

עדויות בקרב המשקיעים המוסדיים בישראל¹

משה בן-חורין* אורי ברזני** חיים קידר-ליי*** בנצי שרייבר****

תקציר

בשוקים צרים ובلتוי נזילים פעילות המסחר של משלקיעים גדולים עלולה להגדיל את תנודתיות המחיררים תוך הפתחת הנזילות. עיה זו מחמירה ככל שగוברת נטייתה של קבוצה משמעותית בקרב המשקיעים הגדולים – המשקיעים המוסדיים – לscalar ייחד, כמוין עדר. העדריות בקרב משלקיעים מוסדיים נחקרה בעולם תוך התמקדות במניות, ובחוק מהחוקרים התקבלה תוצאה מובהקת, אך בישראל זכתה התופעה להתייחסות מועטה. תרומתו של החוקן הנוחי לספרות נעוצה בכך שהוא בוחן את העדריות בקרב המשקיעים המוסדיים בישראל באמצעות מסד ייחודי של נתונים על כלל המשקיעים המוסדיים (ולא בעורט מדגם בלבד), וחוקר את ההתנהגות העדרית ביחס למגוון רחב של נכסים פיננסיים (ולא רק ביחס למניות), ומסתמך על מדים מקובלים לעדריות תוך שיפורם. אם להשתמש באנלוגיה לעדריות טבעי, אנו בוחנים אם העדר רץ (עדירות בו-זמןית), מוצע הוא רץ (האם העדריות מכוונות או בלתי מכוונת), וממי מוביל אותו (עדירות בפיגור). במרבית הסוגים של נכסים ההשערה מצאנו קשר של עדירות בו-זמןית בין קופות הגמל והפיצויים לבין קרנות השתלמות, וכן בין משלקיעים גדולים למשקיעים ביוניים ובין ביוניים קטנים. אשר לעדריות בפיגור, מצאנו כי קופות הגמל והפיצויים וקרנות הפנסיה הקדימו את קרנות השתלמות באג"ח הממשלתיות, והגופים הבינויים הקדימו את הגוף הגודל במק"ם ובאג"ח הממשלתיות. מתאים סדרתי – לכוארה אינדיקציה למסחר של מומנטום – נמצא אצל קרנות הפנסיה בהשקבתם במק"ם ובאג"ח ממשלתיות ואצל קופות הגמל והפיצויים (בכל המקרים למעט אג"ח ממשלתיות). לסיום, מצאנו שעדריות בו-זמןית (העדר רץ) קיימת במרבית הנכסים והגופים המוסדיים, לריצה יש הסבר חלק, ועדירות בפיגור (לריצה יש מוביל) קיימת במק"ם ובאג"ח ממשלתיות.

¹ אנו מודים על העורთיהם המועילות של המשתתפים בסמינר המחקר שבנק ישראל קיימם ב-2013/4, המשתתפים בכנס שהאגודה הישראלית לכלכלה קיימה ב-5/2013, והמשתתפים בכנס המחקר שהקרה האקדמית אונו קיימה ב-6/2013. תודה מיוודאות לירון זילכה, לצחי פרנקלוביץ', לחודה ברולדי ברנדרא.

* הקירה האקדמית אונו (mben-horin@ono.ac.il)

**, בנק ישראל (uri.barazani@boi.org.il)

*** אוניברסיטת בן גוריון בנגב (hlevy@som.bgu.ac.il)

**** בנק ישראל ואוניברסיטת בר אילן (schreiber.ben@boi.org.il)

1. מבוא

אף כי בשנים האחרונות חלו בשוק ההון הישראלי התפתחויות רבות המשמעות, שוק המניות ומגזרים מסוימים בשוק האג"ח נותרו צרים ובכלי נזילים, ובולטת בהם נוכחותם של מושדים מסוימים. היקפי המשחר של המשקיעים המוסדים גבוהים מ אלה של המשקיעים הפרטיים והזרמים, ולפיכך יש להם השפעה דומיננטית על מהירותם של ניירות הארץ. אם משקיעים מסוימים פועלים יהדי כעדר, או מחקים את פעילותם של מושדים אחרים בנכסים מסוימים, הדבר עלול לפגוע בנזילותם ו/או להגדיל את התנודתיות במהירותם של אותם נכסים. שני אלה יחד פוגעים בשווים של ניירות הארץ, מגדלים את פרמיית אי-הנזילות ואת פרמיית הסיכון, וכך מיקרום את עלות ההון והחוב. עם יתר השלכותה של עדירותו ניתן למנות את צמצום המгонון של אסטרטגייה ההשקעה שמשקיע פרטי יכול לבחר מתוכנן, הפחתת יכולתו של המשקיע פרטי להבדיל בין鄙' ביצועיהם של מנהלי השקעות השונים, הגברת התנודתיות בשיעורי התשואה, והגדלת המתאם בין鄙' שיעורי התשואה והיווצרות מגמות, עד כדי התפתחות בעותם במחיי הנכסים.

התנוגות העדריות של מושדים נחקרה בעולם, ובכמה מדינות התקבלה תוצאה מובהקת בתקופות מסוימות. לעומת זאת, מעט ידוע על האופן שבו המשקיעים המוסדים בישראל סוחרים בשוקי הנכסים השונים, ותופעת העדריות עצמה טרם נחקרה במידה מספקת. חשוב לזכור את העדריות במסחר המוסדים כדי לשכל את שוק ההון בישראל, לשפר את יעילותה של הקצתה המקורות במשק, ולשפר את הנזילות בו.

זהו המחקר הראשון שבוחן את תופעת העדריות בקרב מושדים בישראל ואת מאפייניה השינויים בהחזקותיהם מרבית סוגי הנכסים, והוא עושה כן תוך שימוש בסיס נתונים יהודי ומקייף². באופן מפורט יותר, מחקרים נוספים לבחו אם קיימת עדריות בקרב המשקיעים המוסדים בשוק הישראלי, וזאת ביחס למגוון רחב של נכסים פיננסיים וסוגי מושדים ובאזור מודדים שונים לעדריות. זהה בדיקה מתארחת כיון שתקופת המדגם חלה בשוק ההון הישראלי, שנויים מוסדים ורגלזוריים מהותיים שככלו לגוזם לפעולות דומה אצל קבוצות של מושדים מסוימים, ודמיין זה עשוי להתרשם כעדריות גם בהיעדר עדריות. אולם גם לאחר שambilאים בחשבו את השינויים הנידונים, המחקר מציע על עדריות:

למבחן תרומה מסוימת לספרות האמפירית העוסקת בעדריות:

1. אנו מתחים את נתוני המשחר של כל המשקיעים המוסדים במשק (למעט חברות הביטוח), ולא רק מדגם של מושדים. זהו יתרון חשוב, והוא מתאפשר הודות למסד הנתונים היהודי העומד לרשותנו. מסד נתונים זה מושתת על תנוועות

² שטיינברג ופורת (2013) בחנו את רדייפת התשואה והמומנתום בkopות הגלם בלבד.

מממשיות של קנייה ומכירה (ללא קשר לצכירות או לפדיונות) ברמת הקופה או קרן ההשקעות האינדיידואלית, בשעה שהרבה מחוקרים אחרים בתחום אומדים את תנועות המסחר על ידי ניתוח ההחזקות בסוף תקופה והשוואתן להחזקות בתחלת התקופה, בניתוח השפעות מחיר. מסד הנתונים שלו גם מאפשר לנתח את מסחר המוסדיים לא רק לפי מספר הקופה/הקרן, אלא אף לפי שיקול גוף מנהל ולפי גודל התקיך המנוהל.

2. לעומתם מחקרים קודמים אלו בוחנים אם קיימת עדויות בעזרת כמה מבחנים הלוויים, וזאת משני נימוקים. ראשית, כאשר כמה מבחנים מראים כי קיימת עדויות, הדבר מצמצם את האפשרות לאבחן שגוי. שנית, מבחנים שונים מאירדים את העדריות מסווגות (לדוגמה, עדויות שימושה על פוני זמן, עדויות בנכס מסוים וכדומה), וכך התמונה המתבקשת מהם אמינה ומלאה יותר מההתמונה העולה מבחן מסווג אחד בלבד. נוספת על כך אלו מונחים מבחן חדש: מבחן זה מביא בחשבון הן עדויות בו-זמןית והן עדויות בפיגור (יחסים של מוביל ומוביל).

3. מרבית המחקרים על עדויות התמקדו בהשענה במניות. אלו בוחנים גם את המסחר של המשקיעים המוסדיים במק"ם, פיקדונוט, אג"ח ממשתיות, אג"ח תאגידיות ומניות. מנגד, אין בידינו נתונים על מסחר בנכסים פרטניים (כגון מנויות ספציפיות) אלא רק נתונים על סוגים נכסים (מניות, אג"ח תאגידיות, וכדומה).

העובדת מחלוקת כלהלן: סעיף 2 סוקר את הספרות העוסקת בעדריות, סעיף 3 מציג את המבחנים לעדריות שבהם השתמשנו בעבודה זו, סעיף 4 מתאר את הנתונים, סעיף 5 מנתח את הנתונים ומציג את תוצאות המבחנים לעדריות, וסעיף 6 מסכם.

2. סקירת ספרות

א. הגדרת העדריות והשיבות

ממצאים אמפיריים רבים מצבעים על עדויות בשוק ההון, ואחת ההשערות גורסת כי התנוגות זו מגדילה את התנוגתיות במחירותם של ניירות הערך ופוגעת ביציבותו השוק. لكن יש מוטיבציה גבוהה לבחון את התופעה³. לעדריות יש לפחות שתי הגדרות מקובלות. על פי הראשונה (Bikhchandani and Sharma, 2001) עדויות מתקיימת כאשר משקיע "הולך עם העדר" אף כי היה פועל אחרה אילו נסמן על המידע האישיש שביבדו. על פי ההגדרה החלופית עדויות מתקיימת כאשר משקיע "הולך עם העדר" ללא קשר לשאלה אם היה פועל אחרה על יסוד המידע האישיש שביבדו. ההבדל בין ההגדרות נוגע למושג "הולך עם העדר" והוא פועל כך גם על יסוד המידע האישיש שביבדו – לפי ההגדרה הראשונה הוא אינו מבצע השקעה עדראית (

³ ראו לדוגמה (1998). Eichengreen et al.

(Guarino, 2008). לשם המחשה, אם המשקיע "הוליך" עם העדר" מושם שבדומה לעדר הוא מגיב לגורם חיצוני לעדר – אם למשל גם הוא וגם העדר נמלטים מאירה – אז על פי ההגדרה הראשונה הוא אינו מפגין עדירות של ממש.

ההגדרה הראשונה כוללת אפוא הבחנה בין עדירות "ممמשת" (מיעטה/מכוונת – intentional) לעדריות "מוזיפת"/"מודינה" (שלא מיעטה/בלתי מכוונת – unintentional). עדירות ממשית נוצרת כאשר משקיע מחקה ביודען משקיעים אחרים וمعدיף לקבל החלטת השקעה על סמך פעולותיהם במקום על סמך המיקוע שבידיו. עדירות מודינה נוצרת כאשר מיידע חדש מגיע לשוק ההון, ומשקיעים רבים מקבלים החלטת השקעה דומה ולכן פועלם באופן דומה. דוגמה לכך משתמש מצב שבו משקיעים רבים יוצאים מפוזיציות השקעה במניות בתגובה לעלייה בשיעורי הריבית. תגובה כזו מתיישבת עם ההנחה שהמשקיע רצינלי, שכן עלייה בשיעורי הריבית מפחיתה בעניין כל המשקיעים את האטרקטיביות של המניות יחסית לאג"ח. הקטנה הבו-זמנית (סימולטנית) של השיפוט תקיי השקעה למניות, לצד הגדלת החשיפה לאג"ח, אינה עדricht כיוון שהיא מגיבה לפעולות של אחרים אלא לשינוי במשתנים הבסיסיים המשפיעים על שווים היחס של ניירות הערך⁴. כפי שנראה בהמשך, השתמשנו ב מבחנים שמתיחסים ב מבחנים הבסיסיים על מנת לנטרל את השפעתם וכן למבודד (לפחות במקור) רק את העדריות ממשית/מכוונת. אולם השימוש גם ב מבחנים שאינם מטטרלים משתנים בסיסיים, חלקם בודקים עדריות בו-זמןית וחלקים – עדירות בפגיעה (יחסים של מוביל ומוביל). אם להשתמש באנלוגיה לעדריות בטבע, נרצה לבחון אם העדר רץ (עדירות בו-זמנית), מודיעו הוא רץ (האם העדריות מכוונת או בלתי מכוונת), ומילויל אותו (עדירות בפגיעה).

עדירות מודינה אפוא אינה נובעת מהתנהגות בלתי רצינלית בשעה שהעדירות ממשית נובעת מכך, אך אין זאת אומרת שכל עדירות ממשית נובעת מכך. התנהגות בלתי רצינלית עשויה אמן להוביל לעדריות ממשית⁵, אך גם התנהגות רצינלית עשויה להוביל אליה. הספורות מציעה כמה הסברים לעדריות רצינליות:

א. **שיקולי מידע** (Banerjee, 1992; Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch, 1992; Welch, 1992): פערים במידע וביכולת לעמוד שעשוים לגרום למושגים מסוימים, בעיקר משקיעים קטנים ובבלתי מתחכמים, לראות בפעולותיהם של משקיעים אחרים ביטוי במידע שאינו עומדת לרשותם (ראוMenkhoff, 2011).

⁴ בדומה לכך, חלק מהמשקיעים פועלים על פי כלליים טכניים (Menkhoff, 2011), בפרט בתחום האחרונה, משום שבתקופה זו בעליים חלקו של המסחר האלגוריתמי/ המסחר הממכן (algo trading/ machine trading) וגם חלק היחס של סחרני היום (day traders), שהקנים שפועלים לתוכה קצר ובמתאם גבוה; הדבר יוצר רושם של עדירות אף אם הוא אינו נובע מכך ששחקנים רבים מחקים אחד את השני אלא מכך שהם מסתמכים על אלגוריתמים דומים כדי לקבל החלטות השקעה.

⁵ ראו: DeLong, Schleifer, Summers and Waldman (1990); Froot, Scharfstein and Stein (1992); Lux and Marchesi (1999).

- ב. שיקולי יוקה (Scharfstein and Stein, 1990; Trueman, 1994; Zwiebel, 1995; Prendergast and Stole, 1996; Graham, 1999): מנהלי השקעות המנהלים את כספם של אחרים (למשל מנהלי ההשקעות של המשקיעים המוסדיים) צוברים במהלך השנים הדמית של מצלחנים. בכך סטייה משמעותית מהקונצנזוס עלולה לפגוע בתדמיתם, אם מתברר שהתפיסה הקונצנזואלית הייתה נכונה והם שגו.
- ג. שיקולי תגמול (Brennan, 1993; Roll, 1992; Maug and Naik, 1996): התגמול שמקבלים מנהלי השקעות בדרך כלל גדול כשהם מחקים משקיעים אחרים, במיוחד אם לבאים קשה להעריך את תרומתם נתו לביצועים. לפיכך, אם הם סוטים באופן משמעותי מהקונצנזוס, ובידיעות מתברר כי התפיסה הקונצנזואלית הייתה נכונה, הדבר עלול לפגוע בתגמול העתידי שלהם ואף להביא לפיטוריהם.
- ד. נוסף לשלוות ההסברים שנמצאים בספרות אפשר להציג עוד הסבר לעדריות רצינולית: לחلك מהמשקיעים יש נטייה טבעית לשמרנות בהשקעות, והם מעדיפים לבצע השקעות דומות לאלה שמייצג הקונצנזוס בשוק.
- בקשר זה כדאי להזכיר כי הדין בעדריות מתקיים לעיתים במונחים של "נפל מידע" (information cascade). בחלק זה הוגן ראשון שמקבל החלטות ההשקעה (הניידיל') משפיע על כיוונו של מהירות הנכס הפיננסי (עליה או ירידיה). משקיעים אחרים מחקים אותו מתווך הנחה שיש ברשותו מידע בעל ערך ואף כי הדבר אינו מתישב עם המידע שברשותם, וכך הם גורמים למפל מידע. אולם מאחר שהמיידע של המוביל עשוי להיות שגוי, בשלב מסוים – למשלعقب מידע חדש – מוביל חדש עשוי לפעול בכיוון הפוך (קנייה במקום מכירה או להפוך) וליצור מפל מידע בכיוון הפוך. הנסיבות העדר (הניידיל') משפיעות על עצמת השינוי ב迈向, ותהליכיים כאלה מגבירים את התנדתיות ב迈向יהם של נכסים פיננסיים ואת שבריותם.⁶
- מובן שאין זה נכון להתייחס לעדריות של השוק כולה כי בכל פעם ששחקן רוכש בו נכס פיננסי, צד נגדו מוכר את הנכס. עדויות בשוק בדרך כלל מתקיימת בקרבת קבוצת משקיעים הומוגנית למדי (מבחן פרופיל המידע וההתמחות, פונקציית התועלת, כוח השוק, וכדומה), קבוצה שלחבריה יש גישה למידע על אודות פעילות ההשקעה של יתר החברים. מאוחר שבדרך כלל אין לחברי הקבוצה מידע על אודות פעילות ההשקעה במניותבודדות, עדויות מתקיימת בהקשר של השקעה בסוג או בקבוצה של נכסים פיננסיים (כגון מנויות של ענף/מגזר מסוים, מנויות של טכנולוגיה מסוימת, אג"ח מסוג מסוים, וכן הללאה).

⁶ מחקר זה לא נועד לבחון כיצד ההתנגדות העדרית משפיעה על מחירי הנכסים השונים. אך לאחר שזהה שאלה רבת השיבות, אנו מתכוונים לבחון אותה במחקר המשך.

ב. השיטות והמצאים במחקריהם האמפיריים

המחקריהם האמפיריים הראשונים לא בחנו מודל עדוריות ספציפי אלא ניסו למצוא הוכחות להתנהגות דומה בקרב משקיעים, מבלי לבודד את הסיבות לדמיון. כתוצאה מכך מחקרים אלו אינם מASHIM או מפוריכים מודל תיאורטי ספציפי וגם אינם מבחינים בין עדוריות ממשית ומדומה.

לקוניישוק, שליפר ווישני (Lakonishok, Shleifer and Vishny, LSV, 1992) הצביעו מבחן סטטיסטי לעדריות. מבחן זה שימוש גם חוקרים אחרים, ותיארו הפורמל מופיע בנספה. המבחן מתבסס על הסטטיסטי $H(i,t)$ ועל עסקאות של קבוצה משקיעים הומוגנית במשך זמן מוגדר (מבחן בו-זמן). LSV התייחסו לארה"ב ולתקופה המשתרעת בין 1985 ל-1989 ובדקו את התנהגותן של 769 קרנות מניות פטורות ממס (רובן קרנות פנסיה) בניו-יורק של 341 מנהלי השקעות שונים. הבדיקה התבבסה על קנייה ומכירה של מנויות בודדות. לאחר ניתוח נתוני הפnl הסיכון LSV שלא נמצא נתונים המעידים באופן מובהק על עדוריות. אולם במנויות של חברות קטנות נמצא נמצאה עדוריות מסוימת. לפי LSV, ההסבר לדבר נועז בכך שיש מידע מועט גם בדיקה של ענפים שונים וקבוצות מסוימות של מנהלי השקעות לא העלה עדוריות מובהקות. המבחן של LSV אינו מתחשב באופן שבו קניות ומכירות עדוריות על מהירות המניה, והם ערים לכך שזויה מגבלת הוויל ו גם מידת מצומצמת של התנהגות עדרית עשויה, באופן עקרוני, להשפיע משמעותית על המהירות.

גרינבלט, טיטמן ווירמרס (Grinblatt, Titman, and Wermers, GTW, 1995) השתמשו במדד של LSV וניתחו השקעות של 274 קרנות נאמנות אמריקאיות בתקופה המשתרעת מסוף 1974 עד סוף 1984. גם מחקר זה התבבס על קניות ומכירות של מנויות בודדות, וגם הוא לא מצא הוכחה מובהקת לעדריות. הערך הממוצע של $H(i,t)$ במחקר של GTW עומד על 2.5, לעומת יותר מנהלי השקעות נמצאו "באותן צד של השוק" (צד הקנייה או הצד המכירה) והפער בהשוואה למצב שבו הם מסתמכים רק על עצם הגיע ל-2.5% בממוצע. נמצא כי בקניית מנויות שמהירן עליה בעבר קיימת עדריות רובה יותר מאשר בקניית מנויות שמהירן ירד בעבר. לכaura החומר העדריות מפתיע כיון שיש לצפות כי מנהלי השקעות יגיבו באופן דומה לפרסום נתונים ציבוריים על אודות חברות בודדות, אולם ייתכן כי הקרן שמבצע קבוצת הטרוגנית מדוי. הסבר אפשרי נוספת ברמה נמוכה של סחרירות. סחרירות נמוכה עשויה להקטין את ההסתברות למצוא עדירות בנתונים. ואכן, כאשר GTW בדק רק את הנתונים מתקופות ששרה בהן סחרירות גבוהה, הם מצאו מידת רובה יותר של עדירות. בדיקה נוספת שערך GTW נועדה לבחון אם קרן נאמנות נוטה לפעול עם

המגמה או נגדה. הם מצאו שיש מתאם חיובי בין ביצועיה של קרן נאמנות לנטייתה לעדריות, אך עובדה זו נובעת מנטיותה של הקרן להגדיל את ההשקעה במניות בעלות ביצועי עבר טובים ("winners"), ככלומר למש מדייניות השקעה של מומנטום. המתאים בין העדריות לביצועים נעלם לאחר שמנכימים את הנטייה לרכוש מנויות בעלות ביצועי עבר טובים.

מדד LSV שימוש גם את ורמרס (Wermers, 1999). מחקר זה התייחס לנחותים הרכזוניים של קרנות נאמנות אמריקאיות בשנים 1975—1994, והוא הסיק שהתנהגות הקרן הצעירה מידה מסוימת של עדריות – ערכו הממוצע של $H(i,t)$ עומד על 3.4. זהו ערך מובהק וגובהו במידה מסוימת מהערך הממוצע במדגים של LSV ושל GTW, אולם משום שברונות נאמנות קיימת עדריות רבה יותר מאשר בקרנות פנסיה, מושא המחקר של LSV.

המדד של LSV מועיל אך יש לו שני חסרונותבולטים⁷: ראשית, הוא נסמך רק על מספר המשקיעים שקיימים ומוכרים מניה מסוימת ואינו מביא בחשבון את היקפי העסקאות. שנית, הוא מאפשר לבחון אם עדריות בתקופה קודמת משפיעה על עדריות בתקופה השותפת, אך אינו מאפשר לבחון אם אלה אותן משקיעים שמשיכים את התנהגות העדרית. הממדד גם רגיש לבחירת הקטגוריה (מניות ערך, צמיחה, מומנטום) ואורך התקופה. אם מנהלי השקעות אינם חשופים למידע על השקעות המתחרים ברמת המניה הבודדת, ודאי שלא נמצא עדריות ברמת המניה הבודדת – הלווא מגהיל השקעות אינם יכולים להשווו אפילו לאיליהן. אשר לאורך התקופה, זו צריכה להתאים למרווח הממוצע בין העסקאות בנכס הפיננסי. אם למושך הזמן הממוצע עומד על חודש, נתונים ובכעוניים עלולים להחמיר התנהגות עדריות עקב הטעות ההתאהמה בין תכיפות העסקאות לבין התקופה. מאוחר שהמסחר במניות של חברות גדולות כנראה תוכוף יותר מהמסחר במניות של חברות קטנות, סביר להניח שכדי לבדוק עדריות בחברות גדולות (קטנות) יש לשתחמש בתקופה קצרה (ארוכה) יותר.

יוצ'ידה ונגאווה (Uchida and Nakagawa, UN, 2006) בדקו עדויות בשוק ההלוואות הבנקאיות ביפן על רקי האשומות שהבנקים אישרו הלואות ללא בקרה ובדיקת נאותות מספקות, וכתוואה מכך צברו מספר גדול של הלואות נפל (non-performing loans) ויצרו משבר. המחקר ניסה לבחון אם אפשר להסביר את התנהגותם העדרית של הבנקים גם על יסוד התנהגות רצינולית ובuzzword שימוש במדד שפיתחו – $H(i,t)$ – LSV. הם מצאו עדויות מובהקת בסוף שנות ה-70, התקופה שבה יפן החמودה עם משבר הנפט, אך לא מצאו עדויות במחצית הראשונה של שנות ה-80, התקופה שבה יפן התאפיינהobilizzata בתהום הפיננסי. בסוף שנות ה-80, עם התפתחות בועת הנדל'ן, נמצאה שוב עדריות מובהקת, וכך גם בשנות ה-90, עם התפוצצותה הבעה ותחילת הקיפאון הכלכלי ביפן. בסוף שנות ה-90 נכנסו לתוקף

⁷ כאמור, תיארו מופיע בנספה.

הרפורמות הפיננסיות המוכרכות בכינוי "המפעץ הגדול" (big bang), ואז פסקה העדריות בקרב הבנקים.

צ'וי וסיאס (Choi and Sias, CS, 2009) התייחסו לשנים 1983—2005 ובחן התנגדות עדנית של משלוחים מסוימים בהשקעות במניות אמריקאיות, לפי ענפים. כדי לנטרל השפעות של הפקדות ומשיכות אצל המשקיעים המוסדיים הם בדקו את השינויים בהרכב תיק ההשקעה, במקומם את השינויים בסכומי ההשקעה, וכן בדקו אם העדריות של משלוחים מסוימים מונעת מהעדפה של ענפים שניבנו תשואות גבוהות בעבר (מומנתום). הממצאים מצביעים על מתאם היובי חזק (40% בממוצע) ומובהק סטטיסטי בין הביקוש של המוסדיים ברבעון השוטף לביקוש של משלוחים מסוימים אחרים ברבעון הקודם. נמצא כי העדריות מובהקת בכל אחד מהענפים, וזאת על פי הגדרות וחלוקות שונות לענפים. החוקרים הסיקו מהתוצאות שקיים מרכיב מובהק של עדירות ענפית בהתקנות של המשלוחים המוסדיים.

אשר לעדריות בשוק ההון הישראלי, לאחרונה התפרסמו שלושה מחקרים על הנושא. את הראשון ערך קוסנקו (2008), והוא בוחן עדירות בהמלצות אנליסטים. את השני ערכו ונ齐יה, נשייר ושפירא (2011), והוא בוחן עדירות ברמות המקרו והמקרו בקרב משלוחים פרטיים ומكتועבים (מנהל'י תיקים). את השלישי ערכו שטיינברג ופורת (2013), והוא בוחן את רדייפת הצבירות והמומנטום אצל משלוחים בkopota@gmail.com.

קוסנקו (2008) מנסה להזות עדירות בתוכן המלצותיהם של אנליסטים, תוך חלוקתן לפי עיתוי פרסום. המחקר עושה שימוש במודל התיאורטי של גוטמן (2010) על תחזיות אנליסטים, וכן בשיטה של זיטוביין (2001) לבדיקת ההסתכנות בתחזיות הרווחה. קוסנקו מצא כי כאשר אנליסטים ממליצים במועד שאינו תלוי במועד ההמליצה של אחרים, המלצותיהם מתאפיינות באופטימיות יתר, ומהיר היעד בתחזיותיהם מתרدد מהקונצנזוס פי תשעה מן ההתבדדות המתישבת עם המודל של ציפיות רצינליות. אף על פי שהמלצות אלה נחותות מבחינה דיקט התחזית והיקף המידע החדש האצורי בהן, השוק אינו מבטל בין לבין שאר המלצות ומגיב לפרסום באותו אופן. לעומת זאת, האנליסטים שמכירים את המלצות של האנליסטים האחרים מספקים המלצות מדויקות יותר מאשר מלה של האנליסטים הבלתי תלויים, והמידע החדש האצורי בהן ורב יותר.

שטיינברג ופורת (2013) התבVEDו בkopota@gmail.com בישראל ובחנו את הקשרים קצרי הטווח בין התשואות להשקעות באמצעות Panel Vector – PVAR. תקופת המחקר משתרעת מתחילת 2003 עד אמצע 2010, והمدגם כולל נתונים חודשיים על 364 קופות גמל שניהלו 85 חברות ניהול. מסד הנתונים כלל בין השאר את נכסים הקופה בתחילת החודש, הצבירה נטו, התשואה ברוטו, שיעור הנכסים המsocננים מתוך נכסים הקופה, ודמי ניהול השנהו לשנתיים. הצבירה והתשואה נכללו במודל כמשתנים אנדוגניים. החוקרים מצאו תמורה חזקה בצדידה: צעוזע

היובי לצבירה הגדיל את הצבירה העתידית למשך 12 חודשים ויתר. גם זעוז חובי להשוואה גור עלייה בתשואה ככמה חודשים עוקבים. זעוז חובי לשווה גור עלייה מובהקת של הצבירה בחודש העוקב. אמן השפעה זו התמידה למשך יותר משנה, אך זעוז בתשואה משפייע על הצבירה העתידית הרבה מזעוז בצבירה. זעוז חובי בצבירה גור תגובה חובי של התשואה באופן בו-זמן, ככלمر בחודש שבו חל הזעוז בצבירה. תגובה זו הייתה קטנה יחסית והיא גם דעכה במהרה אף כי נותרה חובי במשך שנה. התוצאות מראות אפוא כי קיים מתאם סדרתי (autocorrelation) היובי וגובהו הן בצבירה והן בתשואה, וכי בין הצבירה לתשואה יש השפעה הדדית מתמשכת.

ונציה, נשיקר ושפיא (VNS) (2011) בדקו את ההנתנות העדרית של מושקים פרטיים ושל מנהלי תיקים. לשם כך הם השתמשו בקובץ נתונים יהודי וכו' כולל העסקאות שביצעו 2,428 מנהלי תיקים ו-7,429 מושקים פרטיים של אחד הבנקים הגדולים בישראל בתקופה המשתרעת מתחילת 1994 עד סוף 1997. החוקרים הבחנו בין שני סוגים של עדויות: מקרו-עדויות, היינו עדויות ביחס למניות מיוחדות, ומקרו-עדויות – באיזו מידת המשקיעים נמצאים באותו צד בשוק, צד הקונים או צד המוכרים. הם השתמשו בכך לmacro-עדויות כדי לבחון אם העדריות מתואמת עם גורמי מקוון כגון סך המחזור בבורסה, התנדותיות ו/או שיעור התשואה. VNS השתמשו במדד של LSV ומצאו שגם שגम המשקיעים הפרטיים וגם מנהלי התיקים המצביעים נטו לעדריות, אולם הראשונים נטו לכך יותר. הם הסיקו שככל המשקיעים מונעים משיקולים הנוגעים למחסור מידע, אך למשקיעים הפרטיים יש גם נטייה לפועל משיקולים בלתי רציונליים, אולי עקב חוסר הניטין בתחום הכלכלה והימון. לsicom, פעילות עדראית בקרב מושקים עשויה לנבוע גם מהנתנות רציונלית, היא רוחחת בתקופות מסוימות, בנסיבות מסוימות ובקרב קבוצות מושקים הומוגניות יחסית.

3. המבחנים לפעולות עדראית

בסעיף זה אנו מתארים את ארבעת המבחנים הסטטיסטיים ששימשו אותנו כדי לבחון אם קיימת עדירות בתיק ההשקעות של המושקים המוסדיים בישראל. שלושת המבחנים הראשונים בודקים עדירות בו-זמןית ובאים מבחן בין עדירות מכוונת (intentional) ובבלתי מכוונת (unintentional), בשעה שהמבחן הרובי מבחן סטטיסטי בין שני סוגים העדריות אולם בוחן רק עדירות בפיגור. את המבחן הזה שודגנו כדי לבחון גם עדירות בו-זמןית.

א. מבחן להטרוגניות לפי היקפי הקרןיה והמכירה, מבוסס על LSV (1992)
המבחן מבוסס על היקפי הרכישה והמכירה של כל אחד מסוגי הנכסים בחודש :

$$(1) \quad HET_{j,t} = \frac{buy_{j,t} - sell_{j,t}}{buy_{j,t} + sell_{j,t}}$$

$buy_{j,t}$ מציין את סך הסכומים שהפעילים בקבוצת הנבדקת השקיעו בקרןיה ("הנوعות הקרןיה" ללא קשר לצבירה) של נכס מסווג j (למשל מנויות) בתקופה t, ו- $sell_{j,t}$ מציין את סך הסכומים שהפעילים בקבוצת הנבדקת קיבלו תמורה המכירה ("הנوعות המכירה" ללא קשר לפדיונות) של נכס מסווג j בתקופה t. כאשר המדד $HET_{j,t}$ קרוב ל-0, הוא משקף התנהגות הטרוגנית (חוסר עדירות), וכאשר הוא קרוב ל-1+, או ל-1-, הוא משקף התנהגות הומוגנית (רמז לעדריות בו-זמןית).

ב. מבחן להטרוגניות לפי מספר הקרןים והנכסים, מבוסס על LSV (1992)
המבחן מבוסס על מספר המשקיעים הקיימים ועל מספר המשקיעים המוכרים:

$$(2) \quad \#HET_{j,t} = \frac{\#buy_{j,t} - \#sell_{j,t}}{\#buy_{j,t} + \#sell_{j,t}}$$

$buy_{j,t}$ מציין כמה משקיעים בקבוצת הנבדקת קנו נכס מסווג j בתקופה t, ו- # $sell_{j,t}$ מציין כמה משקיעים בקבוצת הנבדקת מכרו נכס מסווג j בתקופה t. כאשר המדד # $HET_{j,t}$ קרוב ל-0 הוא משקף התנהגות הטרוגנית (חוסר עדירות), וכאשר הוא קרוב ל-1+, או ל-1-, הוא משקף התנהגות הומוגנית בנכס j (רמז לעדריות בו-זמןית). כמדד לעדריות יש למבחן זה יתרון על פני המבחן המבוסס על היקפי הקרןיה והמכירה, משום שעדריות משתקפת במספר האנשים שפגינים אותה התנהגות ובקרה זהה כל משקיע מקבל אותו משקל.

ג. מדד להטרוגניות תוך-קבוצתית, מבוסס על LSV (1992)
המדד מוצג בפירות בספסח והוא מחושב באופן הבא :

$$(3) \quad LSV_{i,j,t} = |P_{i,j,t} - P_{j,t}| - A|P_{i,j,t} - P_{j,t}|$$

$P_{i,j,t}$ מציין את הפרופורציה של מספר המשקיעים המוסדיים בקבוצה i (לדוגמה, קרנות ההשתלמות) שהגדילו את החזקתם (רכשו נכסים, נטו) בנכס j (למשל במ"מ) בחודש t. את הפרופורציה מחשבים כך :

$$P_{i,j,t} = X_{i,j,t} / N_{i,j,t}$$

$X_{i,j,t}$ הוא מספר המשקיעים מכבוצה i שהגדילו את פופולריות ההשקעה שלהם בנכש j בחודש t (רכשו נטו), ו- $N_{i,j,t}$ הוא מספר המשקיעים מכבוצה i שהיו פעילים בנכש j בחודש t (רכשו או מכרו, נטו). הפרופורציה $P_{j,t}$ היא הפרופורציה הצפואה של מספר המשקיעים המוסדיים שהגדילו את הפופולריות בנכש j בחודש t , והיא מתבלת מיחסוב המוצע של כל $\frac{P_{i,j,t}}{N_{i,j,t}}$ על פני j הנכשים בחודש t .
 הצד הימני בביטוי נועד להפוך את המדריך לסטנדרטי (בעל תוחלת 0) כאשר הנחת האפס היא שאין עדויות, והוא מתבל מיחסוב המוצע של הביטוי $|P_{i,j,t} - P_{j,t}|$.
 כיוון שההתפלגות האMPIורית של ביטוי זה אינה ידועה מראש, אנו מחשבים את הביטוי לפי הפיתוח של VNS (ראו הנספה בעבודתם), היות שהוא מאפשר לחשב את הביטוי גם אם התפלגות אינה ידועה.

ד. *מבחן להנחה העדרית מכוונת, מבוסס על Choi and Sias, 2009*
 המבחן המקורי של Choi and Sias (CS) נועד למדוד באיזו מידת התנוועות של מושפע מוסדי בתקופה השוטפת מושפעות מתנוועות המשחר של מושקיעים אחרים בהתקופה קודמת (עדויות בפיגור) בעזרת נטרול של משתנים מסבירים אחרים. מבחן זה מאפשר אפוא להעריך אם העדריות מכוונת (intentional) או בלתי מכוונת (unintentional).
 בעבודה זו שכלנו את המבחן מפני שהוספנו לו את פעילותם המשחר הבו-זמנית ובפיגור, וכן משתנים אקסוגניים רלוונטיים, הן בתקופה קודמת והן בתקופה השוטפת. שכלל זה יוצר מערכת של משווהות סימולטניות המאפשרת לבודד את העדריות הבו-זמנית מעדריות בפיגור שנובעת מקיים של מוביל ומוביל, תוך נטרול גורמים אקסוגניים בעזרת משתנים בסיסיים. המבחן מבוסס על מערכת משווהות ורגסיות מסוג 3SLS, כדלקמן:

$$(4) \quad r_{i,j,t} = \alpha_{i,j} + \sum_{\substack{h=1 \\ h \neq i}}^H \beta_{h,j} r_{h,j,t} + \gamma_{i,j} \sum_{k=1}^K r_{i,j,t-k} + \delta_{i,j} \sum_{t=0}^T Y_{j,t-k} + \epsilon_{i,j,t}$$

$r_{i,j,t}$ הוא שיעור השינוי בהשקעה נטו במהלך החודש מהולקה בפופולריות בסוף החודש הקודם, להלן "הנתונה") של מושקיע i בנכש j בחודש t .
 המקדם β משקף את התנוועה הבו-זמנית של גופים מוסדיים אחרים, כאשר האינדקס h מייצג את הגוףים המוסדיים האחרים ($i \neq h$), המקדם γ משקף את העדריות בפיגור הן של גופים מוסדיים אחרים והן של הגוף המוסדי עצמו, ו-Y הוא וקטור של משתנים אקסוגניים שאמורים להסביר את התנוועה. מקובל להגביל את מספר הפיגורים ל-5 לכל היותר. לאחר שהמודל כולל מספר גדול של משתנים, מספר הפיגורים שנבחר הוא: $K = 1$, $T = 1$ ו- $H = 3$. המשתנים במודל שאנו מציעים נחלקים לארבעה סוגים:

- (1) α – חותך ספציפי לכל משקיע מסוידי ? בנכש מסוג ז
 (2) β – התנועה הבו-זמנית של גופים מסוימים אחרים, ככלומר העדריות הבו-זמנית
 (האם העדר רץ ?)

- (3) γ – התנועה בפיגור של הגוף המוסדיים, ככלומר העדריות בפיגור אם קיים מוביל ומוביל (מי מוביל את הריצה?). במלילם אחרות, האם התנועה בפיגור (חודש 1-t) של הגוף המוסדי עצמו מסבירה באופן מובהק את התנועה בחודש ז.
 (4) δ – משתני שוק אקסוגניים למשקיע המוסדי. משתנים אלה אמורים לנכונות את השפעת הסביבה הכלכלית המשנה וכך להניב עדויות מכוונת (intentional).⁸

אם למקדמים המייצגים את תנועותיהם של משקיעים אחרים (β) יש ערכיהם חיוביים ומובהקיים בחודש ז, נסיק כי המודל מצבע על עדויותבו-זמנית. אם למקדמים של המשתנים המוסברים בפיגור (γ) יש ערכים מובהקיים וחיוביים, נסיק כי מתקינות עדויות בפיגור מהסוג מוביל-מוביל. אם למקדמים של משתני השוק האקסוגניים (δ) יש ערכים מובהקיים, נסיק שהעדריות (אם קיימת) אינה מכוונת. זאת מושם שמשתנים אקסוגניים אלו אמורים להשפיע על המסחר השוטף באופן שאנו מושפע מהמסחר הבו-זמני או מהמסחר של משקיעים אחרים בפיגור. למודל שאנו מוציאים כמה יתרונות על פני מבחני העדריות הקיימים היום:

1. הוא מאפשר לשלב מבחנים לעדריותבו-זמנית (כדוגמת מבחן LSV להטרוגניות) עם מבחנים לעדריות בפיגור מהסוג מוביל-מוביל (כדוגמת מבחן CS).

2. הוא מאפשר לבחון עדויות מכוונת בעזרת משתנים אקסוגניים (כדוגמת מבחן CS).

3. הוא מאפשר להעריך את העוצמה היחסית של סוג העדריות. בעזרתו נוכל למשל לבחון אם העדריות המכונת הבו-זמנית משמעותית יותר מהעדריות בפיגור מהסוג מוביל-מוביל, וכן אם המשתנים האקסוגניים משפיעים על המסחר בתקופה השוטפת יותר מאשר סוג העדריות הללו או פחות מהם.

4. אם המודל שאנו מוציאים משקף באופן נאמן יותר את הממציאות – ובפרט את הקשרים הבו-זמניים בין קופות הגלל והפייזויים, קרנות ההשתלמות וקרן הנסניה – אזי השמטתם של קשרים אלו עלולה להטות את המקדמים. תופעה זו מכונה בספרות "הטייה המשוואות הסימולטניות" (simultaneous equations bias).

את המבחנים לעדריות הרצינו על מסד הנתונים המתואר בסעיף הבא.

⁸ לאחר שהן התשוואו על הנכסים והן הצביעו הבו-זמנית ובפיגור אין אקסוגניות למשקיע הספציפי, לא כלנו אותן במשתנים המוסברים (ראו פורת ושטינברג, 2013).

4. תיאור הנחות

- תקופת המדגם משתרעת מתחילת 2002 עד סוף 2011. בתחום זו נערכו רפורמות רלוונטיות וחלו שינויים מבניים, לרבות אלה:
1. הממשלה צמצמה בהדרגה את השימוש באג"ח המיעודות: היא הפסיק להנפק אוטן לקרן ה生命的 החדשנות וצמצמה ל-30% את הקפן בתיקי הקרן הקיימת (2003).
 2. הוקמו קרנות פנסיה חדשות, וקרן הקיימת הבלתי מאוזנת הולאמו בשל גירעונות אקטוארים (2003).
 3. בוטלה האפליה נגד המוסדיים במיסוי המוטל על רוחחי ההון המתקבלים מנכים זרים, והביטול אפשר למשקיעים המוסדיים להגדיל את החזקותיהם בנכסים זרים, בעיקר במניות (2003).
 4. הוטמעה רפורמת בכר – קופות gamel וקרן ה养老保险 הופרו מהבנקים במטרה לצמצם את הריכוזיות ואת ניגוד העניינים (2005).
 5. תיקון 3 לחוק הפיקוח על שירותים פיננסיים (קופות gamel). התקון מאפשר לפודת את קופות gamel רק בגיל הפרישה, ולא אחרי 15 שנים כנהוג עד אז. משיכה הונית הותירה רק לאחר הבטחת קצבה מזערית (2008).
 6. הונגה חובת פנסיה לשכירים, והמעסיק מהויב להפריש לכל עובד סכום, הנגור משכו, לטובת ביתוח פנסיוני (2008).
- בالمבחן נראה כי על אף הרפורמות נמצאה עדויות בפעולות של חלק מן המשקיעים המוסדיים.

תחילה נתאר באופן כללי את שוק המוסדיים בישראל בתקופה המדגם (החל מ-2002 עד סוף 2011). בסוף 2011 ניהלו המשקיעים המוסדיים בישראל (למעט חברות הביטוח) כ-725 מיליארדי ש"ח. קרנות ה生命的 ניהלו כ-431 מיליארד, וקופות gamel וקרן השתלמאות – כ-294 מיליארד. בתחילת התקופה הנבדקת עמד הסכום שניהלו גופים אלו על כ-281 מיליארדים, וזאת אומרת שהתקיך שבניהולם גדל במרוצת התקופה פי 2.6, כלומר בקצב גידול שנתי של כ-10% ב ממוצע.

הסוגים השונים של מושקים מוסדיים גדלו בקצב שונה. בשעה שהסכום שניהלו קרנות הiments הגדיל כמעט פי 4, התקיך של קופות gamel וקרן השתלמאות גידל פי 1.7 בלבד. כתוצאה לכך ניכרה שונות גם בקצב המוצע של הגידול השנתי בנכסים: בשעה שהקצב בקרן הiments עמד על כ-15%, הקצב בקופות gamel ובקרן השתלמאות הגיע לכ-6 בלבד. נראה כי ההבדל בקצב נובע מכך שכיריות החסכנות בקרן הiments הגיעו לערך חיווי בשעה שבקופות gamel היא עמדה על ערך אפסי כמעט, וכן מכך שהתקיך שמנholeות קופות gamel חושא יותר לנכסים מסוימים כגון מנויות ואג"ח תאגידיות. מחריהם אלה נפגעו במשבר הסא-פרויים, עקב ירידות המהירים בשוקים הפיננסיים בארץ ובעולם. לעומת זאת קרנות

ה泫סיה מחזיקות אג"ח ממשלתיות מיעודות, הן היו חשופות פחות לטלטלות בשוקים, ובתקופת המשבר הן נ恒נו מהגנה חילקית על מחירי נכסיהם תוך הבחתה תשואה גבוהה יחסית בשנים של ריבית אפסית כמעט בשוק. קופות התגמולים והפיצויים צברו מעט כספים בעשור הנסקר, בין היתר עקב הירידה באטרקטיביות של קופות gamel כתוצאה מכניות של תיקון 3 לחוק. תיקון זה מבטל כזכור את האפשרות לבצע משיכת הונית של החיסכון לאחר 15 שנה, ומאפשר את המשיכה רק בגין ה泫סיה ולאחר מכן שתהוו הבטיחה קצבה חודשית מינימלית. קופות התגמולים גם סבלו ממשיכות כספים ממשוערות בשנות השיא של המשבר (2008—2009): היקף המשיכות הגיע לכ-24 מיליארדי ש"ח ואילו היקף התקופת המדגם עמד כ-12 מיליארדים. לעומת זאת, צבירת הכספיים בקרנות ה泫סיה עמדה בתקופת המדגם על ערך חיבובי—כ-37 מיליארדי ש"ח — וקצב גידולו עליה ממשוערת בשנים האחרונות, עקב החלטתו של חוק פנסיה חדש בשנת 2008.

כאמור, מחקריםינו איננו כולל את חברות הביטוח משום שאין דיווחים על תنوונות בנכסיהם. כמו כן הוא אינו כולל את קרנות ה泫סיה הוטתיקות, מפני שהרכב נכסיהם שונה מאוד מהרכיב הנכסיים בשאר הגוף. נוסף לכך הוא אינו כולל גופים שלא היו קיימים לכל אורך התקופה המדגם או גופים שאין עליהם דיווחים במהלך התקופה. לאחר השמטה הגוף שלא עמדו בקריטריונים אלה, אוכלוסיית המשקיעים המוסדיים מנתה 227 מושקים שפעלו לכל אורך התקופה.

חילקו את המשקיעים והנכסים לקבוצות על פי הפרמטרים הבאים:

1. לפי גודל: חילקו את כל המשקיעים, בלי קשר לסוג המוסד, ל-3 קבוצות גודל:
(1) גופים מוסדיים גדולים — מモוצע הנכסיים שהם ניהלו בתקופת המדגם עליה עלה מיליארד ש"ח, (2) גופים מוסדיים בינוניים — מモוצע הנכסיים שהם ניהלו בתקופת המדגם נע בין 200 מיליון ש"ח למיליארד ש"ח, (3) גופים מוסדיים קטנים — מモוצע הנכסיים שהם ניהלו בתקופת המדגם לא עליה עלה על 200 מיליון ש"ח.
2. לפי סוג המוסד ולאחר מכן לפי גודל: (1) תגמולים ופיצויים — גדולות, (2) תגמולים ופיצויים — בינוניות, (3) תגמולים ופיצויים — קטנות, (4) השתלמות — גדולות, (5), השתלמות — בינוניות, (6) השתלמות — קטנות, (7) פנסיה (חדשנות) — גדולות, (8) פנסיה (חדשנות) — קטנות.⁹
3. לפי הנכסיים: חילקו את הנכסיים בתיקי ההשקעה של המשקיעים המוסדיים ל-5 סוגים: (1) פיקדונות, (2) מיק"מ, (3) אג"ח ממשלתיות, (4) אג"ח תאגידיות, (5) מנויות. תיקי המשקיעים כוללים גם קרנות נאמנות, תעוזות סל ולהלוואות, אך איןנו בוחנים נכסיים אלה במחקריםינו משום שיש להם מסקל נמוך בסיכון השקעות.

⁹ בקרנות ה泫סיה יש שתי קבוצות גודל בלבד בלבד: גדולות — יותר מ-5 מיליארדי ש"ח, קטנות — עד 5 מיליארדי ש"ח.

כמו כן התקיים כוללים מזמן, אך גם אותו איננו בוחנים מושם שהוא נכס שארתי להשקעות.

הأشكיעים המוסדיים במחקר משתיכים לאחד מ-11 גופי ניהול הבאים (10) מוחכם מנהלים לפחות 8 משקיעים מוסדיים: (1) כלל פנסיה וgemäß, (2) אקסלנס נשואה גמל ופנסיה, (3) מיטב גמל ופנסיה, (4) דש גמל ופנסיה, (5) פסגות קופות גמל ונסיה, (6) הלמן אלדובי קופות גמל ופנסיה, (7) הראל גמל והשתלמות, (8) מנורה מבטחים גמל, (9) איילון חברה לניהול קופות גמל, (10) הדס ארוזים קופות גמל, (11) מנהלים אחרים (שמנהליהם פחות מ-8 משקיעים מוסדיים).

5. ניתוח הנתונים וה מבחנים הסטטיסטיים

א. סטטיסטיקה התיאורית

לוח 1 א מפרט את השיעורים המומוצעים של השינויים החודשיים (סכום הקנייה/ המכירה נטו במשך החודש, מוחלк ביתרת הסגירה של החודש הקודם) בהחזוקתיהן של הקרכנות/הkopות בקבוצות הנכסים העיקריות, ואת סטיות התקן של שיעורי השינויים האלה. הנתונים בלוח מסווגים לפי סוג המשקיע המרכזי ולאחר מכן לפי גודל, וכן לפי סוגי הנכסים. מספר הגופים מכל סוג מופיע בטור השמאלי ביותר. לוח 1 ב מציג את השיעורים המומוצעים של השינויים החודשיים בהחזוקת המשקיעים ואת סטיות התקן, לפי הגוף המנהל ולפי סוגי הנכסים. גם בלוח זה מספר הגופים מכל סוג מופיע בטור השמאלי.

הנתונים ממחישים שיש קשר הפה בין גודל המשקיע לשיעורי השינוי בהחזוקות: שיעור השינוי בהחזוקותיהם של המשקיעים הקטנים גבוה משיעור השינוי בהחזוקות הבינוניים, והאחרון גבוה משיעור השינוי בהחזוקות הגדולים. ממצאים אלו מלמדים שהפערים בין קבוצות הגודל הטעממו על פני הזמן. יש קשר הפה גם בין הגודל לתנודתיות בשיעורי השינוי. הדבר מלמד לנארה שלמשקיעים הקטנים יש גמישות רבה יותר לשנות את הקצת הנכסים בתיק ההשקבות (הרכישות והמיושם תכופים יחסית). המשקיעים הבינוניים והגדולים אינם יכולים או אינם רוצחים לשנות בתדירות גבוהה את פוזיציית ההחזקה בנכס מסוים, בין השאר מחשש להשפעה על המחר. תמייה להבדלי הגמישות בין משקיעים גדולים לקטנים מתבלת מה起码 הסדרתי: הוא נמצא מובהק אצל המשקיעים הגדולים וקרוב לאפס ובلتוי מובהק אצל המשקיעים הקטנים. אולם יש לזכור כי פעילות מסחר אינטנסיבית מתבטאת בכך שניהול הנכסים כרוך בעלוות גבוהה יחסית, והדבר תקף הן לגבי העלוות היישרות הנובעת מהמסחר והן לגבי העלוות הכרוכות בקבלת החלטות על השקעה. אשר להפתחות סוגי הנכסים, ההחזקות באג"ח התאגידיות מתאפיינות בשיעור השינוי הגבוה ביותר, נראה מושם שהפולריות של אפיק השקעה זה גדולה בראשית העשור הקודם אך בסופה יורדה בהדרות בעקבות משבר הסאב-פריים.

לוח 1 א: סטטיסטיקה בסיסית על שיעורי השינוי החודשיים בהשקעות המשקיעים המוסדיים: פירוק לפי סוג וגודל

מספר משקיעים	מספר סדרתי	מקדם מתאם	שיעור השינוי החודשיים (%)	הממוצע וסטיית התקן של שיעורי השינוי החודשיים								סוג המשקיע/ סוג הנכס
				אג"ח תאגידיות ומשלתיות מניות	אג"ח פיקדונות	מק"מ	ס"ה"כ					
א. סך המשקיעים המוסדיים												
227	0.26**	0.04 1.51	0.24 2.69	0.09 4.60	0.09 9.78	0.05 2.54	0.73 12.35	סטיית התקן				
ב. קופות גמל ופיצויים – ס"ה"כ												
143	0.24**	0.02 1.62	0.21 3.10	0.11 5.26	0.09 11.32	0.05 2.69	0.68 14.41	סטיית התקן				
ג. קבוצות גמל ופיצויים – ס"ה"כ												
26	0.44**	-0.03 1.12	0.08 1.40	-0.19 2.31	-0.15 1.80	0.01 0.89	-0.06 3.21	סטיית התקן				
53	0.45**	-0.01 1.05	0.14 1.52	-0.03 2.93	-0.09 3.14	0.03 2.31	0.26 3.80	סטיית התקן				
64	0.06	0.07 2.11	0.31 4.33	0.35 7.24	0.32 16.65	0.09 3.39	1.33 21.15	סטיית התקן				
ד. קבוצות השתלמות – ס"ה"כ												
61	0.16	0.08 1.34	0.31 2.01	0.17 3.63	0.08 6.89	0.05 2.56	0.96 8.54	סטיית התקן				
20	0.43**	0.03 0.91	0.20 1.37	-0.08 1.76	-0.11 2.05	0.02 0.91	0.37 2.31	סטיית התקן				
20	0.39**	0.08 1.56	0.22 1.92	0.08 3.04	0.04 5.01	0.03 1.31	0.69 6.66	סטיית התקן				
21	-0.01	0.12 1.46	0.51 2.53	0.51 5.14	0.29 10.48	0.11 4.08	1.77 12.79	סטיית התקן				
ה. כולל הגופים המוסדיים לפי גודל												
23	-0.15	0.07 1.14	0.25 0.85	-0.24 1.48	0.14 4.47	0.02 0.97	0.41 4.38	סטיית התקן				
8	-0.27**	0.08 0.51	0.19 0.52	-0.26 1.35	0.03 2.12	0.03 1.35	0.32 2.46	סטיית התקן				
15	-0.02	0.06 1.36	0.29 0.98	-0.22 1.54	0.19 5.33	0.01 0.69	0.45 5.12	סטיית התקן				
ו. כולל הגופים המוסדיים לפי גודל												
54	0.46**	0.01 0.97	0.14 1.30	-0.16 2.00	-0.11 1.95	0.02 0.98	0.16 2.80	סטיית התקן				
73	0.48**	0.02 1.21	0.16 1.64	0.00 2.96	-0.05 3.74	0.03 2.09	0.38 4.76	סטיית התקן				
100	0.04	0.08 1.89	0.35 3.67	0.30 6.29	0.30 14.31	0.08 3.30	1.29 18.03	סטיית התקן				

להלן של המונח בתפקיד ההשקעות אין מוגג כלות. סיווגנו את סוג המשקיעים המוסדיים לקבוצות גודל לפי סך הנכסים הממוצע שלהם. (1) קבוצת גמל וקרנות שתחלמות: גמלות – מעל 1,000 מיליון ש"ח, בננות – פחות מ-1,000-500 מיליון, קטנות – פחות מ-200-200 מיליון, (2) קבוצה נספח: גמלות – מעל 5,000 מיליון, קטנות – פחות מ-5,000-5,000 מיליון, (3) כולל הגופים המוסדיים: סיווגנו לפי גודל בהתאם להגדירות טלית. תקופת המודגש: ינואר 2002 עד דצמבר 2011. את מקדם המתאים הסדרתי חישבנו לגבי פיגור של חודש ולגבי שיעור השינוי בסך התקן (קניה ומכירה). * מציין רמת מובהקות של 99% ומעלה.

לוח 1ב: סטטיסטיקה בסיסית על שינוי השינוי החודשיים בהשקעות המשקיעים המוסדיים: פירוק לפי גורף המנהל

מספר גופים	סדרתי	מקדם מתאם	הממוצע וסטטיסטיקת התקן של שינוי השינוי החודשיים (%)						הגורף המנהל/ סוג הנכס	כל פנסיה וגמל
			אג"ח	פיקדנות	משמעותiota	מניות	מק"ם	סה"כ		
22	0.07	0.16 2.49	0.30 1.99	0.28 5.35	0.25 10.07	0.14 4.38	1.45 12.84		מוצע סטטיסטיקת התקן	אקסלוס נושא גמל ופנסיה
19	0.09	0.04 1.04	0.39 2.49	0.29 7.72	0.13 4.87	0.04 1.74	1.27 12.31		מוצע סטטיסטיקת התקן	מייב גמל ופנסיה
19	0.10	-0.09 1.40	-0.05 1.34	-0.17 3.89	-0.12 3.21	0.01 1.55	-0.17 3.94		מוצע סטטיסטיקת התקן	ריש גמל ופנסיה
18	0.15	0.14 2.07	0.43 3.53	0.05 3.03	0.07 6.30	-0.05 1.88	0.96 11.25		מוצע סטטיסטיקת התקן	פנסיה קופות גמל ופנסיה
18	0.20	0.07 1.77	0.35 2.66	0.29 4.49	0.06 5.05	0.08 3.42	1.06 7.12		מוצע סטטיסטיקת התקן	הLEM - אלובי קופות גמל ופנסיה
10	0.07	-0.04 1.13	0.36 8.16	0.08 5.99	0.03 7.81	0.14 3.85	0.64 18.65		מוצע סטטיסטיקת התקן	חראל גמל והשלמה
9	0.33**	0.18 1.07	0.40 1.66	0.50 7.18	0.42 14.44	0.10 1.73	1.78 17.14		מוצע סטטיסטיקת התקן	מנורה מבטחים גמל
9	0.01	0.03 0.74	0.12 1.09	-0.17 1.50	-0.07 1.52	0.00 0.70	0.03 1.35		מוצע סטטיסטיקת התקן	איילון חברה לניהול קופות גמל
8	-0.12	-0.01 2.00	0.04 1.80	-0.08 3.12	-0.13 7.49	-0.06 3.10	-0.02 6.94		מוצע סטטיסטיקת התקן	הרס אדים קופת גמל
8	-0.22	-0.02 1.22	0.33 2.81	0.70 8.38	0.05 4.93	0.08 1.82	1.29 12.37		מוצע סטטיסטיקת התקן	אחרים (מנהלים פחות מ-8 קופות)
87	0.17	0.02 1.15	0.18 1.70	-0.02 2.92	0.11 12.91	0.05 2.08	0.50 13.91		מוצע סטטיסטיקת התקן	

חלקן של המומן בתקין ההשקעות איתו מזג בלהה. תקופת המדגם: ינואר 2002 עד דצמבר 2011. את מקדם המתאים הסדרתי חישבנו לגבי פיגור של חדש ולגבי שינוי השינוי בסך התקין (קגיה ומכירה). * מציין רמת מובהקות של 99% ומעלה.

חלק ה' בלוח 1 א מראה שביחסו למדד, המשקיעים הגדולים הפחתו בתקופת המדגם את החזקотיהם בפיקדונות ובאג"ח ממשלתות, בשעה שהמשקיעים קטנים, מכל הסוגים, הגדילו את החזקוטיהם בנכסיים אלה. השוב להציג שבחלק ניכר מהתקופה, בין 2003 ל-2006, הממשל לא הנפיק אג"ח אלא על מנת למן פדיונות, ולכן היעץ האג"ח הממשלתיות נותר קבוע יחסית בשעה שהיעץ האג"ח התאגידיות גדל במתירות. נוסף לכך ניתן לראות שהמוסדיים הקטנים הגדילו את החזקוטיהם באג"ח תאגידיות בשיעור שהוא יותר מכפול משיעור השינוי אצל המוסדיים והבינוניים. ממצאים אלה מלמדים לכארה על כך שהמשקיעים הקטנים נוטים להיחשף לסיכוןים גבוהים יותר, אם על מנת להניב תשואות גבוהות יותר וכך למושך משקיעים ולצמיחה, ואם משום שיש להם גמישות רבה יותר בכל הנוגע לרכיב ההרכבת של תיק ההשקעות.

לוח 1ב מראה כי השיעור המוצע של הגידול החודשי בנכסיים גבוה מ-1% – ונוاع בין 1.06% ל-1.78% – אצל הראל, כלל, הדס ארוזים, אקסלנס נשואה גמל ופנסיה ופסגות קופות גמל ופנסיה. שיעור זה נוע בין 0.50% ל-1.00% אצל דש גמל ופנסיה (0.96%), הלמן אלדווי קופות גמל ופנסיה (0.64%), והగופים האחרים המנהלים פחות מ-8 קופות או קרנות (0.50%), והוא מגיע לערך אפסי או אף שלילי אצל מיטב, איילון ומונורה. נמצא כי מדם המתאים הסדרתי חיוובי ומובהק רק בהראל, נתון זה מצביע על כך שבמרבבית גופי הנהיל אין התחמדה בשיעורי השינוי בחזקות הנכסיים. לנוכח הבדלים אלו מעוניין לבחון את הרכיבתיק הנכסיים של המשקיעים המוסדיים לפי סוג המוסד, הגודל והגובה המנהלה.

**לוח 2 א: פרופורצית ההשקעה (%) מסך התקיק של המשקיעים המוסדיים:
פירוק לפי סוג וגודל**

סוג המשקיע/ גודלו/ קטנות/ ביניות/ גדול/ קטנות/ ביניות/ גדול/ קטנות/ ביניות/ גדול/ קטנות/ סטיית התקן	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	מק"ם	פיקדונת/ 22.10 11.05 12.99 10.05 11.42 11.58 10.73 17.37 11.88 9.36 9.33 10.65 10.24 10.90	משמעות/ 38.5 38.5 35.3 40.7 37.9 40.1 41.9 45.7 33.2 12.5 11.2 12.2 37.4 42.1 36.5	אג"ח/ 14.75 14.63 15.16 13.16 22.98 22.31 23.07 13.38 16.79 17.37 19.37 13.15 15.00 22.32 15.40	טגידיות/ 26.8 26.8 25.6 25.4 28.3 25.8 25.6 22.4 29.3 33.2 34.7 35.4 26.7 24.6 28.4	מניות/ 10.54 10.87 14.74 9.31 10.09 10.58 7.13 7.94 14.51 16.79 13.46 13.29 11.72 8.96 10.89	אחר/ 4.6 4.5 4.8 4.4 4.5 4.8 4.6 4.0 5.7 4.9 15.2 4.3 5.2 4.7 4.3 4.9	מספר המשקיעים/ 227 143 26 53 64 61 20 20 21 23 8 15 54 73 100
א. סך המשקיעים המוסדיים									
227	4.6	13.4 10.54	26.8 14.75	38.5 22.10	11.8 11.00	2.7 7.43	2.2 4.28	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	
ב. קופות גמל פיצויים – סה"כ									
143	4.5	13.1 10.87	26.8 14.63	38.5 22.50	11.7 11.05	3.1 8.77	2.4 4.31	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	
ג. קניות השתלים – סה"כ									
26	4.8	15.3 14.74	25.6 15.16	35.3 22.99	11.6 12.99	4.6 14.12	2.9 4.75	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	
ד. קניות פנסיה – סה"כ									
61	4.8	13.3 10.58	25.8 15.34	40.1 22.31	12.4 11.42	1.9 4.33	1.7 4.45	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	
ה. כל הגופים המוסדיים לפי גודל									
54	4.7	14.2 11.72	26.7 15.00	37.4 22.37	11.3 12.00	3.4 10.65	2.3 3.96	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	
ו. כל הגופים המוסדיים: סיווגו לפי גודל בהתאם לגודרות שליעיל.									
73	4.3	12.4 8.96	24.6 13.29	42.1 22.32	13.1 10.24	1.8 3.06	1.7 3.54	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	
100	4.9	13.6 10.89	28.4 15.40	36.5 21.47	11.2 10.90	3.0 7.51	2.5 4.87	סכום/ 4.28 4.31 4.75 3.81 4.45 4.45 2.84 2.70 6.54 3.46 3.64 3.96 3.54 4.87	

ובסס על ממוצע היתרונות בכל תקופה המדגם – ינואר 2002 עד דצמבר 2011. סיווגנו את סוג המשקיעים המוסדיים לקבוצות גודל לפי סך הכספי הממוצע שלהם. (1) קופות גמל וקרןנות השתלים: גודלות – מעל 1,000 מיליון ש"ח, בוניות – פחות מ-200 מיליון, (2) קרנות פנסיה: גודלות – מעל 5,000 מיליון, קרנות – פחות מ-1,000 מיליון ויותר מ-200 מיליון, (3) כל הגופים המוסדיים: סיווגו לפי גודל בהתאם לגודרות שליעיל.

**לוח 2ב: פרופורציית ההשקעה (%) מסך התקיק של המשקיעים המוסדיים:
פירוק לפי הוגף המנהל**

מספר גופים	מספר אחר	מניות	תאגידיות	אג"ח ממשלתיות	פירידנות	מק"ם	סה"כ	הוגף המנהל/ סוג הנכס כלל פנסיה גמל
								ממוחיע סטט'ית התקן אקסלנס נושא גמל ופנסיה
22	4.0	13.6 15.62	23.6 15.64	43.4 24.83	10.0 9.99	3.2 9.00	2.1 3.12	ממוחיע סטט'ית התקן מיטב גמל ופנסיה
19	5.3	11.0 7.17	26.5 14.12	37.4 22.02	14.1 11.17	4.2 12.93	1.4 2.84	ממוחיע סטט'ית התקן דש גמל ופנסיה
19	4.7	12.1 9.86	25.5 12.18	37.4 18.62	13.5 12.53	3.7 11.28	3.2 5.37	ממוחיע סטט'ית התקן פסנות קופות גמל ופנסיה
18	4.3	14.5 10.51	25.2 15.52	43.3 25.33	9.4 6.93	1.5 2.58	1.8 2.47	ממוחיע סטט'ית התקן הלםן - אלדווי קופות גמל ופנסיה
18	5.5	12.2 7.59	28.5 13.36	38.0 20.90	11.4 9.36	2.5 7.11	1.8 3.49	ממוחיע סטט'ית התקן הראל גמל והשתלמות
10	4.5	12.4 8.35	27.8 15.52	36.2 18.58	11.5 11.57	4.6 10.83	2.9 8.15	ממוחיע סטט'ית התקן מנורה מבטחים גמל
9	4.3	15.0 6.93	28.9 13.34	34.7 14.75	12.1 9.61	2.7 4.60	2.3 3.42	ממוחיע סטט'ית התקן אלילן חברה לניהול קופות גמל
8	6.2	20.1 20.29	28.5 15.53	28.7 19.25	10.3 8.84	2.0 7.91	4.2 9.93	ממוחיע סטט'ית התקן הס אוריון קופות גמל
8	5.0	16.9 9.49	31.7 11.38	30.0 14.78	12.1 8.04	2.0 3.96	2.2 3.00	ממוחיע סטט'ית התקן אחרים (מנהלים פחות מ-8 קופות)
87	4.4	13.4 9.22	27.0 15.21	38.7 22.54	12.2 12.20	2.2 4.58	2.0 3.51	ממוחיע סטט'ית התקן

מבוסס על ממוצע היתרונות בכל תקופת המרגם – ינואר 2002 עד דצמבר 2011.

לוח 2 א מציג את הרכב התקי ההשקעה של המשקיעים המוסדיים, כולל את שיעורי הקצאת הנכסים לפי קבוצות הנכסים העיקריות. ניתן לראות כי האג"ח הממשלתיות נמצאות בראש הדירוג (38.5%) ואחריה – האג"ח התאגידיות (26.8%), המניות (13.4%), והפירידנות (11.8%). מעניין לציין ש קופות הגמל והפיקזיות הבינוניות וקרןנות ההשתלמות החזקו את ממשלתיות בשיעור גבוה יותר מה קופות/קרןנות הקטנות והגדלות מהן.

קרןנות הפנסיה הקטנות החזקו 27.5% מנכסיהם באג"ח תאגידיות בשעה שהקרןנות הגדולות החזקו 33.1%. נתון זה יכול להעיד שהן מעדיפות פרמיית סיכון גבוהה ומסתמכות על הפחיתה סיכוןם באמצעות פיזור, אם כי גם חוסר הנזילות בשוק זה מהוות גורם רלוונטי, ולפיכך ההחזקה באג"ח התאגידיות אמורות להיות ארוכות טوها. כמו כן ראוי לציין כי בשעה ש קופות הגם והפייצויים הגדולות מחזיקות במניות בשיעורים גבוהים יותר מאשר קרנות ההשתלמות דוחקן הקטנות השופכות למניות יותר מקרנות ההשתלמות הגדולות והבוגניות.

כאשר מנתחים את הרכב הנכסים לפי גוף ניהול (لوح 2ב), מוצאים כי הגוף המנהלים הציגו רמות שונות של שמרנות לאכורה, והדבר ניכר מפרופורציית ההשקעה המומוצעת שלהם באג"ח ממשלתיות. שיעור ההחזקה הממוצע עומד על 38.5% מהנכסים, אך כמה מנהלים (כלל, דש ומונרה מבתחים) החזקו אג"ח ממשלתיות בשיעור גבוהה בהרבה (43.8% עד 43.3%), ואילו מנהלים אחרים החזקו בהן בשיעור נמוך בהרבה: איילון והדס ארוזים לדוגמה החזקו בממוצע 28.7%-30%, בהתאמה. אף שנראה כי מדיניות הקצאת הנכסים זו עשויה לשכך שמרנות ומצוות סיכון או להפוך, יש לשים לב לכך שהנתונים מבטאים ממציעים לתקופת המחקר. מאחר שמדובר בתקופה ארוכה, ומאהר שאין נתונים על מה"מ, דירוג הנכסים, סוג הצמדה וכדומה, פרופורציית ההשקעה באג"ח ממשלתיות אינה מאפשרת להסיק מסקנות על רמת הסיכון בפועל של תיק ההשקעה.

ב. חתנהגות עדית בקרבת המשקיעים המוסדיים: בדיקה על פי מבחנים שונים

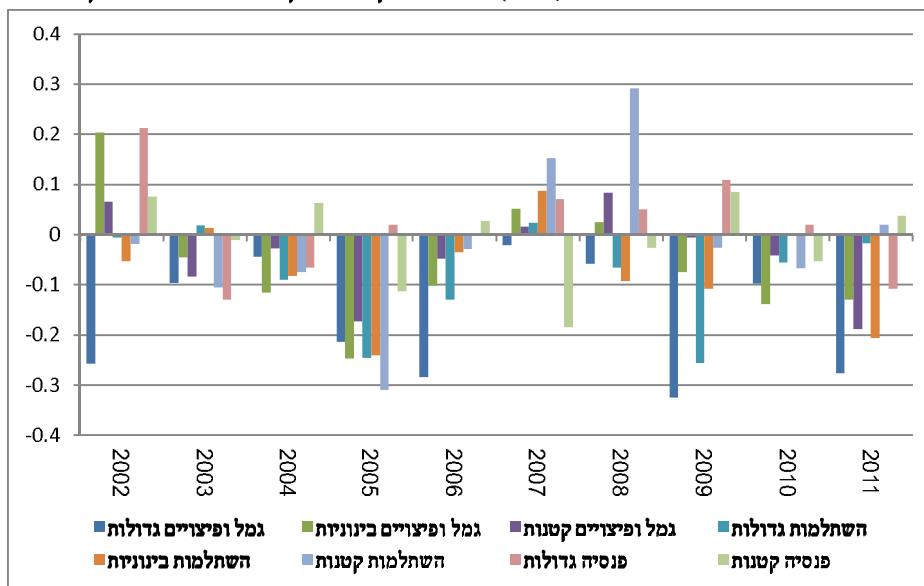
בסעיף זה נתאר את תוצאות המבחנים לעדריות שהציגו בסעיף 3.

(1) מدد להטרוגניות לפי מספר המשקיעים, מבוסס על LSV (1992)

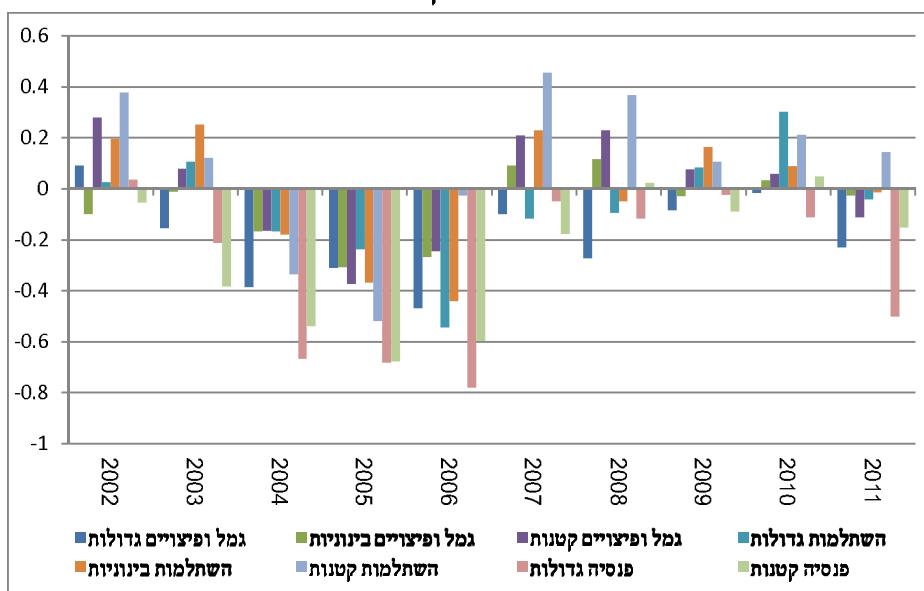
בתרשימים 1א-1ד להלן ניתן לראות כיצד ממד ההטרוגניות משתנה על פי היקף ההשקעה בפיקדונות, אג"ח ממשלתיות, אג"ח תאגידיות ומניות, וזאת בכל אחת מעשר שנות המדגם ולפי השיקות המוסדית והגדול. הממד נוע בין +1 ל-1+: הערך 0 מעיד על הטרוגניות מלאה, ערך שמתקרב ל-1+ מלמד על הומוגניות/עדירות בו-זמןית ברכישות (לפי מספר המשקיעים), וערך קרוב ל-1- מלמד על הומוגניות/עדירות בו-זמןית במכירות (לפי מספר המשקיעים)¹⁰.

¹⁰ בדקנו את ההטרוגניות גם לפי סכומי הרכישות/ המכירות ב שקלים (HET#). אולם לאחר שלא נמצא הבדלים משמעותיים בין בין המדים HET אלו מציגים רק את האחرونים, כדי לחסוך מקום.

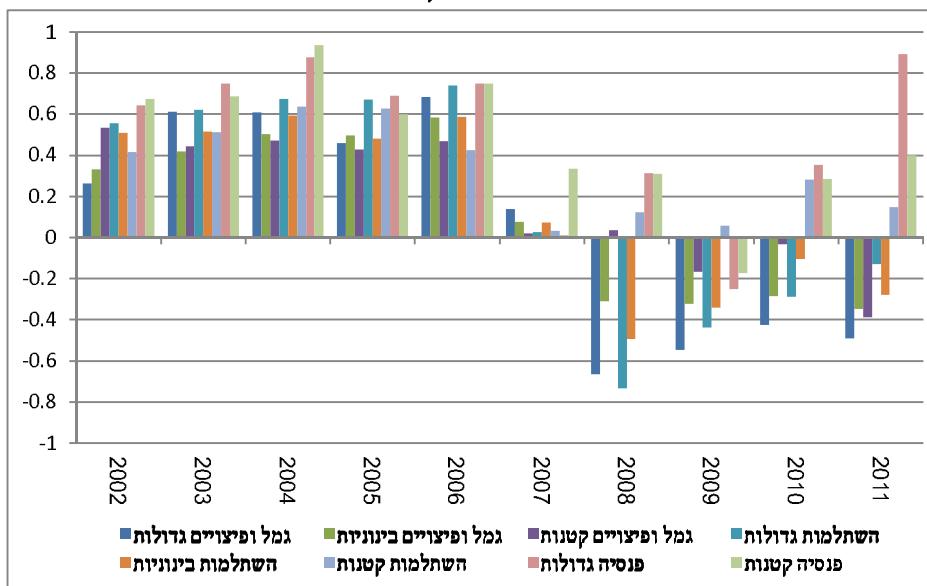
תרשים 1א
התפתחות המדדים להטרוגניות (Het) על פני זמן – הפיקדונות וזרמי ההשקעות



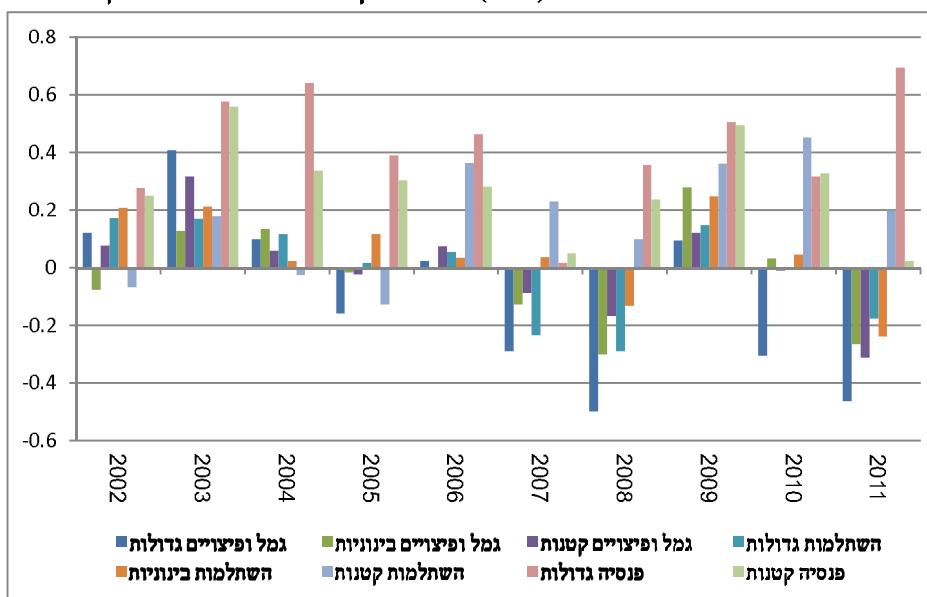
תרשים 1ב
התפתחות המדדים להטרוגניות (Het) על פני זמן – האג"ח הממשלתית וזרמי ההשקעות



תרשים 1ג
**התפתחות המדדים להטרוגניות (Het) על פני זמן – האנ"ח התאגידית
וחרמי ההשקעות**



תרשים 1ד
התפתחות המדדים להטרוגניות (Het) על פני זמן – המניות וחרמי ההשקעות



התרשימים מלמדים כי בתקופות מסוימות קיימת הומוגניות משמעותית אצל כמה סוגים של משקיעים מוסדיים. בכלל, במניות ובפיקדונות לא ניכרת הומוגניות באוטו כיוון ולאורך זמן, בשעה שהאג"ח הממשלתי מஹוט בכוונה לאג"ח התאגידיות בחלקה הראשונית של תקופת המדגם. בכוונה זו משקפת את העובדה שבמחצית הראשונה של העשור הקודם התרחש מעבר מנכסים שנחשבו לבטוחים (בפרט אג"ח ממשלתיות אך גם פיקדונות) לנכסים מסוימים (בפרט אג"ח תאגידיות אך גם מנויות). עם פרוץ משבר הסא-פרויים התחלפה מגמת ההומוגניות במגמת הטזוגניות בכל סוג הנכסים, לפחות האג"ח התאגידיות: מרבית המשקיעים המוסדים מכרו את האג"ח התאגידיות עקב הקשיים הפיננסיים שחילק מהמנפיקים נקלעו אליהם. אולים בהקשר זה יש לציין כי קרנות הפנסיה הגדולות פעלו באופן הומוגני ב-2011 ($HET = 0.75$), ובכיוון הפוך מכיוון הפעולה של שאר הגוף המוסדיים, ורכשו אג"ח תאגידיות. בכך כל התקופה מכרו המשקיעים המוסדים (למעט קרנות הפנסיה, בעיקר הגדולות) פיקדונות מסוימות נמכה יחסית וסבירוניהם מועטים.

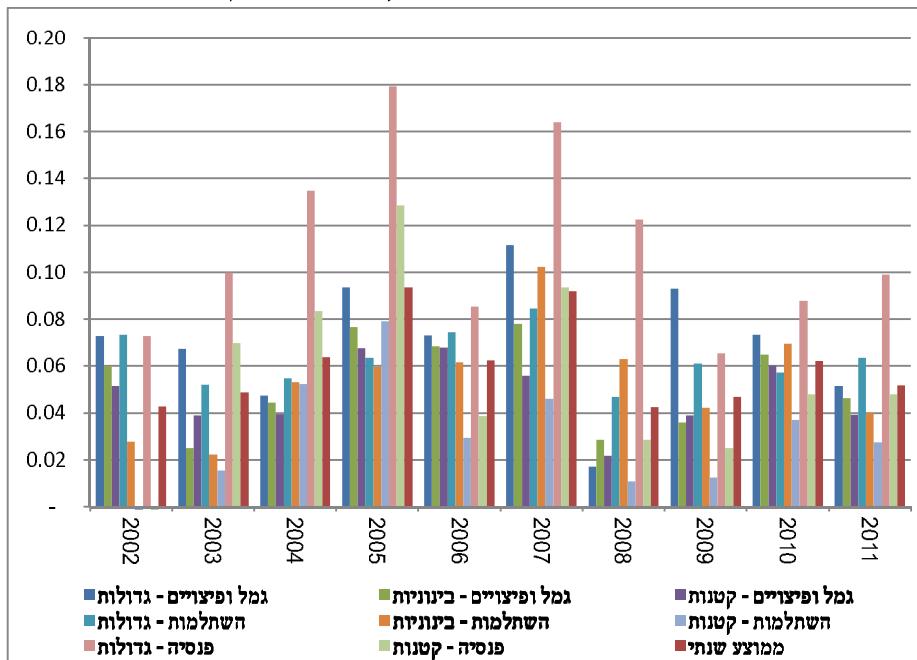
אשר להבדלים בהומוגניות בין המשקיעים המוסדים, קופות הганל הגדולות בולטות בהומוגניות המכירות ואילו בהומוגניות הרכישות בולטות קרנות הפנסיה הגדולות, משומש לציבור הכספיים אצלן ממשמעותית ביותר ובמקרים רבים הן פועלות בכיוון הפוך מכיוון הפעולה של שאר המשקיעים המוסדים. לבסוף, העדריות במניות הילשה מהעדריות בפיקדונות ובאג"ח הממשלתיות והתאגידיות. במרבית התקופה הייתה העדריות במניות שלילית, אולים עצמה (בערך מוחלט) הייתה נמכה בהשוואה לעדריות בנכסים האחרים.

יתרונם של מדדי ההטרוגניות על פי מספר המשקיעים (#HET) ועל פי סכומי ההשקעה (HET) נועז בפשטותם ובכך שמתබל מהם מידע לגבי כיוון העדריות (רכישות לעומת מכירות) בכל סוג נכס בזמן t. עם זאת הם אינם בוחנים אם קיימת עדריות בכמה סוגים נכסים יחדיו.

(2) מדד להטרוגניות לפי סוג הנכסים, מבוסס על (1992) LSV

מדד LSV המתואר בסוף נפוץ מאוד בספרות העוסקת בעדריות, והוא מוצג בתרשימים 2. כאשר המדד שונה מ-0 באופן מובהק, הוא מעיד שהנכסים השונים הנקלים בקבוצה מסוימת (למשל קופות גמל ביוניו) מציגים עדריות בכל סוג הנכסים. מדד LSV המקורי מתיחס למניות בלבד, ואילו אנו מתיחסים לחמשת סוגים הנכסים – מקרק"ם, פיקדונות, אג"ח ממשלתיות ותאגידיות ומניות – כשם ש-UN (2006) התייחסו לענפי משק שונים.

תרשים 2
התפתחות מדד LSV על פני זמן – זרמי ההשקעות



התרשים מראה כי קיימים הבדלים בהתקפות המדד בין הקבוצות והן בין השנים. מוצע העדריות משתנה מקבוצה לקבוצה: המוצע של מדד ה-LSV בקבוצות הפנסיה הגדולות עומד בכלל התקופה על 11.1 – כולם מספר הרוכשים נטו בקבוצות אלה היה גבוה מספר המוכרים ב-11.1% בממוצע – ואילו בקבוצות ההשתלמות הקטנות הוא עומד על 3.04. נציין כי על פי מבחן χ^2 המיניה שאין תלות בין התקציפות¹¹, כל המדדים מובהקים ברמת מובהקות של 0.99. בכלל, בדירוג העדריות של הקבוצות השונות אין שינוי ממשוני על פני זמן. לשם המראה, קבוצות הפנסיה מתאימות בעדריות הרבה יותר בכלל התקופה, בשעה שהקבוצות ההשתלמות הקטנות מתאימות בעדריות הנמוכה ביותר. יתר על כן, בכלל קבוצות העדריות פוחתת עם הגודל. כך לדוגמה, מדד ה-LSV של קופות האגמל הגדולות, הביגניות והקטנות עומד בכלל התקופה על 7.01, 5.28 ו-4.82, בהתאם. מהקרים שבחן עדריות בחו"ל מצאו כי LSV נع בממוצע בין 2.7 (Lakonishok et al., 1992) ל-3.4 (Wermers, 1999), ומהחקר אחר בישראלמצא כי המוצע בקרבת המשקיעים המ結束ים עומד על 5.8 ובקרב המשקיעים הנאים – על 6.4 (Venezia et al., 2010). עם זאת, UN

¹¹ כל תצפית כוללת חודש וסוג נכון, והמבחן מניה שאין תלות.

(2006) מצאו בתקופות מסוימות עדירות גבואה בהרבה בקרב תייק ההלוואות של בנקים ביפן, בדומה למחקר הנוכחי.

העדירות הממוצעת של הקבוצות הגיעה לרמה גבואה במוחד בשנים 2005 ו-2007 (ממוצע המדר עמד על 9.35 ו- 9.20, בהתאמה), ואילו בשנים 2002 ו-2008 ירדה הרמה למינימום (4.24 ו- 4.28, בהתאמה). בשנים 2005 ו-2007 התאפיינו קרנות הפנסיה הגדולות בעדריות גבואה במוחד (המדד עמד על 18 ו-16, בהתאמה), והן משכו את המדר כלפי מעלה. בនורול הקרן האלה מדדי-LSV דומים יותר זה להז עלי פנוי הימים.

(3) מבחן CS משופר לעדריות, מבוסס על צי' וסיאס (2009)

להבדיל מה מבחנים הקודמים, המבחן של CS – לאחר ההתאמות והשינויים הייחודיים שערכנו – בוחן בעזרת מערכת מושוואות (3SLS) כיצד קבוצה של משקיעים מוסדיים מושפעת בהווה מהתנהלות המשחר בהווה וב吃过 של קבוצות אחרות (בתוספת ההשפעה של הגוף על עצמו), תוך נטרול משתנים מסבירים אחרים. לכל אחד מסוגי הנכסים התאמנו שני משתנים מסבירים אקסוגניים, ונוסף לכך בוחנו את ההשפעות בהווה ובפיגור של כל אחד משלושת סוגים המשקיעים המוסדים (קופות גמל ופיצויים, קרנות השתלמות, וקרנות פנסיה) ושל שלוש קבוצות הגדול (גדולים, בגיןאים וקטנים)¹². אם המשתנים הבו-זמניים מובהקים, נסיק שקיימת עדירות בו-זמןית מכוננת, שכן אנו מנכימים את השפעות הסביבה הכלכלית המשתנה בעזרת המשתנים האקסוגניים. אם משתני המשחר בפיגור – אלה מייצגים כוכור את תנועותיהם של המשקיעים האחרים – מתקבלים ערך חיובי ומובהק, הרי שעל פי המודל מתקיימת עדירות בפיגור מהסוג מוביל-מובל. את המודל שלנו אנו מרכיבים כמערכת של שלוש משוואות סימולטניות, פעם לפחות סוג המשקיע המוסדי ופעם לפחות גודלו. בחרנו, כאמור, במשתני העזר לשמש משתנים בפיגור.

לוחות 3א ו-3ב מציגים את התוצאות העיקריות של המודל שלנו (משוואת 4) לגבי כל אחד מסוגי הנכסים: מק"מ, אג"ח ממשתתיות ותאגידיות ומניות. לוח 3א מציג את הגופים המוסדיים לפי סוג (kopota גמל ופיצויים, קרנות השתלמות וקרנות פנסיה) ולוח 3ב מציג אותם לפי גודלם (גדולים, בגיןאים וקטנים).

¹² המבחנים הקודמים בחנו את העדריות בין השחקנים השונים לאחר חלוקת הסוגים לפי גודל (שםונה שחוקנים), ואילו כאן הבדיקה נערכת לשולשת סוגים המשקיעים בנפרד ושלוש קבוצות הגדול בנפרד (בקרן הפנסיה יש כוכור שתי קבוצות גודל). זאת מושם שמספר המשתנים גדול והतוצאות מועטות יחסית. כל קבוצה מוסדית ייצגה בעזרת ממוצע התוצאות. נציין כי ממוצע משוקלל לפי גודל לא שינה את התוצאות באופן משמעותי.

לוח 3א: התוצאות מרגשית 3SLS – שיעור השינוי בפוזיציה (תנוועה) כפונקציה של התנהגות המשקיעים המוסדיים ומשתני בקרה

קרנות פנסיה		קרנות השתלמות		קרנות מסדרים		קופות גמל ופיזיון	
Prob.	מקדמ	Prob.	מקדמ	Prob.	מקדמ	Adj. R ²	D.W.
א. מק"ם (התנוועה בחודש t)							
0.958	0.00	0.000	0.97	-	-	קופות גמל ופיזיון (t)	
0.322	0.06	-	-	0.000	0.74	קרנות השתלמות (t)	
-	-	0.489	0.10	0.792	0.03	קרנות פנסיה (t)	
0.367	-0.06	0.596	0.10	0.000	0.44	קופות גמל ופיזיון (t-1)	
0.272	0.07	0.771	-0.08	0.039	-0.22	קרנות השתלמות (t-1)	
0.000	-0.62	0.143	0.19	0.243	-0.13	קרנות פנסיה (t-1)	
0.101	-0.20	0.543	-0.10	0.517	0.04	השינוי במדד המק"ם (t-1)	
0.223	-0.01	0.054	-0.02	0.019	0.02	היצוע המק"ם בשוק הראשון (לוגים)	
0.01							
1.97							
ב. אג"ח משלוחות (התנוועה בחודש t)							
0.000	0.34	0.000	1.03	-	-	קופות גמל ופיזיון (t)	
0.004	-0.17	-	-	0.000	0.82	קרנות השתלמות (t)	
-	-	0.015	-0.34	0.000	0.63	קרנות פנסיה (t)	
0.046	-0.14	0.042	0.34	0.137	-0.23	קופות גמל ופיזיון (t-1)	
0.372	0.06	0.098	-0.29	0.089	0.18	קרנות השתלמות (t-1)	
0.000	0.75	0.008	0.41	0.023	-0.33	קרנות פנסיה (t-1)	
0.037	0.19	0.376	0.23	0.135	-0.33	השינוי בציפיות האינפלציוניות ל-10 שנים	
0.135	0.00	0.759	0.00	0.766	0.00	היצוע אג"ח משלוחות בשוק הראשון (לוגים)	
0.46							
2.06							
ג. אג"ח תאגידיות (התנוועה בחודש t)							
0.569	-0.04	0.000	0.92	-	-	קופות גמל ופיזיון (t)	
0.000	0.28	-	-	0.000	0.86	קרנות השתלמות (t)	
-	-	0.000	0.57	0.550	-0.08	קרנות פנסיה (t)	
0.546	0.04	0.010	-0.30	0.013	0.34	קופות גמל ופיזיון (t-1)	
0.426	-0.05	0.000	0.47	0.000	-0.39	קרנות השתלמות (t-1)	
0.178	0.28	0.000	-0.48	0.066	0.25	קרנות פנסיה (t-1)	
0.205	0.15	0.000	-0.74	0.000	0.73	השינוי בתשואה אג"ח משלוחות אמריקאיות ל-10 שנים	
0.060	0.00	0.655	0.00	0.944	0.00	היצוע אג"ח משלוחות בשוק הראשון (לוגים)	
0.50							
1.93							
ד. מניות (התנוועה בחודש t)							
0.569	0.13	0.000	1.01	-	-	קופות גמל ופיזיון (t)	
0.989	0.00	-	-	0.000	0.93	קרנות השתלמות (t)	
-	-	0.644	-0.02	0.674	0.02	קרנות פנסיה (t)	
0.065	0.39	0.964	-0.01	0.000	0.53	קופות גמל ופיזיון (t-1)	
0.530	-0.13	0.933	0.02	0.000	-0.48	קרנות השתלמות (t-1)	
0.651	0.12	0.250	-0.04	0.735	0.01	קרן פנסיה (t-1)	
0.258	0.00	0.208	0.00	0.306	0.00	מדד תל אביב 100 (t-1)	
0.087	-0.01	0.011	-0.01	0.010	0.00	שיעור חמימי במדד הייצור התעשייתי (t-1)	
-0.14							
2.06							

בולה זה "שיעור השינוי בפוזיציה (התנוועה)" פירושו ההשערה נטו חלק הפרויזיה בתחלת התקופה, פחותות אחת (באותו זמן). כדי לטפל במתאמים סדרתי הושנו לוגיסטיות שלושה מתאמים סדרתיים עבור שלושת החודשים האחרונים. כדי לחסוך במקומות השטוחים מהלואה את החותכים ואת מקדמי המתאמים הסדרתיים ברוגיסטיות. כתוב נטו ומוגש מצין אינדיקטורים מובהקים לעדריות בפיגור (רקע אפור) ברמת מובהקות של 99% ומעלה. כתוב מוגש מצין אינדיקטורים מובהקים לעדריות בפיגור ברמת מובהקות של 95% ומעלה.

לוח 3ב: התוצאות מרגסיות 3SLS – שיעור השינוי בפוזיציה (תנוועה) כפונקציה של התנהגות המשקיעים המודדים (לפי גודל) ומשתני בקרה

				גופים מוסדיים גדולים		גופים מוסדיים בינוניים		גופים מוסדיים קטנים			
Prob.	חותך	Prob.	חותך	Prob.	חותך	Prob.	חותך	Prob.	חותך	Adj. R ²	D.W.
א. מק"ם (התנוועה בתמ"ש)											
0.555	0.13	0.000	0.75	-	-	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.000	1.02	-	-	0.000	0.32	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
-	-	0.000	0.41	0.239	0.04	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.251	-0.24	0.072	-0.29	0.074	-0.20	השינוי במדד המק"ם (t-1)	היצע המק"ם בשוק הריאווני (לוגים)				
0.089	-0.37	0.001	0.41	0.000	0.24	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.
0.671	0.09	0.845	-0.01	0.416	-0.03						
0.729	-0.06	0.361	0.09	0.039	-0.18						
0.122	0.00	0.063	0.00	0.023	0.00						
0.17			0.38		0.38						
2.01			2.02		2.03						
ב. גא"ח ממשלות (התנוועה בחודש)											
0.231	0.25	0.000	0.73	-	-	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.000	1.16	-	-	0.000	0.48	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
-	-	0.000	0.32	0.235	0.04	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.089	-0.36	0.153	0.19	0.000	-0.43	השינוי ביפויי האנגליזיות ל-10 שנים	היצע גא"ח ממשלות בשוק הריאווני (לוגים)				
0.841	-0.05	0.282	0.05	0.019	0.18	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.
0.021	0.35	0.399	0.00	0.774	0.01						
0.586	-0.13	0.013	0.31	0.064	-0.19						
0.365	0.00	0.014	-0.29	0.562	0.00						
0.40				0.39	0.33						
2.02				1.96	1.93						
ג. גא"ח תאגידיות (התנוועה בחודש)											
0.673	-0.07	0.000	0.85	-	-	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.000	1.05	-	-	0.000	0.84	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
-	-	0.000	0.26	0.680	-0.02	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.077	-0.37	0.526	-0.13	0.031	0.33	השינוי בתשואה גא"ח ממשלות אפריקאיות ל-10 שנים	היצע גא"ח ממשלה אפריקאית בשוק הריאווני (לוגים)				
0.412	-0.19	0.727	0.09	0.546	-0.10	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.
0.015	0.34	0.991	0.00	0.095	-0.08						
0.653	0.07	0.566	-0.04	0.604	0.04						
0.111	0.00	0.093	0.00	0.211	0.00						
0.50				0.84	0.86						
2.09				1.98	2.06						
ד. מניות (התנוועה בחודש)											
0.379	-0.08	0.000	0.46	-	-	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.000	1.05	-	-	0.000	0.71	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
-	-	0.000	0.66	0.359	-0.08	ゴופים מוסדיים גדולים (t)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t)	ゴופים מוסדיים קטנים (t)	ゴופים מוסדיים גדולים (t-1)	ゴופים מוסדיים בינוניים (t-1)	ゴופים מוסדיים קטנים (t-1)
0.079	0.16	0.000	-0.30	0.000	0.49	מדד תל אביב 100 (t-1)	שיעור השינוי במדד הייצור התעשייתי (t-1)	שיעור השינוי במדד הייצור התעשייתי (t-1)	מדד תל אביב 100 (t-1)	שיעור השינוי במדד הייצור התעשייתי (t-1)	שיעור השינוי במדד הייצור התעשייתי (t-1)
0.266	-0.21	0.150	0.20	0.335	-0.12	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.	Adj. R ²	D.W.
0.276	0.18	0.269	-0.11	0.714	-0.03						
0.781	0.00	0.754	0.00	0.292	0.00						
0.418	0.00	0.540	0.00	0.004	0.01						
0.57				0.61	0.47						
2.09				2.05	1.95						

ובסס על ממוצע היתרונות בכל התקופת המדגם – ינואר 2002 עד דצמבר 2011. סיוגנו את המשקיעים המודדים לקבוצות גודל לפי סך הכספי הממוצע שלהם. (1) קופות גמל קתרנות שתולמוות: גודלות – מעל 1,000 מיליון ש"ח, בינוניות – פחות מ-1,000 ו-200 מיליון ש"ח, קטנות – מתחת ל-5,000 מיליון ש"ח. (2) קרנות נסיעה: גודלות – מעל 5,000 מיליון ש"ח, בינוניות – פחות מ-5,000 מיליון ש"ח. בלוח זה "שיעור השינוי בפוזיציה (התנוועה)" פירושו ההשקעה נטו ושלקי הפוזיציה בתחלת התקופה, פחות אחת מהאהווים. כדי לטפל בהתאם סדרתי הושפנו לרגרסיות שלשה מתאים סדרתיים עברו שלושת החודשים האחרונים. כדי להסוך במרקם שטחנו מהלוץ את החותכים ואת מקומי המתאים הסדרתיים בಗודליות. כתוב טבעי ומודגם מכך אינדיקטורים מובהקים לעדרויות בפייגור (רקע אפור) ברמת מובהקות של 99% ומעלה. כתוב מודגם מכך אינדיקטורים מובהקים לעדרויות בפייגור ברמת מובהקות של 95% ומעלה.

لوح 3א מציג את הגורמים העשויים להשפיע (בו-זמןית ובפיגור) על תנועות המשקיעים בנסיבות שונות. נתאר רק אחדים מהם. הפנו הعليין שלلوح 3א (חלק א') מסביר את התנועות במק"ם, והוא מלמד כי קיימת עדירות בו-זמןית בין קופות הגם והפתרונות לקרןנות ההשתלמות, אך לא בין קרנות הפנסיה. נוסף לכך כי מהתאם סדרתי היובי בהשקעה במק"ם של קרנות הפנסיה. תוצאה זו יכולה לנבוע מכך שהציבורה בקרןנות הפנסיה מתחייבת מהחוק, בשעה שהציבורה אצל המוסדים האוחדים ולונטרית (ראו תיאור הנתונים בסעיף 4). מצאנו כי שני המשתנים האקסוגניים – השינוי במדד המק"ם בתקופה קודמת¹³ והיצוע המק"ם בתקופה הנוכחית – אינם מובחקים.

פנل ב' מתאר את העדריות באג"ח הממשלתית, והוא מצביע על עדירות בו-זמןית מובחקת בין כל סוג המשקיעים (למעט קרנות הפנסיה וקרןנות ההשתלמות), גופים שביניהם יש מקדים שליליים מובחקים; מקימי הרוגסיה גבויים מהמקדמים במשחר במק"ם, לרובו באופן ממשועורי. התנועות של קופות הגם והפתרונות הובילו את התנועות של קרנות ההשתלמות ושל קרנות הפנסיה, והתנועות של קרנות ההשתלמות הובילו את התנועות של קרנות הפנסיה. מצאנו כי המשתנה האקסוגני "השינוי בציפיות לאינפלציה" אינו מובהק ואילו היצוע האג"ח הממשלתית בשוק הראשוני מובהק. נתון זה משקף את ה"יובש" שנוצר באמצעות הקודם בשוק ההנפקות הממשלתיות, ומכיון שככל המוצרים המשולטים הביקוש היה גדול מן ההיצע, מצאנו כי לפחות נושא זה יש סימן היובי בכל הגופים המוסדיים.

פנל ג' שלلوح 3א מראה כי באג"ח התאגידיות שבתקייני ההשקעה של קרנות ההשתלמות ושל קרנות הפנסיה התנועות מתאפיינות בעדריות בו-זמןית מכונה גבואה למדוי ובעלת כיוון זהה (מקדמים היוביים). אצל כל המשקיעים המוסדיים נמצא מהתאם סדרתי היובי, והדבר מעיד לכאהר על מידת מסויימת של התמדה ברכישת/מכירת אג"ח תאגידיות (משחר של מומנטום). ואכן, נמצא זה מהيشב העובדה שבאמצעע העשור הקודם התרחש מעבר מתמשך לאג"ח תאגידיות. בוגע לגורמים האקסוגניים נמצא כי לשינוי שחל בחודש הקודם בתשואות על האג"ח הממשלתיות האמריקניות ל-10 שנים יש השפעה מובהקת על המשחר הנוכחי של קופות הגם והפתרונות (בכיוון השלילי). מצאנו כי להיצע

האג"ח הממשלתיות יש השפעה מובהקת והיובית על המשחר באג"ח התאגידיות.

פנל ד' שלلوح 3א מציג את התוצאות לגבי התנועות במניות. עדירות בו-זמןית מובחקת, בעלת מקדם גבוה יחסית, נמצא רק בין קופות הגם והפתרונות לקרןנות ההשתלמות. נמצא כי המשתנה האקסוגני "מדד המניות ת"א 100 בחודש הקודם" אינו מובהק ואילו המשתנה "שיעור השינוי במדד הייצור התעשייתי" מובהק ובעל

¹³ מדד המק"ם, כמו גם משתנים מקרו-כלכליים אחרים, עשוי להיות מושפע מהתנהלות המשקיעים המוסדיים, וכי למנוע את בעיית האנדוגניות של משתנים מסוימים כלנו אותו ברוגסיות בפיגור של חודש.

השפעה חיובית על קופות הגמל והפייצויים והשפעה שלילית על קרנות השתלמאות ועל קרנות פנסיה.

לוח 3ב מציג ניתוח דומה לזה שבלוח 3א אלא שכאן הסיוג נעשה לפי גודל הגוף המוסדיים ולפי סוגי הנכסים. בכל סוגי הנכסים (פנלים –ד) נמצאה עדירות מכובנת בו-זמנית בין הגופים הגדולים לבינויים ובין הבינויים לקטנים, אך לא בין הגודולים לקטנים. פnl א של הלוח מציג את התוצאות לגבי התנועות במק"מ. בדומה ל-GWT מצאנו כי הגופים הבינויים מובילים את הגדולים וכי הגופים הבינויים מתאפיינים בהתאם סדרתי (מסחר של מומנטום). למשתנים האקסוגניים "שינוי במדד המק"מ" ו"היעץ המק"מ" הייתה השפעה מובהקת רק על תנועותיהם של הגופים המוסדיים הגדולים.

פnl ב' מגלה כי בדומה למסחר במק"מ, במסחר באג"ח הממשלתיות הגופים הבינויים מובילים את הגדולים. נמצא כי למשתנים האקסוגניים "שינוי בцепיפות לאינפלציה" ו"היעץ האג"ח המשלתיות" הייתה השפעה מובהקת רק על הגופים הבינויים. פnl ג' של הלוח מציג את התוצאות לגבי החזוקות המוסדיים באג"ח התאגידיות. בהתאם סדרתי נמצא רק אצל הגופים הגדולים והקטנים, ותופעה זו מלמדת לכואורה על מידת מסויימת של מסחר של מומנטום. נמצא כי המשתנים האקסוגניים אינם מובהקים. לבסוף, פnl ד' מציג את התוצאות לגבי החזוקות במניות. עדירות בפיקgor לא נמצאה כלל וכן לא נמצא כי למשתנים האקסוגניים יש השפעה מובהקת, למעט שיעור השינוי במדד התעשייתי: נמצא כי יש לו השפעה מובהקת על הגופים הגדולים.

חלק ניכר מה גופים הנstkרים הייבים להחזיק ניק נכסים בהרכב שאינו הורג מגבלות מוגדרים מראש, וכך שרצו מצטרפים בהם כספי עמידים הם הייבים לקנות נכסים בקטגוריות שתואמות את פרופורציות ההשקעה הנגורות מגבלות אלה. לפיכך בחנו את הטענה ש"עדירות" מובנית זו עשויה להשפיע על התוצאות. ערכנו את הבדיקה בעזרת המודל שלנו, ובמקרה לבחון את השינוי (התנועה) של כל משקיע מוסדי בחנו את שיעור השינוי החודי בפרופורציות הנכסים שלו. התוצאות מוצגות בלוחות 4 ו-4ב.

לוח 4א: התוצאות מרגסיות 3SLS – שיעור השינוי בפרופורציה ההשכעה

כפונקציה של התנהוגות המשקיעים המוסדיים ומשתני בקרה

קרנות פנסיה		קרנות השתלמות		קופות גמל ופיזויים		א. מ"מ (שיעור השינוי בפרופורציה בחודש t)
Prob.	מקדם	Prob.	מקדם	Prob.	מקדם	
0.080	0.40	0.326	0.14	-	-	kopot gamel vafiziyyim (t)
0.000	0.90	-	-	0.390	0.05	kravot hashatlamot (t)
-	-	0.000	0.33	0.127	0.06	kravot pnesia (t)
0.992	0.00	0.154	0.20	0.001	-0.46	kopot gamel vafiziyyim (t-1)
0.003	0.48	0.000	-0.60	0.050	0.13	kravot hashatlamot (t-1)
0.000	-0.81	0.000	0.27	0.349	0.04	kravot pnesia (t-1)
0.451	-9.92	0.545	-4.80	0.005	13.08	hasheni bmod hamek'aim (t-1)
0.239	0.81	0.222	-0.55	0.825	0.07	chizuy hamek'aim batukh harasuni (logim)
						Adj. R ²
						D.W.
0.360	0.11	0.441	0.06	-	-	ב. אג"ח ממשלות (שיעור השינוי בפרופורציה בחודש t)
0.000	-0.58	-	-	0.000	0.67	kopot gamel vafiziyyim (t)
-	-	0.003	-0.44	0.000	0.60	kravot hashatlamot (t)
0.000	0.54	0.004	0.53	0.000	-0.43	kopot gamel vafiziyyim (t-1)
0.000	0.65	0.103	-0.11	0.983	0.00	kravot hashatlamot (t-1)
0.650	-0.23	0.891	-0.06	0.837	-0.09	kravot pnesia (t-1)
0.362	0.00	0.187	0.00	0.416	0.00	hasheni beziyot hanefaliyonit -10 years
0.000	-0.76	0.001	-0.68	0.000	-0.64	chizuy ag'ah mamsalot batukh harasuni (logim)
						Adj. R ²
						D.W.
0.511	-0.07	0.761	-0.03	-	-	ג. אג"ח אגדירות (שיעור השינוי בפרופורציה בחודש t)
0.804	-0.04	-	-	0.046	0.14	kopot gamel vafiziyyim (t)
-	-	0.003	0.42	0.585	-0.13	kravot hashatlamot (t)
0.002	0.37	0.005	-0.38	0.110	0.19	kopot gamel vafiziyyim (t-1)
0.094	-0.26	0.288	0.10	0.793	-0.02	kravot hashatlamot (t-1)
0.001	-6.01	0.009	-3.92	0.003	3.43	kravot pnesia (t-1)
0.008	-0.01	0.358	0.00	0.229	0.00	hasheni batshoat ag'ah mamsalot amerikaitot -10 years
0.385	0.14	0.436	0.11	0.993	0.00	chizuy ag'ah mamsalot batukh harasuni (logim)
						Adj. R ²
						D.W.
0.021	0.27	0.042	0.14	-	-	ד. מניות (שיעור השינוי בפרופורציה בחודש t)
0.293	0.20	-	-	0.036	0.10	kopot gamel vafiziyyim (t)
-	-	0.752	0.08	0.000	0.55	kravot hashatlamot (t)
0.040	0.26	0.686	0.19	0.087	-0.14	kopot gamel vafiziyyim (t-1)
0.161	-0.41	0.724	-0.03	0.475	-0.03	kravot hashatlamot (t-1)
0.354	0.02	0.611	-0.01	0.457	-0.01	kravot pnesia (t-1)
0.686	0.02	0.709	0.02	0.908	0.00	medil le aviv 100 (t-1)
0.084	0.55	0.530	-0.30	0.000	-0.60	sheiur hasheni bmod haizkor hautesiyiti (t-1)
						Adj. R ²
						D.W.

כדי לטפל במתאים סדרתי הוספנו שלושה מתאים סדרתיים עבור שלושת החודשים האחרונים. כדי להסוך במקומות השמשנו מהלזה את ההזותים ואת מקדמי המתאים הסדרתיים ברגסיטיות. כתוב נתוי ומוגש מציין אינדיקטורים מובהקים לעדריות בפיגור (רקע אפור) ברמת מובהקות של 99% ומעלה. כתוב מוגש מציין אינדיקטורים מובהקים לעדריות בפיגור ברמת מובהקות של 95% ומעלה.

לוח 4כ: התוצאות מרגסיות 3SLS – שיעור השינוי בפרופורציות המשקעה כפונקציה של התנאיות המשקיעים המוסדיים ומשתני בקרה

				גופים מוסדיים גדולים		גופים מוסדיים קטנים			
Prob.	מקדמ	Prob.	מקדמ	Prob.	מקדמ	Prob.	מקדמ	Adj. R ²	D.W.
א. מק"ט (חتنועה בחודש t)									
0.717	-0.07	0.665	0.09	-	-	גופים מוסדיים גדולים (t)			
0.302	0.12	-	-	0.880	0.01	גופים מוסדיים בניוניים (t)			
-	-	0.189	0.14	0.545	0.06	גופים מוסדיים קטנים (t)			
0.571	0.01	0.044	-0.10	0.372	0.33	גופים מוסדיים גדולים (t-1)			
0.423	0.07	0.778	0.04	0.187	0.09	גופים מוסדיים בניוניים (t-1)			
0.008	0.16	0.010	0.37	0.182	-0.14	גופים מוסדיים קטנים (t-1)			
0.294	0.09	0.124	0.22	0.992	-0.05	השינוי במדד המק"ט (t-1)			
0.020	0.15	0.031	-0.43	0.080	0.74	היצוע המק"ט בשוק הראשוני (לוגים)			
-0.07			-0.04		0.02				
2.09			1.96		1.86				
ב. אג"ח ממשלתיות (חتنועה בחודש t)									
0.804	0.06	0.564	0.10	-	-	גופים מוסדיים גדולים (t)			
0.301	0.10	-	-	0.000	0.34	גופים מוסדיים בניוניים (t)			
-	-	0.348	0.11	0.001	-0.57	גופים מוסדיים קטנים (t)			
0.373	-0.01	0.113	0.08	0.200	0.35	גופים מוסדיים גדולים (t-1)			
0.000	-0.20	0.000	0.56	0.088	-0.14	גופים מוסדיים בניוניים (t-1)			
0.019	0.10	0.025	0.45	0.400	0.15	גופים מוסדיים קטנים (t-1)			
0.058	0.12	0.314	0.16	0.139	-1.31	השינוי בעוצמת האנפלייזוניות ל-10 שנים			
0.065	-0.08	0.786	-0.11	0.021	0.01	היצוע אג"ח ממשלתיות בשוק הראשוני (לוגים)			
0.19			-0.04		0.11				
2.07			1.98		1.98				
ג. אג"ח אגידיות (חتنועה בחודש t)									
0.240	0.20	0.000	0.43	-	-	גופים מוסדיים גדולים (t)			
0.042	0.21	-	-	0.849	0.03	גופים מוסדיים בניוניים (t)			
-	-	0.056	0.32	0.268	-0.14	גופים מוסדיים קטנים (t)			
0.274	0.05	0.770	-0.01	0.115	0.41	גופים מוסדיים גדולים (t-1)			
0.053	-0.14	0.518	0.05	0.312	-0.13	גופים מוסדיים בניוניים (t-1)			
0.000	0.35	0.001	0.31	0.592	-0.07	גופים מוסדיים קטנים (t-1)			
0.210	-0.09	0.696	0.03	0.074	-2.33	השינוי בתשואה אג"ח ממשלתיות אמריקאית ל-10 שנים			
0.058	0.17	0.367	-0.23	0.374	0.01	היצוע אג"ח ממשלתיות בשוק הראשוני (לוגים)			
-0.04			0.23		0.01				
1.92			1.97		1.87				
ד. מנויות (חتنועה בחודש t)									
0.941	0.02	0.252	-0.18	-	-	גופים מוסדיים גדולים (t)			
0.113	0.17	-	-	0.505	0.05	גופים מוסדיים בניוניים (t)			
-	-	0.997	0.00	0.244	0.17	גופים מוסדיים קטנים (t)			
0.581	0.00	0.624	0.01	0.000	0.72	גופים מוסדיים גדולים (t-1)			
0.654	0.03	0.192	0.16	0.031	-0.15	גופים מוסדיים בניוניים (t-1)			
0.000	0.21	0.000	0.99	0.323	-0.14	גופים מוסדיים קטנים (t-1)			
0.836	0.01	0.712	-0.05	0.367	-0.03	מדד תל אביב 100 (t-1)			
0.000	0.17	0.269	-0.39	0.354	0.06	שיעור השינוי בממד הייצור התעשייתי (t-1)			
0.14			0.09		0.22				
1.92			2.00		1.93				

כדי לטפל בהתאם סדרה הנטנו שלושה מתקדים סדרתיים עבור שלושת החודשים האחראוניים. כדי להסביר במדויק השם נתנו מהלואה את החותכים ואת מקדמי המתאים הסדרתיים ברגression. כתוב נתוי ומוגש מציג אינדיקטורים מובהקים לעדריות בפיגור (רקע אפור) ברמת מובהקות של 99% ומעלה. כתוב מוגש מציג אינדיקטורים מובהקים לעדריות בפיגור ברמת מובהקות של 95% ומעלה.

רמת ההסבר הכלולת של המודלים (R^2 , Adj.) הייתה נמוכה משמעותית מזו של המודלים שבחנו את התגניות (לוחות 3 ו-3ב). נוסף על כך, העדריות הבו-זמןיות ובפיגור הייתה שונה בחלק מן המקרים, ועיקרי השינויים שנמצאו בלוחות 4 ו-4ב מפורטים להלן:

א. במק"ם נמצאה עדירותבו-זמןית ובפיגור בין קרנות הפנסיה לקרןנות ההשתלמות.
ב. באג"ח הממשלתיות קרנות ההשתלמות הובילו (עדירות בפיגור) את קרנות הפנסיה.

ג. במניות נמצאה עדירותבו-זמןית בין קופות gamel לקרןנות הפנסיה.

ד. בכלל סוגים הנכסיים הגופים הקטנים הובילו (עדירות בפיגור) את הגופים הבינוניים. נציין כי מרבית ההבדלים בין לוחות 3 ו-3ב ללוחות 4 ו-4ב משקפים הבדלים ברמת המובהקות ולא בכיווני השפעה.

(4) בדיקות מובקהות

כדי לבדוק את מובקהות התוצאות, ובפרט את השפעת ה"יובל" שנוצר באמצעות העשור הקודם באג"ח ממשלתיות והמעבר לאג"ח תאגידיות, ניכינו השפעה זו על ידי כך שכלנו את המשתנים של היצע האג"ח במכרזים הממשלתיים. נוסף לכך ניכינו את השפעותיהם של שינויי הוגולציה שנערכו בתקופה הרלוונטי, בעוזרת משתני דמי לתקופות השונות שבhan התקנות הרגולטוריות הרלוונטיות השונות. מצאנו כי כל משתני הדמי שנבדקו אינם מובקהים וכך הם אינם מוצגים בלוחות 3 ו-3ב. בדקנו משתני דמי לאירועים הבאים: (1) תקופת ה"יובל" בהנפקות אג"ח ממשלתיות, בשנים 2003—2006, (2) השנים של משבר הסאב-פריים, (3) רפורמת המס המבטלת את האפליה נגד המוסדיים במיסוי על השקעה בניירות ערך זרים, (4) מצויים הריאזיות במסגרת רפורמת בכר, (5) תיקון 3 לחוק הפיקוח על שירותי פיננסיים (קופות גמל) והחובה להפריש כספים לפנסיה. נוסף למשתני הדמי בדקנו את התגניות של סך הגופים המוסדיים בכל אחד מסוגי הנכסים בעוזרת מבחן Bai and Perron (multiple unknown breakpoints). (2003) לנקודות שבר שאינן ידועות מראש (multiple unknown breakpoints). לפי תוצאות המבחן, אף אחד מתדריכים אלו אינו מהו נקודה של שבר מבני, ועל כן אין לכואורה תמיכה לכך שאירועים אלו שינו את התנהגות המשקיעים המוסדיים. כמו כן כלנו בוגרויות משתנים מסוימים שאמורים לנכות עדירות מכוונת, לרבות סוגים נוספים של מדדים לאג"ח ממשלתיות ותאגידיות לתקופות שונות וכן מדדי מנויות שונות.

6. סיכום

בעובודה זו בחנו אם בקרב המשקיעים המוסדיים בישראל קיימת עדירות בהשעوتיהם בפיקדונוט, במק"ם, באג"ח ממשלתיות, באג"ח תאגידיות, ובמניות. התייחסנו לתקופה המשתרעת בין 2002 ל-2011 ובחנו עדירות משולשת סוגים: (1) עדירות בו-זמןית – מצב שבו כמה גופים מוסדיים פועלים בו-זמנית בדרך דומה, (2) עדירות בפיגור – מצב שבו קיימים יחסים של מוביל ומוביל, ו- (3) עדירות מכוונת – מצב שבו התחנחות נובעת מהיקוי של מושקים אחרים, ללא בסיס כלכלי. אם להשתמש באנלוגיה לעדריות בטבע, בחנו אם העדר רץ (עדירות בו-זמןית), מדוע הוא רץ (עדירות מכוונת), ומימוביל אותו (עדירות בפיגור).

מצאי המחקר מעידים שקייםת התחנחות עדירות בקרב חלק מן המשקיעים המוסדיים בישראל, בתקופות זמן מסוימות, ועל פי חלק מן המבקרים. לדוגמה, מדד הטרוגניות (HET), מדד בו-זמןני, מגלה הומוגניות משמשותית בתקופות מסוימות אצל כמה סוגים של מושקים מוסדיים. באג"ח הממשלתיות וההתאגידיות נצפהה התחנחות הומוגניות בקרב מרכיב קבוצות המשקיעים: מתחילה התקופה עד לשנת 2006 ההומוגניות התחטאה ברכישות אג"ח תאגידיות על החשבון מכירות אג"ח ממשלתיות, ומשנת 2007 (תחילה משבר הסא-פראים) עד סוף התקופה המדגם התמונה התהפהה וההומוגניות החלה להתבטא במכירות אג"ח תאגידיות. בהקשר זה יש לציין כי קרנות הפנסיה, במיעוד הגדלות, פעלו ב-2011 באופן הומוגני אך בכיוון הפוך לכיוון הפעולה של שאר סוגים המשקיעים המוסדיים. מצאנו גם שההומוגניות במניות חלשה יותר מעדירות בפיקדונוט ובאג"ח הממשלתיות וההתאגידיות.

במדד הפופולרי LSV – מדד לעדריות שכולל את כל סוג הנקטים, אף הוא בו-זמןני – נמצא קשר חיובי בין גודל המשקיע לרמת העדריות בכל קבוצות המשקיעים. גם על פי מדד זה קרנות הפנסיה הגדילות בולטות בעדריות גבואה במשך כל התקופה המדגם. כמו כן, בשנים 2005 ו-2007 העדריות הממוצעת של כל הקבוצות הייתה גבוהה, ואילו ב-2002 וב-2008 הייתה נמוכה.

בעובודה זו גם שיפרנו את נבחן צ'וי וסיאס (2009), ובחנו – בעזרת מערכת משוואות – כיצד תנועותיהם של מושקים מוסדיים אחרים (או של המשקיעים עצם) בחודש הקודם משפיעות על התחנחות, כמו גם על השינוי בפרופורציות ההשקעה, של המשקיע המוסדי בחודש השוטן, ולשם כך נטולנו משתנים מסובים אחרים (עדירות מכוונת). השיפור נועד בכך שהושפנו משתני עדירות בו-זמןיים, ואלה מאפשרים לבחון עדירות בו-זמןית נוספת בפיגור ולעדירות מכוונת.

בכל הסוגים של נכסים ההשקעה מצאנו קשר של עדירות בו-זמןית בין קופות הגם והפייצויים לבין קרנות ההשתלמות, וכן בין מושקים גדולים לבין מושקים בינוניים ובין בינוניים קטנים. עדירות בפיגור נמצאה במק"ם ובאג"ח הממשלתיות: קופות הגם והפייצויים ורקטנים. עדירות בפיגור נמצאה במק"ם ובאג"ח הממשלתיות: קופות

וה גופים הבינוניים הקדימו את הגוף הגדולים במק"ם ובאג"ח הממשלתיות. כאשר בחנו את השינויים בפרופורציות ההשקה, מצאנו כי יש קשר של עדויות בו-זמןית ובפיגור במק"ם בין קרנות הפנסיה לקרנות ההשתלמות, יש קשר של עדויות בו-זמןית במניות בין קופות הגמל לקרנות הפנסיה, קרנות ההשתלמות הובילו (עדויות בפיגור) את קרנות הפנסיה באג"ח הממשלתיות, וה גופים הקטנים הובילו (עדויות בפיגור) את הגוף הבינוניים בכל סוג הנכסים. מתאם סדרתי – לכאורה אינדיקציה למסחר של מומנטום – נמצא אצל קרנות הפנסיה בהשעתן במק"ם ובאג"ח ממשלתיות, וכן אצל קופות הגמל והפיצויים (בכל סוג הנכסים למעט אג"ח ממשלתיות).

לסיכום, מצאנו כי קיימת עדויות בו-זמןית (האם העדר רץ?) בberapa הנקסים וה גופים המוסדיים, כי העדרות מכוונת (מדוע הוא רץ?) רק במידת חלkit, וכי עדויות בפיגור (מי מוביל את הריצה?) קיימת במק"ם ובאג"ח ממשלתיות.

נספח 1

המדד של LSV מוגדר באופן הבא:

$$H(i,t) = |p(i,t) - p(t)| - A|p(i,t) - p(t)|$$

כאשר

$$p(i,t) = \frac{B(i,t)}{B(i,t) + S(i,t)}$$

ואשר $B(i,t)$ – מספר המשקיעים הקוניים את נייר הערך i בתקופה t , $p(i,t)$ – מספר המשקיעים המוכרים את נייר הערך i בתקופה t , A – המוצע של $|p(i,t) - p(t)|$ בכל ניירות הערך i שנסחרו בידי משקיע אחד לפחות בתקופה t , $|p(i,t) - p(t)|$ – מוצע הביטוי $|p(i,t) - p(t)|$ במדגם. הפחתה המוצעת נועדה לתקן את $H(i,t)$ ל-0 כאשר לפי השערת האפס אין עדויות. בדיקת מובהקות נערכת בהנחה ש- $B(i,t)$ מתפלג בינו-נית עם פרמטר ה"הצלחה" $p(t)$. כאשר מספר המשקיעים גדול – ככלומר כאשר $N(i,t) = B(i,t) + S(i,t)$ גדול – המוצע $|p(i,t) - p(t)|$ קרוב לאפס, אולם בתקופות שבהן מספר המשקיעים אינו גדול דיו, $|p(i,t) - p(t)|$ אינו קרוב לאפס בהכרח אלא חובי בדרך כלל, והഫחתה מתקננת את $H(i,t)$ ל-0. כאשר ערכי $H(i,t)$ שונים מאפס באופן מובהק, מפרשים אותו כהוכחה לקיום עדויות.

ביבליוגרפיה

קושנקו קונסטנטין (2008), "תופעת ה'ערדר' בהמלצות האנליסטים: עדויות לשוק ההון הישראלי", סקר בנק ישראל, ינוואר: 163 – 195.

שטיינברג נדב ויהודה פורתה (2013), "רודפים אחר זוכם: רדייפת תשואות ומומנטום בצלירות בקרבת המשקיעים בקופות ההגמל בישראל", סקר בנק ישראל, ינוואר: 122 – 181.

- Avery, C., and P. Zemsky (1998), "Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets", *American Economic Review*, 88: 724-748.
- Bai, J. and Perron, P. (2003), Critical values for multiple structural change tests. *The Econometrics Journal*, 6: 72–78.
doi: 10.1111/1368-423X.00102
- Banerjee, A. (1992), "A Simple Model of Herd Behavior", *Quarterly Journal of Economics*, 107: 797-818.
- Bikhchandani Sushil and Sunil Sharma (2001), "Herd Behavior in Financial Markets" *International Monetary Fund Staff Paper*, 47(3): 279 – 310.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., and Welch, I. (1992), "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades", *Journal of Political Economy*, 100(5): 992-1026.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., and Welch, I. (1998), "Learning from the Behavior of Others: Conformity, Fads and Informational Cascades", *Journal of Economic Perspectives*, 12: 151 – 170.
- Brennan, M. (1993), "Agency and Asset Prices", *Finance Working Paper No. 6-93*, UCLA.
- Calvo, G. and E. Mendoza (2001), "Rational Contagion and Globalization of Securities Markets", *Journal of International Economics* 51, 79-113.
- Canova Fabio and Matteo Ciccarelli, "Panel Vector Autoregression Models: A Survey", European Central Bank, Working Paper Series, (January 2013): 1-48.
- Chari, V.V., and P. Kehoe (1999), Financial Crises as Herds", mimeo, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- Choi, N., and R.W. Sias (2009), "Institutional Industry Herding", *Journal of Financial Economics*, 94: 469-491.
- Christie, W.G., and R.D., Haung (1995), "Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market?", *Financial Analysts Journal*, 51(4):31-37.
- DeLong, J.B., A. Schleifer, L. Summers, and R. Waldman (1990), "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation", *Journal of Finance*, 45: 379-395.
- Demirer, R., and A.M., Kutan (2006), "Does Herding Behavior Exist in Chinese Stock Markets?", *International Financial Markets, Institutions & Money*, 16: 123-142.
- Dugar, A., and S. Nathan (1995), "The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts Earnings Forecasts and Investment Recommendations", *Contemporary Accounting Research*, 12: 131-160.
- Eichengreen, B., D. Mathieson, B. Chadha, A. Jansen, L. Kordes, ans S. Sharma (1998), "Hedge Funds and Financial Market Dynamics", Occasional Paper No. 166, International Monetary Fund.
- Fama E. F., and K. R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47(2): 427-465.
- Froot K., D. Scharfstein, and J. Stein (1992), "Herd on the Street: Informational Efficiencies in a Market with Short-Term Speculation", *Journal of Finance*, 47: 1461-1484.
- Graham J. R. (1999), "Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, 54: 237-268.
- Grinblatt, M., S. Titman, and R. Wermers (1995), "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior", *American Economic Review*, 85(5): 1088-1105.
- Guttman, I. (2010), "The Timing of Analysts' Earnings Forecasts", *The Accounting Review*, 85:121-142.
- Hong, H., J. Kubik and A. Solomon (2000), "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts", *Rand Journal of Economics*, 31: 121-144.

- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R.W., and Vishny (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, 32: 23-43.
- Lin, H. W., and M. F. McNichols (1998), "Underwritings Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations", *Journal of Accounting and Economics*, 25: 101-127.
- Lux, T., and M. Marchesi (1999), "Scaling and Criticality in a Stochastic Multi-agent Model of a Financial Market", *Nature*, 379: 498-500.
- Marco, C. and A. Guarino (2008), "Herd Behavior and Contagion in Financial Markets", *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, 8(1): 1-54.
- Menkhoff, L. (2011), "The use of Technical Analysis by Fund Managers: International Evidence", *Journal of Banking and Finance*, (34): 2573-2586.
- Maug, E., and N. Naik (1996), "Herding and Delegated Portfolio Management", mimeo, London Business School.
- Michaeli, R., and K. Womack (1999), "Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendation", *The Review of Financial Studies*, 12(4): 653-686.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H., Willis (1999), Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysts?", *Accounting Review*, 74: 185-200.
- Parc, C., and E. Stice (2000), "Analysts Forecasting Ability and the Stock Price Reaction to Forecast Revision", *Review of Accounting Studies*, 5: 259-272.
- Prendergast, C. and L. Stole (1996), "Impetuous Youngsters and Jaded Old-Timers: Acquiring a Reputation for Learning", *Journal of Political Economy*, 104(6): 1105-1134.
- Roll, R. (1992), "The Mean-Variance Analysis of Tracking Errors", *Journal of Portfolio Management*, summer: 13-22.
- Scharfstein D., and J. Stein (1990), "Herd Behavior and Investment", *American Economic Review*, 80: 465-479.
- Stickel, S. E. (1992), "Reputation and Performance among Security Analysts", *Journal of Finance*, 48: 1811-1836.

- Trueman, B. (1994), "Analyst Forecasts and Herding Behavior", *Review of Financial Studies*, 7, 97-124.
- Uchida H., and R., Nakagawa (2006), "Herd Behavior in the Japanese Loan Market: Evidence from Bank Panel Data", *Journal of Financial Intermediation* 16: 555-583.
- Venezia, I., A. Nashikkar, Z. Shapira (2011), Firm specific and macro herding professional and their effect on market volatility, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, 1599-1609.
- Welch Ivo, (1992), "Sequential Sales, Learning and Cascades", *Journal of Finance*, 47: 695-732.
- Wermers, R. (1999), "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices", *Journal of Finance*, 54: 581-622.
- Zitzewitz, E. (2001), "Measuring Herding and Exaggeration by Equity Analysts and Other Opinion Sellers", Stanford University GSB Working Paper.
- Zwiebel, J. (1995), "Corporate Conservatism and Relative Compensation", *Journal of Political Economy*, 103(1): 1-25.