

יצירות ופדיונות: ניסוי שדה ממשלתי

עדו קאליר ואהרון (רוני) עפר

התאוריה הכלכלית מבוססת במידה רבה על כך שהפרטים פועלים למקסם את תועלתם, אבל מחקרי ניסוי רבים מצביעים על כך שפרטים מתקשים להחליט החלטות מושכלות בתנאי אי-ודאות. במאמר זה נבחן עד כמה רחוקים משקי הבית בישראל מהתנהגות מושכלת, כשהם נדרשים להחליט החלטה אמיתית שסכום כסף גדול בצדה. לשם כך נשתמש ב"ניסוי שדה" (field study) – יישום שווי הוגן עבור תיק הנכסים הלא סחירים של קופות הגמל באפריל 2005. בעקבות הניסוי הזה נוצרה הצפת ערך מובהקת ומדידה בקופות הגמל אשר אפשרה את בחינת השינויים בתזרים היצירות והפדיונות. בעבודה זו מצאנו כי במרבית המקרים משקי הבית לא החליטו החלטה מושכלת, אף על פי שהמידע היה גלוי. אבל במקרים שבהם משקי הבית קיבלו לא רק מידע אלא גם הכוונה לפעולה ממקור שנתפס אצלם כמוסמך, חל שינוי מובהק בדפוס קבלת ההחלטות שלהם וחלק ניכר ממשקי הבית החליטו החלטה ממקסמת תועלת. לדעתנו, לממצאים אלו יש השפעה הן בתחום המחקר התאורטי והן בתחום המחקר היישומי.

א. הקדמה

התאוריה הכלכלית צופה שמשקי הבית יחליטו החלטות מושכלות המבוססות על מידע, כפי שעושה כל סוכן אחר בשוק ההון. מחקרים רבים בתחום הכלכלה ההתנהגותית מצביעים על כך שמשקי בית סוטים במובהק מהתנהגות מושכלת. בעבודה זו, בעקבות החלטות המְאָסָר (רגולטור), נבחן את החלטות משקי הבית באמצעות ניסוי שדה (field study) ייחודי ויוצא דופן השונה מהותית ממרבית המחקרים בתחום הכלכלה ההתנהגותית המבוססים על ניסויי מעבדה.

ניסויי שדה הם כלי מחקר נדירים המאפשרים למזג בין מודלים ניסויים לבין המחקר האמפירי המוכר. ניסוי שדה מאפשר לחוקרים לבדוק כיצד מחליטים החלטות בתנאי אמת, השונים כל כך מתנאי מעבדה, תחת שינוי מדיד. למעשה, מעט מחקרים אמפיריים נעשו בנושא ההתנהגות הכלכלית של משקי הבית, אבל פעמים רבות אותגרה התאוריה הכלכלית בגלל ממצאים מניסויי מעבדה שהצביעו על כך שפרטים אינם מקיימים את ההנחיות בדבר מקסום התועלת. היות שמקסום תועלת מעושר הוא בסיס לחלק ניכר מהתאוריה הכלכלית, הרי שמאז התרחבות ספרות המימון ההתנהגותי, ההנחה בדבר החלטת החלטות ממקסמת תועלת הפכה לסיבה למחלוקת בתחום מחקר זה.

באפריל 2005 התבצע בישראל "ניסוי ממשלתי" ייחודי, כשאגף שוק ההון במשרד האוצר הורה לגופים המוסדיים להחיל את שיטת השווי ההוגן על מוצרים פיננסיים בלתי סחירים שבידיהם. חישוב השווי ההוגן (fair value) נכפה על מערכת הפנסיות, ולכן גם על משקי הבית, שנים אחדות לפני שהתקינה החשבונאית הפכה למחייבת. היות ששינוי שיטת המדידה יצר הבדלי שווי ניכרים

בתיקי ההשקעה הפנסיוניים, לפני השינוי בשיטת ההערכה ואחריו, נוצר חלון הזדמנויות לבחון את התנהגות משקי הבית בתגובה לשינויי השווי. ממצאי הניסוי הזה תומכים בתאוריה הכלכלית הבסיסית שלפיה פרטים פועלים כדי למקסם את הונם. נמצא כי בתנאי אמת, כשהמידע שברשות משקי הבית בהיר ואמין וכשהזמן העומד לרשותם להחליט החלטות ארוך דיו, אזי משקי הבית מתבססים על מידע שניתן להם ומחליטים החלטות מושכלות. לכאורה, לפנינו ממצאים טריוויאליים, אבל עיון בספרות המחקר ההתנהגותי מאיר את חשיבותם.

להלן פרק ב הסוקר את ספרות המחקר בתחום קבלת החלטות אישיות וקבלת החלטות פיננסיות; פרק ג מתאר את ניסוי השדה הממשלתי ולוחות הזמנים שלו; פרק ד דן בהשערות בדבר השפעת השווי ההוגן; פרק ה מפרט את תוצאות העבודה הזו; פרק ו מוקדש לדיון וסיכום.

ב. סקירת ספרות

במבט חטוף נדמה שרב הדמיון על השוני בין קרנות הנאמנות לבין קרנות הפנסיה. עם זאת, בשעה שקיימת ספרות נרחבת שדנה בביצועים של מנהלי קרנות נאמנות והתנהגותם, הספרות לגבי מנהלי קרנות פנסיה קטנה בהרבה. רוג'ר אדלן (Edelen, 1999), דיאנה דל גוארציו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2002) ומארק גרינבלט ושרידן טיטמן (Grinblatt and Titman, 1989) מראים שתזרים היצירות והפדיונות (FoF) של קרנות הנאמנות קשור במובהק לתשואה הגולמית. התזרים אינו קשור לטעות העקיבה¹ וגם לא לתשואה מתואמת הסיכון. אריק סירי ופטר טופאנו (Sirri and Tufano, 1998) טוענים שהיחסים של ביצועי התזרים בתעשיית קרנות הנאמנות הפוכים. לדידם, "משקיעים בקרנות הנאמנות רודפים אחר התשואות ונצמדים לקרנות בעלות התשואות הגבוהות ביותר בתקופה האחרונה, אך בד בבד הם אינם עוזבים קרנות גרועות, גם כשהתוצאות של אלה הן גרועות באופן עקבי" (Sirri and Tufano, 1998). התוצאה של דפוס התנהגות זה היא יצירות גדולות, שבצדן דמי ניהול בהיקפים גדולים במקרה של תשואה גבוהה וקנס נמוך יחסית אפילו במקרה של ביצועים גרועים עקביים.

דיאנה דל גוארציו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2002) מראות שקיים קשר חזק בין תזרים המזומנים לבין האלפא של ג'נסן (להלן: "אלפא"). קשר זה עשוי לעלות בקנה אחד עם הממצאים האמפיריים המופיעים בפרסומים קודמים, אך הוא מפתיע למדי, הואיל ותוצאות הסקר של רוג'ר אדלן (Edelen, 1999) מראות שהמשקיעים בקרנות הנאמנות אינם משתמשים באמצעי מדידה המותאמים לסיכונים בעת הערכת הקרנות. חרף זאת, דיאנה דל גוארציו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2002) מצביעות על קשר סטטיסטי חזק בין ה"אלפא" לבין התזרים בקרנות הנאמנות. לדידן, קשר זה מתרחש בשל ההתאמה הגבוהה שקיימת בין ה"אלפא" לבין דירוג "מורנינגסטאר" (Morningstar). כאשר הוסף דירוג "מורנינגסטאר" כמשתנה מסביר ברגרסיה, ל"אלפא" לא הייתה עוד משמעות סטטיסטית, היות שאין מדובר בנסכ בסיס כמו מניה או איגרת חוב אלא בקרן (fund), והמידע על ביצועי היתר אינו משתקף באופן עקיף במחיר הנכס אלא באופן ישיר ביצירות נוספות. דיאנה דל גוארציו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2008)

1 בעת השימוש בתיקי סמן או בכל שיטת מדידה אחרת, הביצועים של התיק שונים מאלה של תיק הסמן. במציאות אין אסטרטגיית סימון היכולה להתאים בצורה מושלמת לביצועים של המפתח או של המסמן; שגיאת המעקב מכמתת את המידה שבה האסטרטגיה שונה מהמפתח או מהמסמן.

מציגות נתונים אמפיריים המראים שמבנה היצירות בקרנות הנאמנות ופדיונותיהן שונה מהותית מזה של קרנות פנסיה. החוקרות מצאו קשר חיובי בין תזרים היצירות של קרנות הפנסיה לבין ביצועים מתואמי סיכון המתאפיינים בדרך כלל בקשר שלילי לשגיאת העיקוב (tracking error).

מנהלי קרנות הפנסיה וקופות הגמל אינם מקבלים תגמול ישיר עבור ביצועים טובים. תוספת ההכנסה מגיעה אל המנהלים בעקבות הגדלת היקף הנכסים המנוהלים. אם ביצועים טובים מהממוצע גוררים יצירות נוספות, תגמול המנהלים צפוי לגדול גם באופן עקיף בגלל ביצועים היסטוריים טובים. מדד הביצוע המקובל להצלחת מנהלים של חברה ציבורית הוא המחיר. גם בבדיקת ביצועי קרנות נאמנות אפשר לבנות מדד יעילות המבוסס על מחירי הקרנות כמו שביצעו, בין השאר, אריק סירי ופטר טופאנו (Sirri and Tufano, 1998) ודיאנה דל גוארציו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2008).² אף שבדרך כלל המחיר הוא הרכיב הנבחר לבדיקת היעילות, אנו מבקשים להציע אפשרות לבדיקת היעילות בהתאם לגודלו של בסיס הנכסים המנוהלים. במידה רבה זהו אילון, היות שלקופות הגמל אין "מחיר שוק". טוני ברדה, ג'וליאן יוגונייר ומרסל ריינדיסבקר (Berreda, Hugonnier and Rindisbacher, 2005) מדמים כלכלה שבה היעילות נמדדת בכמויות ולא במחירים, קרי המשקיעים במודל מגיבים למידע המבוסס על סדרות נתונים של כמויות מוצעות ללא מחיר, והפרטים יכולים להחליט החלטות השקעה וצריכה מיטביות גם ללא מחיר.

ענף ספרות אחר עוסק במידה שבה הפרטים יכולים לגזור מידע על תגמול צפוי מתוך נתונים (Osband, 1989), או במידה שבה הם מוכנים לשלם בעבורו (Porter, 1995). קולין קמר, גורג' לובנשטיין ומרטין ובר (Camerer, Lowenstein and Weber, 1989) טבעו את המושג "קללת הידע" – ככל שאנשים יודעים יותר, איכות ההחלטה שלהם ירודה יותר. חוסר הרגישות לנתונים היסטוריים מורכבים כמו מתאם בבעיות הקשורות לבחירת תיק השקעה מתועדת בניסויים של יורם קרול, חיים לוי ואמנון רפופרט (Kroll, Levy and Rapoport, 1988a; 1988b) ושל ברי אנדרסון וג'ון סטל (Anderson and Settle, 1996). האחרונים מציעים הסבר שעל פיו הפרטים מזניחים את המידע המתוחכם המבוסס על מדדי יעילות ונוטים להיענות יותר למידע פשוט כמו תשואה גולמית. דניאל כהנמן ועמוס טברסקי (Kahneman and Tversky, 1980) מראים שמשקיעים שניתנת להם סדרת בחירות פשוטה (במחקר נתבקשו הפרטים להשתתף בהגרלת לוטו הכוללת לא יותר משלוש תוצאות) רואים לפנייהם פונקציית תועלת בצורת S הכוללת רגישות גבוהה במשתנה "אהבת סיכון" להפסדים אפשריים והתנהגות שונאת סיכון ברביע הראשון. הרש שפרין ומאיר סטאטמן (Shefrin and Statman, 1985) מסיקים מהמידע שנתקבל מהניסוי ש"תורת הערך המיוחס מלמדת שמשקיעים מקבלים החלטות כלכליות עקביות אפילו כאשר 'התאוריה הסטנדרטית (EU) גורסת אחרת' (Shefrin and Statman, 1985).

ישנן כמה דרכים להגדיר סטייה ממודל החלטות מושכל. מקס בזרמן ודון מור (Bazerman and Moore, 2012) מגדירים בחירה מושכלת כתהליך הקָרָנִי (קוגניטיבי) הכולל את בחינת כל האפשרויות וחיפוש מידע עבור כל אחת מהן. לדידם, פרט בעל שיקול דעת אמור לנתח את כל המומנטים של ההתפלגויות. ברם, עיבוד המידע במודלים אלה דורש זמן רב ולעתים הדבר

2 בין השאר אנו מראים שהחלטת ההשקעה של משקי הבית בקופת גמל דומה לזו שנמצאה במחקרים על קרנות הנאמנות. משקי הבית בישראל השתמשו בשיעור התשואה הגולמי ולא בתשואה מתוקנת לסיכון. הסבר אפשרי נוסף לכך הוא שזהו מידע "מתוחכם" יותר מתשואה, מידע שאינו זמין וחופשי, בניגוד לנתוני התשואות המתפרסמים באתר "גמלנט" של משרד האוצר. בתקופה מאוחרת יותר (2007), שאינה רלוונטית למחקר זה, נעשו שינויים בהרחבות באתר "גמלנט".

אינו משתלם, מה גם שפעמים רבות המידע חלקי ואף מוטעה. על פי המושג "רציונליות מוגבלת" (Bounded Rationality) שהציע הרברט סימון (Simon, 1956), מקבלי ההחלטות צריכים לשקול רק מספר מוגבל של חלופות, כיוון שהקוגניציה האנושית מייצרת קיצורי דרך המאפשרים לדלג על מספר ניכר של חלופות וליצור חלופה שנראית למקבלי ההחלטות כטובה ביותר מתוך האפשרויות שנסקרו. ההנחה היא כי בחינת אפשרויות רבות היא יקרה (לאו דווקא במושגי כסף או זמן) כי אם בחשיפה ללחצים נפשיים בשל הצורך לשנות החלטות שכבר התקבלו. לאון פסטינגר (Festinger, 1957) תיאר לראשונה מצב זה של צריר הכרני (Cognitive dissonance). מרטין (Martin, 2002) הראה שפרטים שנעזרו במומחים היו מוכנים לשקול מחדש את החלטותיהם ולשנות אותן בקלות רבה יותר כשניתנה להם אותה מערכת מידע.

דהן ועמיתיו (2011) מראים כי אפילו מקבלי החלטות בעלי "חינוך פיננסי גבוה במיוחד", קרי כלכלני האוצר, אינם פועלים באופן מושכל כשהם מחליטים החלטות פיננסיות אישיות: בתחום הפנסיה ובתחומים אחרים הם אינם מראים סטייה מובהקת מהמודל. הסטיות המובהקות ביותר שתוארו כוללות אי-ידיעה של מידע בסיסי על דמי הניהול ועל התשואות של קרן הפנסיה שבה בחרו, על אף שהמידע גלוי, והימנעות ברורה מבחינת חלופות, כשלמעלה משליש מאנשי המקצוע באוצר נמנעו מלשקול חלופות בכלל. טליה קוגוט ודאן (Kogut and Dahan, 2012) סבורים שהחלטות בתחום הפנסיה נדחקות ונדחות בשל קרבת הנושא למוות ולזקנה.

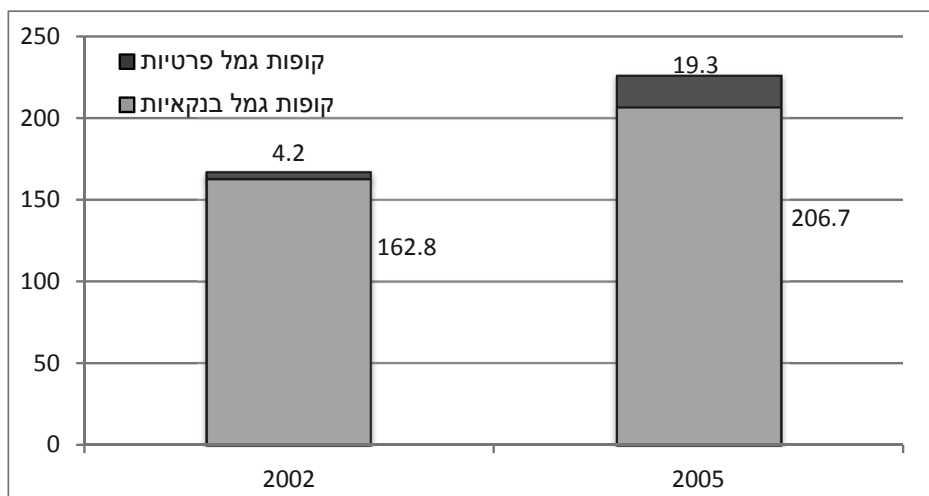
ג. תיאור ניסוי השדה הממשלתי ולוח הזמנים

ג.1. האירוע

משנת 1993 החלו בתי השקעות פרטיים לספק שירותי חיסכון ארוך טווח, בעיקר באמצעות קרנות השתלמות וקופות גמל. בינואר 2002 החזיקו הגופים החוץ-בנקאיים, ובכללם חברות הביטוח, רק ב-4.2 מיליארד ש"ח מתוך שוק של 167 מיליארד ש"ח. בשנה זו היו שש-עשרה מתוך עשרים הקרנות שהניבו את הביצועים הטובים ביותר בקרנות פרטיות.³ הסיבות לכך הן: המודעות הגוברת לביצועים של הקופות הפרטיות, מסעות פרסום בכלי התקשורת והיחלשות הייעוץ הבנקאי. עד תחילת שנת 2005 ניהלו הגופים המוסדיים הפרטיים נכסים בשווי של 19 מיליארד ש"ח מתוך שוק הכולל 226 מיליארד ש"ח (ציור 1). בין ינואר 2005 למרץ 2005 היינו עדים להאטה ניכרת ובלתי צפויה בתזרים היצירות של קופות הגמל הפרטיות, בד בבד עם האטה בתזרים הפדיונות של קופות הגמל הבנקאיות. מצב היצירות והפדיונות בקופות הגמל בחודשים אלו עמד בניגוד גמור למגמה הרב-חודשית שנצפתה בישראל בשנים 2002–2004. באפריל 2005 התהפכה מגמה זו שוב והתיקון היה דרמטי למדי. שאלת המחקר היסודית שלנו היא מה יצר את ההאטה בתזרים היצירות והפדיונות ומה הוביל לתיקון מיד לאחר מכן?

3 ניתן לראות ששיעור האחזקה של קרנות בניהול איגודים מקצועיים נותר יציב. סיבה עיקרית לכך היא שהפרשת העובדים (לדוגמה מורים) מועברת לקופות אלו אוטומטית, אלא אם כן הוכתב במפורש אחרת, והן מציעות הטבות עלות משמעותיות. קופות בבעלות ובניהול איגודים ותאגידים מקומיים הוסרו ממאגר הנתונים.

ציור 1: סך הנכסים המנוהלים באמצעות קופות הגמל בשנים 2002–2005 (נתוני סוף השנה, במיליארדי ₪)



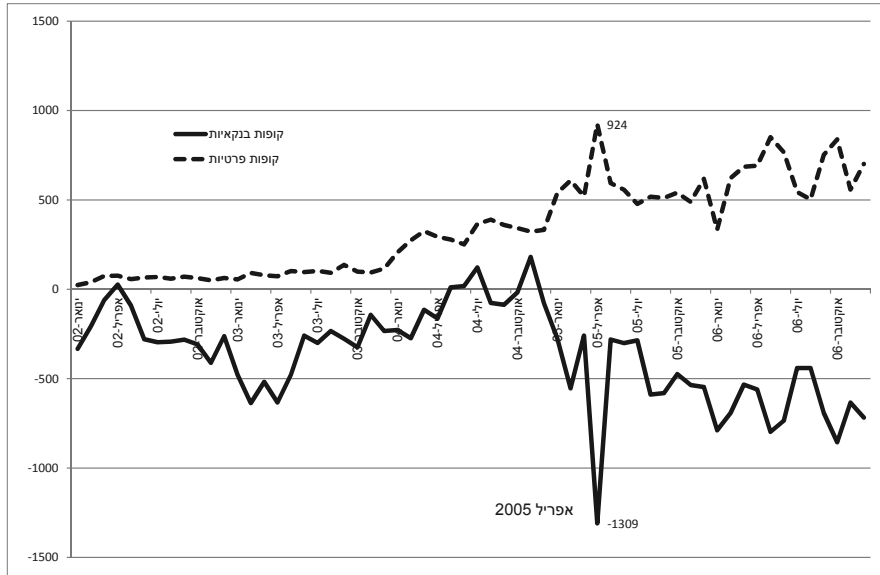
אפשר לראות שהקופות הפרטיות גדלו פי 4.5 בתוך שלוש שנים, ואילו בקופות הבנקאיות נרשם גידול מתון בעיקרו בשל תשואות.

מגמת תזרים הפדיונות מקופות הגמל הוותיקות בכלל, ומקופות הגמל הבנקאיות בפרט, החלה להשתנות בסוף האלף הקודם. מגמה זו התגברה במהירות במהלך השנים 2003–2004, לאחר שנים שבהן לא הצליחו הגופים הפרטיים להשיג דריסת רגל של ממש בתחום החיסכון הפנסיוני. ציור 2 מציג את מגמת היצירות והפדיונות בשוק קופות הגמל החל מינואר 2002 ועד דצמבר 2006. הפער באפריל 2005 ולפניו ניכר היטב. סכום הפדיונות והיצירות נטו באפריל 2005 עמד על סך של 600 מיליון ₪ ומורכב מפדיונות של 1.5 מיליארד ₪ בקופות של המגזר הבנקאי, ומיצירות נטו של 900 מיליון ₪ במגזר הפרטי.⁴ בציור 2 חילקנו את הפדיונות והיצירות לפי קבוצות תאגידים. תזרים הפדיונות השלילי ביותר נרשם בקבוצת קופות הגמל הנמצאות בבעלות שלושת הבנקים הגדולים השולטים ב-55% מהאחזקות הבנקאיות בקופות גמל. לאחר אפריל 2005 המגזר הבנקאי ממשיך לאבד גובה שעה שבתו ההשקעות הפרטיים נהנים מיצירות חדשות.

האירוע החשוב היחיד שהתרחש בשוק הגמל בשנת 2005 הוא המעבר למדידת ערך נכסים לא סחירים בשיטת השווי ההוגן (FV) ולא על פי ערכם ההיסטורי. שינוי זה נכנס לתוקף ב-1 באפריל 2005. מתאריך זה שוערכו נכסים פיננסיים מסוג הלוואות ואיגרות חוב באמצעות שווי תזרים המזומנים הצפוי להיות מופק מהם, מהוון לפי ריבית נגזרת ממחירי השוק המשתנים. המודל שבחר משרד האוצר לצורך השיערוך מבוסס על תזרים איגרות חוב סינתטי ללא קופון וריביות הנגזרות

4 הסכום השיורי נמצא בבעלות קופות גמל המנוהלות על ידי איגודים מקצועיים, כדוגמת ההסתדרות.

ציור 2: תזרים היצירות והפדיונות בקופות הגמל הבנקאיות והפרטיות בשנים 2002–2006 מתוקן להפקדות חד-פעמיות בחודש דצמבר



עודף ההפקדות של חודשי דצמבר (הפקדות סוף שנה) מתוקן ומשווה לחודשים המתאימים. אפשר להבחין בפדיונות הבולטים בקופות הבנקאיות וביצירות הבולטות בקרנות הפרטיות באפריל 2005.

ממודל גלסון-סיגל (Nelson and Siegel, 1987). בהמשך נציג חישוב מפורט של ההפרש בין השווי ההוגן והשווי ההיסטורי של "תיק של תיקים" – 39 תיקי חוב לא סחיר שהוחזקו על ידי קופות גמל מייצגות ב-31 בדצמבר 2004. נראה כי הבדלי הערך בין שני המודלים מובהקים וחיוניים. ההבדל הממוצע בין שתי שיטות ההערכה הוא 5.6%, כשבכל אחד מהתיקים שנבחנו השווי ההוגן גבוה מהשווי ההיסטורי (לוח 2).

אם כן, מה המשמעות המעשית של ההחלטה להעביר או שלא להעביר צבירות מקופת גמל אחת לשנייה? בדקנו את משמעות דחיית ההחלטה של העברת הצבירות מקופה בנקאית עתירת נכסים לא סחירים לקופת גמל פרטית בעלת נכסים סחירים מעטים. ב-1 באפריל 2005 התבצעה העברה כשהתשואה חסרת הסיכון היא בשיעור של 1.32%. אפשר לראות את התשואה כחסרת סיכון משום שהיא פרי הערכה מחודשת של תשואה היסטורית. נציין כי המידע על התשואה המתוארת היה גלוי וזמין לפחות מה-1 בדצמבר 2004. נוסף על כך, נראה כי משקי בית לא מעטים החליטו לעבור מקופת גמל ותיקה לקופת גמל חדשה, אך מקצתם היו מוכנים להשקות את הפעולה כדי להשיג תשואה נוספת. ההחלטה להשקות את המעבר בין קופות הגמל היא החלטה ממקסמת תועלת. ייתכן שההבדל בין משקי הבית באשר להחלטת המעבר בין קופות הגמל נעוץ בסוג המידע שהיה ברשותם בעת קבלת ההחלטות בנושא זה.

ראוי לציין כי לגובה דמי הניהול אין השפעה במקרה זה. אנו בוחנים החלטות של משקי בית

שכבר קיבלו את ההחלטה להסב את צבירותיהם מקופה אחת לרעותה. השאלה היא רק האם הם מוכנים להשהות את המעבר. גם לאפקט הנזילות אין כאן מקום, מאותה סיבה עצמה; איננו בוחנים את ההחלטות של משקי בית שביקשו לפדות את הקרן, אלא רק את החלטותיהם של אלו שביקשו להחליף את הגוף המנהל.

ג.2. ההשפעה על משקיע טיפוסי

כדי לנתח את האירוע מנקודת מבטו של משק בית טיפוסי בודד, נניח כי משק הבית מחזיק באחזקה החציונית בקופת גמל ששוויה 180,000 ₪ (קופת גמל א).⁵ מבחינת שיעור נכסי החוב הלא סחירים שלה קופה זו מייצגת את ממוצע קופות הגמל הבנקאיות ומנהלת תיק השקעות הכולל 25% נכסי חוב לא סחירים. כשמבוצעת הערכה מחדש של השווי באמצעות שווי הוגן, מיד הערך הכולל של נכסי הקופה עולה בשיעור של 1.64% ביום ביצוע ההערכה מחדש. כעת נניח שהמשקיע החליט להעביר את החיסכון לקופה חדשה (קופת גמל ב). קופת גמל ב מייצגת את קופות הגמל הפרטיות המחזיקות בממוצע 5% נכסים לא סחירים. עליית הערך של קופת הגמל ב היא בשיעור 0.32%. נניח שהמשקיע החליט לעשות זאת ב-30 במרץ 2005, והמעבר בין קופות הגמל יכול להתבצע מיידית, ביום שלמחרת. האם המשקיע ער לעובדה שהשינוי בשיטת הערכת השווי עומד להתרחש? האם הוא ער להשפעות של השינוי על שיערוך הנכס שברשותו? האם הוא יהיה מוכן לחכות יום ולזכות בשווי חסר סיכון ופטור ממס בסך הקרוב ל-2,600 ₪ בשל עיכוב ההחלטה ביום אחד בלבד?

ג.3. האירוע על ציר הזמן

"ההסדרים הפנסיוניים הנוכחיים בישראל סובלים ממגוון בעיות וחסרים".⁶ בשנת 2004 הוציא המפקח על הביטוח מכרז ליישום מעשי של מודל השווי ההוגן. מודל זה מגלם את שיטת הערכת השווי של הנכסים הלא סחירים בתיקי ההשקעות של הגופים המוסדיים: קרנות פנסיה, פוליסות ביטוח חיים, קופות גמל וקרנות השתלמות. באוגוסט 2004 זכתה במכרז חברת **שערי ריבית** (www.rbt.co.il).

"שערי ריבית" השתמשה במודל הערכת השווי של נלסון-סיגל (Nelson and Siegel, 1987) המתאים גם לאמידה של סדרות נתונים קטנות (תיאור מפורט של המודל מופיע בנספח). היא החלה לבדוק את ביצועי המודל בפועל בתחילת אוקטובר 2004 באמצעות הערכת השווי של תיקי הנכסים הלא סחירים של משקיעים מוסדיים שונים. הניתוח עבור כל תיקי המבחן הראה כי יישום מודל השווי ההוגן יעלה במידה רבה את הערך של הנכסים הלא סחירים בכל הקופות שנבחנו, הואיל וחלק ניכר מהחוב הלא סחיר הונפק בסביבת ריבית הגבוהה במובהק מזו ששררה בשוק בשנת 2004. ב-22 בנובמבר 2004 הציגה "שערי ריבית" את המודל ואת התוצאות למשקיעים המוסדיים בסמינר מיוחד בבורסה לניירות ערך. בקהל נכחו כ-250 מנהלי השקעות של הגופים המוסדיים. במושגי

5 נתוני משרד האוצר.

6 דוח בנק ישראל, 2002, עמ' 22.

יעילות שוק, לכל המאוחר, החל מה-22 בנובמבר, המידע על ההשפעה של השינוי באופן השיערוך היה גלוי והתפרסם בציבור.

השקת השווי ההוגן נקבעה על ידי משרד האוצר ל-1 בינואר 2005. התאריך התפרסם במהלך נובמבר 2004. קשיים טכניים ולחץ של הגופים המוסדיים שלא חפצו בשינוי בשל מורכבותו ועלויותיו גרמו לאוצר עד ה-15 בדצמבר 2004 לדחות את השקת המודל ל-1 באפריל 2005, כשלושה חודשים מאוחר יותר. העיכוב ביישום השווי ההוגן הובא לידיעת הציבור באמצעות התקשורת הפופולרית והמקצועית. במשך ארבעה חודשים (דצמבר 2004 – מרץ 2005) התדיינו הפיקוח על הביטוח והמשקיעים המוסדיים באשר לצורך (אם הוא קיים כלל ועיקר) בשווי ההוגן ובאשר למאפיינים ייחודיים והשפעות צפויות. הדיונים ביניהם הפכו פומביים כשטורי דעה וכתבות התפרסמו בתקשורת. רוב העיתונאים ובעלי הדעה תמכו במהלך והסבירו אותו במפורט. במילים אחרות, המידע בדבר השינוי והשפעותיו הצפויות היה זמין ונגיש לציבור. כדי לתמוך בהנחה של זמינות המידע בחנו שני מקורות מידע:

1. סקר של התקשורת הכלכלית היומית, כולל התקשורת האלקטרונית,⁷ מנובמבר 2004 ועד מרץ 2005. מצאנו שבעה-עשר מאמרים ו-36 ציטוטים לגבי ההשקעה של השיערוך מחדש. מצאנו שלושה מאמרים בעיתונות הכתובה המעניקים "טיפים למשקיע". מאמרים אלה המליצו על דחיית החלטות הקשורות לקופות הגמל עד לאחר ה-1 באפריל 2005.

2. סקר של ההנחיות והמידע שניתן ליועצי השקעות בבנקים. במהלך של העברת קופות הגמל מניהול הבנק לניהול פרטי, לבנקים יש הזדמנות להתערב ולנסות לעכב או לבטל את המעבר, אם יש ליועצי השקעות הזדמנות לכך. התערבות כזו בתהליך יכולה לקרות אם משקי הבית נועצים באנשי מקצוע אלה מרצונם או באמצעות פנייה יזומה. בדרך כלל יועצי ההשקעות (או לכל הפחות אותה המחלקה בבנק) מטפלים בכלל השירותים הבנקאיים למשקי בית, החל בכרטיסי אשראי וכלה בהשקעות. אם כן, ליועצי ההשקעות יש המידע על הנכסים ועל הפעילות הכספית של משק הבית, ולעתים קרובות יש ביניהם לבין בעלי החשבון קשרי אמון חזקים.

נדגיש שבראשית שנת 2005 עדיין היו כל קופות הגמל הבנקאיות בבעלות הבנקים. הגם שתהליכי מכירת הקופות בשל "רפורמת בכר" החלו, הם לא הסתיימו באף לא אחד מהמקרים. אם כך, לבנקים היה אינטרס לעכב פדיונות ככל הניתן, הן כדי ליהנות מדמי הניהול והן כדי להעלות שווי במכירה. במהלך העבודה ריאיינו כשלושים יועצי השקעות ובנקאים בכל שמונת הבנקים הפועלים בישראל. נוסף על כך קיבלנו את ההנחיות המקצועיות של הבנקים, ככל שהיו כאלה המתייחסות לנושא השווי ההוגן. מצאנו שבשישה מתוך שמונת הבנקים הפועלים בישראל נעשו צעדים כלשהם להשתמש בשווי ההוגן כדי להשוות פדיונות מקופות גמל. הצעדים כללו העברת דפי מידע, הנחיות כתובות והרצאות ליועצים. בשלושה מתוך ששת הבנקים ניתנו הנחיות מפורשות וכתובות לבקש ממשקי בית המבקשים למשוך את קופת הגמל שלהם לקבוע פגישה עם יועצי הבנק כדי להעביר להם מידע על השווי ההוגן. בשלושת הבנקים האחרים לא מצאנו הנחיה כתובה כזאת, אם כי היועצים דיווחו שהועבר להם מידע בכתב ובעל פה. כאמור, בשני בנקים לא מצאנו הנחיה כלשהי בדבר השווי ההוגן. נדגיש כי ההחלטה להשוות פדיונות ולו לזמן קצר היא נטולת הפסדים מנקודת המבט של הבנק, הואיל והבנק מקבל עמלת ניהול בפרק הזמן הזה, והוא אדיש לחלוקת השווי הנוסף בין העמיתים. לסיכום, נראה כי בארבעת החודשים שקדמו להחלת המודל היה המידע על אודותיו גלוי וזמין.

7 בישראל מודפסים ארבעה עיתונים יומיים, ובכללם יומון כלכלי. בנוסף, קיימים שלושה אתרי אינטרנט כלכליים.

ד. השווי ההוגן והשפעותיו

ד.1. מודל שווי הוגן של חוב

על פי תקני מועצת רואי החשבון השווי ההוגן של נכס פיננסי הוא:

הערכה רציונלית וחסרת דעות קדומות לגבי המחיר הפוטנציאלי של סחורה, שירות, או נכס בשוק, תוך כדי לקיחה בחשבון של גורמים דוגמת נדירותה, שימושה הצפוי, הסיכון הטמון בה, אפשרויות ההחזרה שלה, עלויות ההחלפה, או עלויות של תחליפים קרובים לה וייצורם, עלויות הפצה, ובכללם עלות ההון. השווי ההוגן ייקבע כמחיר שבו נכס או חבות יכולים להיות מוחלפים בעסקה המתקיימת, בין צדדים בעלי מידע ושאינם קשורים, המעוניינים בקיומה של עסקה. בהיעדר מחירי שוק מתצפית ישירה לנכס נשוא הערכת השווי שנקבעת באמצעות מודל פיננסי מקובל היא שנייה בטיב למחיר השוק.⁸

מודל השווי ההוגן מבוסס על הערכות כלכליות עדכניות, ומאליו ברור שהוא שונה מהשווי ההיסטורי עבור כל נכס בודד. אין זה אומר בהכרח שעבור תיק נכסים ייווצר פער מובהק ומשמעותי. ההשפעה הצפויה של מודל שווי הוגן עבור פרט שהשקיע בקופת גמל כלשהי הוא סכימת ההפרש בין השווי ההוגן והערך הצבור ההיסטורי של כל נכס חוב לא סחיר בתיק ההשקעות של קופת הגמל. משוואה 1 מראה את ההבדל נטו בערך עבור כל תיק השקעות i:

$$\Delta V_i = \sum_{j=1}^J FV_j - AV_j \quad (1)$$

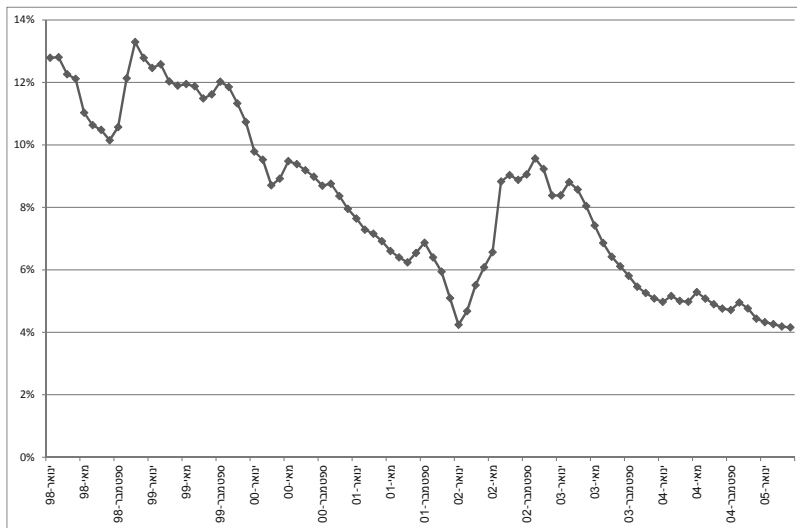
כש-FV מסמל שווי הוגן ו-AV מסמן שווי היסטורי.

כל קופת גמל מחזיקה תיק השקעות ייחודי ותמהיל שונה של איגרות חוב. הפרש הערכים ייחודי לכל קופת גמל ותלוי במאפייני תיק ההשקעות: ברמת הסיכון, במשך החיים הממוצע ובמועד רכישת החוב בשל הריבית ההיסטורית שהייתה באותו זמן. בניגוד לשווי ההוגן הדורש מודל ועדכון תקופתי, השווי ההיסטורי קל לחישוב ועדכנו נעשה בקו ישר, לכן זכה ל"חיבת" המשקיעים המוסדיים. לפי גישת השווי ההיסטורי ערך החוב הוא סכימת התשלומים הצפויים בהיוון תוך שימוש בריבית ההיסטורית שחושבה בעת רכישת איגרות החוב. ערך החוב עולה בקו ישר (לינארי) ככל שתשלומי הקופון מתקרבים, ולאחר מכן יורד חזרה למחיר הפדיון וחוזר חלילה עד תשלום הקופון הבא. השווי ההיסטורי אינו משתנה כשמשתנים תנאי הריבית בשוק. ברור שכל מודל המעדכן את המחירים תקופתית יוסיף שונות לתשואות, שונות שלא חושבה קודם לכן.

היות שהריבית במשך ירדה כמעט ברציפות בשנים שטרם יישום מודל השווי ההוגן (1999–2004), ומרווחי הסיכון ירדו אף הם, ברור מדוע יישום השווי ההוגן הניב הפרש חיובי מובהק בשיעורו. באפריל 2005 היה שיעור ריבית בנק ישראל 3.6%. בנק ישראל קבע ריבית זו לאחר סדרת הפחתות ריבית בשנים 2003–2004. בדרך כלל משנת 1999 ועד שנת 2004 נע שיעור

הריבית בין 6% ל-8% (ציור 3). גם בהתעלם מהפרשים אפשריים במבנה העתי של הריבית, לירידה הרבה בריבית השפעה ניכרת על שווי חוב שהונפק בריביות גבוהות. היציאה מהמיתון והרגיעה במצב הביטחוני סייעו גם לירידה ברמות הסיכון של החברות, ומכאן לירידה במרווחי הסיכון על חוב התשלובת (קונצרן).

ציור 3: התפתחות ריבית בנק ישראל בשנים 1999–2005



אפשר לראות שבתקופה שבה הונפק עיקר החוב שבו החזיקו קופות הגמל הריבית הייתה גבוהה במידה רבה מהריבית ששררה בתחילת שנת 2005, תוך שנוצרו רווחים צבורים משמעותיים.

2. ניתוח תיק ההשקעות של המשקיעים המוסדיים

בסיס הנתונים שלנו מורכב מסדרה עתית של 96 החודשים – מינואר 1999 ועד דצמבר 2006 – עבור 584 קופות גמל. הנתונים לכל קופת גמל כוללים: (1) יצירות חודשיות נטו (יצירות פחות צבירות מוכפל בתשואה); (2) תשואה חודשית ברוטו; (3) סטיית תקן מחושבת על 36 חודשים; (4) שווי נכסי הקופה; (5) דמי ניהול; (6) שיעור הנכסים הלא סחירים בקופה (2004 ו-2005); (7) סוג הגוף המנהל (בנק, ביטוח, פרטי, אחר); (8) מידע על חלוקת תיק החוב של כל קופת גמל לפי נכסים ממשלתיים, חוב בדירוג השקעה, חוב בדירוג אחר או ללא דירוג. מבסיס הנתונים שנוצר הוסרו קופות הגמל האלה: (1) קופות הפתוחות רק בפני משקיעים מאוכלוסייה מסוימת (אזרחים עובדי צה"ל, עיריות וכדומה); (2) קופות בעלות נכסים בסך פחות משמונה מיליון ₪ (נכון לדצמבר 2005). לאחר הסיון הזה נותרו עם 340 קופות המנהלות תיק נכסים כולל של כ-210 מיליארד ₪.

סוג שני של שינוי בבסיס הנתונים קשור להשפעת ההפקדה השנתית. מאחר שהטבות המס הן רכיב שנתי, רבים ממשקי הבית מעדיפים להפקיד הפקדה גדולה לקראת סוף השנה. מצאנו כי "אפקט דצמבר" יציב באחוז מסך היצירות השנתיות לאורך עשר השנים שקדמו לאירוע (ציור 2).⁹ ביצענו התאמה ל"אפקט דצמבר" באמצעות הפחתת ההפקדות הצפויות בדצמבר 2004 מהפקדות בפועל בדצמבר 2004 וחלוקת ההפרש על פני ההפקדות בפועל באחד-עשר החודשים האחרים בכל שנה. בנינו את היצירה הצפויה נטו עבור כל קופה לאחר שביצענו את התיקון הנדרש ל"אפקט דצמבר" וחישבנו את ההפקדה נטו הצפויה, בהתאם להפקדה הממוצעת הצפויה בדצמבר 2004 ועבור הרבעון הראשון של 2005. כדי להעריך את האפקט של השווי ההוגן ניתחנו 39 תיקי חוב לא סחיר מפורטים לרמת הנכס הבודד של קופות גמל שונות. הרכבי התיקים נכונים ל-31 בדצמבר 2004. המידע התקבל מ"דוח נכס בודד" עבור כל אחת מהקופות. השתמשנו במודל גלסון-סיגל ובמטריצת הריביות של חברת "שערי ריבית" מאותו תאריך. המטריצה מאפשרת לחשב את השווי ההוגן של כל תשלום עתידי בהתאם למועד התשלום ולדירוג הסיכון. עמודות ב-ג בלוח 1 מסכמות את הרכב הנכסים הלא סחירים בדגימה. הנחנו כי מדגם קופות הגמל שנבחר מייצג את הטווח המלא ($n \in N$) של קופות הגמל הקיימות.

כיוון שהאחזקה בנכסים לא סחירים אינה אנדוגנית ניתן לטעון כי: (1) ההתפלגות של n על פני האחזקות בנכסים לא סחירים אינה שונה מהותית מההתפלגות של N על האחזקות הלא סחירות; (2) אין התאמה בין שיעור הנכסים שאינם סחירים (NTR) לבין הפרש השיעור (FV-AV).

לוח 1-א: סטטיסטיקה תיאורית – התפלגות שיעור הנכסים הלא סחירים (NTR) שהחזיקה קופת גמל בתיק הנכסים המנוהל שלה בשנים 2004–2005 (נתוני סוף שנה)

ערכים	NTR2005	NTR2004
ממוצע	21.20	18.18
חציון	23.00	20.50
מקסימום	61.00	47.50
מינימום	0.00	0.00
סטיית תקן	11.01	11.73
Skewness	-0.11	-0.13
Kurtosis	3.51	2.03

ניתן לראות שהפרמטרים ממוצע, חציון ומקסימום מצביעים על עלייה באחזקות הנכסים הלא סחירים במשך השנה עקב ריבוי הנפקות בפלח שוק זה והאפשרות לרשום רווח מידי בהתאם לכללי "השווי ההוגן". העלייה הגדולה במומנט הרביעי (קורטוסיס), למרות הירידה בסטיית התקן, מצביעה על כניסתן לשוק של קופות חדשות בעלות מדיניות שונה מהממוצעת ויצירת שוק מגוון יותר.

9 שיעורי האינפלציה עד מחצית שנות תשעים של המאה שעברה הפכו מידע זה ללא רלוונטי.

לוח 1-ב: סטטיסטיקה תיאורית – השוואת שיעור הנכסים הלא סחירים (NTR) של המדגם לאלו של אוכלוסיית קופות הגמל

ממוצע	מקסימום	מינימום	סטיית תקן	אחוז הנכסים הלא סחירים (NTR)*
22.3	39.3	8.2	14.2	מדגם (n = 39)
18.18	47.5	0.0	11.4	סך הכול הקופות (N = 584)
21.1	43.4	2.5	12.1	קופות ללא סקטוראליות וקטנות (N=243)

NTR הוא ממוצע רגיל. המדגם שעמד לרשותנו אינו בהכרח מדגם מקרי, כי הוא נאסף מקופות גמל שהעבירו מידע. מבחני Z מראים שהמדגם תואם את כלל הקופות ברמת מובהקות של 95% ואת הקופות הקטנות והסקטוראליות ברמת מובהקות של 99%.

באמצעות שימוש במבחני התפלגות מצאנו שאי אפשר לדחות את (1) $(P = 0.015)$, ואי אפשר לדחות את (2) כי לא קיים מתאם מובהק בין שיעור האחזקה בנכסים לא סחירים לבין הפרשי השווי $(FV-AV)$; $(P = 0.074)$. בלוח 2 אפשר לראות את ההשפעה של מודל השווי ההוגן. הנתונים המוצגים הם עבור השיעורים מחדש שבוצעו ב-2 באפריל 2005 עבור 39 תיקי ההשקעות הלא סחירים במדגם.

לוח 2: אפקט החלת שיטת "שווי הוגן"

שינוי ממוצע (%)	שינוי מינימלי (%)	שינוי מקסימלי (%)	N=39
6.55	4.25	8.12	שינוי בשווי התיק הלא סחיר באפריל 2005
1.35	0.0	1.93	שינוי בשווי יתרת התיק הלא סחיר באוגוסט 2005

כאמור, המהלך העיקרי בוצע באפריל 2005, כשהוחל השווי ההוגן על כל נכסי החוב שהונפקו לפני ינואר 2003. נכסים אלו היוו 68.5% מהחוב הלא סחיר שהוחזק על ידי קופות הגמל. הלוח מראה כי השפעת השינוי באפריל היא בעלת ערך ממשי וחיובי מובהק, ואילו השלמת המהלך באוגוסט הביאה לשינויי ערך קטנים בהרבה. הסיבה לכך היא גובה הריבית. הריבית הממוצעת על איגרות חוב שהונפקו לפני 2003 הייתה גבוהה במובהק מהריבית על ההנפקות לאחר ינואר 2003. השיעור מחדש נעשה באפריל 2005 בסביבת ריבית נמוכה יחסית.

3.3. מדידה

השערה: פרטים בעלי מידע יפעלו כדי למקסם תועלת מהון. משקי הבית קיבלו מידע ישיר על יישום מודל השווי ההוגן. מתוך משקי הבית שנסקרו, למעלה מ-90% כלל לא התכוונו לבצע העברה של קופות הגמל. אלו שהתכוונו לבצע פעולה אמורים היו לשנות אותה בהתאם למידע שקיבלו. פעולה מתאימה של מקסום שווי צפויה להותיר את משקי הבית עם תוספת תועלת חיובית.

מהאירוע ניתן להציג שלוש השערות נפרדות:

1. מתקיימת יעילות שוק חלשה לפחות (השערה H1).
 2. קיים שיעור גבוה של משקיעים רציונליים (מיד לפני האירוע) (השערה H2).
 3. ערך הפעולה (השהיית הפעולה) חיובי מובהק (השערה H3).
- השערה H3 אינה יכולה להידחות אם כל תיקי ההשקעות שנבחנו הדגימו עליית ערך חיובית מובהקת. השערות H1 ו-H2 נבחנות בו-זמנית. משמעות אי דחיית ההשערה היא שכל שלושת התנאים מתקיימים. למשל, אם ההשערה נדחת אי אפשר לדעת מי מבין שתי ההשערות הראשונות לא התקיימה. במילים אחרות, קיום H1 ו-H2 דורש שמשקי הבית גם יקבלו את המידע וגם יפעלו על פיו. משקי הבית יכולים להיות מטיפוס ממקסם תועלת, אבל או שחסר להם מידע או שהמידע נמצא ברשותם אבל הם אינם פועלים על פיו.
- קיימות כמה בדיקות אמפיריות על בסיס ההשערה המשולבת H2H3:
1. היצירות נטו במהלך התקופה שבה היה המידע זמין (2004–2005:3) שונות במובהק מהמגמה הרב-תקופתית עבור קבוצות קופות בעלות מאפייני בעלות שונים (I1).
 2. היצירות נטו שונות במובהק מהמגמה הרב-תקופתית בתקופה מיד לאחר יישום השווי ההוגן עבור קבוצות קופות בעלות מאפייני בעלות שונים (I2).
 3. היצירות נטו בקופות בעלות שיעור גבוה של נכסים לא סחירים בתיקי ההשקעות שלהן נמוכות במובהק מהצפוי במהלך התקופה שבה המידע היה זמין (I3).
 4. ההפקדה נטו מקופות בעלות שיעורים גבוהים של נכסים לא סחירים בתיקי ההשקעות שלהן שלילית במובהק לאחר יישום השווי ההוגן (אפריל 2005) (I4).
- מבחן אמפירי נוסף בדבר יכולת עיבוד המידע של משקי הבית עולה מעבודתן של דיאנה דל גוארצ'יו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2008):
5. המשקיעים מבחינים בסיכון הגלום בפזר הנכסים בקופה מתוך שהם בוחרים השקעה (גם) לפי מדד ביצוע מותאם לסיכון (I5).
- בדקנו השערות שלפיהן משקי הבית אינם יודעים מהו שיעור האחזקה בנכסים לא סחירים של קופות הגמל שבבעלותם, אך מבחינים במשתנים מקושרים כגודל הקופה והבעלות עליה. למשקי הבית יש נגישות גבוהה לנתונים אלה.
6. הטיית בעלות – H1 תקפה. בנוסף המשקיעים נותנים משקל מובהק למבנה הבעלות (לדוגמה, קבוצת האחזקות או התאגיד המחזיק) (I6).
 7. הטיה לגודל – H1 תקפה. בנוסף המשקיעים נותנים משקל מובהק לגודל הקופה מעבר לצפוי (I7).

המשתנה המוסבר נוצר באמצעות מודל SUR (Seemingly Unrelated). המשתנה המוסבר הוא היצירות (פדיונות) לתקופה שנסמן כ- t_4 – אפריל 2005 – מעל אלו של ינואר 2005 – מרץ 2005 המסומנים כ- t_1, t_2, t_3 . המסגרת הבסיסית של המודל שלנו לובשת את הצורה של משוואה 2:

$$y_{i,j} = x_{i,j}'\beta + z_i'\alpha + \varepsilon_{i,j} \quad (2)$$

במשוואה קיימים K משתנים ב- $x_{i,j}$, לא כולל הקבוע. ההטרוגניות או ההשפעה האינדיבידואלית שאנו מגדירים עבור כל קופה היא $z_i'\alpha$ המכילה קבוע וסדרת משתנים. במודל שלנו z_i הוא קבוע. המשתנה הוא תזרים היצירות או הפדיונות לאורך תקופת הדגימה. אמידה סטנדרטית OLS מספקת

הערכות עקביות ויעילות של ה- α המשותף. התצפיות המשיקות מתואמות באופן מובנה, כולן גוזרות את ערכן מאותה סדרה עתית. מודל SUR ממדל את ההטרוסטוכסטיות המובנית, תוך שימוש במודל SUR הכללי של ברטלס ופייביג (Bartels and Feibig, 1991):

$$\Omega = A \left[\sum \otimes I \right] A^i \quad (3)$$

במשוואה A הוא מטריצת בלוק אנכית. עבור כל קופת גמל קיימת רגרסיית OLS בעלת משתנה מסביר אחד, כאשר עבור כל קופה ניתן לצפות את השיעור הצפוי של היצירות (ne) לכל אחת מארבע התקופות הנפרדות t_1, t_2, t_3, t_4 . עבור כל תקופה בוצע נרמול באמצעות שימוש בסך כל הנכסים שהוחזקו על ידי הקופה במועד המדידה. המשתנה המוסבר הוא AFF (תזרים יצירות או פדיונות מתואם).

$$AFF_i = \frac{ne_i(t_4) - \exp(ne_i(t_4)) - \sum_{j=1}^3 ne_i(t_j) - \exp(ne_i(t_j))}{SIZE_i} \quad (4)$$

השוואה בין שיעור הנכסים הלא סחירים בסוף 2004 לבין השיעור בסוף 2005 הראתה שהאחזקות הממוצעות גדלו מ-18.18% ל-21.20% (לוח 1-א).

בספרות המחקר תשואה היסטורית היא המשתנה הנפוץ ביותר ככלי לקבלת החלטות בכלל, וקבלת החלטות במשקי בית בפרט. לפי רוג'ר אדלן (Edelen, 1999) קבלת החלטות בשוק קרנות הנאמנות מבוססת על תשואה היסטורית גולמית תוך התעלמות מממדי סיכון. דיאנה דל גוארצ'יו ופאולה טקאץ' (Del Guercio and Tkac, 2002) הדגימו שבמקרים מסוימים ההחלטה מבוססת גם על תשואה מתואמת סיכון. נציין כי ההחלטה המתואמת בעבודה זו אינה ההעברה עצמה אלא רק דחייתה. המשתנים שבחנו מייצגים תשואה גולמית לטווח קצר ולטווח ארוך: RQ12005 מייצג את התשואה ברבעון הראשון של שנת 2005; RQ42004 מייצג את התשואה ברבעון הרביעי של שנת 2004; R2004 מייצג את התשואה בשנת 2004 כולה (12 חודשים); R20034 מייצג את התשואה ב-24 חודשים בשנים 2003–2004. התשואה מתוקנת סיכון נבנתה באמצעות חישוב סטיית התקן לכל קופה על פני 36 חודשים. המשתנים של מתואמת סיכון מיוצגים כ- RARQ42004 ו-RAR2004-1.

בנוסף מוצגים ברגרסיה משתני הבקרה האלה:

DBANK – משתנה דמי. מייצג קופות המוחזקות על ידי בנקים.

DPRV – משתנה דמי. מייצג קופות המוחזקות על ידי בתי השקעות פרטיים.

DINS – משתנה דמי. מייצג קופות המוחזקות על ידי חברות ביטוח.

FUNDAGE (ותק) – משתנה דיסקרטי. קרנות שהוקמו לפני ינואר 1999 מקבלות את הערך 0; קרנות שהוקמו לאחר ינואר 1999 מקבלות ערכים חיוביים בין 1 ל-80 בהתאם למספר החודשים שהן פועלות. למשתנה זה חשיבות רבה בשל העובדה שרבים מהבנקים הקימו קופות חדשות במקביל לאחזקות בקופות גמל ותיקות, מתוך מטרה שהתחרות הפנימית תקטין את הפדיונות.

MNGF (דמי ניהול) – נמדד שנתי, באחוזים מתוך הנכסים המנוהלים.

SIZE – גודל הקרן במיליוני שקלים חדשים.

TRL – רמת סיכון סינטטית. מדידת רמת הסיכון של תיק ההשקעות בכל קופה. מבוסס על האחזקות

בתיק ההשקעות בדצמבר 2004 ובדצמבר 2005 ועל ניתוח VAR לכל תיק השקעות. נשתמש בניקוד כדי לדרג את הסיכון המוקצה לכל תיק השקעות. כל תיק השקעות הוקצה לתעריף בהתאם לציון לא לינארי של אחזקותיו בעלות הסיכון.

ה. תוצאות

ה.1. שיטה

השיטות האמפיריות שבהן השתמשנו הן פשוטות וישירות. השתמשנו במודל SUR כדי לחזות בו-זמנית את הערכים הצפויים של התצפיות ינואר עד אפריל 2005. הפרמטר שהתקבל ייצר את וקטור ה-AFF. הניתוח האקונומטרי נעשה באמצעות שיטות OLS ו-TSLS. אין אנדוגניות בביצועי קופות הגמל, היות ואי-תלות בין מספר קרנות הנשלטות על ידי גוף מנהל אחד היא לא רק סבירה אלא גם מכוונת (Sirri and Tufano, 1998). לוח 3 מציג סיכום של הנתונים הסטטיסטיים עבור המדגם המלא. ההתפלגות המשתנה (NTR2004) אינה שונה במובהק מהתפלגות נורמלית. ישנה צפיפות גבוהה של קופות המחזיקות כ-20%–23% של נכסים לא סחירים. מיעוט מחזיק פחות מ-10% נכסים לא סחירים, כאמור, אלו רובן קופות גמל פרטיות.

לוח 4 מציג את המתאם בין המשתנים המסבירים. המתאם החלש בין SIZE לבין NTR2004/2005 מפתיע, מאחר שיש מתאם בין גודל לבין ותק. התשובה מתואמת עם עמלות הניהול (0.33) ועם הסיכון הסינתטי (0.59). הקרנות הפרטיות גבו עמלות ניהול גבוהות יותר (ממוצע: 1.39%, חציון: 1.141%) בהשוואה לעמלות הניהול שנגבו על ידי קופות הגמל הבנקאיות (ממוצע: 0.70%, חציון: 0.73%).

לוח 3: תיאור מבנה בסיס המידע – התפלגות המשתנים המסבירים העיקריים

TRL	SIZE	FUNDAGE	MNGF	R2004	R20034	RAR2004	
רמת הסיכון	במיליוני שקלים	גיל הקופה בחודשים	דמי ניהול ב-% שנתי	תשובה לשנת 2004 ב-% חודשי	תשובה לשנים 2004–2003 ב-% חודשי	תשובה מתוקנת סיכון שנת 2004 ב-% חודשי	
5.13	670.19	12.22	0.85	0.74	1.00	0.83	ממוצע
3.28	144.67	-	0.80	0.71	0.96	0.73	חציון
81.07	20,621.56	72.00	2.20	2.36	3.22	6.61	מקס'
0.1	0.54	0	0.25	(0.27)	(0.27)	(0.28)	מינ'
9.69	1,862.12	20.42	0.50	0.27	0.40	0.71	סטיית תקן
4.94	6.72	1.31	0.29	1.34	1.12	6.32	Skewness
30.57	59.19	3.09	2.32	9.46	8.25	47.94	Kurtosis

גודל הקופה במיליוני ₪, ותק (מקסימום 6 שנים מטעמי איכות מידע), רמת הסיכון, דמי ניהול, משתני תשובה, תשובה מתוקנת סיכון באחוזים ובמונחים חודשיים. במודלים שונים נעשה שימוש במשתני תשובה שונים במטרה למצוא מסבירים מיטביים.

לוח 4: מתאמים (קורלציות) בין המשתנים העיקריים במודל

	TRL	SIZE	RAR2004	R20034	MNGF	FUNDAGE	NTR2004
NTR2005	-0.252	0.179	-0.123	-0.160	-0.344	-0.506	0.849
NTR2004	-0.303	0.144	-0.117	-0.161	-0.094	-0.292	
FUNDAGE	0.131	-0.185	0.076	-0.023	0.293		
MNGF	0.212	-0.146	-0.079	0.329			
R20034	0.592	0.021	-0.104				
RAR2004	-0.101	-0.037					
SIZE	-0.022						

מהלוח עולה כי יש מתאם חיובי-גבוה בין ביצועי העבר בשנים 2003–2004 לבין הסיכון בנכסי הקופה (TRL) ומתאם נמוך-שלילי בין התשואות, דמי הניהול וגודל הקופה לבין אחוז הנכסים הלא סחירים.

לוח 5-א: מבחני Z עבור קבוצות קופות הגמל השונות

	z-test	I2	I1
קופות גמל בנקאיות	***24.07		*1.85
קופות גמל פרטיות	***19.71		**2.40
קופות גמל בנקאיות. תת-קבוצה: גדולות	***23.10		**2.55
קופות גמל בנקאיות. תת-קבוצה: אחרות	***17.53		1.60
קופות גמל פרטיות. קבוצה: גדולות	***15.34		**2.32
קופות גמל פרטיות. תת-קבוצה: אחרות	***26.45		**3.12
קופות גמל בבעלות חברות ביטוח	***7.55		*2.01

*נדחה בר"ס 90% ** נדחה בר"ס 95% *** נדחה בר"ס של 99%
הלוח מראה באופן מובנה את הנתונים המוצגים בצירור 2. גודל היצירות והפדיונות באפריל 2005 הוא אירוע יוצא דופן מבחינה סטטיסטית עבור כל קבוצות המשנה של קופות הגמל בחתכי בעלות וגודל. היפותזה I2 אינה יכולה להידחות עבור כל חתכי המשנה ברמות גבוהות של מובהקות. גם היפותזה I1 אינה יכולה להידחות, אם כי רמות המובהקות נמוכות יותר, למעט קופות הגמל הקטנות ללא קשר לבעלות.

לוח 5-ב: מבחני Z

	אפריל 2001	אפריל 2002	אפריל 2003	אפריל 2004	אפריל 2006	אפריל 2007	z-test for I2
קופות גמל בנקאיות	0.86	0.72	0.56	1.02	0.98	0.78	
קופ"ג פרטיות	1.09	0.88	-0.32	0.45	0.65	1.25	

הלוח מראה שהתופעה ייחודית לשנת 2005. תופעה זו לא נצפתה באף אחת מהשנים הקודמות. התוצאות המוצגות הן לחודשי אפריל בלבד בשנים 2001–2004 ו-2005–2007 עבור היפותזה I2. אפשר לראות שהן בקופות הגמל הבנקאיות והן בקופות הגמל הפרטיות לא נרשמה תנועה יוצאת דופן בחודשים אחרים.

בדקנו את ההשערות I1 ו-I2 באמצעות מבחן שונות. לוח 5-א מסכם את התוצאות של מבחן השונות לכל קבוצת קופת גמל. היצירות והפדיונות באפריל 2005 משמעותיים ומובהקים סטטיסטית. לא ניתן לדחות את I2. החולשה של I1 עשויה לנבוע בעיקר מכך שבמגזר הבנקאי חלק מתזרים היצירות היה פנימי.

בחנו את העמידות של I2 לחודשים אחרים בשנים שקדמו ל-2005. I2 נדחת עבור כל חודשי הבדיקה, ובמיוחד עבור ארבעת חודשי אפריל בשנים 2001–2004 (לוח 5-ב). היצירות בשנים אלו אינן שונות משמעותית מהמגמה הצפויה.

עמודה א בלוח 6-א ממחישה את התוצאה העיקרית שלנו במשוואה 5.1:

$$AFF = \alpha + \beta_1 NTR2004 + \beta_2 R2004 + \beta_3 MNGF + \beta_4 SIZE + \beta_5 TRL + \beta_6 D_i + \varepsilon \quad (5.1)$$

בכל ההרצות R^2 הוא בטווח שבין 0.15 ל-0.18. $NTR2004$ עמיד לסדרת מניפולציות שונות של משתני הבקרה. מצאנו כי אי אפשר לדחות את ההשערה I314. שיעור הנכסים הבלתי סחירים בתיק השקעות של קופה i הוא גורם חשוב ומובהק בהחלטות ההקצאה של משקי הבית. בכל הרגרסיות התשואה הגולמית ארוכת הטווח ($R2004$ ו- $R20034$) היא מובהקת ומשמעותית, ואילו התשואה מתואמת הסיכון ($RAR2004$) אינה מובהקת. השערה I5 נדחתה בכל הרגרסיות. רגרסיות נוספות הכוללות סדרות שונות של משתנים מסבירים ומניפולציות על משתנים מסבירים אלו מוצגות בעמודות ב-ג בלוח 6-א. בכל המשוואות המשתנה המוסבר הוא AFF , ואנו בוחנים את ערכו של $NTR2004$.

ה.2. בחינת מהימנות עבור NTR

בקופות הגמל החדשות חלו שינויים משמעותיים יותר בהרכב תיק הנכסים בשל גודלן היחסי, תזרים יצירות חיובי וגידול בשיעור של 75% בהיצע איגרות חוב לא סחירות. קופות גמל רבות שהחזיקו שיעורי נכסים לא סחירים נמוכים מהממוצע בתיקי ההשקעות שלהן בדצמבר 2004 העלו במידה ניכרת את שיעור הנכסים הלא סחירים בתיק במהלך 2005. משוואה 5.2 שתוצאותיה מוצגות בלוח 6-ב בוחנת את רגישות השינויים בתזרים מול האחזקות הלא סחירות בתום שנת 2005.

$$AFF = \alpha + \beta_1 NTR2005 + \beta_2 R2004 + \beta_3 MNGF + \beta_4 SIZE + \beta_5 TRL + \beta_6 D_i + \varepsilon \quad (5.2)$$

מובהקות התוצאות חלשה במידה רבה. $NTR2005$ אינו מסביר יצירות ופדיונות. קופות הגמל בבעלות הבנקים הן יוצאות דופן; כתגובה לזרימת ההפקדות לקופות הפרטיות השיקו רבים מהבנקים קופות חדשות המחזיקות כמדיניות שיעור גבוה יותר של נכסים בעלי סיכון ומיעוט של נכסים לא סחירים. השתמשנו בתת-קבוצת הקופות הבנקאיות כדי לבדוק את עמידות המשתנה במשך הזמן. לוח 6-ב מציג את התוצאות של דגימת הקרנות שבניהול הבנקים בלבד. המשתנה המסביר נמצא מובהק.

לוח 6-א: בחינת תזרים היצירות במדגם המלא, משתנה תלוי AFF

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	134.358	72.009	0.063
NTR2004	-16.109	2.604	0.002***
R2004	147.663	73.104	0.044**
DBANK	-29.963	44.991	0.506
DINS	152.527	64.355	0.018**
DPRV	154.351	64.507	0.017**
MNGF	-53.276	43.848	0.225
SIZE	-0.002	0.009	0.823
TRL	-1.731	2.053	0.400
R-squared	0.171	Mean dependent var.	113.72
Adjusted R-squared	0.143	S.D. dependent var.	285.73

*נדחה בר"ס 90% ** נדחה בר"ס 95% *** נדחה בר"ס של 99%
תוצאות הרצת משוואה 5.1:

$$AFF = \alpha + \beta_1 NTR2004 + \beta_2 R2004 + \beta_3 MNGF + \beta_4 SIZE + \beta_5 TRL + \beta_6 D_i + \varepsilon$$

ניתן לראות שחלק ממשותני הבקרה נטולי משמעות סטטיסטית. הגודל היחסי (SIZE) ועלות דמי הניהול (MNGF) אינם מובהקים. הדבר נכון גם תחת מבחני עמידות (Robustness) שונים. גם הסיכון, הן בפורמט תשואה מתוקנת סיכון והן בפורמט רמת הסיכון של הנכסים בתיק (TRL) לא נמצא מובהק, ובתסריטים מסוימים בעל מובהקות גבולית. לעומת זאת תשואה רגילה, שאינה מותאמת לסיכון (R2004), היא המסביר המובהק ביותר ובעל המשקל החזק ביותר בכל התסריטים שנבחנו. משותני הדמי של הבעלות – ביטוח (DINS) ופרטי (DPRV) – גם הם נמצאו מובהקים. הדבר נכון אף עבור קבוצות של קופת גמל בבעלות זהה שבממוצע סבלו מתשואות חסר. משתנה המטרה, אחוז הנכסים הלא סחירים (NTR), מובהק גם במבחני עמידות שונים.

לוח 6-ב: בחינת תזרים היצירות במדגם קופות הגמל הבנקאיות, משתנה תלוי AFF

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	32.507	33.316	0.331
NTR2004	-15.44	0.669	0.013**
FUNDAGE	1.058	0.487	0.032**
R20034	10.179	30.634	0.740
RAR2004	18.758	6.062	0.002***
SIZE	-0.002	0.001	0.019**
TRL	2.566	2.319	0.271
R-squared	0.262	Mean dependent var	56.13
Adjusted R-squared	0.227	S.D. dependent var	108.06

*נדחה בר"ס 90% ** נדחה בר"ס 95% *** נדחה בר"ס של 99%
תוצאות הרצת הרגרסיה 5.2:

$$AFF = \alpha + \beta_1 NTR2005 + \beta_2 R2004 + \beta_3 MNGF + \beta_4 SIZE + \beta_5 TRL + \beta_6 D_i + \varepsilon$$

עבור קבוצת קופות הגמל הבנקאיות בלבד משותני בקרה מסוימים שאינם מובהקים במדגם הכללי מובהקים ובעלי כיוון נכון. גודל יחסי (SIZE) וותק הקופה (fundage) מובהקים על אף שהאחרון תחום באורך ההיסטוריה הידועה. גם תשואה מתואמת סיכון (RAR) נמצאה מובהקת וזאת רק בקבוצת הקופות הבנקאיות. אפשר לייחס זאת למערך הייעוץ הפנים-בנקאי שייצג לגבי בחירה בין קופות הגמל של הבנק עצמו. עלות דמי הניהול (MNGF) וסיכון בפורמט רמת הסיכון של הנכסים בתיק (TRL) לא נמצאו מובהקים. הדבר נכון גם תחת מבחני עמידות (Robustness) שונים. תשואה רגילה שאינה מותאמת לסיכון (R2004) היא המסביר המובהק ביותר ובעל המשקל החזק ביותר בכל התסריטים שנבחנו. משתנה המטרה, אחוז הנכסים הלא סחירים (NTR), מובהק בכל מבחני העמידות לקבוצה.

בדיקת עמידות נוספת ביצענו עבור המתאם. וידאנו שהמשתנים המסבירים אינם מתואמים עם השארית. אם הנחת האי-תלות אינה תופסת, אזי אומדי הרגרסיה מוטים. מתאם גבוה בין האחזקה בנכסים לא סחירים לבין משתנה מסביר בעל עצמה אחר, כדוגמת התשואה, מטה את תוצאת הרגרסיה. יישמנו את הגישה הסטנדרטית, כשהמשתנים המסבירים עשויים להיות מתואמים לשאר. הליך זה נעשה באמצעות הערכת המשוואה ושימוש במשתנים אינסטרומנטליים (TSLS). לוח 7 הוא רגרסיה דו-שלבית. השתמשנו במשתנים האקסוגניים, לדוגמה, משתני הדמה של הבעלות, גיל הקרן, עמלת הניהול והסיכון הסינטטי, כמשתני השלב הראשון. NTR2004 נמצא מובהק ברמת ה-5% בכל המשוואות העיקריות. אף שחלק ממשתני הבקרה נמצאו מתואמים ברמות שונות עם השארית, התוצאות העיקריות שומרות על עמידותן.

לוח 7: הרצת המודל ברגרסיה דו שלבית – מודל TSLS, משתנה מסביר NTR2004, משתנה תלוי AFF

מספר תצפיות: 523

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	62.921	76.17518	0.4095
NTR2004	-13.267	3.679206	0.0398**
FUNDAGE	2.796	0.912373	0.0024***
R2004	84.974	57.36278	0.1396
RAR2004	5.440531	21.62304	0.8015
DINS	104.9078	59.69593	0.0799*
DPRV	82.75068	52.97220	0.1194
R-squared	0.186	Mean dependent var	113.71
Adjusted R-squared	0.166	S.D. dependent var	285.72

* נדחה בר"ס 90% ** נדחה בר"ס 95% *** נדחה בר"ס של 99%
יישום הגישה הסטנדרטית כשהמשתנים המסבירים עשויים להיות מתואמים לשאר; הליך זה נעשה באמצעות הערכת המשוואה באמצעות שימוש במשתנים אינסטרומנטליים (TSLS). תוצאת הרגרסיה הדו-שלבית TSLS עבור הרגרסיה:

$$AFF = \alpha + \beta_1 NTR2004 + \beta_2 R2004 + \beta_3 MNGF + \beta_4 SIZE + \beta_5 TRL + \beta_6 D_i + \varepsilon$$

השתמשנו במשתנים האקסוגניים כמו משתני הדמה של בעלות, של גיל הקרן, של עמלת הניהול ושל הסיכון הסינטטי כמשתני השלב הראשון. NTR2004 נמצא מובהק ברמת ה-5% בכל המשוואות העיקריות. על אף שחלק ממשתני הבקרה נמצאו מתואמים ברמות שונות עם השארית המשתנים, התוצאות העיקריות שומרות על עמידותן.

ה.3. בחינת הגודל של קבוצת משקי הבית הפועלים במקסום תועלת

זיהוי התנהגות באוכלוסייה היא משימה מורכבת. ספרות הניסוי בנושא מימון התנהגותי עוקבת יותר אחר היבטים התנהגותיים של פרטים מאשר אחר אלו של אוכלוסיות. באמצעות סקירת עבודות המתעדות את תהליך קבלת ההחלטות, לדוגמה, הקצאת נכסים והעדפות הקשורות לנכסים מסוכנים שהוגדרו כ"סוּטות באופן משמעותי מתהליך קבלת החלטות ממקסם תועלת" (Kahneman and Tversky, 1980) – אנו מגדירים את ההופכי: מה אפשר להגדיר כתהליך שאינו סוטה במובהק מקבלת החלטות ממקסמת תועלת?

דרג'ן פרלק (Prelec, 1990) הראה ש-55% מהנבדקים במבחן התרצה (רציונליזציה) של חוב התייחסו לבעיה בכללותה, כך שאי אפשר להגדירו כמושכל. צ'ו סו הונג וולטר ולר (Chew and Waller, 1986) ניתחו העדפות בחירה בהחלטות השקעה. 82% מהנבדקים תועדו כשהם מחליטים החלטות לא עקביות בתנאי סיכון. במחקר על "אפקט עיגון"¹⁰ (Anchoring), מארק אלפרט והוורד ראיפה (Alpert and Raiffa, 1982) מראים שההתאמות הנכונות בוצעו רק ב-30%–50% מהמקרים. המחקר הניסויי של יורם קרול, חיים לוי ואמנון רפפורט (Kroll, Levy and Rapoport, 1988a; 1988b) מציג בעיות בתיקי ההשקעות ביחס להנחה של הנבדקים עצמם על רמת הסיכון המתאימה. למעלה מ-62% מהנבדקים שלהם השקיעו ביותר מדי נכסים מסוכנים; למעלה מ-25% מבחירות התיקים נשלטו באקראיות על ידי תיקים בעלי סיכון שיטתי נמוך יותר; התשלום לנבדקים נעשה בהתאם לביצועיהם לאחר מעשה. בחלק השני של המחקר שילמו לחלק מהנבדקים סכום גבוה פי עשרה כדי לבדוק כיצד התנהגותם תשתנה כשהתגמול משתנה. נבדקים אלה השקיעו 35% יותר בנכסים בעלי תשואה נמוכה וסיכון נמוך. תיקי ההשקעות של הקבוצה הזאת היו קרובים במידה רבה לתמהיל המיטבי. ייחודם של מחקרים אלו בקבוצה הגדולה של ניסויים התנהגותיים הוא שבכולם היה לנבדקים די זמן (עד מספר שבועות) לצורך קבלת ההחלטות, לעומת מרבית הניסויים ההתנהגותיים שבהם הנבדקים מתבקשים לקבל החלטות בתוך דקות.

בכל אחד מהניסויים האלה קיימת בהגדרה קבוצה משלימה של נבדקים שהחליטו החלטות שאינן שגויות במובהק. מבחן אפשרי לשיעורי הפרה של קבלת החלטות ממקסמת תועלת יהיה מספר האנשים המשנים את בחירותיהם בעת שהם מבצעים את אותה הבחירה פעמיים, מושג הידוע כ"אמינות" במבדקים פסיכומטריים (Slovic, Lichtenstein and Edwards, 1965). כמה מחקרים מציעים שהאחוז המתאים הוא בין 25% ל-35% לקבלת שתי החלטות נכונות ברצף (Starmer and Sugden, 1987; Camerer, 1989). שיעור זה מתאים לערך לעבודות של מארק אלפרט והוורד ראיפה (Alpert and Raiffa, 1982) ושל יורם קרול, חיים לוי ואמנון רפפורט (Kroll, Levy and Rapoport, 1988a; 1988b). כלומר, גם בתנאים מיטביים אי אפשר לצפות לשיעור של יותר מ-70%–75% מקבלי החלטות מושכלות בקרב אוכלוסייה מקרית.

בעבודה זו אי אפשר לבדוק אמינות ישירות, הואיל ואנו מבחינים רק בשתי החלטות: האחת, לדחות מעבר, והשנייה, לעבור במועד מאוחר יותר ונכון יותר כלכלית. מסיבה זו נשתמש בגבולות שנקבעו כדי לתעד את הסטיות מהציפיות הרציונליות. הגבול העליון של קבלת ההחלטות הרציונלית הצפויה הכפוף לשגיאות אנוש הוא 70%. במילים אחרות, אנו מצפים שרעש מקרי ימנע מכ-30% מהמשקיעים לפחות לקבל החלטות אינפורמטיביות ומושכלות, אפילו בתנאי ניסוי השדה הטובים

10 הניסוי ההתנהגותי הטיפוסי מבוצע במהלך פרק זמן של פחות משעה. לדוגמה, ראו את הסקר של ברבריס וטאלר (Barberis and Thaler, 2002).

ביותר. הגבול התחתון נקבע ב-40%; המשמעות היא שאם פלח מקבלי החלטות הלא שגויות אינו מגיע ל-60%, אז אי אפשר לקבוע שמשקי הבית, כאוכלוסייה, החליטו החלטה ממקסמת תועלת. כדי להפריד את האינפורמטיביות מהרציונליות אספנו מידע על אודות רמת המידע שסיפקו הבנקים למשקי הבית בדבר שינויי השיעור הצפויים. נשים לב כי אנשי המקצוע של הבנקים קיבלו מידע מקיף וישיר על הבדלי השווי הצפויים, וכן היו בעלי יכולת לחשב את ההפרש בפועל בזמן אמת. ניתן לשלוט ברמת המידע באמצעות ניתוח הביצועים של הקופות הגדולות המנוהלות על ידי שמונת הבנקים בישראל. כדי לשמור על פשטות הניתוח בחרנו בחמישים הקופות הגדולות וחילקנו אותן לשלוש קבוצות:

קבוצה א: מודעות במידה רבה – קופות המנוהלות על ידי בנקים שסיפקו מידע ישיר למשקיעים שלהם. הכוונה היא לשליחת מידע בכתב או טלפון יזום על ידי הבנק או על ידי קופת הגמל לכל משק בית שהודיע על רצונו למשוך את קופת הגמל בתקופה הרלוונטית. שני בנקים פעלו כך. בנקים נכללו בקבוצה זו אם נמצא תיעוד על הוראת הנהלה לבצע פעולות כאלו.

קבוצה ב: מודעות במידה בינונית – קופות המנוהלות על ידי בנקים שסיפקו מידע רק לבנקאים וליועצים שלהם (מידע עקיף). שלושה בנקים פעלו כך. בנקים נכללו בקבוצה זו אם נמצא תיעוד על העברת מידע ליועצי ההשקעות בדבר השפעת תהליך השיעור מחדש לפי שווי הוגן, אולם לא נדרשה פעולה אקטיבית מהבנקאים.

קבוצה ג: מודעות במידה מועטה – קופות המנוהלות על ידי בנקים שלא נמצא תיעוד לכך שסיפקו כל מידע ליועצי ההשקעות או לבנקאים. שלושה בנקים פעלו כך. בחרנו בקופות הבנקאיות, היות שעבור אלו מצאנו תיעוד בבנקים באשר להעברת המידע מהנהלה ועד הממשק עם משקי הבית.

עבור כל קופה בנקאית חישבנו את היצירות הצפויות באפריל 2005, באמצעות התחזיות שהתקבלו מרגרסיית SUR. לאחר מכן יצרנו שני תרחישים:

1. תרחיש ינואר – המשקיעים קיבלו את המידע והפכו לאינפורמטיביים לפני ה-1 בינואר. אם מתקיימת קבלת החלטות מושכלת, שיעור הפדיונות החודשי באפריל צריך להיות שונה מ-25% במידה רבה.

2. תרחיש פברואר – המשקיעים קיבלו את המידע והפכו לאינפורמטיביים לפני ה-1 בפברואר. אם מתקיימת קבלת החלטות מושכלת, שיעור הפדיונות החודשי באפריל צריך להיות שונה מ-33% במידה רבה.

לוחות 8-א ו-8-ב מציגים את התוצאות של תרחישי ינואר ופברואר, בהתאמה. בתרחיש ינואר התוצאה המצטברת עבור כל קופות הגמל הבנקאיות היא 26.9% של פדיונות בחודש, והיא אינה שונה במובהק מהצפי של 25%.

לוח 8-א: תרחיש ינואר

בנק	יצירות (פדיונות) אפריל	יצירות (פדיונות) ינואר- מרץ + תוחלת אפריל	יצירות (פדיונות) משוקללות
1	-122.9	-115.7	94%
2	-161.4	-92.4	57%
2	-83.5	-75.9	91%
1	-62.4	-46.3	74%
2	-69.5	34.5	-50%
1	-254.4	-46.3	18%
2	-105	-36.8	35%
1	-23.3	-34.6	148%
2	-60	-36.7	61%
1	-20.4	-27.3	134%
2	-24	-24.4	102%
2	-44.4	-17.1	39%
2	-26	-16.8	65%
2	-2.2	-11.1	505%
1	-4.3	-5.9	137%
1	-1.5	-4.9	327%
1	-1	-2.5	250%
1	-2.2	-2.2	100%
1	64	-1.8	3%
1	-15.9	-1.7	11%
1	-8.7	-1.3	15%
סה"כ / ממוצע קבוצה 1			
3	-182.3	-567.2	55.12%
4	-58.4	-43.2	24%
3	-26.9	-16.8	29%
3	-15.3	-9.5	35%
3	-15.3	-9.2	60%
5	-22.5	-8.9	40%
5	-17.7	-6.5	37%
5	-15.4	-4.9	32%
3	-5.8	-2.2	38%
3	-28.8	-2.1	7%
4	-1.7	-1.3	76%
4	-7.7	-1.5	19%
5	-6.2	-1.3	21%
4	-27.5	-1.2	4%
5	-4.9	-1	20%
3	-5.3	-1.1	21%
4	-3.5	-1.5	43%
5	-3.6	-1.3	36%
45.1%			

בנק	יצירות (פדיונות) אפריל	יצירות (פדיונות) ינואר- מרץ + תוחלת אפריל	יצירות (פדיונות) משוקללות	
3	-3.5	-0.9	26%	0.10%
סה"כ / ממוצע קבוצה 2	-437.0	-114.4	26.18%	28.80%
6	-47.2	-13.4	28%	6.70%
6	-36.8	-12.1	33%	3.30%
7	-28.8	-5.5	19%	0.90%
7	-24.9	-5.3	21%	1.60%
8	-19.7	-5	25%	1.70%
8	-18.9	-4.4	23%	1.50%
6	-9.1	-2.8	31%	1.50%
8	-6.7	2.6	-39%	1.20%
6	-3.3	-1.3	39%	1.00%
סה"כ / ממוצע קבוצה 3	-195.4	-47.2	24.2%	19.40%

"תרחיש ינואר" הוא זה שלפיו תהליך קבלת ההחלטות המותנה יכול היה להתחיל כבר בינואר 2005. הסף (Benchmark) שמציב המודל לקבלת החלטות בתחום הרציונלי הוא תזרים יצירות בשיעור 25% באפריל. אנו מראים כי היצירות של הקופות שהן חלק מקבוצה 1 הגיעו ל-45% מסך היצירות. נתון זה גבוה במובהק (95%) מהסף. עבור קופות מקבוצות 2 ו-3 ניתן לראות כי תזרים היצירות באפריל אינו שונה במובהק מהסף.

לוח 8-ב: תרחיש פברואר

בנק	יצירות (פדיונות) אפריל	יצירות (פדיונות) ינואר- מרץ + תוחלת אפריל	יצירות (פדיונות) משוקללות	
1	-119.1	-111.7	94%	13.2%
2	-76.5	-92.4	121%	7.7%
2	-62.1	-75.9	122%	6.8%
1	-62.4	-46.3	74%	4.4%
2	-59.5	34.5	-58%	2.8%
1	-103	-46.3	45%	0.8%
2	-87.4	-36.8	42%	1.9%
1	-23.3	-34.6	148%	4.2%
2	-54.1	-36.7	68%	1.7%
1	-13.4	-26.1	195%	1.2%
2	-26	-24.4	94%	1.6%
2	-24.4	-17.1	70%	0.1%
2	-8.6	-11.8	137%	0.7%
2	-2.2	-11.1	505%	1.6%
1	-4.3	-5.9	137%	0.7%
1	-7.5	-4.9	65%	1.4%
1	-2.3	-2.2	96%	0.9%
1	-2.2	-2.2	100%	0.6%

בנק	יצירות (פדיונות) אפריל	יצירות (פדיונות) ינואר- מרץ + תוחלת אפריל	יצירות (פדיונות) משוקללות	
1	43	-1.8	0.6%	
1	-8.9	-1.9	0.4%	
1	-8.7	-1.5	0.2%	
סה"כ / ממוצע קבוצה 1	-712.9	-557.1	53.5%	78.15%
3	-104.3	-41.2	1.80%	40%
4	-45.1	-16.8	1.1%	37%
3	-23.1	-9.5	0.4%	41%
3	-15.3	-9.2	1.5%	60%
5	-12.5	-8.9	1.0%	71%
5	-8.7	-6.5	1.2%	75%
5	-15.4	-4.9	1.4%	32%
3	-5.8	-2	1.0%	34%
3	-28.8	-2.1	0.4%	7%
4	-1.7	-1.3	0.2%	76%
4	-7.7	-1.5	0.4%	19%
5	-6.2	-1.3	0.10%	21%
4	-18.5	-1.2	0.10%	6%
5	-4.9	-1	0.20%	20%
3	-4.3	-1.1	0.20%	26%
4	-2.5	-1.5	0.10%	60%
5	-3.6	-1.3	0.00%	36%
3	-3.5	-0.7	0.00%	20%
סה"כ / ממוצע קבוצה 2	-311.9	-112.0	11.20%	35.91%
6	-19.2	-12	11.60%	63%
6	-16.8	-12.1	3.40%	72%
7	-11.5	-5.5	0.33%	48%
7	-8.7	-5.3	1.60%	61%
8	-11.7	-5	0.54%	43%
8	-12	-4.4	1.80%	37%
6	-9.1	-2.8	1.50%	31%
8	-6.7	2.6	1.10%	-39%
6	-3.3	-1.3	0.12%	39%
סה"כ / ממוצע קבוצה 3	-99	-45.8	21.99%	46.3%

"תרחיש פברואר" הוא זה שלפיו תהליך קבלת ההחלטות המותנה יכול היה להתחיל רק בפברואר 2005. הסף (Benchmark) שמציב המודל לקבלת החלטות בתחום הרציונלי הוא תזרים יצירות בשיעור 29.1% באפריל. אנו מראים כי היצירות של הקופות שהן חלק מקבוצה 1 הגיעו ל-53% מסך היצירות. נתון זה גבוה במובהק (95%) מהסף. עבור קופות מקבוצות 2 ו-3 ניתן לראות כי תזרים היצירות באפריל נמוך מהסף. המדגם הקטן אינו מאפשר הסקת מסקנות מובהקות. רק אם מניחים שהמידע הגיע לשוק במרץ 2005 בלבד (כך שנותר חודש בלבד לביצוע הפעולות) ניתן לדחות הסבר שעודף היצירות באפריל נובע ממידע נוסף שיש למשקיעים בקופות בקבוצה 1 על פני המשקיעים בקבוצות 2 ו-3.

במדידה עבור תרחיש ינואר עבור קבוצה א מצאנו שהמשיכות באפריל 2005 הגיעו לשיעור של 45% כלומר, גבוהות במובהק ובמידה רבה (ב-95%) בהשוואה לנקודת המדידה עבור הקופות ששייכות לקבוצה א. עבור קבוצות ב-ג התוצאות אינן שונות מהותית מנקודת המדידה. אם נניח שמתממש תרחיש פברואר, ושהמידע היה זמין במידה מספקת רק ב-1 בפברואר, שיעור הפדיונות לכל קופות הגמל הבנקאיות באפריל הוא 29.1%, רק מעט מתחת לנקודת המידוד של 33% ולא שונה ממנה במובהק. רק אם נניח שהמידע היה זמין למשקיעים ב-1 במרץ, שיעור המשיכות באפריל משקף קבלת החלטות ממקסמת תועלת (כלומר, 51% מהיצירות הן כאלו שלא היו צפויות באפריל) עבור המשקיעים בכל הקופות הבנקאיות. לאור ממצאים אלו אפשר לדחות את ההשערה שמשקי הבית ככלל פועלים במקסום תועלת כשניתן להם מידע בלבד, גם אם המידע מלא ובעל ערך מובהק. לעומת זאת, אי אפשר לדחות את ההשערה שמשקי הבית פועלים במקסום תועלת כשהמידע שניתן להם מלווה בהחלטות לפעולה המגיעות ממקור שנתפס בעיניהם כמסומך ובעל ידע. לדעתנו, למסקנות אלו יש השפעות יישומיות.

ו. דיון וסיכום

כאשר ניתנה למשקי הבית הזדמנות להחליט החלטה בעלת משמעות כספית שאינה זניחה, מרבית משקי הבית אינם מחליטים את ההחלטה ממקסמת התועלת גם כשהמידע גלוי. רק קבוצה של משקי בית שקיבלו מידע ישיר ואקטיבי מחליטים החלטות ממקסמות תועלת. לטעמנו, השאלה העיקרית היא מה אפשר ללמוד מכך על ההגדרות של מידע גלוי ושוק יעיל?

התוצאות המתוארות לא יכלו להיחשף ללא השינוי באסדרה (ברגולציה); שינוי אשר יצר את ה"ניסוי" שהוליד תוצאות המאפשרות לבחון מחדש מסקנות מסוימות של ספרות הניסוי בכלכלה שתיעדה פעולות שאינן מושכלות. ייתכן שבמקרים מסוימים מה שתואר כמידע גלוי אינו באמת כזה, כיוון שאינו נהיר למשקי הבית. כשאין העברת מידע בשפה ברורה למשקי הבית, אזי גם קיומו של מידע גלוי אינו מוביל לקבלת החלטות נכונה. מחקרם של דהן, קוגוט ושלם (2011) הראה שגם כלכלני האוצר מחליטים החלטות שאינן מושכלות בתחום הפנסיה, דבר המוכיח בעליל שקיום המידע הגלוי אינו מוביל בהכרח לקבלת החלטות מושכלות או מבוססות על מידע.

לא מצאנו בכתובים שום התבטאות המעידה על כך שהמאסדר (רגולטור) ראה במעבר לחישוב שווי הוגן דבר החורג משינוי חשבונאי טכני גרידא, מכאן גם שלא הייתה סיבה לכך שהמאסדר יפעל כדי לידע את משקי הבית על כך. אבל משהתברר שלמידע יש ערך חשוב, לא התערב המאסדר ולא סיפק מידע או ייעוץ למשקי הבית.

עבודה זו תורמת הן למחקר התאורטי והן לעולם היישומי. אנו תומכים בטיעונים בדבר פעולתם הלא מושכלת של משקי הבית. ברם, אנו תוהים באשר לסיבות לכך. לדעתנו, מידע גלוי ומשקיע רציונלי הם תנאים הכרחיים, אבל אינם מספיקים כדי שתתקבל בפועל החלטה מושכלת. החלטה מושכלת של משקי בית דורשת מידע נגיש ומובן וייעוץ מקצועי מתאים. הדברים נכונים עוד יותר כשההחלטה קשורה לנושאים כמו זקנה ומוות. לדעתנו, בתוצאות עבודה זו יש גם עניין למאסדר. בשנים האחרונות הושקע מאמץ רב בהבאת מידע מקיף על המכשירים הפנסיוניים למשקי הבית, זאת כדי להגביר את התחרות ולמטב את ההחלטות המתקבלות. ייתכן שקיומו של המידע (גם מידע גלוי) אין בו תועלת אם השפה אינה מתאימה ללקוחות ואין ייעוץ וליווי מתאימים.

מקורות

- דהן מ', קוגוט ת' ושלם מ' (2011), "האם כלכלני משרד האוצר מקבלים החלטות אישיות באופן רציונלי? המקרה של ההחלטה הפנסיונית", הרבעון לכלכלה 58(3/4), 175–198.
- Agarwal S., Amromin G., Ben David I., Chomsisengphet S. and Evanoff D. (2011), "Financial Counseling, Financial Literacy, and Household Decision Making", *Pension Research Council White Paper* 34.
- Agarwal S. and Mazumder B. (2011), "Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making", *Federal Reserve Bank of Chicago Working Papers series*.
- Alpert M. and Raiffa H. (1982), "A Progress Report on the Training of Probability Assessors", D. Kahneman, P. Slovic and A. Tversky (eds.), *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*, Cambridge, 294–305.
- Anderson B.F. and Settle J.W. (1996), "The Influence of Portfolio Characteristics and Investment Period on Investment Choice", *Journal of Economic Psychology* 17, 343–358.
- Banerjee A.V. (1992), "A Simple Model of Herd Behavior", *Quarterly Journal of Economics* 107, 797–817.
- Barberis N. and Thaler R.H. (2002), "A Survey of Behavioral Finance", G.M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Boston, 1052–1090.
- Bartels R. and Feibig D. (1991), "A Simple Characterization of Seemingly Unrelated Regressions Models in Which OLS is BLUE", *American Statistician* 45, 450–478.
- Bazerman M.H. and Moore D.A. (2012), *Judgment in Managerial Decision Making*, 8th ed., New Jersey, 123–150.
- Berreda T., Hugonnier J. and Rindisbacher M. (2005), "Trading Volume in Dynamically Efficient Markets", *FAME Research Paper* 139, 1–25.
- Boudreau C., McCubbins M.D. and Coulson S. (2009), "Knowing When to Trust Others: An ERP Study of Decision Making After Receiving Information from Unknown People", *Social, Cognitive, and Affective Neuroscience* 4(1), 23–34.
- Camerer C.F. (1989), "An Experimental Test of Several Generalized Utility Theories", *Journal of Risk and Uncertainty* 2, 61–104.
- Camerer C.F., Lowenstein G. and Weber M. (1989), "The Curse of Knowledge in Economic Settings: An Experimental Analysis", *Journal of Political Economy* 97, 1232–1254.
- Campbell J.Y. (2006), "Household Finance", *The Journal of Finance* 61, 1553–1604.
- Chew S.H. and Waller W.S. (1986), "Empirical Tests of Weighted Utility Theory", *Journal of Mathematical Psychology* 30, 55–72.
- Del Guercio D. and Tkac P.A. (2002), "The Determinants of the Flow of Funds of Managed Portfolios: Mutual Funds vs. Pension Funds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 523–557.

- Del Guercio D. and Tkac P.A. (2008), "Star Power: The Effect of Morningstar Ratings on Mutual Fund Flow", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43, 907–936.
- Edelen R.M. (1999), "Investor Flows and the Assessed Performance of Open-End Mutual Funds", *Journal of Financial Economics* 53, 439–466.
- Fama E. (1991), "Efficient Capital Markets", *Journal of Finance* 5(1), 575–1617.
- Financial Accounting Standard Board: Statement of Financial Accounting Standards No. 157 Fair Value Measurements, September 2006
- Festinger L. (1957), *A Theory of Cognitive Dissonance*, Stanford, 101–134.
- Grinblatt M. and Titman S. (1989), "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Holdings", *Journal of Business* 62, 393–416.
- Huang L. and Liu H. (2007), "Rational Inattention and Portfolio Selection", *The Journal of Finance* 62, 1999–2040.
- Jensen M.C. (1967), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964", *Journal of Finance* 23, 389–416.
- Jensen M.C. (1978), "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics* 6, 95–101.
- Kahneman D. and Tversky A. (1980), "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk", *Econometrica* 47, 263–291.
- Keswani A. and Stolin D. (2008), "Which Money Is Smart? Mutual Fund Buys and Sells of Individual and Institutional Investors", *Journal of Finance* 63, 85–118.
- Kogut T. and Dahan M. (2012), "Do You Look Forward to Retirement? Motivation Biases in Experts' Pension Decisions", *Judgment and Decision Making* 7(3), 282–291.
- Kroll Y., Levy H. and Rapoport A. (1988a), "Experimental Tests of the Separation Theorem and the CAPM", *American Economic Review* 78, 500–519.
- Kroll Y., Levy H. and Rapoport A. (1988b), "Experimental Tests of the Mean Variance Model for Portfolio Selection", *Human Decision Process* 42, 388–410.
- Lusardi A. (2008), "Household Saving Behavior: The Role of Financial Literacy, Information, and Financial Education Programs", C. Foote, L. Goette and S. Meier (eds.), *Policymaking Insights from Behavioral Economics*, Boston, 109–149.
- Martin R. (2002), *The Responsibility Virus*, New York, 23–29.
- Nelson C.R. and Siegel A.F. (1987), "Parsimonious modeling of yield curves", *Journal of Business* 60(4), 473–489.
- Niebling F., Meyer S. and Hackethal A. (2009), "Whose Money is Smart? Mutual Fund Purchases of Private Investors", http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1343638
- Osband K. (1989), "Optimal Forecasting Incentives", *Journal of Political Economy* 97(5), 1091–1112.
- Porter R.H. (1995), "The Role of Information in U.S. Offshore Oil and Gas Lease Auctions", *Econometrica* 63(1), 1–27.
- Prelec D. (1990), "A 'Pseudo-Endowment' Effect and its Implications for Some Recent

- Non-expected Utility Models", *Journal of Risk and Uncertainty* 3, 247–259.
- Reyna V.R. (2004), "How People Make Decisions That Involve Risk: A Dual-Processes Approach", *Current Directions in Psychological Science* 13, 60–66.
- Shefrin H. and Statman M. (1985), "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence", *Journal of Finance* 40, 777–790.
- Simon H.A. (1956), "Rational choice and the structure of environments", *Psychological Review* 63, 129–138.
- Sirri E. and Tufano P. (1998), "Costly Search and Mutual Funds Flow", *Journal of Finance* 53, 1589–1622.
- Slovic P., Lichtenstein S. and Edwards W. (1965), "Boredom-Induced Changes in Preferences among Bets", *American Journal of Psychology* 78, 208–217.
- Stango V. and Zinman J. (2009), "Exponential Growth Bias and Household Finance", *Journal of Finance* 64, 2807–2849.
- Starmer C. and Sugden R. (1987), "Probability and Juxtaposition Effects: An Experimental Investigation", *Journal of Risk and Uncertainty* 2, 159–178.
- Watts D.J. and Strogatz S.H. (1998), "Collective Dynamics of 'Small-world' Networks", *Nature* 393 (6684), 409–410.

נספח: מודל נלסון-סיגל

בנקים מרכזיים רבים בכל רחבי העולם משתמשים במודל של נלסון-סיגל.¹¹ הבנקים המרכזיים משתמשים במודל נלסון-סיגל כדי להעריך את המבנה העתי ואת הריביות. המודל מקשר הערכה אקספוננציאלית של פונקציית הריבית על איגרות חוב ללא קופון (מק"מ סינטיטי) לסדרת תקופות באופן ישיר כדי לקשור את המחירים לתצורה פונקציונלית מוגדרת מראש. ריבית פרוורד לטווח קצר במועד פירעון n מוצגת כפתרון למשוואה הדיפרנציאלית מהדרגה השנייה בעלת שורשים זהים:

$$f(n) = \beta_0 + \beta_1 \exp(-\alpha n) + \alpha n \beta_2 \exp(-\alpha n) \quad (3.1)$$

משוואה 3.1 מראה שפונקציית ההנחה $P(n)$ היא אקספוננציאלית כפולה:

$$P(n) = \exp[-\beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) (1 - \frac{\exp(-\alpha n)}{\alpha}) - n \beta_2 \exp(-\alpha n)] \quad (3.2)$$

מודל נלסון-סיגל מאפשר בניית מבנה עתי של שערי הריבית במגוון רצוי של צורות, כולל קמירות וקעירות כלפי הראשית, ומבנה עתי יורד ועולה לאורך זמן, שהוא חשוב בבניית עקום תשואה לאיגרות חוב צמודות מדד. מודל נלסון-סיגל נבחר על ידי ועדת המכרז בשל האמינות שלו בסביבות בעלות נתונים סטטיסטיים מועטים ודגימות קטנות, דוגמת המקרה בישראל. לעקומה ספציפית יש

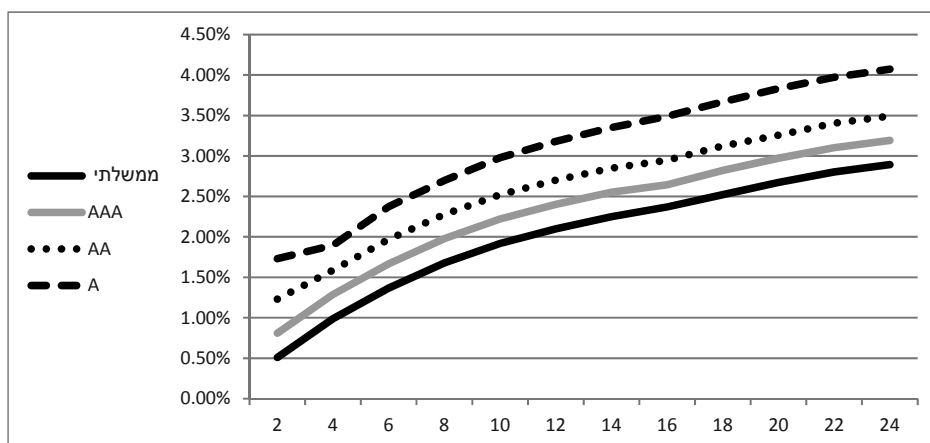
11 לרשימת הבנקים המלאה ותיאור השימוש במודל נלסון-סיגל בעולם, ראו אתר האינטרנט: <http://www.bis.org/forum/research.htm>.

לקבוע רק ארבעה פרמטרים כדי להתאים את מבנה המודל של נלסון-סיגל. המודל מגדיר ארבעה גורמים כך: (1) המשתנה α מייצג את הריבית בתחילת העקומה או את שיעור הריבית ליום אחד; (2) המשתנה β_0 מייצג את השיפוע או את הריבית לטווח ארוך; (3-4) המשתנים β_1 ו- β_2 קובעים את העצמה של ה"דבשת" ומיקומה.

השוק בישראל דרש התאמות. במהלך השנים, רוב החוב בישראל, בפרט לטווח הארוך, צמוד במלואו למדד המחירים לצרכן. גם איגרות חוב של תשלובת (קונצרן) רובן הונפקו צמוד למדד המחירים לצרכן. בשנת 2005 כ-94% מהחוב המונפק שנסחר בבורסה בתל אביב היה צמוד למדד המחירים לצרכן והשאר התחלק בין איגרות חוב צמודות דולר ואיגרות חוב שקליות. כדי שמודל נלסון-סיגל יתמחר חוב צמוד בצורה נאותה נדרשה התערבות מתמדת בפרמטרים.

לכל אחת משלוש הקטגוריות (חוב צמוד, שקלי וצמוד מט"ח) נבנתה מטריצת ריביות לאגרות חוב ממשלתיות ואיגרות חוב של תשלובת (קונצרן). הפרמטרים מוערכים באמצעות מודל OLS רגיל. לאחר שהפרמטרים נקבעו, סימולציה קובעת את ערך תנאי ההתחלה, ובאמצעות מיטוב לינארי נקבע מבנה העקום. ציור 4 הוא דוגמה למידע המועבר למשקיעים המוסדיים לגבי גובה הריבית לכל תקופה. מלבד גרף רציף, המשקיעים המוסדיים מקבלים גם נתונים מספריים לתקופות של שלושה-שישה-תשעה חודשים וכך הלאה, עד 300 חודשים במגזר הצמוד ו-180 חודשים בערוץ הדולרי והלא שקלי. השיטה משמשת גם לכל הקטגוריות של איגרות החוב הממשלתיות ולדירוגים של איגרות חוב של תשלובת (קונצרן) – AAA ועד איגרות חוב שאינן מדורגות – באמצעות הדירוגים של השלוחות המקומיות של S&P (מעלות) ושל Moody (מדורג).

ציור 4: דוגמה למטריצה השבועית של עקומי התשואות שהפיקה חברת "שערי ריבית" החל מאפריל 2005



התשואות למשקיעים המוסדיים הופקו גם כדוח מספרי בתכנת אקסל שבה השתמשו המשקיעים המוסדיים לחישוב שווי החוב הלא סחיר. מטריצות כאלו הופקו כל שבוע החל מ-2.4.2005.