקורות היחסי של העיתונות המודפסת והתפוצה הרחבה יחסית של כל מקור המשקיעים ה"מקצועיים" עשויים להיות מושפעים ממנה בעיקר במקרים קיצוניים של אווירה שלילית שהיא מייצרת, מתוך הבנה כי אווירה כזאת עשויה להשפיע בהמשך על שוק ההון דרך פעולות לא שקולות של משקיעים נאיביים (Ranyard et al., 2008). כך, למשל, כתבה רחבת היקף בעיתון נפוץ עשויה ליצור תהודה, שעשויה להשפיע על השיח התקשורתי והציבורי ולהביא לתופעת "עדר" של מכירות מצד משקיעים נאיביים; אלה יגרמו לכתבות המשך (follow up), ובמקרים מסוימים יגררו פעולות והתבטאויות מצד הממשלה והרגולטורים המופקדים על שוק ההון.

השתמשנו בשווה הערך הכספי כמייצג את האווירה התקשורתית, וזאת במקום במספר הידיעות החיוביות/השליליות, כמקובל בספרות עד כה. במודל כלכלי של עלות הפרסום כמדד לחשיפה נניח שעיתון  $i \in \{1..6\}$  ("דה-מרקר", "כלכליסט", "גלובס", "ידיעות אחרונות", "ישראל היום" או "מעריב"), מציע שטח פרסום מסוג  $j \in \{1..3\}$  (עמוד הכותרת, עמוד פנימי ועמוד אחורי) במחיר  $P_{ij}$ . ליחידת שטח. לדוגמה: כתבה בת 200 מילים המתפרסמת בעמוד הכותרת משפיעה יותר מכתבה בגודל כפול בעמוד פנימי; כתבה פנימית שמקבלת הפניה מהשער חשובה יותר מכתבה גדולה יותר בהיקפה אך ללא הפניה מהשער. בין השיקולים בחישוב השווי הכלכלי של כל כתבה הובאו בחשבון גם תפוצת

<sup>1</sup> בדרך כלל מספר העמודים בעיתון קבוע בהתאם לימות השבוע, כך שמחסור בנושאים מעניינים מאפשר הרחבה בנושאים אחרים.

<sup>2</sup> הערכה זו נתמכת בניתוחים שעורכים ב"יפעת מחקרי מדיה".



העיתון וחלקו בכלל התקשורת. מחירון הפרסום נקבע כאמור לפי מידת התפוצה של העיתון  $i$  ולפי המיקום בתוכו  $j$ . כדי לפשט את המודל נניח שבטווח הקצר המפרסמים מתייחסים למחירון כאל משתנה אקסוגני מבחינתם, כלומר הם price takers ועומד לרשותם תקציב פרסום נתון בשקלים, שיכונה Budget. בעיית המפרסם היא למקסם את החשיפה של המוצר בכפיפות למגבלת התקציב, כדלקמן:

$$\max_{Space_{ij}} Exposure \equiv \sum_{ij} Space_{ij} \cdot Impact_{ij} \quad (1)$$

$$s.t. \sum_{ij} Space_{ij} \cdot P_{ij} \leq Budget$$

כאשר Exposure היא החשיפה למוצר שאותה המפרסם מעוניין למקסם,  $Space_{ij}$  הוא משתנה ההחלטה של המפרסם באיזה עיתון לפרסם  $(i)$ , היכן תתפרסם הידיעה בתוך העיתון  $(j)$  ומה יהיה שטחה. המודל מניח שהחשיפה למוצר המפורסם היא מכפלה של שטח הפרסום ( $Space$ ) בהשפעה ( $Impact$ ). הלגראנז'יאן ( $L$ ) של (1) הוא:

$$L = \sum_{ij} Space_{ij} \cdot Impact_{ij} - \lambda (\sum_{ij} Space_{ij} \cdot P_{ij} - Budget)$$

הפתרון מגזירה של  $L$  לפי משתנה ההחלטה  $Space_{ij}$  ולפי  $\lambda$  והשוואה לאפס הוא:

$$Impact_{ij} = \lambda P_{ij} \quad \Rightarrow \quad \sum_{ij} Space_{ij} \cdot P_{ij} = Budget \quad (2)$$

מ- (2) עולה שכדי למקסם את החשיפה על המפרסם להשתמש במלוא תקציבו, לפי המחיר היחסי ליחידת שטח  $(P_{ij})$ , והמחיר משקף את השפעת הפרסום ( $Impact_{ij}$ ).

אנו משתמשים במאגר נתונים שיצרה חברת "יפעת מחקרי מדיה", אשר ניתחה את כל הכתבות שעסקו בשוק ההון בכלל התקשורת המודפסת<sup>3</sup> בישראל<sup>4</sup> מתחילת ינואר 2011 עד סוף ספטמבר 2017 (בסך הכול 1,650 תצפיות יומיות) תוך מדידת השווי הכספי של כל כתבה/ידיעה. השווי הכספי נקבע כאמור לפי העלות של פרסומת שהייתה מופיעה במקום הכתבה, ועלות זו משמשת אינדיקציה להיקף החשיפה של הכתבה לקוראים. כל כתבה בתקשורת המודפסת שהתייחסה לשוק ההון נותחה בהתאם לאווירה העולה ממנה ביחס לשוק המניות: חיובית, שלילית או ניטרלית – לשווייה הכלכלי ולמידת הרלבנטיות שלה ל"מדדי המניות" בערכים שבין 5% ל-100% (100% משמעותו שכל הכתבה עסקה

<sup>3</sup> להערכת האנליסטים של חברת "יפעת" היקפי הסיקור והרכבו במדיה האלקטרונית (טלביזיה ורדיו) דומים בהתנהגותם לאלו של התקשורת המודפסת.

<sup>4</sup> העיתונים הכלליים הם "ידיעות אחרונות", "ישראל היום" ו"מעריב". בעיתונים אלה יש מדורים כלכליים (להלן, "תקשורת כלכלית כללית"). העיתונים הכלכליים הם: "דמרקר", "גלובס" ו"כלכליסט" (להלן "תקשורת כלכלית מקצועית"). יתר העיתונים אינם משמעותיים בישראל, אך גם הם נסקרו, וכשהתפרסמה באחד מהם כתבה בעלת שווי כלכלי משמעותי היא נכללה במדגם. (בדרך כלל מדובר בכתבי עת המתפרסמים בתדירות שבועית ומטה. לא נמצאו כתבות מעיתונים מגזריים ומקומיים המתאימות למדגם שלנו). יש הבדל בין סיקור שוק ההון בעיתונות הכלכלית ה"מקצועית" לסיקורו בעיתונות הכללית: העיתונות המקצועית נוטה לשמור על מסגרת קבועה תוך שינויים בהרכב הסיקור ובמיקומו בעיתון בהתאם לגורמים שתוארו לעיל (מה שעשוי לשנות את ערכו הכלכלי), ואילו העיתונות הכללית מושפעת יותר מהגורמים האמורים בבואה לסקר את הנעשה בשוק ההון ועשויה לעיתים קרובות לא לפרסם סיקור כלל או לפרסמו בגודל ומיקום שונים משמעותית מיום ליום. את ההבדל בין העיתונות הכלכלית לעיתונות הכללית בהשפעת הסנטימנט על מדדי המניות נבדוק בסעיף 4, בבדיקות המובהקות.

בשוק המניות). למדגם הוכנסו רק כתבות שלפחות 50% משטחן הוקדשו לשוק ההון, כך שהקורא הסביר אשר נתקל בהן קלט את האווירה העולה מהן אפילו בקריאה שטחית. בסך הכול נותחו כ-19,200 כתבות, ומתוכן 6,456 עסקו בשוק ההון וענו על הקריטריונים שהצבנו בעבודה זו. (2,749 הוגדרו כבעלות סנטימנט חיובי, 2,393 כבעלות סנטימנט שלילי ו-1,314 מהן כניטרליות). הצוות שניתח את הכתבות והעריך את האווירה שלהן ייצג את "האדם הממוצע" (לא כלכלנים או מומחים לשוק ההון). (הדגמנו שיטת קטגוריזציה אלטרנטיבית – Google Trends – בסעיף בדיקות המובהקות).

כדי להעריך את הסנטימנט כפי שהוא משתקף בתקשורת המודפסת (להלן *env*) אנו מחשבים את ההפרש בשקלים בין שווה הערך הכספי של סך התקשורת החיובית לזה של סך התקשורת השלילית בכל יום. נציין כי כמעט לא היו מקרים של סיקור שלילי וסיקור חיובי באותו עיתון באותו יום. כנגד זאת ניתן למצוא באותו עיתון ובאותו יום סיקור שלילי וסיקור ניטרלי או חיובי וניטרלי. בין העיתונים נמצאו סיקורים מנוגדים, אולם סיקורים מנוגדים עם שווי כספי גבוה היו נדירים בתקופת המדגם. עובדות אלה מקלות על השימוש בהפרש כמשתנה המייצג. הסיקור בבווקרו של יום  $t$  מתייחס בדרך כלל לאירועים שהתרחשו בשוק ההון ב- $t-1$ , ועל כן הוא מושפע מההתפתחויות בעבר. ניתן לטעון כי סיקור שוק ההון צריך להיות אחיד בהיקפו (הגודל, המיקום, הכותרת) ולא להיות מושפע מעוצמת האירועים בשוק, כלומר להיות "יבש" או אינפורמטיבי, וכל סטייה מהסיקור ה"יבש" היא "תקשורת עודפת", המייצרת אווירה מעבר לזו שיצרו השווקים ביום המסחר שקדם לפרסום. בפועל אין זה כך. היקף הסיקור והסנטימנט שמציגה התקשורת (הן הכלכלית המקצועית והן הכלכלית הכללית) מתואם עם מה שנעשה בשוק ההון בעבר. יוצא אפוא שהאווירה ביום  $t$  מושפעת ממדדי המניות ביום  $t-1$ , והיא עשויה להשפיע על המדדים ביום  $t$  דרך התנהגות המשקיעים. השפעת התקשורת על שוק ההון כוללת אפוא רכיב אוטו-רגרסיבי של שוק ההון עצמו, כפי שניתן לראות באיור 1.

## איור 1 – תהליך יצירת האווירה והשפעותיו על מדדי שוק ההון



כפי שרואים באיור 1 אנו מפרידים בין השווי הכלכלי של סיקור אובייקטיבי של המידע, הצפוי כתלות באירועים שהתרחשו בשוק המניות ביום  $t-1$ , לבין השווי הכלכלי של הסיקור בפועל, הכולל ניתוחים, פרשנויות והבלטה יחסית. משמע שייתכנו ימים שבהם היקפי הסיקור של אותם שינויים יהיו שונים. הפער בין שווי הסיקור בפועל לשווי הסיקור האובייקטיבי הוא שייכנס למשוואות האמידה של ביצועי שוק המניות בזמן  $t+1$  ולא שווי הסיקור הכולל (בספרות הרלבנטית מוכנסים מדדים לסיקור הכולל ללא הפחת החלק המסקר את מה שארע ביום  $t-1$ ). לכך שתי סיבות עיקריות:

- א. ניכוי ההשפעה שיש לשינויים במדדי המניות בימים קודמים על היקף הסיקור התקשורתי היום; זאת כדי שהמשתנה המסביר לא יהיה מתואם עם המשתנה המוסבר באמצעות תהליך אוטו-רגרסיבי שבין השינויים היומיים במדדי מניות.
- ב. ניכוי ההשפעה שיש לאירועים בעלי חשיבות לשוק ההון שהתרחשו לאחר המסחר של יום  $t-1$  ועשויים להשפיע עליו ביום  $t$  (אירועים אלה עשויים להשפיע על היקפי הסיקור ביום  $t$ , ואם לא מנכים אותם מהיקפי הסיקור הגולמיים השפעתם על שוק ההון תיכלל במדידה, בעוד שאנו מעוניינים לדעת את השפעת הסיקור בלבד). נציין כי אירועים שהתרחשו במהלך המסחר של יום  $t-1$  יבואו לידי ביטוי בשער הסגירה של יום זה.

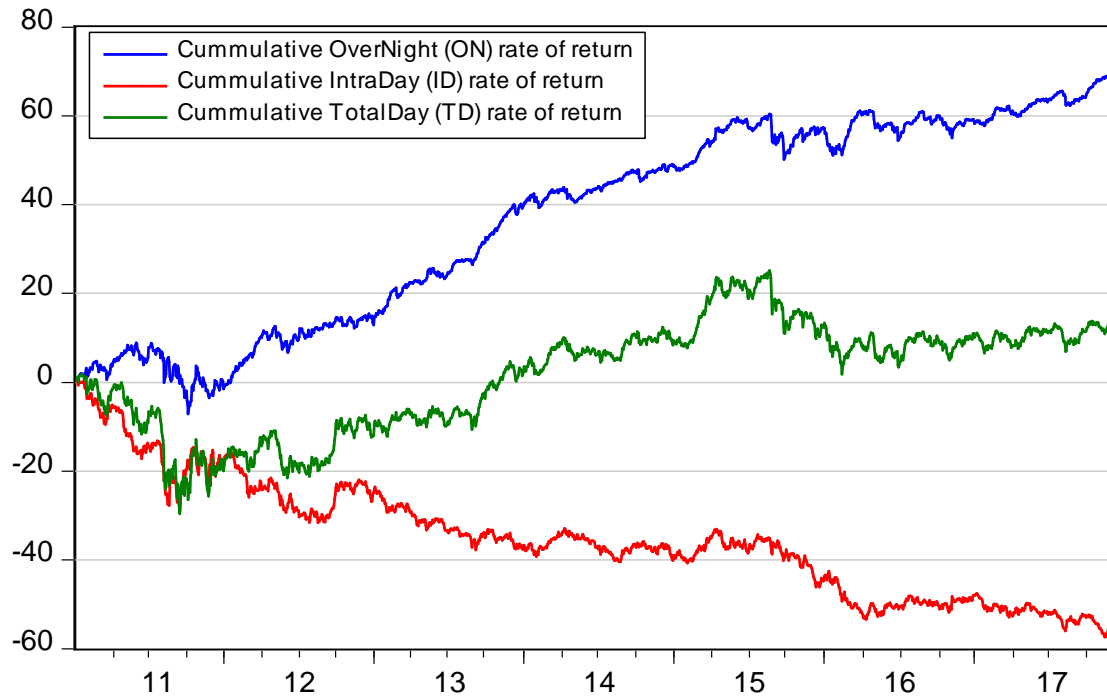
כדי לבחון את השפעת הסיקור על התשואות השונות בשוק המניות אנו מפרקים את שיעור התשואה היומי של מדד מניות (לפי מחירי הסגירה, כמקובל  $D_t$ ) ביום  $t$  לשתי תשואות נפרדות:

$$D_t = \log\left(\frac{PC_t}{PC_{t-1}}\right) = \log\left(\frac{PC_t}{PO_t} \cdot \frac{PO_t}{PC_{t-1}}\right) = \log\left(\frac{PC_t}{PO_t}\right) + \log\left(\frac{PO_t}{PC_{t-1}}\right) = ID_t + ON_t \quad (3)$$

כאשר  $ID_t$  הוא שיעור התשואה התוך-יומית, ממחיר הסגירה  $(PC_t)$  למחיר הפתיחה ביום  $t$   $(PO_t)$  ו- $ON_t$  הוא שיעור התשואה ממחיר הפתיחה ביום  $t$  למחיר הסגירה ביום  $t-1$   $(PC_{t-1})$ . כפי שראינו בסקירת הספרות, נצפתה אנומליה בתשואות: התשואה התוך-יומית שלילית בעוד שהתשואה הלילית

חיובית. את האנומליה ניתן לנצל להשגת רווחים ניכרים (ראו למשל 2017, Basedkidou), כפי שניתן לראות באיור 2.<sup>5</sup>

איור 2 – התשואה המצטברת (אריתמטית ב- %) של ON, ID, ו- TD



על רקע האנומליה של התשואות הליליות בעולם ובתל אביב (איור 2) אמדנו בנפרד את השפעת התקשורת המודפסת על כל אחד משלושת שיעורי התשואה בזמן  $t$  – הלילית ( $ON_t$ ), התוך-יומית ( $ID_t$ ) והיומית הרגילה ( $TD_t$ ). השערתנו היא שהסיקור העודף ישפיע בעיקר על התשואות הליליות דרך מחירי הפתיחה (נקודת הזמן הראשונה בה האוירה יכולה לבוא לידי ביטוי במסחר). נציין שוב שהמשקיעים הנאיביים, מושפעים כמעט אך ורק מהתקשורת (ראו למשל Lou et al., (2015); Berkman et al., (2012)).

בפועל אנו מריצים את משוואות האמידה בשני שלבים: בשלב הראשון – אומדים את האווירה בזמן  $t$  בעזרת הרגרסיה הבאה:

$$env_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n (\alpha_j ON_{t-j} + \beta_j ID_{t-j} + \delta_{jk} Other_{t-j} + \theta_j env_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

<sup>5</sup> חישוב אסטרטגיית סחר הוא מעבר לתחום של מאמר זה. עם זאת, הדוגמה הבאה יכולה להדגים אסטרטגיית 24 שעות: קונים את המדד (כלומר תעודות סל שעוקבות אחר מדד ת"א 125) במחיר הסגירה ומוכרים אותו במחיר הפתיחה ביום שלמחרת (ON). לאחר מכן מוכרים אותו בחסר (short) במחיר הפתיחה וסוגרים את הפוזיציה במחיר הסגירה של היום למחרת (ID). חישובנו את האסטרטגיה הזאת תוך שימוש בתעודת הסל שעוקבת אחרי מדד ת"א 125 (Kesem) מתאריך 1/1/2004 עד לתאריך 31/12/2017, והיא השיגה תשואה שנתית ברוטו של 24.8% (על 17% ON ועל 7.8% ID). הואיל ותעודת הסל גבתה עמלות של 0.115% על כל קנייה ומכירה והצעת המחיר המבוקשת הייתה 15 נקודות (0.15% על ממוצע של 10,000 מדדי תעודת הסל בתקופת המדגם), נקיטת אסטרטגיה זו הקנתה תשואה שנתית ברוטו של 22.2%.

כאשר,  $env_t$  היא האווירה (שווה הערך הכספי של הידיעות החיוביות פחות זה של הידיעות השליליות) בזמן  $t$ , שחושבה על סמך העיתונים הכלכליים והכלליים ואמורה להשפיע בעיקר על פתיחת המסחר;  $ID_{t-j}$ ,  $ON_{t-j}$ ; התשואה הלילית והתשואה התוך-יומית ב- $n$  הימים האחרונים בהתאמה;  $env_{t-j}$  הוא המשתנה המוסבר בפיגורים, ו-  $Other_{t-j}$  הוא וקטור של משתנים נוספים שכללנו כדי "לנכות" את האווירה התקשורתית ככל האפשר ממשתנים כלכליים שהשפיעו על היקפי הסיקור ועשויים להשפיע על שוק המניות למחרת. (מדובר באירועים שלאחר המסחר כי אירועים שהתרחשו בשעות המסחר ביום  $t-1$  השפיעו על מחירי המניות ביום זה.) וקטור משתנים אלו כולל את:

- (א) התשואה הממוצעת של מדד הנאסד"ק בשעות שלאחר המסחר בתל אביב (משקף התפתחויות עולמיות – ראו איור 3 להלן);
- (ב) התשואה של המניות הישראליות הנסחרות בבורסה של ניו יורק בשעות שלאחר המסחר בתל אביב (החציון של כל המניות הדואליות – ראו איור 3 להלן);
- (ג) השינוי בשער החליפין שקל/דולר בשעות שלאחר המסחר בתל אביב (משקף התפתחויות שלא באו לידי ביטוי במניות הדואליות, אך עשויות להשפיע על היקפי הסיקור ביום  $t$ );
- (ד) משתני דמי לימים שבהם התרחשו אירועים גיאופוליטיים בולטים (משקפים התעניינות של עורכי העיתונים בנושאים אחרים, כלומר השפעה אפשרית על הסיקור הכלכלי והיקפו);
- (ה) מדד ה- VIX הישראלי (המבוסס על מדד ת"א 35).

בחרנו במספר הפיגורים  $n=3$  משום שמעבר לכך לא נמצאה השפעה מובהקת. למשתנה הסיקור העודף (להלן  $env\_res$ ) אנו לוקחים את השאריות של הרגרסיה ( $\varepsilon_t$ ) כאשר כל המשתנים המסבירים אורתוגונליים למדד זה. לפיכך ערכים חיוביים משקפים סיקור עודף חיובי (הפתעה חיובית בהיקף הסיקור) וערכים שליליים – סיקור עודף שלילי (הפתעה שלילית בהיקף הסיקור). בשונה מהאווירה עצמה ( $env$ ), הכללת משתנים מסבירים רבים ככל האפשר, גם אם לא כולם מובהקים, במשוואה (4) מזקקת ומצמצמת את ההגדרה של הסיקור העודף ( $env\_res$ ) עד למינימום האפשרי. כך, לדוגמה, הוספת שלושה פיגורים של המשתנה המוסבר מצמצמת את השפעת הסיקור העודף ליום  $t$  בלבד, משום שהשארית ( $env\_res$ ) אורתוגונלית לפיגורים אלו. את לוח הזמנים של פרסומי העיתונים הכלכליים והכלליים ושל שלושת סוגי התשואות ניתן לראות באיור 3.

איור 3: עיתוי פרסומי העיתונים והתשואות בתל אביב ובנאסד"ק (כולל הדואליות, בזמן מקומי)

Day t							Day t-1						
23:59	23:00	18:00	17:30	16:30	09:30	05:00	23:59	23:00	18:00	17:30	16:30	09:30	05:00
סגירת העיתונים הכלליים	סגירת המסחר בנאסד"ק	סגירת העיתונים הכלליים	סיום מסחר בתל אביב	פתיחת המסחר בנאסד"ק	פתיחת המסחר בתל אביב	פרסום עיתוני הבוקר (כלליים)	סגירת העיתונים הכלליים	סגירת המסחר בנאסד"ק	סגירת העיתונים הכלליים	סיום מסחר בתל אביב	פתיחת המסחר בנאסד"ק	פתיחת המסחר בתל אביב	פרסום עיתוני הבוקר (כלליים)
<p>1. לוח הזמנים עבור העיתונים הוא <b>בערב</b>, ועשוי להשתנות בין העיתונים ועל פני הזמן (למשל שעות חורף/קיץ). העיתונים הכלכליים המקצועיים הם ד"מרקר", "גלובס" ו"כלכליסט". העיתונים הכלליים העיקריים הם "ידיעות אחרונות", "ישראל היום" ו"מעריב".</p> <p>2. בין העיתונים הכלכליים: "דמרקר" ו"כלכליסט" נסגרים בביבואהשעה 19:00, ו"גלובס" המתפרסם באותו ערב נסגר בשעה 16:00; משמע שלא מתפרסמות בו ידיעות שמגיעות לאחר שעה זו.</p> <p>3. המידע נאסף על ידי הכתבים והצלמים "מסביב לשעון", אך כניסתו לדפוס תלויה בחשיבותו ובשעת הגעתו למערכת העיתון. ככל שהשעה מאוחרת יותר כך יכנס רק מידע חשוב, לפי שיקול דעת העורכים. העיתונות הכלכלית גמישה בהכנסת כתבות סמוך לסגירת העיתון. מידע כלכלי חשוב במיוחד יכול להיכנס לעמודי החדשות עד לסגירתם.</p>													

4. **הנתונים ותוצאות האמידה**

ניתן לחלק את הנתונים אשר שמשו אותנו בעבודה לשני סוגים: הראשון כולל את סיווג הידיעות העיתונאיות על ידי חברת "יפעת מחקרי מדיה" לחיוביות, ניטרליות ושליליות. מידע זה, כולל את שווה הערך של ההודעה לפי העיתון והיום. הסוג השני כולל נתונים על השערים (פתיחה וסגירה), גבוה יומי ונמוך יומי) ומחזורי המסחר של מדדי מניות בתל אביב. לוח 1 מציג סטטיסטיקה בסיסית של המשתנים העיקריים.

לוח 1: סטטיסטיקה בסיסית של המשתנים העיקריים

(a) All Sample	env	ON	ID	TD	NAS
Mean	0.0014	0.0085	-0.0325	0.0412	0.0830
Median	0.0000	0.0425	-0.0291	0.0686	0.0468
Maximum	0.3322	4.1766	4.0813	3.2117	9.6414
Minimum	-1.2339	-7.1986	-3.5804	-5.4557	-13.5913
Std. Dev.	0.0781	0.8651	0.6468	0.5731	1.5278
Skewness	-5.4856	-0.7143	0.2108	-1.2394	-0.1376
Kurtosis	79.5239	8.9103	7.8430	14.4902	11.6147
Observations	1692	1692	1692	1692	1692
(b) Year = 2011	env	ON	ID	TD	NAS
Mean	-0.0174	-0.0820	-0.0749	-0.0062	0.0478
Median	-0.0042	-0.0437	-0.0658	0.0387	0.0714
Maximum	0.2575	4.1766	4.0813	3.2117	9.6414
Minimum	-1.2339	-7.1986	-3.5804	-5.4557	-10.4871
Std. Dev.	0.1134	1.4793	1.1076	0.9713	2.5581
Skewness	-5.5958	-0.4910	0.3257	-0.6758	0.2778
Kurtosis	57.6689	5.2881	4.9112	8.0550	5.4240
Observations	244	243	244	243	243
(c) Year = 2013	env	ON	ID	TD	NAS
Mean	0.0138	0.0598	-0.0502	0.1099	0.2031
Median	0.0116	0.0839	-0.0297	0.1121	0.1660
Maximum	0.2708	2.6004	1.3296	1.7625	5.8070
Minimum	-0.2917	-2.0202	-1.7144	-1.7202	-13.5913
Std. Dev.	0.0746	0.6441	0.4898	0.3886	1.5412
Skewness	-0.0519	-0.0890	-0.2165	-0.2786	-2.7295
Kurtosis	4.5966	3.9258	3.3918	7.2867	28.7249
Observations	244	244	244	244	244

=====

'env' is the equivalent value of positive-negative newspaper articles compared with ads (in millions of shekels). ON, ID, and TD are daily rate of return (in percent) of today's opening relative to yesterday's closing, intraday, and today's closing relative to yesterday's closing, respectively, of the Tel Aviv 125 stock index. NAS is the daily Nasdaq's rate of return.

כל הנתונים הם יומיים, החל מינואר, 2011 עד סוף נובמבר 2017 (בסך הכול 1,692 תצפיות. ברגרסיות שבהמשך המדגם מסתיים בסוף ספטמבר 2017). חלקו העליון של הלוח (a) כולל את כל נתוני המדגם, חלקו האמצעי מתמקד בשנת 2011, שבה נרשמו תשואות שליליות (b), וחלקו התחתון (c) מציג את נתוני שנת 2013, שהייתה שנה חיובית. מהלוח עולה שממוצע האווירה (env) חיובי וקטן בכל התקופה, אך הוא משתנה בהתאם לתשואות מדדי המניות – כך שבאופן יחסי, בשנה שלילית בשוק המניות המקומי, כשנת 2011, ערכי האווירה הופכים שליליים, ובשנה חיובית, כשנת 2013, הם הופכים חיוביים יותר. עוד עולה מהלוח שתופעת התשואות הליליות במדדי תל אביב 125 דומה לזו שנצפתה בשוקי מניות רבים אחרים: התשואה הממוצעת במסחר התוך-יומי (ID) נמוכה משמעותית מהתשואה

הלילית (ON) הן במדגם כולו, הן בשנים שליליות (2011) והן בשנים חיוביות (2013). נציין עוד כי ערך ההתפלגות סביב הממוצע של האווירה אינו סימטרי ואינו נורמלי. כך מדד האסימטריה (skewness) שלילי בכל המדגם ושלילי מאוד בשנת 2011, בעוד שמדד הגבנוניות (kurtosis) גבוה כתוצאה מתצפיות קיצוניות (שליליות ברובן), שבהן נרצה להתמקד, משום שהן המשפיעות ככל הנראה על המשקיעים הנאיביים (Ranyard et al., 2008).

### בחינת הסימטריות של הסיקור התקשורתי

ההשפעה האסימטרית של המסחר אתמול על הסיקור התקשורתי היום (env) נבדקת במודל הרגרסיה הבא (OLS):

$$(5) \text{env}_t = \alpha + \beta_1 \text{ROR}_{t-1} + \beta_2 \text{ROR}_{t-1} D_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^3 \delta_i \text{env}_{t-i} + \epsilon_t$$

כאשר,  $\text{ROR}_{t-1}$  היא תשואת הסגירה של מדד תל אביב 125 ביום  $t-1$ , ו-  $D_{t-1}^+$  הוא משתנה דמי, המקבל את הערך 1 אם תשואת מדד תל אביב 125 היא חיובית ו-0 אחרת.  $\beta_1$  משקף את ההשפעה של ירידות במדד תל אביב 125 ביום  $t-1$  על האווירה התקשורתית למחרת, ואילו סכום המקדמים  $\beta_2 + \beta_1$  משקף את השפעתן של עליות על האווירה.

(Kahneman and Tversky (1992) מצאו פרמטר חציוני של שנת סיכון בגובה 2.25. (ערך ההפסד הוא בקירוב גדול פי שניים ורבע מערך הרווח). לאור האסימטריה הזאת והגבנוניות שנמצאה בלוח 1, בחנו ביתר פירוט את הקשרים שבין האווירה לתשואת המניות: הרצנו את הרגרסיה המתוארת לעיל (משוואה 5) עם שלושה סוגים שונים של תשואות (ON/ID/TD) ועם סוגי העיתוננים (כולם, כלליים ועסקיים). שיערנו כי היחס של השפעה שלילית לחיובית בעיתוננים הכלליים יהיה גדול יותר מאשר בעיתוננים העסקיים. תוצאות הרגרסיה (OLS עם תיקון להטרוסקדסטיות ומתאם סדרתי – HAC) מוצגות בלוח 2.



לוח 2: ההשפעה האסימטרית של תשואות מדד המניות על משתנה האווירה

(A) Dep. Variable: Tone from All newspapers (env)	ON	ID	TD
C	0.009**	0.011***	0.012***
ON/ID/TD(-1)	( $\beta 1$ ) 0.087***	0.070***	0.073***
ON/ID/TD(-1)*DUM_POS(-1)	( $\beta 2$ ) -0.058**	-0.038***	-0.039**
ALL(-1)	0.106	0.185	0.139*
ALL(-2)	0.020	0.016	0.011
ALL(-3)	0.055*	0.062***	0.052*
Adj. R-Square	0.27	0.23	0.44
D.W.	1.92	2.07	2.00
Negative to Positive ratio (NPR)	2.96	2.15	2.13
Wald test: NPR = 1:			
t-stat Value	-2.319	-3.125	-2.501
t-stat Prob.	0.021	0.002	0.012
Wald test: NPR = 2.25:			
t-stat Value	-1.563	-1.526	-1.244
t-stat Prob.	0.118	0.127	0.214
(B) Dep. Variable: Tone from Business newspapers (env)	ON	ID	TD
C	0.006***	0.009***	0.007***
ON/ID/TD(-1)	( $\beta 1$ ) 0.051***	0.049***	0.046***
ON/ID/TD(-1)*DUM_POS(-1)	( $\beta 2$ ) -0.027**	-0.022***	-0.017**
Business(-1)	0.117**	0.169**	0.137***
Business(-2)	0.023	0.035	0.028
Business(-3)	0.043	0.046**	0.039
Adj. R-Square	0.21	0.24	0.41
D.W.	1.94	2.07	2.01
Negative to Positive ratio (NPR)	2.07	1.81	1.57
Wald test: NPR = 1:			
t-stat Value	-2.349	-3.209	-2.568
t-stat Prob.	0.019	0.001	0.010
Wald test: NPR = 2.25:			
t-stat Value	-1.105	-0.994	-0.278
t-stat Prob.	0.269	0.321	0.781
(C) Dep. Variable: Tone from General newspapers (env)	ON	ID	TD
C	0.004	0.003**	0.006*
ON/ID/TD(-1)	( $\beta 1$ ) 0.037***	0.022***	0.028***
ON/ID/TD(-1)*DUM_POS(-1)	( $\beta 2$ ) -0.033**	-0.017**	-0.024**
General(-1)	0.019	0.093	0.050
General(-2)	0.038	0.013	0.007
General(-3)	0.057	0.065***	0.058*
Adj. R-Square	0.21	0.09	0.26
D.W.	1.97	2.06	2.04
Negative to Positive ratio (NPR)	10.27	4.70	7.06
Wald test: NPR = 1:			
t-stat Value	-1.967	-2.493	-2.054
t-stat Prob.	0.049	0.013	0.040
Wald test: NPR = 2.25:			
t-stat Value	-1.670	-1.938	-1.664
t-stat Prob.	0.095	0.053	0.096

The table depicts the asymmetric impact of the three returns (ON/ID/DT) on the tone variable (env) for three newspaper types (All/Business/General). DUM\_POS gets the value 1 if the return (ON/ID/DT) is positive and 0 otherwise. Negative to positive ratio (NPR) is defined as  $\beta_1 / (\beta_1 + \beta_2)$ . We test whether NPR=1, i.e., there is no asymmetry or NPR=2.25, i.e., loss value is twice the profit value (as in Tversky and Kahneman (1992)).

\*\*\*, \*\*, \* are 0.01, 0.05, 0.1 significance levels, respectively.

מהתוצאות המובאות בלוח 2 רואים שהיחס בין המקדם במשוואת האווירה במקרה של ירידות למקדם במקרה של עליות ( $NPR_s$ ) בתשואה היומית (TD) בין התקשורת הכלכלית המקצועית שונה מאשר בתקשורת הכלכלית הכללית. יחס זה בתקשורת כולה הוא (2.13), כלומר: ירידה של 1% במדד המניות ביום  $t-1$  תקבל ביום  $t$  היקף סיקור גבוה פי 2.13 מזה שתקבל עלייה של 1%. כאשר מפרידים בין התקשורת הכלכלית המקצועית לכללית מתקבל יחס של 1.57 עבור התקשורת הכלכלית המקצועית ויחס של 7.06 עבור התקשורת הכלכלית הכללית. התוצאות הללו נבחנו באמצעות מבחן Wald ונמצאו מובהקות. (השערת האפס הייתה שהסיקור הוא סימטרי.)

לפי (Tversky and Kahneman (1992) מקדם שנאת ההפסד הוא 2.25. המקביל למקדם זה הוא היחס בין שווי הסיקור במקרה של ירידות לשווי הסיקור במקרה של עליות זהות בערך המוחלט. ערכנו מבחני Wald לבדיקת ההשערה שיחסי ה- $NPR_s$  בלוח 3 שווים ל-2.25. מצאנו כי לא ניתן לדחות את ההשערה שיחס זה זהה ל-2.25 עבור כלל התקשורת והתקשורת הכלכלית המקצועית. עבור התקשורת הכלכלית הכללית נמצא שיחס זה גבוה מ-2.25.

### **בחירת השפעת הסיקור על מדדי המניות**

נבחן את הכיוון ההפוך, כלומר את השפעת הסיקור העודף ( $env\_res$ ) על מדדי המניות. תחילה נתרשם מרמת המתאמים בין המשתנים העיקריים בעבודה ומהאפשרות של גרירה סטטיסטית ביניהם. גרירה כזאת יכולה לרמוז על השפעה שאינה סימולטנית של הסיקור העודף (המנוכה מהשפעות של מדדי מניות בעבר) על מדדי המניות. לוח 3 מציג מבחנים כאלו.

פאנל (a) בלוח 3 מראה מתאם חיובי ומובהק של התשואה היומית (TD) עם התשואה הלילית (ON) וגם עם זו התוך-יומית (ID). עוד ניתן להבחין במקדם מתאם נמוך (בין ON ל-ID) ולא משמעותי. חוסר המתאם שבין התשואה הלילית לתשואה התוך-יומית (0.0043) בולט; זאת אף על פי שמחיר הפתיחה משפיע על שני המשתנים בכיוונים מנוגדים. כך, למשל, ירידה של מחיר הפתיחה מגדילה את התשואה התוך-יומית ומורידה את התשואה הלילית (כשיתר הדברים קבועים). עם זאת, כאשר בוחנים את המתאם בין התשואות הליליות לתשואות התוך-יומיות עבור תשואות יומיות חיוביות מ-0.1% לחוד ושליליות מ-0.1% לחוד מתקבל מתאם שלילי מובהק, כצפוי (Berkman, Branch and Ma, (2015); (et al., (2012). המתאם בין הסיקור העודף ( $env\_res$ ) ל-ON נמוך, אך מובהק – שלא כמו המתאם בין סיקור זה ל-ID ו-TD. התוצאה מתיישבת עם ההערכה ש-ON מושפע בעיקר מהעיתונים, גם לאחר הכנסת משתנים נוספים לרגרסיה. מפאנל (b) ניתן ללמוד כי הסיקור העודף,  $env\_res$ , גורר סטטיסטית (מקדימה) את כל סוגי התשואות. הגרירה בכיוון ההפוך אינה מובהקת כלל, כפי שציפינו בכל המקרים חוץ מאשר ל-ON.

לוח 3: מקדמי המתאם והגרירה הסטטיסטית בין המשתנים העיקריים בעבודה

<b>(a) Bilateral Correlation Coefficients</b>					
Correlation Probability	env_res	ON	ID	TD	
env_res	1.00 -----				
ON	0.081358 0.0009	1.00 -----			
ID	-0.040346 0.1013	0.004304 0.8613	1.00 -----		
TD	0.022908 0.3523	0.666247 0.0000	0.748556 0.0000	1.00 -----	

<b>(b) Pairwise Granger Causality Tests</b>					
Lags = 3 days					
<b>H0 (lower triangle): column does not Granger cause line</b>					
	env_res	ON	ID	TD	
<b>H0 (upper triangle):</b>	env_res	---	0.0000	0.0000	0.0000
<b>line does</b>	ON	0.0012	---	0.0000	0.0000
<b>not Granger</b>	ID	0.7746	0.0243	---	0.0236
<b>cause column</b>	TD	0.2011	0.0000	0.0000	---

=====

Panel (a) presents the correlation coefficients of the main variables. The upper figure is the coefficient, while the lower figure represents the probability that the coefficient equals zero. Panel (b) shows P-values of the Granger causality tests between pairs of variables. The null of the upper triangle is that the variable in a column does not Granger cause the variables in a line, while the null of the lower triangle is that the variables in a line do not Granger cause the variables in a column. For figures below 0.05, the null that the first series does not Granger cause the second series is rejected, e.g., the null that ID does not Granger cause *env\_res* is rejected (0.0000), while the opposite is not (0.7746).

על רקע התוצאות בלוח 2 והעובדה שתשואות מדדי המניות בתדירות יומית מאופיינות בזנבות עבים (fat tails) ובשונות לא קבועה, הרצנו רגרסיות מסוג  $EGARCH(1, 1, 1)$ <sup>6</sup> עם שלושת סוגי התשואות כמשתנה מוסבר ועם הסיקור העודף (*env\_res*) כמשתנה התלוי העיקרי (TD/ID/ON), יחד עם שלושה פיגורים של המשתנה המסביר. לוח 4 מציג את תוצאות הרגרסיות.

<sup>6</sup> הרצת הרגרסיה לפי מודל TGARCH(1,1,1) לא שינתה את איכות התוצאות.

לוח 4: תוצאות הרגרסיות לפי מודל EGARCH(1,1,1): תשואות מדד תל אביב 125 (TA-125) ושארית

האווירה

Dependent Variable:	ON	ID	TD
<b>Mean Equation</b>			
C	0.024	-0.037***	0.062***
env_res	1.11***	0.026	0.791***
ON/ID/TD(-1)	-0.014	0.007	-0.050**
ON/ID/TD(-2)	-0.054**	-0.044*	-0.003
ON/ID/TD(-3)	0.003	-0.010	-0.034
<b>Variance Equation</b>			
C	-0.125***	-0.132***	-0.152***
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>0.5</sup>	0.141***	0.140***	0.149***
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>0.5</sup>	-0.057***	-0.070***	-0.029**
Log(GARCH(-1))	0.974***	0.979***	0.973***
env_res	-0.484**	-0.354*	-0.787***
Adj. R <sup>2</sup>	0.00	0.00	0.01
DW	2.06	2.02	1.99

=====

This table presents the EGARCH regression results of the three rates of return (ON, ID, and TD). "env res" is the residual of Equation (4). ON/ID/TD(-j) where  $j = \{1..3\}$  are the respective dependent variables in lag, e.g., ID(-1) for the ID equation. In the variance equation,  $\text{RESID}(-1)/\text{GARCH}(-1)^{0.5}$  (leverage effect) is the asymmetric component of the EGARCH model.

\*\*\*, \*\*, \* are 0.01, 0.05, 0.1 significance levels, respectively.

כפי שניתן לראות מהלוח, במשוואת התוחלת הסיקור העודף (env\_res) משפיע לחיוב גם על התשואה הלילית (ON) וגם על התשואה היומית (TD) ברמת מובהקות של 0.01, והשפעתה על התשואה התוך-יומית (ID) אינה מובהקת כלל. במשוואת השונות, אפקט המנוף (השפעת שוק התשואות השליליות על השונות המותנית חזקה מהשפעת שוק התשואות החיוביות) נמצא מובהק בשלוש הרגרסיות, כמקובל בתשואות יומיות. השפעת הסיקור העודף על השונות המותנית של התשואות (conditional variance) נמצאה שלילית בכל התשואות ולא מובהקת (ברמה של 0.05) רק עבור התשואות התוך-יומיות (ID). משמעות תוצאה זו היא שסיקור עודף חיובי מקטין את התנודתיות, כצפוי.

**בחינת השפעתו של הסיקור על מחזורי המסחר ועל התנודתיות התוך-יומית**

ישנם משתני שוק נוספים, מלבד מחירים, שעלולים להיות מושפעים מהסיקור העודף. כדי לגלות מהי ההשפעה של הסיקור על משתנים כאלה הרצנו את מודל EGRACH בדומה לזה שהורץ בלוח 4, שבו מחזורי המסחר, התנודתיות התוך-יומית (הבאה לידי ביטוי בפערים המוחלטים והיחסיים) בין השער הגבוה לנמוך במדד מניות תל אביב 125 נבחרו כמשתנים התלויים, והסיקור העודף ומשתנים אקסוגניים אחרים נבחרו כמשתנים מסבירים. המשתנים התלויים הם מחזורי המסחר היומיים של מדד תל אביב 125 (כאשר הערכים יוצגו ב log), והפערים התוך-יומיים המוחלטים (AGap) והיחסיים (Gap). (את הגדרות המשתנים ניתן לראות בלוח 5.) המשתנים המסבירים (חוץ מהחותך) הם הסיקור

העודף (env\_res), המשתנה המוסבר בשלושה פיגורים ומשתנה דמי, שמקבל את הערך 1 בימי ראשון ו-0 אחרת.<sup>7</sup> התוצאות מתוארות בלוח 5.

לוח 5: תוצאות הרגרסיות לפי מודל EGARCH(1,1,1): מחזורי המסחר, התנדודתיות התוך-יומית המוחלטת והיחסית במדד מניית תל אביב 125 (TA-125) והסיקור העודף

Dependent Variable:	Vol	Gap	Agap
<b>Mean Equation</b>			
C	10.8***	-0.100***	-0.157***
env_res	0.238	-0.344**	-0.387**
Vol/Gap/Agap(-1)	0.217***	0.297***	0.314***
Vol/Gap/Agap(-2)	0.127***	0.150***	0.163***
Vol/Gap/Agap(-3)	0.128***	0.156***	0.169***
Sunday	0.082***	0.109***	0.112***
<b>Variance Equation</b>			
C	-1.19***	-0.177	-0.169
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>0.5</sup>	-0.195***	-0.063	-0.059
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>0.5</sup>	0.413***	0.010	0.024
Log(GARCH(-1))	0.255***	0.856***	0.862***
env_res	-2.64***	-0.504	-0.503
Adj. R <sup>2</sup>	0.06	0.22	0.28
DW	2.18	2.05	2.04

=====

This table presents the EGARCH regression results of the three variables derived from Tel Aviv 125 stock index: VOL (daily volume in logs),  $Gap = 100 \cdot \frac{high-low}{(high+low)/2}$ , and  $Agap = high - low$ , where, 'high' and 'low' are the daily high and low prices, respectively. "env\_res" is the tone residual as in Table 4. Vol/Gap/Agap(-j), where  $j = \{1..3\}$  are the respective dependent variables in lag, e.g., Gap(-2) for the Gap equation. In the variance equation,  $RESID(-1)/GARCH(-1)^{0.5}$  (leverage effect) is the asymmetric component of the EGARCH model .

\*\*\*, \*\*, \* are 0.01, 0.05, 0.1 significance levels, respectively.

לוח 5 מציג את ההשפעה של הסיקור העודף על מחזורי המסחר ועל התנדודתיות התוך-יומית המוחלטת והיחסית במשוואת הממוצעים ובמשוואת השונות, בדומה למוצג בלוח 4. התוצאות מראות השפעה מובהקת של הסיקור העודף על התנדודתיות התוך-יומית, אך לא על מחזורי המסחר. משמעות התוצאות לגבי התנדודתיות התוך-יומית היא שתקשורת שלילית/ חיובית בהיקפים גבוהים מהצפוי (סיקור עודף – env\_res) מגדילה/ מקטינה את התנדודתיות התוך-יומית.

<sup>7</sup> הבורסה של תל אביב פעילה בימים ראשון עד חמישי. ימי ראשון מתאפיינים במחזורי מסחר ותנדודתיות שונים מאשר בשאר ימי השבוע.

## בחינה באמצעות רגרסיה אחוזונית

הממצאים עד כה, בספרות ובעבודה זו, מלמדים כי החלק השלילי בהתפלגות, הן של התשואות והן של הסיקור העודף, משמעותי ומשפיע יותר מאשר החלק החיובי של ההתפלגות. בפרט, התוצאות בלוח 2 מלמדות כי חלק משמעותי מהמידע מצוי בקצות ההתפלגות, ולכן תיחקור התצפיות הקיצוניות הן בתשואות והן באווירה עשוי ללמד על קשרים לא לינאריים ביניהן. עובדה זו הניעה אותנו לבחון את הקשר שבין שארית האווירה לבין התשואות בעזרת רגרסיה אחוזונית (quantile regression). הרגרסיה האחוזונית (Basset and Koenker, 1978) מרחיבה את אפשרויות האמידה האמפירית במודלים לינאריים מעבר לתוחלת המותנית בשיטת הריבועים הפחותים (OLS). כך מציעה הרגרסיה האחוזונית שיטות לאמידת החציון המותנה של הפונקציה (האחוזון ה-50) או אמידה על פני כל אחוזון מותנה אפשרי אחר ( $0 < \tau < 100$ ). רגרסיה זו מאפשרת יכולת ניתוח נרחבת יותר מאשר שיטת הריבועים הפחותים, והיא אף עמידה לחריגים (outliers) ולשונות משתנה (heteroskedasticity). ברגרסיה האחוזונית שהרצנו המשתנים המסבירים והמוסברים הם בדיוק כמו אלה המוצגים בלוח 4, אך האחוזונים שנבדקו הם העשירונים 1–9. תחילה נתאר בקצרה את עקרונות הרגרסיה האחוזונית.

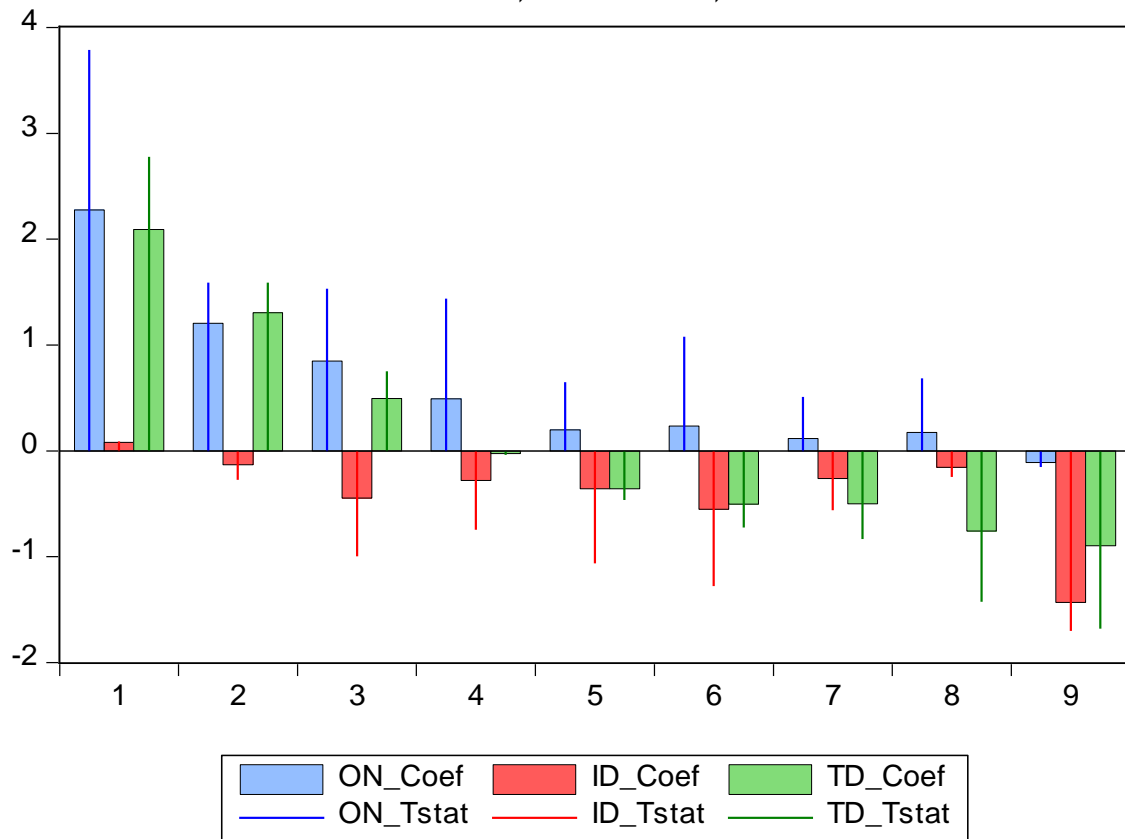
נניח, כמו בבעיות תכנון לינארי, שהמטרה היא למצוא את המקדמים ברגרסיה שבה  $Y$  הוא המשתנה המוסבר,  $X$  הוא וקטור המשתנים המסבירים,  $\beta$  הם המקדמים הנאמדים,  $n$  הוא מספר התצפיות ו- $\tau$  הוא העשירון המבוקש ( $0 < \tau < 10$ ). מודל הרגרסיה האחוזונית הוא:

$$\begin{aligned} \widehat{\beta}_n(\tau) &= \underset{\beta(\tau)}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i: Y_i \geq x'_i \beta} \tau |y_i - x'_i \beta| + \sum_{i: Y_i < x'_i \beta} (1 - \tau) |y_i - x'_i \beta| \right\} \quad (6) \\ &= \underset{\beta(\tau)}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x'_i \beta) \right\} \end{aligned}$$

כאשר  $\rho_\tau(x) = \begin{cases} \tau \cdot x & \text{if } x \geq 0 \\ (\tau - 1)x & \text{if } x < 0 \end{cases}$ , המכונה פונקציית בדיקה (check function), משקללת באופן אסימטרי ערכים שליליים וערכים חיוביים. כך, לדוגמה, עבור העשירון השני ( $\tau=2$ ) טעות חיובית ( $y_i \geq x'_i \beta$ ) של תצפית  $i$  ברגרסיה תוכפל ב-0.2, וטעות שלילית ( $y_i < x'_i \beta$ ) תוכפל ב-0.8. ניתן לחשב את (6) בשיטות אופטימיזציה שונות, ובעבודה זו אנו משתמשים באלגוריתם simplex המשופר של Koenker and D'Orey (1987).

תוצאות מקדמי הסיקור העודף (העמודות המלאות – bars) ומבחני ה- $t$  שלהם (הקווים – spikes) בשלוש הרגרסיות לפי עשירונים (1–9) מוצגות באיור 4.

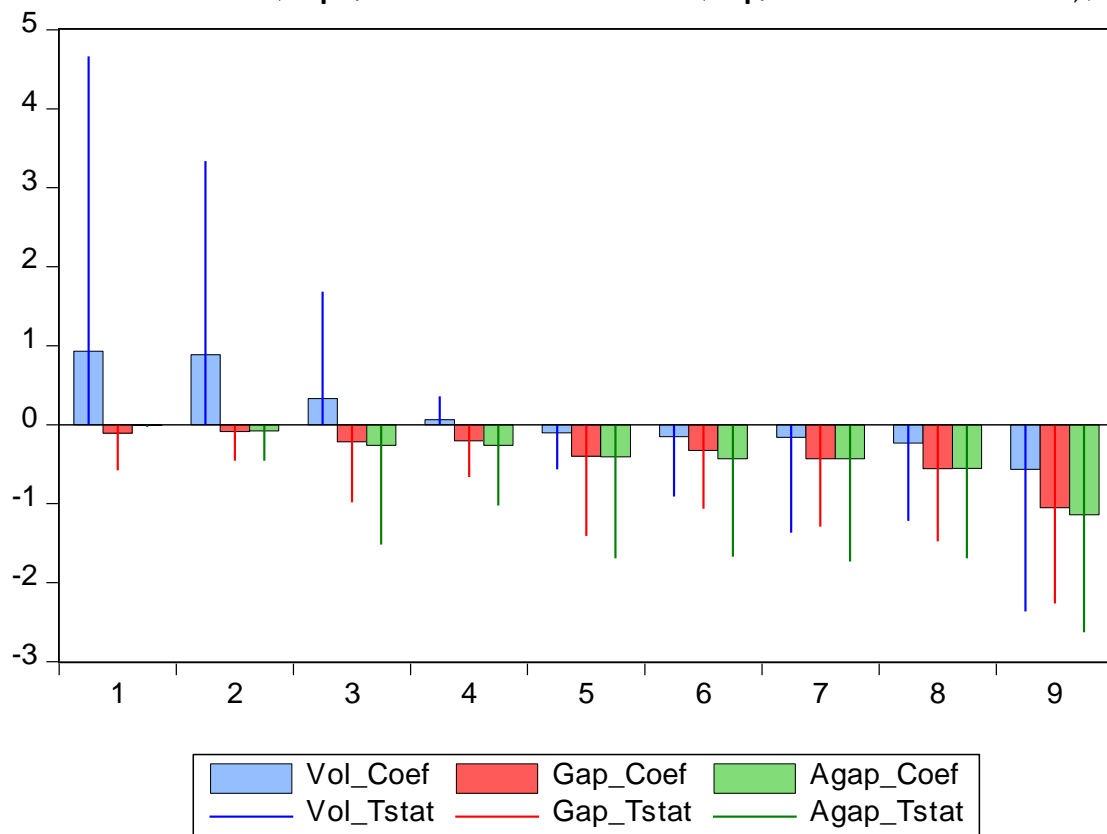
איור 4: המקדמים ומבחני ה-t של הסיקור העודף ברגרסיות אחוזונים: התשואות הליליות (ON), התשואות התוך-יומיות (ID) וסך התשואות היומיות (TD)



באיור 4 שתי תוצאות בולטות: ראשית, מקדמי הסיקור העודף ברגרסיות של התשואה הלילית (ON) חיוביים על פני כל העשירונים, ומובהקים בשלושת העשירונים הנמוכים (הימים שבהם היו הירידות החדות ביותר); שנית, מקדמי הסיקור העודף ברגרסיות התשואה התוך-יומית (ID) שליליות בכל העשירונים, אך לא מובהקות סטטיסטית. במקביל המקדמים של הסיקור העודף ברגרסיות התשואות היומיות (TD) משתנים מחיובי לשלילי במעבר מן העשירון הנמוך ביותר לעשירון הגבוה ביותר, משום שהם למעשה הסכום של התשואות ON ו-ID. עם זאת, הם מובהקים בשני העשירונים הנמוכים ביותר. מן התוצאה הבולטת הראשונה ניתן להסיק כי המובהקות שנצפתה בלוח 4 עבור התשואות הליליות נובעת בעיקר מהעשירונים הנמוכים של התשואה.

במקביל לתשואות נקבעים בשווקים גם מחזורי המסחר ופערי המחירים התוך-יומיים. לפיכך היה זה אך טבעי לבחון את השפעת הסיקור העודף על משתנים אלו. כדי לשמור על אחידות הניתוח הרצנו רגרסיות אחוזונים (עשירונים 1-9) עם משתנים מסבירים בדומה למה שעשינו בלוח 4 ובאיור 4. המשתנים המוסברים הם מחזורי המסחר היומיים של מדד תל אביב 100 (בלוגים), התנודתיות התוך-יומית המוחלטת וזו היחסית (שבאות לידי ביטוי בפער בין המדד הגבוה לנמוך באותו יום). המשתנים המסבירים הם (מעבר לחותך) הסיקור העודף (env\_res), המשתנה המוסבר בפיגור של 3 ימים ומשתנה דמי, המקבל את הערך 1 עבור יום ראשון (השונה משאר ימי השבוע מבחינת מחזורי המסחר והתנודתיות) ואת הערך 0, אחרת. תוצאות מקדמי הסיקור העודף (עמודות מלאות – bars) ומבחני ה-t שלהם (הקווים – spikes) בשלוש הרגרסיות לפי עשירונים (1-9) מוצגות באיור 5.

איור 5: המקדמים ומבחני t של שארית הסנטימנט בגרסיות אחוזניים להסבר מחזורי המסחר (Vol), פערי המחירים היחסיים (Gap) ופערי המחירים המוחלטים (GapA)



כל המקדמים של הסיקור העודף נמצאו שליליים כצפוי (חוץ מאשר בגרסיות של מחזורי המסחר בשלושת העשירונים הנמוכים), והיו בעלי מובהקות סטטיסטית בעיקר בזנבות הקיצוניים. סיקור עודף חיובי מוריד את נפח המסחר ואת התנודתיות התוך-יומית בעשירון העליון. לעומת זאת מקדמי הסיקור העודף בגרסיות היקפי המסחר בשלושת העשירונים הנמוכים היו חיוביים ומובהקים. כלומר: בימים שבהם מחזורי המסחר היו נמוכים נמצא שמקדם הסיקור העודף היה חיובי ומובהק. בעשירון העליון של כל שלוש המשתנים המוסברים מקדם הסיקור העודף הוא שלילי ומובהק; כלומר: בימים של תנודתיות תוך-יומית גבוהה ומחזורים גבוהים מקדם הסיקור העודף הוא שלילי ומובהק, ובכך פועל הסיקור העודף השלילי להגדלתם של משתנים אלה.

באופן כללי, אין הבדלים משמעותיים בין העשירונים השונים, במיוחד כשמשווים את התוצאות לאלו המוצגות באיור 4. הסיבה העיקרית לכך היא שהעשירונים התחתונים משקפים ימים שבהם נפח המסחר היומי קטן, כלומר אין פעילות משמעותית בשוק המניות. לעומת זאת העשירונים העליונים משקפים ימים של פעילות אינטנסיבית, שבהם מחזורי המסחר והפערים במחיר גדולים יותר מאשר בימים "נורמליים".



תוצאות המבחנים השונים להשפעת הסיקור העודף על תשואות מדד תל אביב 125 ועל מאפייני מסחר נוספים היו לרוב בהתאם למצופה. כך השפעת הסיקור העודף על התשואה הלילית (ON) ועל התשואה היומית (TD) הייתה חיובית ומובהקת ברגרסיות EGARCH (לוח 4). משמע שסיקור עודף חיובי/שליליתרם להעלאת/להורדת התשואה הלילית והתשואה היומית של מדד המניות. משמעות התוצאה היא שלתקשורת המודפסת השפעה מובהקת בעיקר על שערי הפתיחה של המניות. תוצאה זו מתיישבת אף היא עם מאפייני התנהגותם של משקיעים פרטיים "נאיביים", שמקבלים החלטות השקעה לאחר שעות העבודה, בהסתמכם, בין היתר, על עיתונים כלכליים, ופועלים עם פתיחת המסחר ( Lou et al., 2015). העובדה שמשקיעים אלו מושפעים מהתקשורת המודפסת (Peress, 2014), ובמיוחד, במקרה שלנו, מהעיתונים הכלכליים, עשויה להסביר מדוע נמצאה השפעה של הסיקור העודף על התשואות הליליות בעיקר בימים של ירידות חדות (עשירון 1). בניגוד לתשואות הליליות, השפעת הסיקור העודף על התשואות התוך-יומיות נמצאה שלילית וללא מובהקות סטטיסטית (לוח 4). אחד ההסברים לתופעה העולמית של תשואות ליליות חיוביות לעומת תשואות תוך-יומיות שליליות, אשר נצפתה גם בשוק המניות בתל אביב, הוא התגובה הלא רציונלית (יחסית) לידיעות המתקבלות מחוץ לשעות המסחר. התוצאות שקיבלנו בעבודה מתיישבות עם הסבר זה, שכן ההשפעה המרבית של העיתונות המודפסת היא על התשואות הליליות. ואכן, התשואות היומיות (TD), שהן הסכימה של התשואות הליליות והתוך-יומיות, הושפעו חיובית מהסיקור העודף. נוסף על כך מצאנו כי השונות המותנית של התשואות מושפעת שלילית מהסיקור העודף (לוח 4), וכי מקדמי השונות מובהקים רק עבור התשואות הליליות. משמעות הממצא זה היא שסיקור עודף שלילי/חיובי מגדיל/מקטין את שונות התשואה, כצפוי. נציין גם כי אסימטריה (אפקט המנוף) נמצאה במשוואת השונות של כל התשואות ברגרסיות ה-EGARCH (לוח 4). השערתנו כי השפעת הסיקור העודף באה לידי ביטוי מרבי בקצות ההתפלגות של התשואות קיבלה אפוא תמיכה ברגרסיות האחוזונים (איור 4).

## **5. בדיקת עמידות התוצאות**

בסעיף זה נבדוק את מובהקות התוצאות שהתקבלו בעבודה בעזרת שינוי של פרמטרים או של סוג משוואות אמידה. הבדיקה הראשונה שערכנו נוגעת להגדרת הסיקור העודף ( $env\_res$ ). בהשוואה להגדרה המקורית של האווירה (שווה הערך הכספי של תקשורת חיובית פחות שווה הערך של תקשורת שלילית) הוספנו את שווה הערך של תקשורת ניטרלית כך:

$$env = Pos + I * Neutral - (1 - I) * Neutral - Neg \quad (7)$$

כאשר  $Pos$ ,  $Neg$ ,  $Neutral$  הם שווי הכתבות החיוביות, השליליות והניטרליות בעיתונים (במיליוני שקלים), בהתאמה ו-  $I \in (0, 1)$  הוא משתנה דמי, המקבל את הערך 1 אם שווי הכתבות החיוביות גדול משווי הכתבות השליליות ו-0 אחרת. הסיבה לחישוב זה היא העובדה שבכל יום או שהתפרסמו כתבות חיוביות וניטרליות (אווירה חיובית) או שהתפרסמו כתבות שליליות וניטרליות (אווירה שלילית), אך אף פעם לא התפרסמו גם כתבות שליליות וגם חיוביות באותו עיתון באותו היום. לוח 6

מציג את תוצאות רגרסיית EGARCH וההבדל היחיד בינו לבין לוח 5 הוא הגדרת הסיקור העודף, הכוללת בלוח 6 גם את האווירה הניטרלית לפי משוואה 7.

**לוח 6: תוצאות הרגרסיות של תשואות תל אביב 125 ושארית האווירה (כולל ניטרלית)**

Dependent Variable:	ON	ID	TD
<b>Mean Equation</b>			
C	0.063***	-0.036***	0.027
env_res (Eq. 7)	-0.203	-0.041	-0.221
ON/ID/TD(-1)	-0.038	0.009	0.020
ON/ID/TD(-2)	0.003	-0.044*	-0.051**
ON/ID/TD(-3)	-0.035	-0.011	0.003
<b>Variance Equation</b>			
C	-0.135***	-0.134***	-0.134***
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>0.5</sup>	0.136***	0.142***	0.153***
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>0.5</sup>	-0.042***	-0.078***	-0.074***
Log(GARCH(-1))	0.979***	0.979***	0.973***
env_res (Eq. 7)	0.319***	0.127	-0.048
Adj. R <sup>2</sup>	0.00	0.00	0.00
DW	1.99	2.02	2.06

=====

This table presents the EGARCH regression results of the three rates of return (ON, ID, and TD). "env\_res" is defined in this table by Equation (7), which includes neutral tone, while all other variables and procedures are the same as in Table 4. ON/ID/TD(-j) j = {1..3} are the respective endogenous variables in lag, e.g., ID(-1) for the ID equation. In the variance equation, RESID(-1)/GARCH(-1)<sup>0.5</sup> (leverage effect) is the asymmetric component of the EGARCH model .

\*\*\*, \*\*, \* are 0.01, 0.05, 0.1 significance levels, respectively.

ניתן לראות כי המובהקות הסטטיסטית של הסיקור העודף חלשה בכל המשוואות, בעוד שמקדם הסיקור העודף במשוואת השונות נהיה חיובי ומובהק לתשואות הליליות. סימן המקדם השתנה במרבית המקרים, אבל לרוב היה לא מובהק, ולכן אפשר להסיק שהבחירה שלנו כמדד לאווירה (חיובי פחות שלילי ללא הכנסת הסיקור הניטרלי) מתאים יותר.

**הפרדה בין עיתונים כלכליים מקצועיים לכלכליים כלליים**

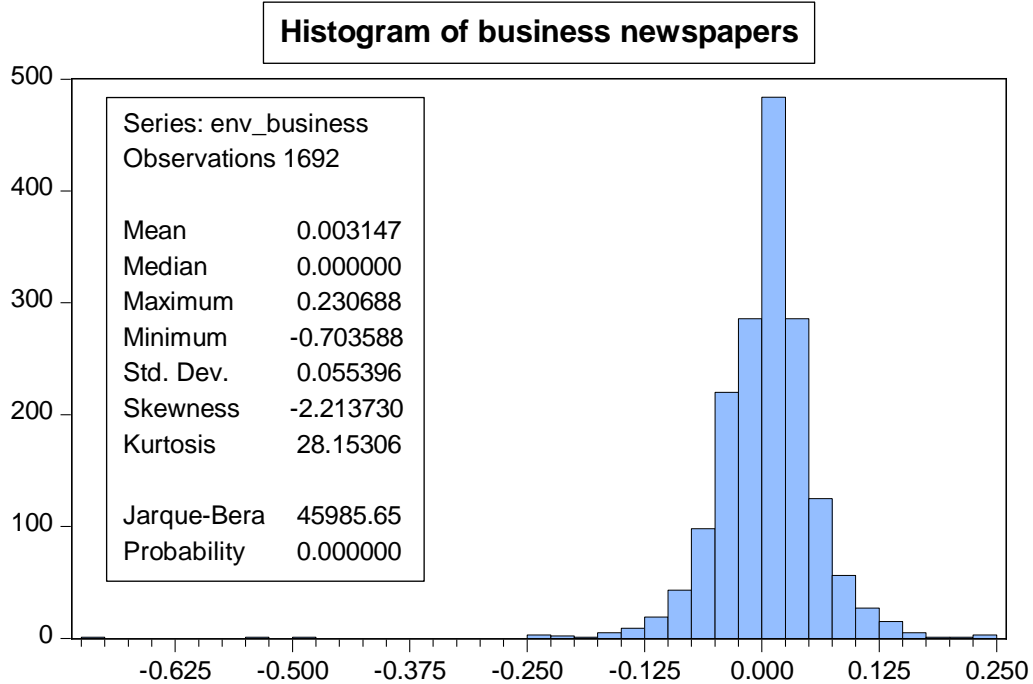
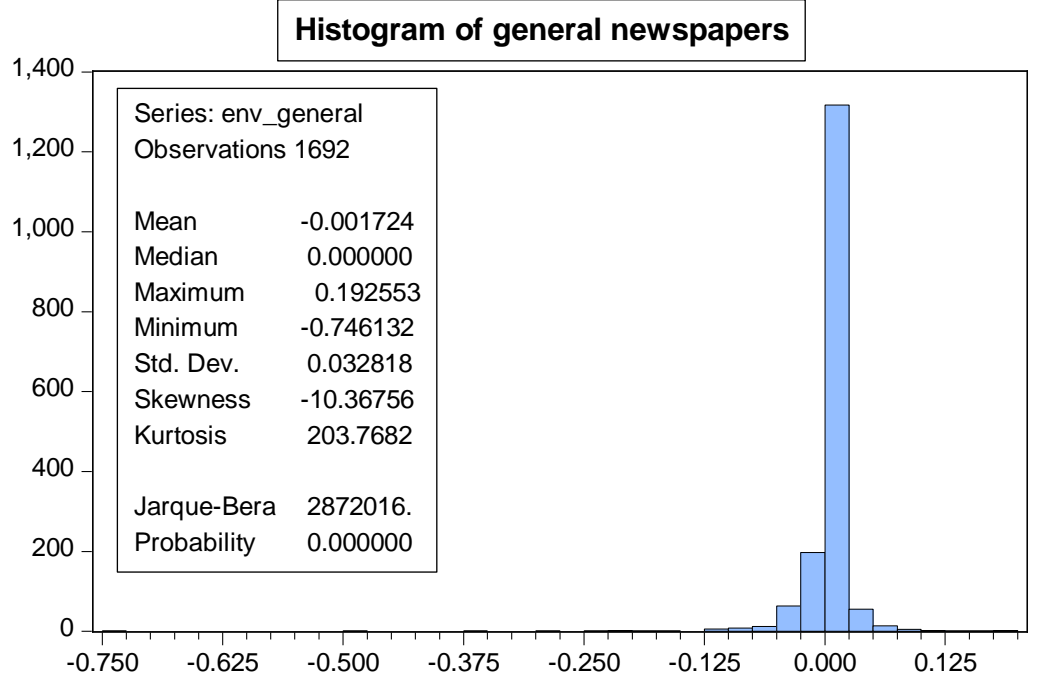
הבדיקה הבאה לגבי הסיקור העודף נוגעת לסוג העיתונים שנכללו במדגם. עד כה נכללו כל העיתונים החשובים, הן הכלכליים ("דה-מרקר", "גלובס", "כלכליסט") והן המוספים הכלכליים של העיתונים הכלליים ("ידיעות", "מעריב", "ישראל היום"). מאחר שלהערכתנו השפעת הסיקור העודף גדולה יותר על המשקיעים הנאיביים, שלרוב אינם קוראים את העיתונים הכלכליים, בחנו את ההשפעה של הסיקור העודף, בדומה לאיור 4, תוך הפרדה בין סוגי העיתונים. השערתנו היא שהקשר החיובי המובהק שנמצא בשתי קצות ההתפלגות ייחלש בעיתונים הכלכליים בהשוואה לעיתונים הכלליים.

תחילה נציג השוואה בין היסטוגרמות וסטטיסטיים בסיסיים של משתנה האווירה שחושבה על סמך כל העיתונים (env) לבין האווירה שחושבה על סמך העיתונים הכלכליים בלבד (להלן env\_econ).

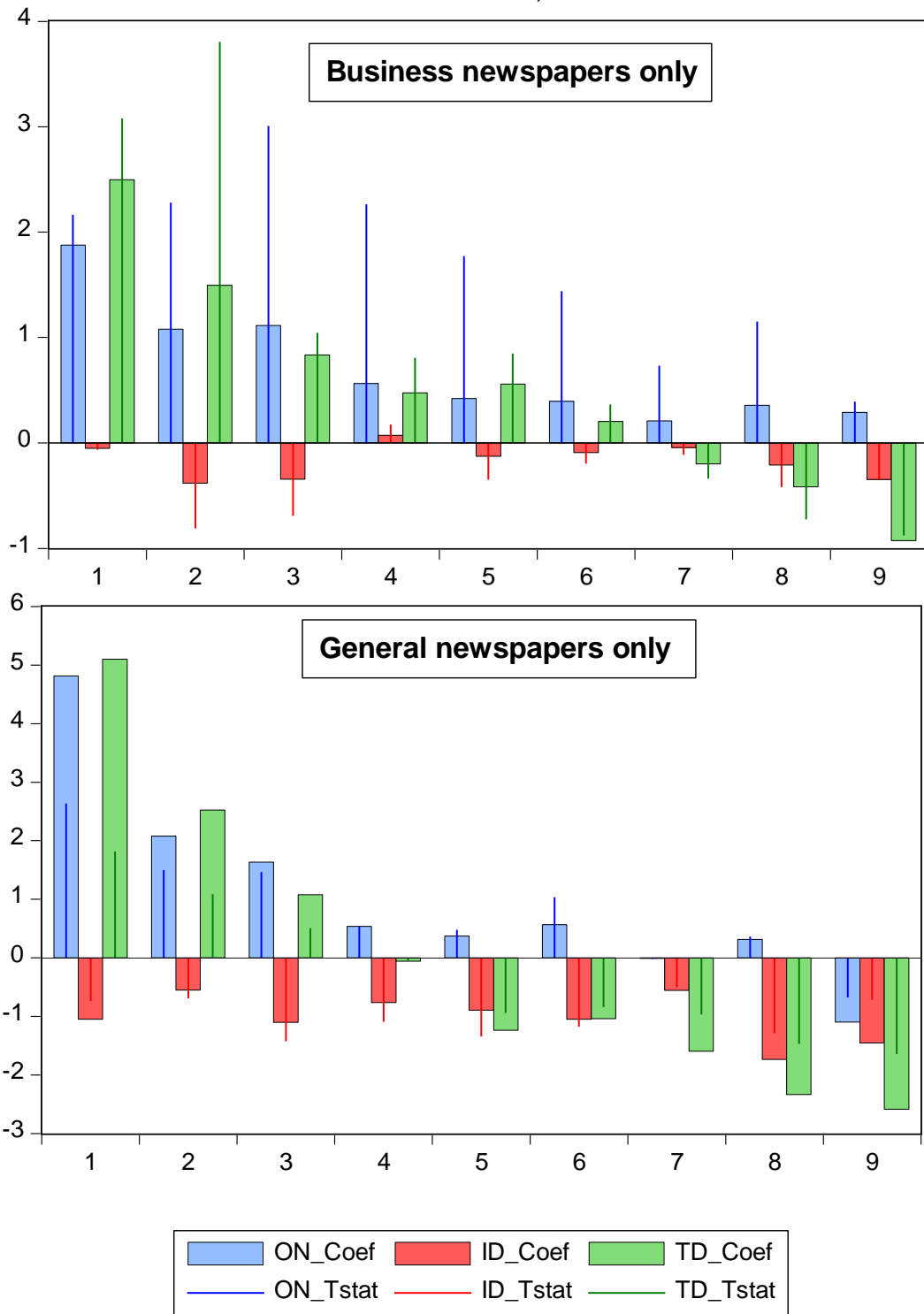
השוואה, באיור 6, בין המאפיינים הסטטיסטיים של האווירה שחושבה על סמך עיתונים כלליים (החלק העליון של האיור), לזו המבוססת על העיתונים הכלכליים (החלק התחתון), מראה כי האווירה המבוססת על עיתונים כלליים היא בממוצע שלילית ביחס לאווירה חיובית בממוצע בעיתונים הכלכליים. סטיית התקן גבוהה יותר בעיתונות הכלכלית, אך מדדי האסימטריות מצביעים על התפלגות פחות לא סימטרית בתקשורת הכלכלית בהשוואה לכללית. ממצאים השוואתיים אלה עולים בקנה אחד עם הערכתנו הקודמת לגבי ההבדלים בין הסיקור התקשורתי הכללי לסיקור התקשורתי הכלכלי, ובמיוחד עם ההשפעה המשמעותית של הסיקור התקשורתי הכללי על המשקיעים הנאיביים, שרובם אינם קוראים את העיתונים הכלכליים המקצועיים. כדי לבדוק את ההערכה הזאת ברגרסיה הרצנו רגרסיות כמותיות (מקדמים ומבחני  $t$ ) כמו באיור 4, בתוספת האווירה הצפויה בעיתונים הכלכליים המקצועיים לעומת הכלליים. איור 7 מציג את תוצאות רגרסיות האחוזונים (מקדמים ומבחני  $t$ ), שבהן החלק העליון מציג את השפעת האווירה של העיתונים הכלכליים המקצועיים על שלוש התשואות (הלילית, התוך-יומית והיומית), בעוד שהלוח התחתון מציג את התוצאות המקבילות עבור התקשורת הכלכלית הכללית.

איור 6: האווירה על פי העיתונים הכלליים לעומת עיתונים כלכליים

Figure 6: Tone based on 'general' newspapers compared with 'business' newspapers



איור 7: המקדמים ומבחני ה-t של שארית האווירה ברגרסיות אחוזונים: תשואות ליליות (ON), תשואות תוך-יומיות (ID) ותשואות יומיות (TD)



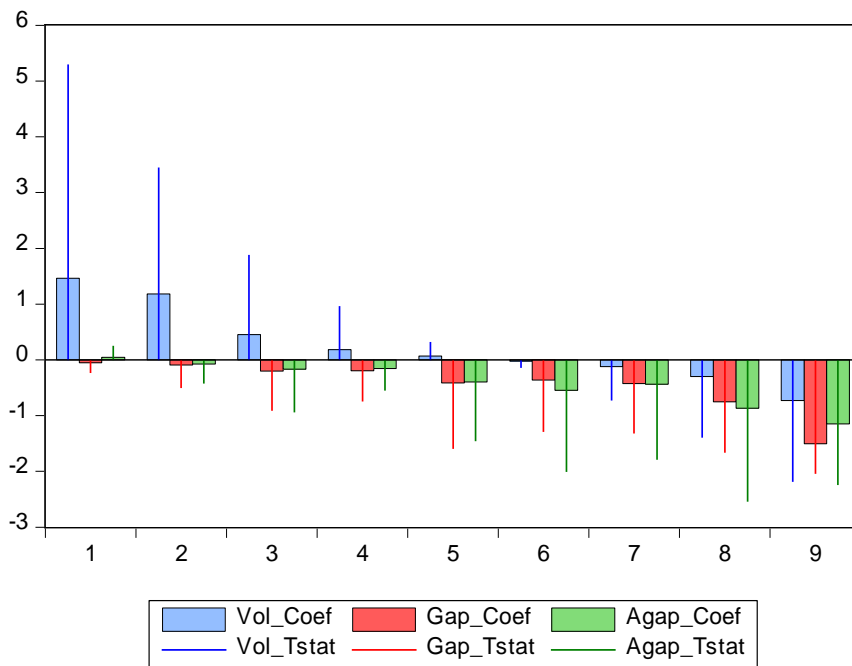
בהשוואה בין החלק העליון של איור 7 לחלקו העליון ובהשוואתם לתוצאות שבאיור 4 (כל העיתונים יחד) אנו מצביעים על ההבדלים הבאים :

- א. המקדמים, ובעיקר המובהקות שלהם, דועכים בפאנל העליון (התקשורת הכלכלית המקצועית) לאט יותר במעבר בין העשירון התחתון לעליון בהשוואה לפאנל התחתון (התקשורת הכלכלית הכללית).
- ב. מקדמי הסיקור העודף ברגרסיות האחוזונים שבהן המשתנה המוסבר הוא התשואות התוך- יומיות בשני האיורים לא מובהקים בשום עשירון (כמו באיור 4).

תוצאות אלו מתיישבות עם הערכתנו הראשונית שמשקיעים נאיביים חשופים יותר לסיקור התקשורתי ומושפעים ממנו יותר, כפי שמתבטא בעיתונות המודפסת, ובפרט הכללית. כך נצפה שכותרות "מבהילות" על נפילות בבורסה יניעו משקיעים נאיביים למכור את השקעותיהם במחירי חיסול (fire sale), ובכך אף יחריפו את הירידות, משום שמשקיעים אלה פועלים כ"עדר", בעיקר עם פתיחת המסחר. זאת בניגוד למשקיעים מתוחכמים, שיכולים אף לקנות בימים כאלה (contrarians), ובכך למתן את הירידות (Lou et al., (2015); Branch and Ma, (2015)).

בדקנו גם את השפעת הסיקור העודף (המקדמים ומבחני  $t$ ) על המשתנים הנוספים, בדומה לאיור 5, עבור האווירה שחושבה על סמך עיתונים כלכליים מקצועיים בלבד. איור 8 מציג את התוצאות באשר למחזור המסחר (Vol) והתנודתיות התוך-יומית היחסית (Gap) והמוחלטת (Agap).

**איור 8: המקדמים ומבחני  $t$  של שארית האווירה ברגרסיות אחוזונים: מחזורי המסחר (Vol), התנודתיות התוך-יומית היחסית (Gap) והמוחלטת (Agap) – העיתונים הכלכליים המקצועיים בלבד**



בהשוואת איור 8 לאיור 5 ניכר הבדל משמעותי הנוגע למקדמים של מחזורי המסחר: באיור 8 מקדמים אלו מובהקים וחיוביים עד עשירון 3 ושלייים בשאר העשירונים, ובפרט הם מובהקים בעשירונים 8–9. משמעות הבדל זה היא שמחזורי המסחר רגישים יותר לסיקור העודף בעיתונים הכלכליים המקצועיים בהשוואה לעיתונים הכלליים. כנגד זאת אין הבדלים משמעותיים בין איור 8 לאיור 5 בפערי המחירים היחסיים (Gap) והמוחלטים (AGap).

בחנו גם את הגדרת הסנטימנט המקובלת בספרות – לפי מספר הכתבות ולא לפי שוויין הכספי. כאן האווירה הוגדרה כמספר הכתבות החיוביות פחות מספר השליליות<sup>8</sup> בכל העיתונים (הן הכלליים והן הכלכליים). התוצאות מתוארות בלוח 7.

**לוח 7: תוצאות הרגרסיה של תשואות מדד ת"א 125 ושארית האווירה על מספר הכתבות (ולא שוויין) (log):**

Dependent Variable:	ON	ID	TD
<b>Mean Equation</b>			
C	0.061***	-0.041***	0.018
env_res (#positive-#negative articles)	-0.001	-0.002	-0.003
ON/ID/TD(-1)	-0.035	0.009	0.022
ON/ID/TD(-2)	0.002	-0.045*	-0.052**
ON/ID/TD(-3)	-0.034	-0.012	0.005
<b>Variance Equation</b>			
C	-0.146***	-0.141***	-0.126***
RESID(-1)/GARCH(-1)^.5	0.151***	0.151***	0.146***
RESID(-1)/GARCH(-1)^.5	-0.056***	-0.083***	-0.078***
Log(GARCH(-1))	0.973***	0.973***	0.969***
env_res (#positive-#negative articles)	0.003**	0.004*	0.003*
Adj. R <sup>2</sup>	0.00	-0.01	0.00
DW	1.99	2.03	2.06

=====

This table presents the EGARCH regression results of the three rates of return. "env\_res" is the residual of Equation (4), as in Table 4, except for env, which is the gap between the number of positive and negative articles (in logs). All other variables and procedures are the same as in Table 4.

\*\*\*, \*\*, \* are 0.01, 0.05, 0.1 significance levels, respectively.

המקדמים ברגרסיות שהתקבלו בלוח 7 להלן הם בכיוונים שונים מאשר בלוח 4, וכן גם גודל המקדמים ומובהקותם במשוואת התוחלת ובמשוואת השונות. בפרט, המקדם של המשתנה המסביר שנבחן בעבודה – הסיקור העודף – הוא בקירוב 0 ואינו מובהק. ממצא זה מלמד לכאורה על היתרון של ההגדרה החדשנית אשר שימשה אותנו בעבודה זו, הגדרה המביאה בחשבון את שווה הערך הכספי

<sup>8</sup> מאחר שכמעט בכל המקרים היו או כתבות חיוביות או שליליות המשתנה שנבדק מתפלג סביב האפס. לדוגמה, אם פורסמו 3 כתבות שליליות ביום מסוים (ללא כתבות חיוביות) האווירה היא  $env = -3$ .

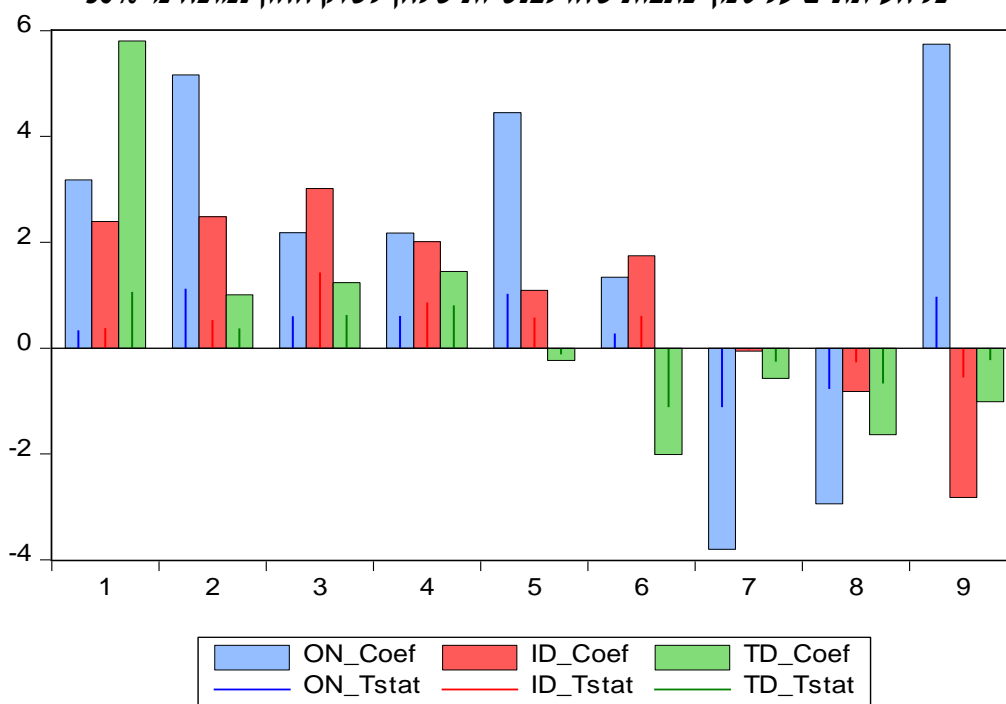
של ההודעות ולא רק את מספר ההודעות החיוביות פחות השליליות. כנגד זאת, האומדן של הסיקור העודף במשוואת השונות הוא מובהק וחיובי, מה שמייצג את ההפך ממה שהראינו בלוח 4. שאר המשתנים זהים לאלו המוצגים בלוח 4.

בדיקה נוספת שערכנו היא לגבי מצרפים שונים של מדדי מניות. נבדקו מדד המניות הכללי ומדד תל אביב 35 בהשוואה למדד תל אביב 125. ככלל, לא נמצאו הבדלים משמעותיים בהשפעת הסיקור העודף על התשואות במדדים אלטרנטיביים אלו, ועל כן התוצאות לא מוצגות כאן.

### שימוש בכתבות בעלות רלבנטיות נמוכה

בדיקה חשובה נוספת עניינה ברף הרלבנטיות להכללת מאמר במדגם שלנו. כאמור, כללנו רק מאמרים שבהם מידת הרלבנטיות לשוק המניות הייתה 50% או יותר. לכן, כדי לאמת את התוצאות שהתקבלו, הרצנו את גרסיית האחוזונים כאשר האווירה מחושבת על סמך כתבות עם רלבנטיות נמוכה מ-50%. ההשערה שלנו היא כי התפלגות המקדמים על העשירונים השונים תהיה דומה, ובפרט – שלא יהיו תוצאות שונות ומובהקות סטטיסטית בקצות ההתפלגות לעומת מרכז ההתפלגות. התוצאות של גרסיה אחוזונית זו מוצגות באיור 9.

**איור 9: המקדמים ומבחני t של הסיקור העודף על התשואה הלילית, התוך-יומית והיומית עבור כל העיתונים על סמך כתבות שהרלבנטיות שלהן לשוק ההון נמוכה מ-50%**



כפי שניתן לראות, ובמיוחד בהשוואה לאיור 4 (כאשר מידת הרלבנטיות של הייתה 50% או יותר), אין הבדל משמעותי בין המקדמים של שלושת סוגי התשואות בעשירונים השונים, ואף אחד מהם אינו מובהק סטטיסטית. זאת בניגוד לתוצאות שהתקבלו באיור 4. תוצאה זו מצדיקה לכאורה את בחירתנו לכלול רק כתבות שבהן מידת הרלבנטיות לשוק ההון הייתה 50% או יותר.



## שימוש ב-Google Trend במקום בשווי הסיקור

שאלה נוספת שבדקנו היא אם משתנה האווירה שלנו, שנבנה באופן ידני על ידי "יפעת מחקרי מדיה" (כפי שמפורט בפרק המתודולוגיה), אכן משקף בדיוק את האווירה. לשם בדיקה זו השתמשנו ב-Google Trend בהתאם לשיטה של Da et al. (2015) FEARS (Financial and Economic Attitudes Revealed by Search). כך בנינו מדד יומי למשתנה האווירה המתבסס על נפח החיפוש של מונחים רלבנטיים ב"גוגל".

### לוח 8: תוצאות רגרסיה EGARCH(1,1,1): שימוש בתוני Google Trend

Dependent Variable:	fear_res			env_res		
	ON	ID	TD	ON	ID	TD
<b>Mean Equation</b>						
C	0.049***	-0.031*	0.018	0.045***	-0.030	0.016
fear_res/env_res	-0.015	0.006	0.011	1.05***	-0.087	1.18**
ON/ID/TD(-1)	0.042	-0.003	0.055	0.037	-0.003	0.059
ON/ID/TD(-2)	-0.055	-0.031	-0.083**	-0.043	-0.029	-0.079*
ON/ID/TD(-3)	0.024	-0.024	0.066*	0.037	-0.022	0.064
<b>Variance Equation</b>						
C	-0.222***	-0.232***	-0.228***	-0.244***	-0.253***	-0.226***
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>5</sup>	0.148***	0.155***	0.157**	0.150***	0.169***	0.154**
RESID(-1)/GARCH(-1) <sup>5</sup>	-0.119***	-0.146***	-0.196***	-0.129***	-0.144***	-0.190***
Log(GARCH(-1))	0.933***	0.919***	0.867***	0.921***	0.911***	0.867***
fear_res/env_res	0.025*	0.015	0.022	-0.437	-0.117	-0.410
Adj. R <sup>2</sup>	0.01	0.00	0.01	0.03	0.00	0.01
DW	1.95	2.08	1.96	2.00	2.08	2.00
#N	644	644	644	644	644	644

=====

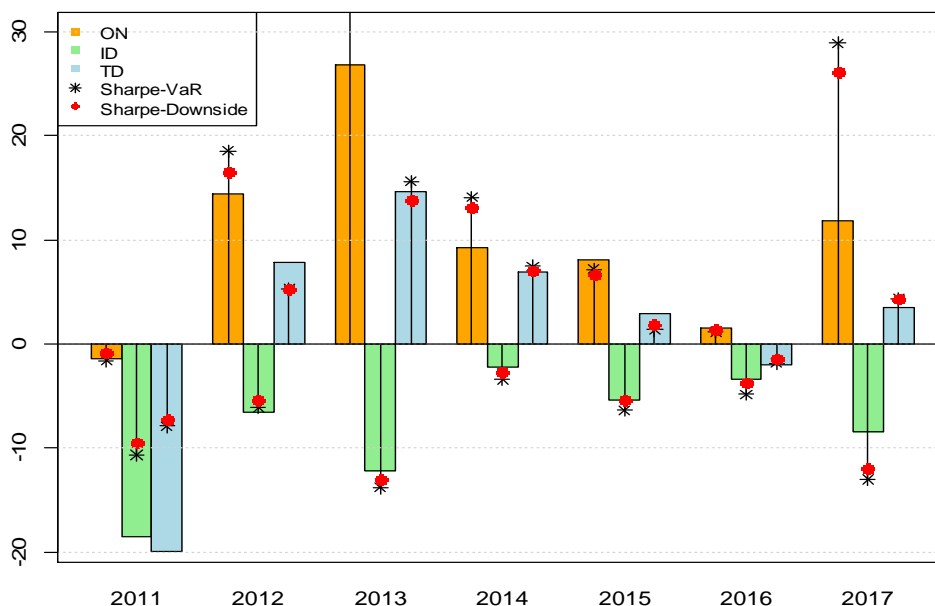
This table presents the EGARCH regression results of the three rates of return (ON, ID, and TD). "*fear\_res*" is the residual of the FEARS index (*env* in Eq. 4) and "*env res*" is the residual of the original *env* of Equation (4). ON/ID/TD(-*j*) where *j* = {1..3} are the respective endogenous variables in lag, e.g., ID(-1) for the ID equation. In the variance equation, RESID(-1)/GARCH(-1)<sup>5</sup> (leverage effect) is the asymmetric component of the EGARCH model.

\*\*\*, \*\*, \* are 0.01, 0.05, 0.1 significance levels, respectively.

לוח 8 מציג את תוצאות הרגרסיה. המדגם מתחיל מ-3/2015 (בגלל אמינות נמוכה של המדד המתבסס על "גוגל" בתקופה מוקדמת יותר). הרגרסיה מתבססת על האווירה העודפת, המחושבת על סמך "מדד גוגל" (הפאנל השמאלי) ואת התוצאות המקבילות בלוח 4 (הפאנל הימני, תוך עדכון של תקופת המדגם). התוצאות מראות באופן ברור כי המשתנה המתבסס על "מדד גוגל" אינו מובהק כלל, בעוד שהמקדמים של הסיקור העודף מובהקים ובעלי סימנים זהים לאלה שהתקבלו בלוח 4. תוצאות אלה תומכות אף הן בשימוש במשתנה האווירה המתבסס על נתוני "יפעת".

לבסוף בדקנו אם התשואה הלילית החיובית בשוק המניות בתל אביב היא תוצאה של סיכון גבוה יותר בלילה מאשר בתוך היום שבו התשואה הממוצעת היא שלילית. במילים אחרות – אם הפזל שנמצא בשווקים אחרים בעולם (Liu and Tse (2017)) קיים גם במדד תל אביב 125. איור 10 מראה ביצועים של מדדים מותאמים לסיכון.

איור 10: התשואות השנתיות המותאמות לסיכון באחוזים



העמודות (הרחבות) מציגות את התשואות השנתיות במהלך תקופת המדגם. ההבדלים בין תשואות ON ו-ID בולטים: תשואות ON הן חיוביות בכל השנים (למעט 2011) ואילו תשואות ID שליליות בכל השנים. תוצאות אלה עולות בקנה אחד עם התוצאות שבלוח 1 ובאיור 2. סטיית התקן בתשואות ה-ID גדולה אף יותר מאשר בתשואות ה-ON (0.68 לעומת 0.6 לוח 6). הקווים עם הכוכבים בקצותיהם מראים את מדד Sharpe המותאם ל-VaR (התשואה שנתית המחולקת ב"ערך הסיכון" ברמת מובהקות של 5%).<sup>9</sup>

כאן ההבדלים בין מדד Sharpe המותאם ל-VaR של תשואות ON ו-TD בולטים אף יותר במרבית שנות המדגם. עם זאת, בשנת 2011, אשר התאפיינה בירידות שערים במניות, התשואות (העמודות הרחבות) היו שליליות יותר מאלו המותאמות ל-VaR (השורות עם הכוכבים בקצוות). לבסוף, הנקודות האדומות על הקווים מציגות את מדד Sharpe המותאם לסיכון כלפי מטה. סיכון זה מוגדר

<sup>9</sup> שיטה של VaR היסטורי (התשואות היומיות במהלך שנה קלנדרית). על רקע הריבית האפסית בתקופת המדגם לא ניכנו במונה את התשואה חסרת הסיכון). שיטות אלטרנטיביות (כגון: מדד שארפ המותאם לסיכון נפילה צפוי (Expected Shortfall), מדד שארפ המותאם ל-4 המומנטים העיקריים של התפלגות נורמלית, ומדדי אינפורמציה) הניבו תוצאות דומות, ועל כן הן אינן מוצגות בעבודה.

כסטיית התקן של התשואות השליליות בלבד, וככל שערכו גבוה יותר הסיכון גבוה יותר. גם כאן המדדים של תשואות ON גבוהים יותר מאלה של תשואות ID, אך פחות מאשר במדדים המבוססים על VaR. לפיכך ניתן להסיק על פי איור 10 ולוח 1, שעל פי רוב, תשואות ON הן חיוביות, ומדדי הביצוע המותאמים לסיכון גבוהים מהתשואות השליליות של ה-ID, המלוות בסיכונים גבוהים יותר. מכאן הפאזל שנמצא במדדי מניות רבים בעולם (Lie and Tse (2017)) קיים גם בבורסה לניירות ערך בתל אביב.

## 6. סיכום

עבודה זו בוחנת את השפעת האווירה המתבטאת בתקשורת המודפסת על מחירי המניות בישראל בין ינואר 2011 לאוקטובר 2017. בסיס הנתונים כלל את כל הכתבות בעיתונים הכלכליים ("גלובס", "דה-מרקר" ו"כלכליסט") ובמדורי הכלכלה בעיתונים הכלכליים ("ידיעות אחרונות", "ישראל היום" ו"מעריב") וכן נתונים על מחירי המניות, מחזורי המסחר, ומחירי המקסימום והמינימום היומיים בבורסה בתל אביב. בשונה מעבודות אחרות, נוסף על השימוש באווירה העולה מהכתבה אנו מייחסים משקלות לגודלה, למקום שבו פורסמה, לרייטינג (התפוצה) של העיתון ולמידת החשיפה של הכתבה לקוראים, ובכך מביאים לידי ביטוי את ההשפעה שיש לעצם פרסומה על האווירה. הסנטימנט העולה מהכתבות ביחס לשוק ההון (חיובי, שלילי, ניטרלי) והשווי הכלכלי של הכתבה הוערכו על ידי חברת "יפעת מחקרי מדיה"<sup>10</sup>. מהנתונים הללו יצרנו "מדד אווירה", המתקבל כהפרש בין השווי הכלכלי של הכתבות החיוביות לזה של הכתבות השליליות. את מדד האווירה הרצנו על משתנים כלכליים רלבנטיים, ביניהם משתנים שנקבעו אחרי שעות המסחר, כדי לנכות ממדד האווירה את חלקו הנובע ממשתנים אלה. את שאריות הרגרסיה הגדרנו כ"סיקור עודף", ובכך בודדנו את היקף הסיקור ה"מקורי", ובו השתמשנו כמשתנה המסביר החשוב בעבודה זו. השימוש במשתנה זה, בניגוד לעבודות אחרות, אפשר לנו לבחון באופן מזוקק את ההשפעה של הסיקור התקשורתי והיקפו על המשתנים בשוק ההון.

בחנו את ההשפעה שיש לתקשורת על רכיבי התשואות היומיות (הלילית, התוך-יומית והכוללת). בהפרדה זו אנו בוחנים את השפעת התקשורת על התשואות לפי עיתוין, ובפרט את התשואות הליליות, שכן העיתונים מתפרסמים לפני פתיחת המסחר ומשום כך אמורים להשפיע בעיקר על תשואות אלו. בעזרת הבחנה זו אנו קושרים למעשה בין שני סוגי ספרות: זו העוסקת בהשפעת התקשורת המודפסת על מחירי המניות וזו העוסקת באנומליית התשואות התוך-יומיות בהשוואה לתשואות הליליות. בעזרת פרוצדורות סטטיסטיות מגוונות (EGARCH, Quantile Regression ו-Tabulation) מצאנו כי: (א) השפעת שארית האווירה של התקשורת המודפסת על תשואת המניות חיובית ומובהקת בעיקר בתשואות הליליות; (ב) ההשפעה מובהקת בימים של תנודות חדות, בירידות שערים ובעיתונים הלא כלכליים (הכלכליים), בעשירון הראשון של התפלגות התשואות; (ג) השפעת שארית האווירה על שונות התשואות שלילית ומובהקת. את הממצאים שהתקבלו בשיטה שלנו

<sup>10</sup> חברת "יפעת מחקרי מדיה" עוסקת בתחום חקר המדיה עשרות שנים ומוכרת ניתוחים לפי תחומי עניין. החברה נתנה לנו גישה לנתונים האלה.

השווינו לממצאי שיטות חלופיות, שעשו שימוש (א) בהגדרה נוספת של מדד האווירה; (ב) במספר המאמרים החיוביים מול השלילים במדד האווירה; ו-(ג) בסיווג אוטומטי (Google Trends). בכל המקרים הביאו השיטות החלופיות לתוצאות לא מובהקות ובסימנים מנוגדים לתאוריה. באופן דומה להשפעה על התשואות מצאנו שהיקפי הסיקור והסנטימנט משפיעים על התנדטיות התוך-יומית ועל מחזורי המסחר: סיקור עודף שלילי תרם להגדלת התנדטיות התוך-יומית והיקפי המחזור.

תוצאות אלו מתיישבות עם מאפייני התנהגותם של משקיעים פרטיים "נאיביים", המקבלים החלטות השקעה לאחר שעות העבודה (והמסחר) ופועלים עם פתיחת המסחר למחרת (Lou et al., 2015). העובדה שמשקיעים אלו מושפעים בעיקר מהתקשורת המודפסת (Peress, 2014) עשויה להסביר מדוע נמצא בעבודה זו שהסיקור התקשורתי השפיע על התשואות הליליות, ובעיקר בעשירון התחתון של השינויים במדד המניות (הירידות החדות ביותר). העובדה שמשקיעים פרטיים "נאיביים" מושפעים כאמור מהתקשורת המודפסת מחד גיסא, ופועלים כ"עדר", בייחוד בימים של ירידות חדות, מאידך, מחייבת תכנון דרכי פעולה ומעקב צמוד מצד המופקדים על היציבות הפיננסית ועל פעילותם התקינה של השווקים הפיננסיים.

תמחור הכתבות והכנסתם בערך כספי אפשר לנו לבדוק גם את מידת הסימטריות בסיקור העיתונאי כאשר האירוע המסוקר הוא שינוי במדדי המניות (שניתן למדידה מדויקת). הממצאים שלנו מראים באופן מובהק ובולט שהסיקור אינו סימטרי: ירידות שערים מסוקרות ומובלטות בהיקף כפול מאשר עליות שערים באותם שיעורים. אסימטריות זו בולטת בתקשורת הכלכלית הכללית יותר מאשר בתקשורת הכלכלית המקצועית. הקשר שמצאנו בעבודה זו בין היקפי הסיקור והסנטימנט להתנהגות בשוק ההון מלמד שלאסימטריות זו יש השפעות כלכליות. אלה מצדיקות בחינה נוספת, שהיא מעבר לעבודה זו.

- Antweiler, W. & M. Z. Frank (2004), "Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards," *The Journal of Finance*, 59(3), 1259–1294.
- Barber, B. M., T. Odean, & N. Zhu (2008), "Do Retail Trades Move Markets?," *The Review of Financial Studies*, 22(1), 151–186.
- Basdekidou, V. A. (2017), "The Momentum & Trend-Reversal as Temporal Market Anomalies," *International Journal of Economics and Finance*, 9(5), 1–19.
- Basset, G., & R. Koenker (1978), "Regression Quantiles," *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Berkman, H., P. D. Koch, L. Tuttle, & Y. J. Zhang (2012), "Paying Attention: Overnight Returns and the Hidden Cost of Buying at the Open," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(4), 715–741.
- Branch, B. S. & A. Ma (2015), "Overnight Return, the Invisible Hand Behind Intraday Returns?," *Journal of Applied Finance*, 22(2). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2689719>
- Boudoukh, J., R. Feldman, S. Kogan, & M. Richardson (2013), "Which News Moves Stock Prices? A Textual Analysis," National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 18725.
- Coval, J. D. & T. Shumway (2001), "Expected Option Returns," *The Journal of Finance*, 56(3), 983–1009.
- Das, S. R. & M. Y. Chen (2007), "Yahoo! for Amazon: Sentiment Extraction from Small Talk on the Web," *Management Science*, 53(9), 1375–1388.
- Fang, L. H., J. Peress, & L. Zheng (2014), "Does Media Coverage of Stocks Affect Mutual Funds' Trading and Performance?," *The Review of Financial Studies*, 27(12), 3441–3466.
- Ferguson, N. J., D. Philip, H. Y. Lam, & J. M. Guo (2015), "Media Content and Stock Returns: The Predictive Power of Press," *Multinational Finance Journal*, 19(1), 1–31. Garcia, D. (2013), "Sentiment During Recessions," *The Journal of Finance*, 68(3), 1267–1300.
- Garz, M. (2014), "Good News and Bad News: Evidence of Media Bias in Unemployment Reports," *Public Choice*, 161(3–4), 499–515.
- Kahneman, D. & M. W. Riepe (1998), "Aspects of Investor Psychology," *The Journal of Portfolio Management*, 24(4), 52–65.
- Kearney, C., & S. Liu (2014), "Textual Sentiment in Finance: A Survey of Methods and Models," *International Review of Financial Analysis*, 33, 171–185.
- Koenker, R. W. & V. d'Orey (1987), "Algorithm AS 229: Computing Regression Quantiles," *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 36(3), 383–393.

- Kothari, S. P., X. Li, & J. E. Short (2009), "The Effect of Disclosures by Management, Analysts, and Business Press on Cost of Capital, Return Volatility, and Analyst Forecasts: A Study Using Content Analysis," *The Accounting Review*, 84(5), 1639–1670.
- Larsen, V. H. & L. A. Thorsrud (2017), "Asset Returns, News Topics, and Media Effects," Norge Bank Research, Working Paper No. 17/2017.
- Liu, Q. & Y. Tse (2017), "Overnight Returns of Stock Indexes: Evidence from ETFs and Futures," *International Review of Economics & Finance*, 48, 440–451.
- Lou, D., C. Polk, & S. Skouras (2015), "A Tug of War: Overnight Versus Intraday Expected Returns," SSRN Working Paper.
- Loughran, T. & B. McDonald (2011), "When is a Liability not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks," *The Journal of Finance*, 66(1), 35–65.
- Muddiman, A., & N. J. Stroud (2017), "News Values, Cognitive Biases, and Partisan Incivility in Comment Sections," *Journal of Communication*, 67(4), 586–609.
- Pastor, L. & P. Veronesi (2009), "Learning in Financial Markets," *Annual Review of Finance and Economics*, 1(1), 361–381.
- Peress, J. (2014), "The Media and the Diffusion of Information in Financial Markets: Evidence from Newspaper Strikes," *The Journal of Finance*, 69(5), 2007–2043.
- Pruitt, S. W., J. R. Robert, & E. H. George (1988), "The Effect of Media Presentation on the Formation of Economic Expectations: Some Initial Evidence," *Journal of Economic Psychology*, 9 (3): 315–25.
- Ranyard, R., F. Del Missier, N. Bonini, D. Duxbury, & B. Summers (2008), "Perceptions and Expectations of Price Changes and Inflation: A Review and Conceptual Framework," *Journal of Economic Psychology*, 29, 378–400.
- Riedel, C. & N. Wagner (2015), "Is Risk Higher During Non-Trading Periods? The Risk Trade-off for Intraday Versus Overnight Market Returns," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 39, 53–64.
- Shiller, R. J. (2005), *Irrational Exuberance*, Princeton University Press.
- Soroka, S. N. (2006), "Good News and Bad News: Asymmetric Responses to Economic Information," *Journal of Politics*, 68(2), 372–385.
- Tetlock, P. C. (2007), "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market," *The Journal of Finance*, 62(3), 1139–1168.
- Tversky, A. & Kahneman, D. (1992), "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty." *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4), 297–323.
- Wiener, Z. & R. Tompkins (2008), "Bad Days and Good Nights: A Re-Examination of Non-Traded and Traded Period Returns." Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1102165> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1102165>

## רשימת המאמרים בסדרה

ט. סוחוי, נ. פרסמן – מידע מקדים בציפיות המעסיקים.	2009.01
נ. זוסמן, ר. פריש – ההשפעה הסיבתית של סביבת גידול ההורים והשכלתם על השכלת ילדיהם.	2009.02
R. Frish and N. Zussman – The Causal Effect of Parents' Childhood Environment and Education on Their Children's Education.	2009.02
ו. נגר – האיתנות הפיננסית של המגזר העסקי הריאלי וסיכוני האשראי במערכת הבנקאית בישראל.	2009.03
E. Argov – The Choice of a Foreign Price Measure in a Bayesian Estimated New-Keynesian Model for Israel.	2009.04
א. ארגוב – בחירת מצרף מחירי חו"ל במסגרת אמידה בייסואנית של מודל ניאו-קיינסיאני למשק הישראלי.	2009.04
ג. נבון – גלישת הון אנושי במקום העבודה: גיוון כוח העבודה ופרייון.	2009.05
G. Navon – Human Capital Spillovers in the Workplace: Labor Diversity and Productivity.	2009.05
T. Suhoy – Query Indices and a 2008 Downturn: Israeli Data.	2009.06
J. Djivre and Y. Menashe – Testing for Constant Returns to Scale and Perfect Competition in the Israeli Economy, 1980–2006.	2009.07
ס. ריבון – מדדים לאינפלצית הליבה בישראל.	2009.08
S. Ribon – Core Inflation Indices for Israel	2009.08
י. מזר – בחינת מבנה השכר במגזר הציבורי והפרטי והמיון העצמי של עובדים שעברו ביניהם, בשנים 1995 עד 2005.	2009.09
ע. ברנדר – השפעת הסדרי החיסכון לגיל פרישה בישראל על התחלקות ההכנסות.	2009.10

A. Brender – Distributive Effects of Israel's Pension System.	2009.10
ע. ישיב, נ. (קלינר) קסיר – דפוסי ההשתתפות של ערביי ישראל בשוק העבודה.	2009.11
ג. נבון, ר. פריש – השפעת החוק לעידוד השקעות הון בתעשייה על התוצר, התעסוקה וההשקעה: ניתוח אמפירי בנתוני מיקרו.	2009.12
R. Frish and G. Navon – The Effect of Israel's Encouragement of Capital Investments in Industry Law on Product, Employment, and Investment: an Empirical Analysis of Micro Data.	2009.12
א. טולידנו, נ. זוסמן, ר. פריש, ד. גוטליב – השפעת גובה קצבאות הילדים על פריין הילודה.	2009.13
E. Toledano, R. Frish, N. Zussman, and D. Gottlieb – The Effect of Child Allowances on Fertility.	2009.13
ד. נתן – שדרוג המודלים הגוזרים תחזית התפלגות בשער החליפין.	2010.01
D. Nathan – An Upgrade of the Models Used To Forecast the Distribution of the Exchange Rate.	2010.01
A. Sorezcky – Real Effects of Financial Signals and Surprises.	2010.02
א. שורצקי – השפעות ריאליות של איתותים פיננסיים והפתעות פיננסיות.	2010.02
ב. שרייבר – שער החליפין שקל/דולר: פירוק לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי.	2010.03
B. Z. Schreiber – Decomposition of the ILS/USD Exchange Rate into Global and Local Components.	2010.03
E. Azoulay and S. Ribon – A Basic Structural VAR of Monetary Policy in Israel Using Monthly Frequency Data.	2010.04
א. אזולאי, ס. ריבון – מודל VAR מבני בסיסי בתדירות חודשית למדיניות המוניטרית בישראל.	2010.04
נ. זוסמן, ש. צור – תרומתו של חינוך תיכוני מקצועי לעומת עיוני להשכלה ולהצלחה בשוק העבודה.	2010.05



S. Tsur and N. Zussman – The Contribution of Vocational High School Studies to Educational Achievement and Success in the Labor Market.	2010.05
י. לביא, י. מנשה – הקשרים ארוכי וקצרי הטווח של ההשקעה בסקטור העסקי בישראל 1968-2008.	2010.06
Y. Menashe and Y. Lavi – The Long- and Short-Term Factors Affecting Investment in Israel's Business-Sector, 1968-2008.	2010.06
י. מזר – השפעת המדיניות הפיסקלית ורכיביה על התוצר בישראל.	2010.07
Y. Mazar – The Effect of Fiscal Policy and its Components on GDP in Israel.	2010.07
פ. דובמן – מחזורי המיתון בישראל וזעזועים פיננסיים ומקרו-כלכליים - עיתוים ועצמתם.	2010.08
P. Dovman – Business Cycles in Israel and Macroeconomic Crises— Their Duration and Severity.	2010.08
T. Suhoy – Monthly Assessments of Private Consumption.	2010.09
א. שורצקי – האם בנק ישראל השפיע על שער החליפין?	2010.10
A. Sorezcky – Did the Bank of Israel Influence the Exchange Rate?	2010.10
Y. Djivre and Y. Yakhin – A Constrained Dynamic Model for Macroeconomic Projection in Israel.	2010.11
י. ג'יברה, י. יכין – מגבלות מבניות במודל דינמי לחיזוי מקרו-כלכלי בישראל.	2010.11
י. מזר, נ. מיכלסון – פערי השכר בין גברים לנשים במינהל הציבורי בישראל – ניתוח בעזרת נתוני חתך ופאנל.	2010.12
Y. Mazar and N. Michelson – The Wage Differentials between Men and Women in Public Administration in Israel – An Analysis Based on Cross-Sectional and Panel Data.	2010.12
A. Friedman and Z. Hercowitz – A Real Model of the Israeli Economy.	2010.13

מ. גראם – תגמול המנכ"לים בחברות ציבוריות.	2010.14
M. Graham – CEO Compensation at Publicly Traded Companies.	2010.14
א. אזולאי, ר. שהרבני – רמת המינוף בחברות בורסאיות והקשר בינה לבין גורמים כלכליים שונים.	2010.15
E. Azoulay and R. Shahrabani – The Level of Leverage in Quoted Companies and Its Relation to Various Economic Factors.	2010.15
G. Dafnai and J. Sidi – Nowcasting Israel GDP Using High Frequency Macroeconomic Disaggregates.	2010.16
ג. דפנאי, יהונתן סידי – אומדן מוקדם לתמ"ג הרבעוני של ישראל באמצעות נתונים כלכליים בתדירות גבוהה.	2010.16
א. טולידנו, נ. זוסמן, ר. פריש, ד. גוטליב – הכנסה משפחתית ומשקל יילודים.	2010.17
E. Toledano, N. Zussman, R. Frish and D. Gottlieb – Family Income and Birth Weight.	2010.17
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – תקצוב החינוך היסודי 2009-2001.	2010.18
N. Blass, S. Tsur and N. Zussman – The Allocation of Teachers' Working Hours in Primary Education, 2001–2009	2010.18
ת. קריאף – מודל לחיזוי התוצר ורכיביו בטווח הקצר.	2011.01
T. Krief – A Nowcasting Model for GDP and its Components.	2011.01
W. Nagar – Persistent Undershooting of the Inflation Target During Disinflation in Israel: Inflation Avoidance Preferences or a Hidden Target?	2011.02
ו. נגר – החטאת יעד האינפלציה מלמטה בתהליך הדיסאינפלציה בישראל: אסימטריה או יעד סמוי?	2011.02
R. Stein – Estimating the Expected Natural Interest Rate Using Affine Term-Structure Models: The Case of Israel .	2011.03

ר. שטיין – אמידת הריבית הריאלית הטבעית בעזרת מודל אפייני לעקום תשואות: המקרה של ישראל.	2011.03
ר. שהרבני, י. מנשה – שוק בתי המלון בישראל.	2011.04
R. Sharabani and Y. Menashe – The Hotel Market in Israel.	2011.04
ע. ברנדר – השנה הראשונה להפעלת הסדר פנסיית החובה: הציות להסדר והשלכות פוטנציאליות על היצע העבודה.	2011.05
A. Brender – First Year of the Mandatory Pension Arrangement: Compliance with the Arrangement as an Indication of its Potential Implications for Labor Supply.	2011.05
פ. דובמן, י. יכין, ס. ריבון – שוק הדיור בישראל 2008-2010: האם התפתחה בועה במחירי הדירות?	2011.06
P. Dovman, S. Ribon and Y. Yakhin – The Housing Market in Israel 2008-2010: Are Housing Prices a “Bubble”?	2011.06
N. Steinberg and Y. Porath – Chasing Their Tails: Inflow Momentum and Yield Chasing among Provident Fund Investors in Israel.	2011.07
נ. שטינברג, י. פורת – רודפים אחר זנבם: רדיפת תשואות ומומנטום בצבירות בקרב המשקיעים בקופות הגמל בישראל.	2011.07
L. Gallo – Export and Productivity – Evidence From Israel.	2011.08
ל. גאלו – על הקשר שבין פרוץ ליצואנות – ממצאים מישראל.	2011.08
י. גמרסני – השפעת רפורמת עושי השוק על רמת הנזילות בשוק איגרות החוב הממשלתיות השקליות.	2011.09
I. Gamrasni – The Effect of the 2006 Market Makers Reform on the Liquidity of Local-Currency Unindexed Israeli Government Bonds in the Secondary Market.	2011.09
ד. אלקיים, א. בנימיני – ניכוי עונתיות של האינפלציה במדד המחירים לצרכן בישראל.	2011.10
H. Etkes – The Impact of Employment in Israel on the Palestinian Labor Force.	2011.11

ח. אטקס – ההשפעה של התעסוקה בישראל על כוח העבודה הפלסטיני.	2011.11
S. Ribon – The Effect of Monetary Policy on Inflation: A Factor Augmented VAR Approach using disaggregated data.	2011.12
ס. ריבון – השפעת המדיניות המוניטרית על האינפלציה: ניתוח נתונים באמצעות FAVAR.	2011.12
א. ססי-ברודסקי – הערכת סיכון חדלות הפירעון של חברות בישראל באמצעות מודל מבני.	2011.13
A. Sasi-Brodesky – Assessing Default Risk of Israeli Companies Using a Structural Model.	2011.13
י. מזר, א. פלד – שכר המינימום, התפלגות השכר ופער השכר המגדרי בישראל. 2009-1990.	2012.01
Y. Mazar and O. Peled – The Minimum Wage, Wage Distribution and the Gender Wage Gap in Israel 1990–2009.	2012.01
נ. מיכלסון – השפעת החוזים האישיים במינהל הציבורי בישראל על משך השירות.	2012.02
N. Michelson – The Effect of Personal Contracts in Public Administration in Israel on Length of Service.	2012.02
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – מה למדת בבית הספר, ילד מתוק שלי? על השימושים בשעות עבודתם של כוחות ההוראה בבתי הספר היסודיים.	2012.03
א. זוסמן, נ. זוסמן, ס. מיעארי – הגבלת תעסוקה ואלימות פוליטית בסכסוך הישראלי-פלסטיני.	2012.04
S. Miaari, A. Zussman and N. Zussman – Employment Restrictions and Political Violence in the Israeli-Palestinian Conflict.	2012.04
ע. ישיב, נ. (קלינר) קסיר – נשים ערביות בשוק העבודה בישראל: מאפיינים וצעדי מדיניות.	2012.05
E. Yashiv and N. K. (Kaliner) – Arab Women in the Israeli Labor Market: Characteristics and Policy Proposals.	2012.05

E. Argov, E. Barnea, A. Binyamini, E. Borenstein, D. Elkayam and I. Rozenshtrom – MOISE: A DSGE Model for the Israeli Economy.	2012.06
E. Argov, A. Binyamini, E. Borenstein and I. Rozenshtrom – Ex-Post Evaluation of Monetary Policy.	2012.07
ג. ישורון – יום לימודים ארוך והיצע עבודה של אמהות.	2012.08
G. Yeshurun – A Long School Day and Mothers' Labor Supply.	2012.08
י. מזר, ה. מאיה – המדיניות הפיסקאלית והחשבון השוטף.	2012.09
Y. Mazar and M. Haran – Fiscal Policy and the Current Account.	2012.09
נ. זוסמן, א. טולידנו – טרור ומשקל ילודים.	2012.10
E. Toledano and N. Zussman – Terror and Birth Weight.	2012.10
A. Binyamini and T. Larom – Encouraging Participation in a Labor Market with Search and Matching Frictions.	2012.11
א. שחר – עלות הטיפול בילדים בגיל הרך והשפעתה על היצע העבודה של נשים.	2012.12
E. Shachar – The Effect of Childcare Cost on the Labor Supply of Mothers with Young Children.	2012.12
ג. נבון, ד. צ'רניחובסקי – ההוצאה הפרטית לשירותי רפואה, התפלגות ההכנסות ועוני בישראל.	2012.13
G. Navon and D. Chernichovsky – Private Expenditure on Healthcare, Income Distribution, and Poverty in Israel.	2012.13
Z. Naor – Heterogeneous Discount Factor, Education Subsidy, and Inequality.	2012.14
ז. נאור – הטרוגניות בשיעור העדפת הזמן, סובסידיה להשכלה ואי שוויון.	2012.14
H. Zalkinder – Measuring Stress and Risks to the Financial System in Israel on a Radar Chart.	2012.15

י. סעדון, מ גראם – מדד משולב למעקב אחר השווקים הפיננסיים בישראל.	2013.01
Y. Saadon and M. Graham – A Composite Index for Tracking Financial Markets in Israel.	2013.01
A. Binyamini – Labor Market Frictions and Optimal Monetary Policy.	2013.02
E. Borenstein and D. Elkayam – The equity premium in a small open economy, and an application to Israel.	2013.03
D. Elkayam and A. Ilek – Estimating the NAIRU for Israel, 1992–2011.	2013.04
Y. Yakhin and N. Presman – A Flow-Accounting Model of the Labor Market: An Application to Israel.	2013.05
י. יכין, נ. פרסמן – מודל של חשבונאות זרמים לשוק העבודה: יישום עבור ישראל.	2013.05
מ. קהן, ס. ריבון – השפעת מחירי הדירות והשכירות על הצריכה הפרטית בישראל – בחינה באמצעות נתונים מיקרו-כלכליים.	2013.06
M. Kahn and S. Ribon – The Effect of Home and Rent Prices on Private Consumption in Israel—A Micro Data Analysis.	2013.06
S. Ribon and D. Sayag – Price Setting Behavior in Israel – An Empirical Analysis Using Microdata.	2013.07
ס. ריבון, ד. סייג – קביעת מחירים בישראל – בחינה אמפירית באמצעות נתוני מיקרו.	2013.07
ד. פליקר – שקלול תחזית בנק ישראל למדד המחירים לצרכן – מודל מאחד.	2013.08
D. Orpaig (Flikier) – The Weighting of the Bank of Israel CPI Forecast—a Unified Model.	2013.08
O. Sade, R. Stein and Z. Wiener – Israeli Treasury Auction Reform.	2013.09

א. שדה, ר. שטיין, צ וינר – רפורמת מכרזי האג"ח הממשלתיות.	2013.09
D. Elkayam and A. Ilek – Estimating the NAIKU using both the Phillips and the Beveridge curves.	2013.10
A. Ilek and G. Segal – Optimal monetary policy under heterogeneous beliefs of the central bank and the public.	2014.01
ע. ברנדר, מ. סטרבצ'ינסקי – מדיניות הממשלה ביחס להורים צעירים.	2014.02
A. Brender and M. Strawczynski – Government Support for Young Families in Israel.	2014.02
י. מזר – התפתחות השכר במגזר הציבורי והקשרים בינו לבין השכר במגזר הפרטי.	2014.03
Y. Mazar – The Development of Wages in the Public Sector and their Correlation with Wages in the Private Sector.	2014.03
ל. בראון, נ. זוסמן, ר. שהרבני – הגורמים לתאונות דרכים בכבישים בין-עירוניים בישראל.	2014.04
ר. שהרבני – השפעת הטרור, התדמית ומשתנים כלכליים על ביקורי תיירים מסוגים שונים בישראל.	2014.05
H. Etkes – Do Monthly Labor Force Surveys Affect Interviewees' Labor Market Behavior? Evidence from Israel's Transition from Quarterly to Monthly Surveys.	2014.06
ח. אטקס – האם תדירות הראיונות לסקר כוח האדם משפיעה על התנהגות המרואיינים בכוח העבודה? עדויות מהמעבר של הלמ"ס מסקר רבעוני לסקר חודשי.	2014.06
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – סגרגציה של תלמידים בבתי הספר היסודיים ובחטיבות הביניים.	2014.07
N. Blass, S. Tsur and N. Zussman – Segregation of students in primary and middle schools.	2014.07
ע. ברנדר, ע. פוליצר – ההשפעה של שינויים בשיעורי המס על גביית המסים בישראל.	2014.08

A. Brender and E. Politzer – The Effect of Legislated Tax Changes on Tax Revenues in Israel.	2014.08
ג. זוסמן, ד. סייג – התחלקות הסיוע בשכר דירה בין שוכרים למשכירים: המקרה של סטודנטים במרכז ירושלים.	2015.01
D. Sayag and N. Zussman – The Distribution of Rental Assistance Between Tenants and Landlords: The Case of Students in Central Jerusalem.	2015.01
ע. ברנדר, ס. ריבון – השפעתן של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל, ושל הכלכלה הגלובלית, על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת לאחר עשור.	2015.02
A. Brender and S. Ribon – The Effect of Fiscal and Monetary Policies and the Global Economy on Real Yields of Israel Government Bonds.	2015.02
ס. ריבון – אינפלציה אישית למשק הבית – כיצד משפיע איזור המגורים?	2015.03
ד. אורפייג – ערוצי התמסורת משער החליפין למדד המחירים לצרכן: מבט ענפי על הרכיב הסחיר במדד.	2015.04
I. Caspi – Testing for a Housing Bubble at the National and Regional Level: The Case of Israel.	2015.05
ר. שטיין – ההשפעות של מיסוי רווחי ההון על תמחור הנכסים הפיננסיים.	2015.06
R. Stein – The Effects of Taxation of Capital Gains on the Pricing of Financial Assets.	2015.06
E. Barnea and Y. Menashe – Banks Strategies and Credit Spreads as Leading Indicators for the Real Business Cycles Fluctuations.	2015.07
ב. ליאור – מדיניות פעילה בשוק העבודה: השפעת התכנית "מעגלי תעסוקה" על קבלת גמלאות.	2015.08



ה. פריש – משברי מטבע ושער החליפין הריאלי.	2016.01
R. Frish – Currency Crises and Real Exchange Rate Depreciation.	2016.01
א. פראנד זנד, ו. לביא – על מקורות הפערים המגדריים בהון אנושי: ההשלכות של הטיות סטריאוטיפיות של מורים בטווח הקצר ובטווח הארוך.	2016.02
V. Lavy and E. Sand – On the Origins of Gender Gaps in Human Capital: Short and Long Term Consequences of Teachers' Biases.	2016.02
ה. פריש – שער החליפין הריאלי בטווח הארוך והבינוני.	2016.03
R. Frish – The Real Exchange Rate in the Long Term.	2016.03
A. Mantzura and B. Schrieber – Carry trade attractiveness: A time-varying currency risk premium approach.	2016.04
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – מעורבותן של הרשויות המקומיות במימון שעות העבודה של כוחות ההוראה בחינוך היסודי והשפעתה על ההעדפה המתקנת בחינוך הממלכתי-עברי.	2016.05
א. כספי, מ. גראם – מבחן לבועה במחירי המניות כאשר חלוקת הדיווידנד אינה רציפה: יישום על שוק המניות הישראלי.	2016.06
I. Caspi and M Graham – Testing for Bubbles in Stock Markets.	2016.06
ט. באסקרן, ס. בלס, ע. ברנדר, י. ריינגוורץ – ביזור הכנסות, פיקוח ממשלתי וכלכלת בחירות: לקחים מהשלטון המקומי בישראל.	2016.07
נ. בן טובים – אמידת גמישות הביקוש לדירות ביחס למחיר בישראל.	2016.08
E. Borenstein, and D. Elkayam – Financial Distress and Unconventional Monetary Policy in Financially Open Economies.	2016.09
ש. אפק, נ שטינברג – החשיפה לחו"ל של החברות הציבוריות הנסחרות בבורסה לניירות ערך בתל אביב.	2016.10
S. Afek and N. Steinberg – The Foreign Exposure of Public Companies	2016.10

Traded on the Tel Aviv Stock Exchange.	
.et al. Borio של. א. דניאלי – מחזורים פיננסיים וריאליים בישראל על פי גישתם של.	2016.11
.ה. שטיין – בחינת שוק ריביות הסמן בישראל שוק התלבור לעומת שוק המק"ם.	2016.12
R. Stein – Review of the Reference Rate in Israel: Telbor and Makam Markets.	2016.12
N. Sussmana and O. Zoharb – Has Inflation Targeting Become Less Credible? Oil Prices, Global Aggregate Demand and Inflation Expectations during the Global Financial Crisis.	2016.13
ד. ג'נסוב, א. דה-מלאך, א. זוסמן, נ. זוסמן – השפעת קרבה לאתרים סלולריים על מחירי הדירות בישראל.	2016.14
E. Demalach, D. Genesove A. Zussman and N Zussman – The Effect of Proximity to Cellular Sites on Housing Prices in Israel.	2016.14
.א. ארגוב – התפתחות ההשכלה בישראל ותרומתה לצמיחה ארוכת הטווח.	2016.15
E. Argov – The Development of Education in Israel and its Contribution to Long-Term Growth Discussion Paper.	2016.15
S. Tsur – Liquidity Constraints and Human Capital: The Impact of Welfare Policy on Arab Families in Israel.	2017.01
G. Segal – Interest Rate in the Objective Function of the Central Bank and Monetary Policy Design.	2017.02
N. Tzur-Ilan – The Effect of Credit Constraints on Housing Choices: The Case of LTV limit.	2017.03
.א. ברק – פונקציית הצריכה הפרטית בישראל.	2017.04
A. Barak – The private consumption function in Israel.	2017.04
S. Ribon – Why the Bank of Israel Intervenes in the Foreign Exchange Market, and	2017.04

What Happens to the Exchange Rate.

א. גביוס, אסתר חן, נ. שטינברג – דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים והסיכון לחדלות פירעון.	2017.05
E. Chen, I. Gavious and N. Steinberg – Dividends from Unrealized Earnings and Default Risk.	2017.05
A. Ilek and I. Rozenshtrom – The Term Premium in a Small Open Economy: A Micro-Founded Approach.	2017.06
A Sasi-Brodesky – Recovery Rates in the Israeli Corporate Bond Market 2008–2015.	2017.07
ג. כהן, קובץ' – אמידת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע האשראי באמצעות גישה חדשה לזיהוי ערוץ מאזן החברות.	2017.08
D. Orfaig – A Structural VAR Model for Estimating the Link between Monetary Policy and Home Prices in Israel.	2017.09
M. Haran Rosen and O. Sade – Does Financial Regulation Unintentionally Ignore Less Privileged Populations? The Investigation of a Regulatory Fintech Advancement, Objective and Subjective Financial Literacy.	2017.10
מ. הרן רוזן, א שדה – האם הרגולציה הפיננסית מתעלמת בלא כוונה מאוכלוסיות מוחלשות? בחינה של הקשר בין הטמעת רגולציה בעזרת כלים דיגיטליים לבין אוריינות פיננסית אובייקטיבית וסובייקטיבית.	2017.10
א. דה מלאך, נ. זוסמן – השפעת החינוך המקצועי במגזר הערבי על משתני תוצאה בטווח הקצר והארוך.	2017.11
E. Demalach and N. Zussman – The Effect of Vocational Education on Short- and Long-Term Outcomes of Students: Evidence from the Arab Education System in Israel.	2017.11

ט. סוחוי – תחזית ארוכת טווח לגבי התפלגותם של ביקושי השיא השעתיים לחשמל.	2017.12
ל. גאלו – תחזית ארוכת טווח לביקוש לחשמל במשק הישראלי.	2017.13
ס. איגדלוב, נ. זוסמן, ר. פריש – תגובת השכר להפחתה בשיעורי מס ההכנסה: רפורמת המס שנערכה בישראל ב-2003–2009.	2017.14
S. Igdalov, R. Frish and N. Zussman – The Wage Response to a Reduction in Income Tax Rates: The 2003–2009 Tax Reform in Israel.	2017.14
י. מזר – ההבדלים בין המגזרים הציבורי והפרטי במיומנויות העובדים המשכילים ובתשואה שהמיומנויות משיאות לשכר, והקשר בין שני המשתנים: עדויות מסקרי PIAAC.	2018.01
Y. Mazar – Differences in Skill Levels of Educated Workers between the Public and Private Sectors, the Return to Skills and the Connection between them: Evidence from the PIAAC Surveys.	2018.01
י. אלסטר, א. זוסמן, נ. זוסמן – רקטות: השפעותיו של איום טרור על שוק הדיור.	2018.02
מ. גראם-רוזן, נ. מיכלסון – להיענות או לא להיענות? שיקולים במתן ביטוח אשראי.	2018.03
I. Caspi, A. Friedman and S. Ribon – The Immediate Impact and Persistent Effect of FX Purchases on the Exchange Rate.	2018.04
D. Elkayam and G Segal – Estimated Natural Rate of Interest in an Open Economy: The Case of Israel.	2018.05
א. קז, ר. שטיין – האסטרטגיות שנוקטים מחוללי הציטוטים בבורסה לניירות ערך בתל אביב והקשר ביניהם לבין מדדים לאיכות המסחר.	2018.06

י. מזר, י. ריינגורץ' – השפעת גובה קצבאות הילדים על היצע העבודה: עדויות מתחילת שנות ה-2000.	2018.07
N. B. Itzhak – The Effect of Terrorism on Housing Rental Prices: Evidence from Jerusalem.	2018.08
ר. פריש, י. פולק – השפעת זעזועים בתנאי הסחר על התוצר ועל שער החליפין הריאלי.	2018.09
י. סעדון, מ. רוזנבוים, ב. שרייבר – "רוב מהומה על לא מאומה"? השפעת התקשורת המודפסת על שוק המניות בישראל.	2018.10