

רשות ניירות ערך

ההשפעה של השינוי בדרישה לביטחונות על
יעילות המסחר באופציות

רפי אלדור ושמואל האוזר

ירושלים
טבת התשס"ד

ההשפעה של השינוי בדרישה לביטחונות על יעילות המסחר באופציות

ת ק צ י ר *

הדרישה להפקדת ביטחונות בשל פעילות באופציות נועדה להבטיח את קיומן של ההתחייבות שהסוחרים נטלו על עצמם במסחר באופציות. בדומה לבורסות אחרות בעולם, הבורסה בתל-אביב אימצה את שיטת ה-SPAN (Standard Portfolio Analysis of Risk) המבוססת על חישוב של 16 תרחישים שונים לפיהם רמת הביטחונות נקבעת לפי התרחיש הפסימי והיא מחושבת לפחות אחת ליום. בחודש יולי 2001 שינתה הבורסה את דרך החישוב לשיטה המבוססת על 44 תרחישים כדי לדייק בחישוב הביטחונות הנדרשים. בניגוד לעבודות אחרות שבחנו את השפעת גודל הביטחונות על המסחר באופציות, הנתונים בעבודה זו מאפשרים לנו לבחון באמצעות ניתוח אירוע מיוחד זה את ההשפעה של השיפור בדיוק החישוב של הביטחונות על יעילות המסחר באופציות. התוצאות העיקריות הן: (1) רמת ביטחונות גבוהה, בדרך כלל, בשיטת 44 תרחישים לעומת זו של 16 תרחישים; (2) תגודתיות שערי המניות הנמדדת על ידי סטיית התקן הגלומה פחתה; (3) למרות שלא היה שינוי בהיקפי המסחר ובמרווחי קניה-מכירה, לשינוי שיטת החישוב היתה השפעה חיובית על יעילות המסחר באופציות בבורסה שבאה לידי ביטוי, בין השאר, בצמצום משמעותי של הסטיות מיחס שוויון המחירים בין מחירי אופציות Call ו- Put (Put-Call-Parity), ובצמצום התופעה של אסימטריה בסטיית התקן (Skewness).

* הדעות המובאות בעבודה זו אינן משקפות בהכרח את עמדתה של רשות ניירות ערך. המחברים מודים ליעקוב עמיהוד, אריק ברגר, מנחם ברנר, אבי קמרה, רוני מיכאלי, ועודד שריד על הערותיהם המועילות ולאבי סולימן ולליאון סנדלר על עזרתם בעיבוד הנתונים.

ההשפעה של השינוי בדרישה לביטחונות על יעילות המסחר באופציות

1. הקדמה

אי הוודאות בקיום ההתחייבויות שנטלו על עצמם סוחרים במסגרת המסחר באופציות בבורסות שונות בעולם, ובכללן הבורסה בתל-אביב, חייבה את הבורסות הללו ואת הגופים המפקחים עליהן להתמודד עם בעיית הביטחונות הנדרשים מהסוחרים באופציות. הסוגיה הזו נדונה במספר עבודות שבחנו את ההשפעה של הדרישות לביטחונות על יעילות המסחר במניות ובנגזרים.¹ החשיבות של הנושא למעצבי המדיניות נובעת מההשפעות המנוגדות שיש לדרישה לביטחונות על יעילות המסחר. מחד, ככל שרמת הביטחונות גדולה יותר, אי הוודאות קטנה יותר משום שההסתברות לאי קיום ההתחייבויות שנטלו על עצמם הסוחרים קטנה יותר. מאידך, דרישה לרמה גבוהה של ביטחונות משיתה עלויות נוספות על הסוחרים ומקטינה את הנוזילות.

מה אם כך ההשפעה של הביטחונות על יעילות המסחר בבורסה? חלק מהעבודות בחנו את הסוגיה על שוק המניות וחלק על שוק הנגזרים. קופייק (1998) מציג סקירה מקיפה של המודלים התיאורטיים ושל העדויות האמפיריות ומסיק שהממצאים בספרות לעיתים קרובות סותרים. לגבי מניות, גארבייד (1982) וצ'אדרי ונאנדה (1998) מצאו שלדרישת הביטחונות יש השפעה שלילית על יציבות המסחר במניות. לעומתם, פריס וצ'אנס (1988), שוורט (1989), סלינגר (1989), קופייק (1989), האסיה ומילר (1990) וסג'וויין וג'ארל (1993) מצאו שאין לדרישה לביטחונות השפעה מובהקת על תנודתיות שערי המניות או על נפחי המסחר. הממצאים הללו הם בניגוד לממצאים של הארדובליס (1988, 1990) וסג'וויין (1990) שמצאו שהגדלת הביטחונות גוררת הקטנת התנודתיות של שערי המניות, וסטיות קטנות של מחירי המניות מן הערכים הפנדמנטליים שלהן. לפיכך, לדעת הארדובליס (1990), הדרישה לביטחונות יכולה לשמש מכשיר יעיל למעצבי המדיניות שמטרתה לצמצם את ההשפעה של הספקולנטים על אי יציבות השוק ולכן היא מעניינם של הגופים המפקחים על המסחר בבורסה ועל יציבותם של הסוחרים בה.

¹ ראה סקירה מקיפה של הספרות אצל קופייק (1998).

אותה טענה הועלתה לאחרונה גם על ידי קוס, קוטיחה, נאראיין וסוברמניים (2000, להלן KKNS) על בסיס ניתוח תיאורטי של הדרישה לביטחונות בשני השווקים: שוק המניות ושוק הנגזרים. השוני בין נגזרים לבין מניות נובע מן הפער בין הביטחונות הנדרשים בנגזרים לבין אלה במניות שמקורו במנוף הפיננסי של האופציות. הפער הזה לטענתו של קופייק (1998) יכול להיות מקור לתנודתיות יתר של המניות (נכסי הבסיס). ואולם, להערכתו, הממצאים האמפיריים אינם חד משמעיים ביחס לקשר בין הדרישה לביטחונות לבין תנודתיות שערי המניות ו/או נזילותם. לדוגמא, פיש, גולדנברג ושינה (1990), קופייק (1993), הארדובליס וקים (1995) ודיי ולואיס (1997) מוצאים שאין קשר בין השינוי ברמת הביטחונות הנדרשת על נגזרים לבין שינוי בתנודתיות שערי המניות. לעומתם, מוסר (1992) שבחן את הסוגיה בגרמניה מצא דווקא קשר מובהק בין רמת הביטחונות לבין השינוי בתנודתיות שערי המניות. תיאורטית, לגבי נפחי המסחר, הטענה היא שרמת בטחונות גבוהה משיתה עלויות נוספות על הסוחרים ולכן יש לה השפעה שלילית על נפחי המסחר. פיש וגולדברג (1986) מצאו שהגדלת בטחונות מגדילה את נפחי המסחר בשל הקטנת ההסתברות לפשיטת רגל והאצמק (1986) מצא שאין קשר סטטיסטי בין השניים. לעומתם, דאט וווין (2002) מצאו שכאשר מנטרלים את השפעת הסיכון של אי עמידה בהתחייבויות שהסוחרים נטלו על עצמם, הקשר הוא אמנם שלילי כצפוי.

כיצד ניתן ליישב בין הממצאים השונים הללו? המודל התיאורטי של KKNS מתמודד עם חלק מן השאלות הללו. הניתוח של KKNS מבוסס תחילה על בחינת ההשפעה של האפשרות לסחור אופציות בבורסה על התנהגותם של משקיעים עתירי מידע, בהעדר דרישה לביטחונות. בתנאים אלה הם מוצאים שהסוחרים הללו יהיו מעורבים במסחר באופציות ובמסחר במניות (נכסי הבסיס) אך עם נטייה להעדיף את המסחר במניות.² לעומת זאת, כאשר הם מנתחים את ההשפעה של שילוב אופציות במסחר בבורסה תחת הדרישה לביטחונות מן הסוחרים, המנוף הפיננסי באופציות משנה את מידת רגישותם של הסוחרים למחירי האופציות ונטייתם לסחור באופציות גדולה יותר. KKNS מראים שהשינוי בהתנהגותם של הסוחרים תלוי בדרישה לביטחונות במסחר במניות בהשוואה לדרישה לביטחונות במסחר באופציות. בבסיס המודל עומדת האינטואיציה שמשקיעים עתירי מידע מעדיפים לנצל את המידע שלהם בשוק המניות. ואולם, בהינתן שעושרם (המקורות הכספיים העומדים לרשותם) מוגבל הם

² משום שהרגישות של מחירי האופציות שונה מזו של מחירי המניות בשל העובדה שהדלתא של אופציות נמוכה מ-1 ואילו זו של המניות שווה ל-1.

מעדיפים לעשות שימוש במנוף הפיננסי הגלום באופציות ולסחור בשוק הזה שבו רמת הביטחונות הנדרשת נמוכה יחסית לזו הנדרשת במניות בשל המנוף הפיננסי הזה. KKNs מסיקים:

"A policy implications of our model is that regulators can improve market efficiency by setting extreme margin requirements in the stock and options markets rather than moderate ones, i.e., by setting stock margins and relative option margins either large or small."

בין השאר, המודל התיאורטי שהם מציגים מעלה את ההשערה שהמידע הגלום במסחר באופציות גדול יותר באופציות שהדלתא שלהן (רגישות מחירי האופציות לשינויים בשערי המניות) גדולה יותר. ההשערה נתמכת על ידי הנתונים בעבודה זו.

בעבודה זו אנו בוחנים את ההשפעה של השינוי בשיטת חישוב הפיקדונות על יעילות המסחר של אופציות בבורסה. לצורך זאת, אנו עושים שימוש במדגם נתונים מיוחד בבורסה בתל אביב שהחליטה לשפר את הדיוק בחישוב רמת הביטחונות הנדרשת המחושבת בשיטת ה-SPAN, המקובלת בארה"ב ובבורסות שונות בעולם. בניגוד לכל הבורסות הללו שעושות שימוש ב-SPAN לחישוב הביטחונות על בסיס 16 תרחישים, החלה מסלקת מעו"ף בבורסה בחודש יולי 2001 לחשב את הביטחונות על בסיס 44 תרחישים במקום 16 תרחישים שהיו נוהגים עד אז. השינוי בשיטת החישוב מאפשר לנו לבחון בתנאי מעבדה את החשיבות שיש לדיוק החישוב של הביטחונות על יעילות המסחר באופציות. העבודה הזו מרחיבה את הממצאים של קופייק ווויט (1996) שהישוו בין שיטת ה-SPAN לבין שיטה אחרת שהיתה נוהגת בארה"ב (Reg. T Margining Systems) ומצאו ששתי השיטות מספקות את ההגנה הנדרשת מפני הסיכון הכרוך באי קיום ההתחייבויות של הסוחרים, וזאת למרות שרמת הביטחונות הנדרשת היתה נמוכה יותר בשיטת ה-SPAN.

התרומה העיקרית של העבודה הנוכחית היא האפשרות לבחון את ההשפעה שיש לחישוב מדויק יותר של הביטחונות, לפי 44 תרחישים בשיטת ה-SPAN בהשוואה לאותה שיטה לפי 16 תרחישים. לצורך זאת, איננו מסתפקים רק בסימולציה תיאורטית אלא בוחנים אמפירית גם את ההשפעה של השינוי על מידת נזילותן של האופציות, ועל יעילות המסחר של האופציות. יעילות המסחר נאמדת, בין השאר, בבחינת ההשפעה על

התנודתיות של שערי המניות הנובעת משינוי השיטה, על הסטיות מיחס שוויון המחירים בין אופציות Call ו- Put (Put-Call-Parity), על האסימטריה בתימחור אופציות שבאה לידי ביטוי באומדן סטיית התקן הגלומה (Skewness), על נפחי המסחר באופציות, ועל מרווחי הקניה-מכירה (Bid-Ask Spread).

זאת ועוד, השינוי בשיטת החישוב מאפשר לנו גם לבחון את המודל של KKNS שמנתחים את ההשפעה של הכנסת אופציות למסחר בשוק, ושל הדרישה לביטחונות מן הסוחרים, על התנהגותם של משקיעים עתירי מידע (Informed Traders). כאשר האחרונים נדרשים להפקיד ביטחונות, עשויה להיות לכך השפעה חיובית על יעילות המסחר בשוק.

נראה להלן, שכתוצאה משינוי שיטת החישוב, רמת הביטחונות היתה בדרך כלל גבוהה יותר כאשר הביטחונות חושבו לפי 44 תרחישים. הממצאים העיקריים שקיבלנו הם אלה: (1) לשינוי שיטת החישוב לא היתה השפעה על היקפי המסחר באופציות ואף לא על מרווחי הקניה-מכירה; (2) השיפור ברמת הדיוק של חישוב הביטחונות גרר ירידה בסטיות התקן הגלומות, מעבר לשיעור הירידה של סטיית התקן ההיסטורית (ראה הארדובליס (1988, 1990)); (3) למרות שלא היה שינוי בהיקפי המסחר ובמרווחי הקניה-מכירה, לשינוי האמור היתה השפעה חיובית על יעילות המסחר שבאה לידי ביטוי בצמצום הסטיות מיחס שוויון המחירים בין Call ל- Put (Put-Call-Parity) וצמצום התופעה של אסימטריה בסטיות התקן הגלומות (Skewness) (ראה KKNS (2000)).

העבודה מאורגנת ב- 5 חלקים. בחלק השני של העבודה נציג את עקרונות שיטת החישוב של ה-SPAN על פי 16 תרחישים ואת המשמעות של השינוי בשיטת החישוב לפי 44 תרחישים. בחלק השלישי של העבודה נציג סימולציה שתכליתה לבחון באמצעות נתוני מסחר בשוק את ההשפעה של השינוי על רמת הביטחונות של אסטרטגיות מסחר שונות. בחלק הרביעי של העבודה נציג את תוצאות האמפיריות המעידות על ההשפעה החיובית שהיתה לשיפור הדיוק בשיטת החישוב על יעילות המסחר באופציות. סיכום ומסקנות יוצגו בחלק החמישי של העבודה.

2. תיאור שיטת החישוב של הביטחונות

הדרישה לביטחונות נועדה להבטיח את זכויותיהם של המשקיעים באופציות ולעודד סחירות. הבורסה לניירות ערך בתל אביב מחשבת את הדרישה לביטחונות בשיטת ה-SPAN (Standard Portfolio Analysis of Risk), שפותחה ויושמה בבורסת הסחורות בשיקגו, ה-CME, החל מחודש דצמבר 1988.³ טרם שיושמה שיטה זו, ב-CME, הבנויה על ניתוח הסיכון הכולל של תיק הלקוח, השתמשו בשיטה אחרת שהתבססה על חישוב הביטחונות על פי ניתוח הסיכון של אופציות בודדות או של אסטרטגיות כלשהן (ראה, לדוגמא, סופיאנוס (1988) וקופייק וויט (1996)). החיסרון של השיטה הקודמת היה שהיא איננה מקוזות סיכונים של מרכיבים שונים של התיק, ולכן לעיתים קרובות הביטחונות הנדרשים בשיטה הקודמת היו גבוהים משיטת ה-SPAN הנוכחית את תיק הלקוח כולו ומאפשרת קיזוז סיכונים. לצורך חישוב הביטחונות באמצעות מערכת ה-SPAN נדרשים הנתונים הבאים: מקדם המתאם בין נכסי הבסיס השונים, סטיית התקן של כל אחד מנכסי הבסיס, שערי הריבית. בנוסף, הבורסת אחראיות על קביעת הפרמטרים הדרושים למערכת ה-SPAN ובכללם: טווח סריקה של מחיר נכס הבסיס וטווח סריקה של סטיית התקן.

הבורסה לניירות ערך בת"א משתמשת רק בחלק מהנתונים והפרמטרים המתוארים לעיל. למרות שמערכת ה-SPAN מאפשרת את החישוב של הביטחונות הנדרשים על כלל המרכיבים של תיק ההשקעות שעשוי לכלול הן את הניגזרים והן את נכסי הבסיס, הבורסה לניירות ערך בת"א מבצעת את החישוב על האופציות והחוזים בלבד. החישוב נעשה על כל סוג של אופציה, לפי נכסי הבסיס, והדרישה לביטחונות היא סכום הביטחונות של סוגי האופציה השונים (לדוגמא, אופציות על מדד ת"א 25- ואופציות על שער החליפין). בכך מתייחר הצורך במקדמי המתאם בין נכסי הבסיס השונים והחלטות דירקטוריון הבורסה מצטמצמות לשני פרמטרים בלבד: מקדם התנודה של נכס הבסיס ומקדם התנודה של סטיית התקן.

המבחנים האמפיריים בעבודה זו מבוססים על אופציות שנכס הבסיס שלהן הוא מדד ת"א 25-. מקדם התנודה של נכס הבסיס הזה (הטווח הנסרק) עמד על 16% בתקופת המדגם. מקדם התנודה של סטיית התקן נקבע אף הוא על ידי הבורסה והוא בשיעור של 1/5 מסטיית התקן. סטיית התקן מחושבת על פי הממוצע של סטיות התקן הגלומות

³ ה-SPAN רשום כסמל מסחרי של ה-CME. הסבר נוסף על ה-SPAN ראה אצל קופייק (1994).

בשמונה אופציות - שתי האופציות Call ו-Put בכסף ושתי האופציות Call ו-Put מחוץ לכסף בשתי סדרות. של החודש הקרוב ושל החודש שלאחריו).

מאז חודש יולי, שיטת החישוב של הביטחונות שונתה בשל הטענה שהחישוב של הביטחונות על בסיס 16 תרחישים אינו מדוייק בעטיים של אינטרוולים גדולים מדי לחישוב. לפיכך, הוצע להגדיל את מספר האינטרוולים בטווח המחירים הנסרק על ידי חישוב של הביטחונות לפי 44 תרחישים. נתאר תחילה את המצב שהיה קיים עד סוף יוני 2001 ולאחר מכן נתאר את השינוי שהתבצע בתחילת חודש יולי, 2001.

על פי עקרונות ה-SPAN, אומדים את שווי האופציות Call ו-Put בעזרת מודל בלק ושולס ב-16 תרחישים שונים. חישוב התרחישים השונים מבוסס על עלייה וירידה במדד ת"א 25 בטווח הנסרק – 16%, במדרגות של 1/3 מהתנודה של 16%, ועל סטיית התקן עולה או יורדת, במונחים שנתיים, בשיעור של 1/5 מסטיית התקן הנקבעת על ידי הבורסה. לדוגמא, במדד של 450, טווח הסריקה הוא 72 $[450 * 0.16 = 72]$ וכל אינטרוול שמייצג תרחיש הוא בגודל 24 $[72 * (1/3) = 24]$, לכל כיוון. בכל אינטרוול מחושבים הביטחונות עבור שתי סטיות תקן שכל אחת מהן מייצגת תרחיש אף היא. לדוגמא, בסטיית תקן של 25%, יחושבו הביטחונות בכל מדד, בהנחה שסטיית התקן עולה $(25\% + 25\% * (1/5) = 30\%)$ ובהנחה שסטיית תקן יורדת $(25\% - 25\% * (1/5) = 20\%)$. בנוסף לכך, נבחנים שני מצבים קיצוניים של תנודה חריפה ביותר (של פי שניים מהתנודה הנסרקת ושל סטיית התקן). אך במקרה זה מביאים בחשבון רק 35% משווייה התיאורטי של האופציה, בשל הסבירות הנמוכה למצבים אלה. מטרת התרחישים הקיצוניים היא להתחשב גם באופציות עמוק מחוץ לכסף הנופלות מחוץ לטווח הנסרק המקורי.

לאחר קביעת שווי התיאורטי של כל האופציות אשר ברשות הלקוח, בכל אחד מן התרחישים, נבחר התרחיש הפסימי ולפיו נדרשים הביטחונות המזעריים שעל המשקיע להפקיד אצל חבר הבורסה בגין האופציות שבתיק ההשקעות שלו. בלוח A1 בנספח מוצגים התרחישים שעל בסיסם חושבו הביטחונות עד לסוף חודש יוני 2001.

בלוח 1 להלן אנו מדגימים את החישוב של הביטחונות למשקיע באסטרטגיה הכוללת רכישה של שתי אופציות Call במחיר מימוש של 460 וכתיבת שתי אופציות Call נוספות. האחת במחיר מימוש של 450 והשנייה במחיר מימוש של 470.

לוח 1: דוגמא לחישוב הביטחונות לפי 16 תרחישים

בלוח זה אנו מדגימים את שיטת החישוב של הביטחונות על בסיס הפרמטרים הבאים: (1) מדד ת"א 25, 450; (2) הטווח הנטרק, 16%; סטיית התקן של מדד ת"א 25, 25% (במונחים שנתיים); שער הריבית, 6% (במונחים שנתיים); (4) תקופת חיי האופציה, 16 יום. אנו מניחים שהמשקיע הנבדק מחזיק "שורט" Call(450) ו-Call(470) ו"לונג" שתי אופציות Call(460). בכל אחד מן התרחישים מחשבים את ערכן של כל אחת מן האופציות לפי בלק-שולס. בתרחישים 15 ו-16 התוצאה המתקבלת לפי בלק-שולס מוכפלת ב-0.35. בתנאים אלה, לאחר שיחושבו ערכן של האופציות בכל תרחיש לפי נוסחת בלק-שולס (1973), טבלת הביטחונות עבורו תיראה כך:

סד"כ	"שורט" Call(470)	"לונג" 2Call(460)	"שורט" Call(450)	סטיית תקן (ב-%)	מדד ת"א 25	תרחיש
-130	-448	1,504	-1,186	30	450	.1
-181	-168	798	-811	20	450	.2
-121	-1,461	4,166	-2,826	30	474	.3
-154	-1,077	3,528	-2,605	20	474	.4
-67	-78	324	-313	30	426	.5
-44	-7	56	-93	20	426	.6
-61	-3,194	8,112	-4,979	30	498	.7
-33	-2,991	7,880	-4,922	20	498	.8
-15	-6	34	-43	30	402	.9
-2	0	0	-2	20	402	.10
-19	-5,379	12,626	-7,326	30	522	.11
-3	-5,327	12,642	-7,318	20	522	.12
-0	0	2	-2	30	378	.13
0	0	0	0	20	378	.14
-1	-4,391	9,473	-5,083	50	594	.15
0	0	0	0	50	306	.16

לאחר חישוב הערך (לפי נוסחת בלק-שולס (1973), של סך הפוזיציות של כל סוחר על בסיס כל אחד מ-16 התרחישים הללו, תיקבע רמת הביטחונות לפי תרחיש 2 שהוא התרחיש הפסימי ביותר, ולפיכך יידרשו מהלקוח ביטחונות בשווי מזערי של 181 ש"ח.⁴

⁴ התוצאה הזו מוצגת גם בצירור 1: Fig 1a (ב-16 תרחישים) להלן.

השינוי בשיטת החישוב של הביטחונות לבסיס של 44 תרחישים נעשה על ידי קביעת מרחק בין אינטרוול אחד לשני בשיעור של 10% מטווח התנודה במדד ולא 1/3 תנודה במדד כפי שהיה נהוג עד אז. לוח A2 בנספח להלן מציג את תיאור 44 התרחישים שעל בסיסם מחשבים את הביטחונות מאז חודש יולי 2001.

השוואה בין לוח A1 לבין לוח A2 בנספח, ממחישה שחישוב הביטחונות על בסיס 44 תרחישים מדויק יותר מזה של 16 תרחישים, בשל העובדה שבאותו טווח סריקה יש יותר אינטרוולים (תרחישים) שבהם נבחנים הביטחונות הנדרשים. ניתן לראות שקיימת חפיפה בחלק מן התרחישים בחישוב לפי 16 התרחישים ובחישוב לפי 44 תרחישים. דהיינו, התרחישים 1, 2, 11, 12, 13, 14, 15 ו-16 המופיעים בלוח A1, המתאר את 16 התרחישים, הם תרחישים זהים ל-1, 2, 39, 40, 41, 42, 43 ו-44, בלוח A2 המתאר את 44 התרחישים, בהתאמה.

3. השפעת השינוי בשיטת החישוב על רמת הביטחונות

בחלק זה של העבודה אנו בוחנים באמצעות סימולציה, העושה שימוש בנתוני המסחר בשוק, את ההשפעה של שינוי שיטת החישוב על רמת הביטחונות הנדרשת באמצעות שלוש אסטרטגיות: פרפר, קונדור וכתובת שתי אופציות Call במחיר מימוש X , וקניית אופציה Call במחיר מימוש Y ($Y > X$). הסימולציה נעשת בשני שלבים. בשלב הראשון, אנו מדגימים, בכל אחת מהאסטרטגיות, מקרים בהם הביטחונות הנדרשים לפי 44 תרחישים גבוהים מאלה הנדרשים לפי 16 תרחישים, ומקרים אחרים בהם הביטחונות לפי 16 תרחישים גבוהים מאלה הנדרשים לפי 44 תרחישים. בכל אחת מהדוגמאות אנו מניחים סטיית התקן של 23% ושער הריבית שנתי של 6%, עבור מדדים שונים. האסטרטגיות הללו מדגימות את המקרים בהם ההסתברות לשוני מהותי בין הביטחונות הנדרשים גבוהה יחסית.⁵ ציור 1 להלן מציג את התוצאות ב-6 גרפים שונים.

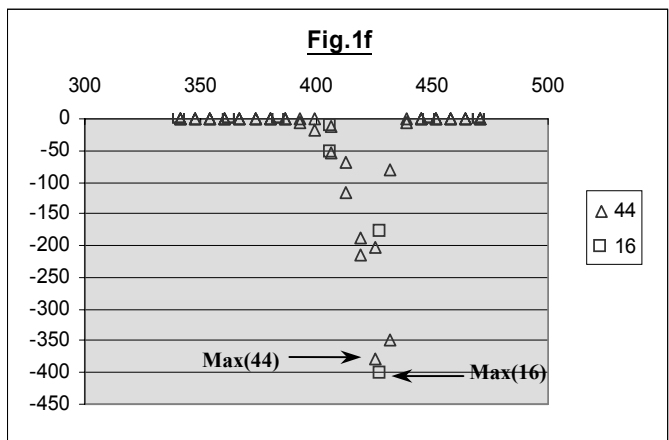
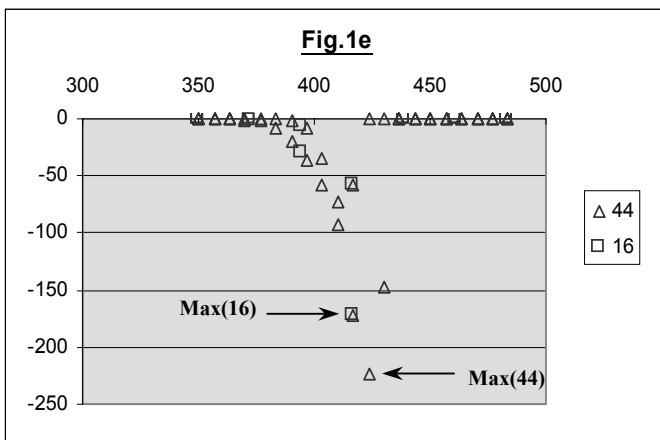
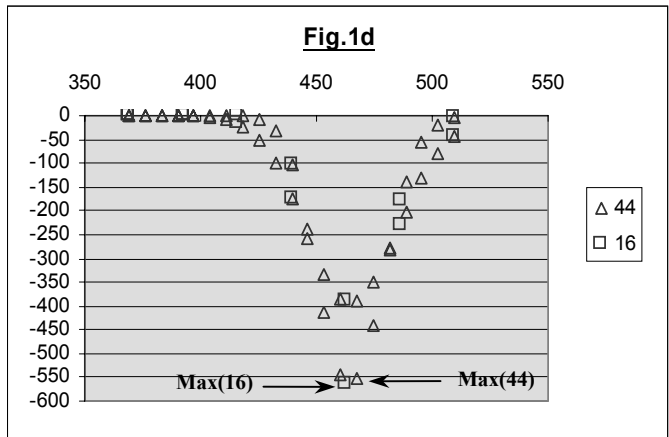
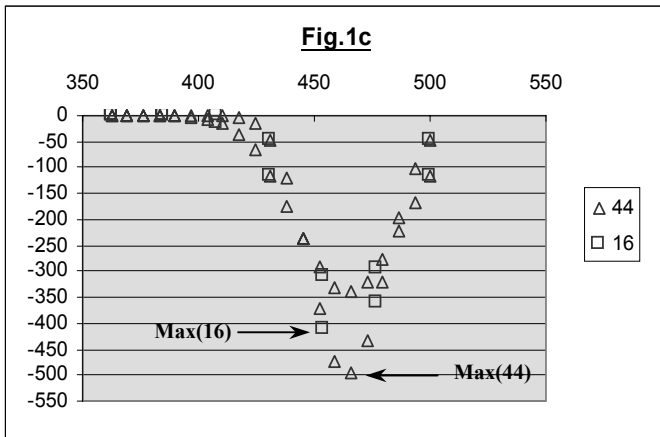
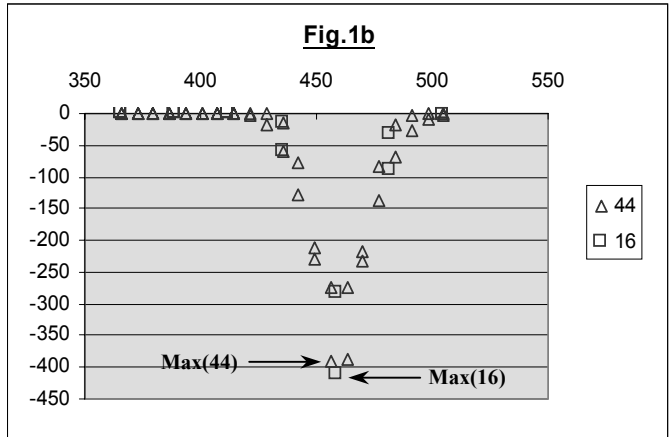
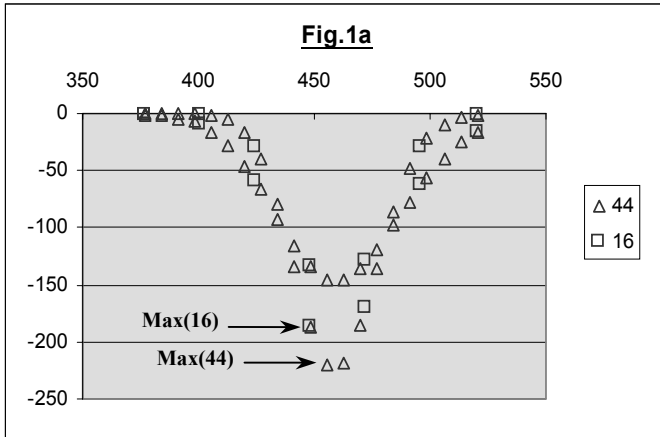
כל אחד מהגרפים בציור 1 מייצג את כל התרחישים בשתי השיטות. גרפים 1a, 1c, 1e מציגים דוגמאות בהן הביטחונות הנדרשים על בסיס חישוב של 44 תרחישים גבוהים מאלה הנדרשים על בסיס חישוב של 16 תרחישים. לעומת זאת, גרפים 1b, 1d, 1f מציגים דוגמאות הפוכות לפיהן הביטחונות הנדרשים על בסיס חישוב של 16

⁵ יודגש שבאסטרטגיות אחרות כגון כתיבת אופציות Call או Put עירומות, כתיבת אופק, כתיבת שוקת וכדומה, לא יהיה הבדל ברמת הביטחונות הנדרשת בין שתי השיטות בשל העובדה שהתרחיש הפסימי בשיטה אחת זהה לזה של השיטה השנייה.

תרחישים גבוהים מאלה הנדרשים על בסיס חישוב של 44 תרחישים. דוגמאות אלה ממחישות שוב את העובדה שאומדן הביטחונות על בסיס 44 תרחישים מדוייק יותר בשל כיסוי תרחישים רב יותר.

ציור 1: דוגמאות לחישוב הביטחונות הנדרשים באסטרטגיות מסחר שונות

מוצגות שלוש אסטרטגיות שונות: פרפר (Fig. 1a, Fig.1b), קונדור (Fig. 1c, Fig.1d) וכתיבת שתי אופציות Call במחיר מימוש X , וכתיבת אופציה Call נוספת במחיר מימוש $Y > X$ (Fig. 1e, Fig.1f). בכל אחת מהאסטרטגיות אנו מדגימים מקרים בהם הביטחונות הנדרשים לפי 44 תרחישים גבוהים מאלה הנדרשים לפי 16 תרחישים ומקרים בהם הביטחונות לפי 16 תרחישים גבוהים מאלה הנדרשים לפי 44 תרחישים. הגרפים: Fig. 1e, Fig 1b, Fig 1a הם דוגמאות למקרים בהם הביטחונות הנדרשים על פי 16 תרחישים נמוכים מאלה הנדרשים על פי 44 תרחישים. לעומת זאת, הגרפים: Fig. 1f, Fig 1d, Fig 1b הם דוגמאות למקרים בהם הביטחונות הנדרשים על פי 44 תרחישים נמוכים מאלה הנדרשים על פי 16 תרחישים. בכל אחד מן הגרפים מוצגים הביטחונות הנדרשים לפי כל מודל: 16 או 44 תרחישים והם מסומנים על ידי החץ.



באיזו שיטה המשקיעים השונים יידרשו לרמת ביטחונות גבוהה יותר או נמוכה יותר? כדי לבחון את השאלה הזו, בשלב השני, אנו עורכים סימולציה על בסיס נתוני המסחר ב- 3 חודשים שבסמוך לשיטת החישוב: חודש יוני לפני השני, והחודשים יולי ואוגוסט לאחר השני. בכל אחד מימי המסחר אנו מחשבים את רמת הביטחונות הנדרשת עבור כל אחת מן האסטרטגיות. בכל אסטרטגיה אנו עורכים סימולציות עבור מחירי מימוש שונים: במדד הקובע, מעל המדד הקובע ומתחת למדד הקובע כדי לכלול אופציות בכסף, מחוץ לכסף ובתוך הכסף. בסך הכל ערכנו 530 סימולציות. לוח 2 להלן מציג את התוצאות העיקריות לפי קטיגוריות שונות.

לוח 2:

השוואה בין הביטחונות הנדרשים על פי חישוב של 16 תרחישים לבין אלה הנדרשים על פי 44 תרחשים

לוח זה מציג את התוצאות של 530 סימולציות על שלוש אסטרטגיות שונות: פרפר, קונדור וכתובת שתי אופציות Call במחיר מימוש X, וקניית אופציה Call אחת במחיר מימוש Y ($Y > X$), לפי קטיגוריות שונות ורק עבור אופציות שזמן פקיעתן הוא עד חודש אחד, בהן נעשה רוב המסחר. כל סימולציות נערכו בשלושה חודשים שבסמוך למועד שינוי שיטת החישוב- תחילת יולי 2001. "הפרש ממוצע" מייצג את ממוצע הפער ב- % בין הביטחונות הנדרשים בשתי השיטות. "זמן לפקיעה" מייצג את האבחנה בין אופציות שהזמן לפקיעה שלהן ארוך משבועיים (תיקים ארוכים) לבין אופציות שהזמן לפקיעה שלהן קצר משבועיים (תיקים קצרים).

הפרש ממוצע כאשר:		מספר מקרים בהם רמת הביטחונות:				
16 גבוה יותר ב-	44 גבוה יותר ב-	אין הבדל	לפי 16 גבוה יותר	לפי 44 גבוה יותר		
3%	20%	93	35	402	כל התצפיות	סה"כ
3%	22%	53	18	217	תיקים ארוכים	לפי זמן לפקיעה
4%	42%	40	17	185	תיקים קצרים	
2%	30%	20	13	144	מחוץ לכסף	לפי מרחק מהכסף
2%	34%	42	7	127	בכסף	
5%	31%	31	15	131	בתוך הכסף	
3%	30%	35	8	127	יוני	לפי חודשים
6%	35%	30	12	129	יולי	
2%	29%	28	15	146	אוגוסט	

הממצא הראשון החשוב בלוח 2 הוא שברוב המקרים ($402/530=76\%$), בתנאי הסימולציה, רמת הביטחונות גדלה בעקבות המעבר לחישוב ביטחונות על בסיס 44 תרחישים, ורק במיעוט מן המקרים התוצאה היתה הפוכה ($35/530=7\%$) או לא השתנתה ($93/530=18\%$). נדגיש, האסטרטגיות שנבחרו הן דוגמאות למקרים שקיימת בהן אפשרות להבדל בין הביטחונות הנדרשים לפי שיטות החישוב השונות. אם ניקח בחשבון אסטרטגיות הכוללות מכירת אופציות Call או Put עירומות, כתיבת אופק או כתיבת שוקת, וכדומה, הדרישה לביטחונות תהיה זהה

בשתי שיטות החישוב בשל זהות של חלק מן התרחישים בהן, כאמור לעיל. מבחינה זו, התוצאות המוצגות בלוח 2 מוטות כלפי מעלה.

הממצא השני הוא שרמת הביטחונות בשיטת החישוב החדשה היתה גבוהה בממוצע בכ- 20% מזו הנדרשת לפי שיטת החישוב הישנה במקרים בהם רמת הביטחונות עלתה. לעומת זאת, במקרים בהם רמת הביטחונות ירדה (ביטחונות לפי 16 תרחישים גבוהים מאלה לפי 44 תרחישים) הפער היה רק של כ- 3% בממוצע. דהיינו, בדרך כלל, רמת הביטחונות עלתה בשיעור ניכר.

הממצא השלישי הוא שהתוצאות הללו אינן מושפעות מחודש הבדיקה (יוני- לפני השינוי או יולי ואוגוסט לאחר השינוי), מהמרחק של האופציות מן הכסף (בכסף, מחוץ לכסף או בתוך הכסף). לעומת זאת, באופציות ארוכות, הפער ברמת הביטחונות בין שתי השיטות קטן יותר (כ- 22%) בהשוואה לזה של האופציות הקצרות (כ- 42%).

4. ממצאים אמפיריים

4.1 נתונים

הנתונים כוללים את כל העסקאות באופציות שנכס הבסיס שלהן הוא מדד ת"א-25, בחודשים יוני (חודש לפני שינוי שיטת החישוב) ויולי (חודש לאחר השינוי).⁶ המדגם כולל 3,029,877 עסקות, מהן 1,525,703 עסקות בחודש יוני ו 1,504,174 עסקות בחודש יולי באופציות Call ו-Put. בכל עסקה חושבה סטיית התקן הגלומה (ISD), ומרווחי קניה מכירה (BA%) שחושבו לפי:

$$BA\% = \frac{(Ask - Bid)}{(Ask + Bid) / 2}$$

⁶ כל המבחנים האמפיריים נעשו גם על סמך נתונים ברבעון שקדם למועד שינוי שיטת החישוב בהשוואה לרבעון הראשון לאחר מועד השינוי. התוצאות לא היו שונות מאלה המוצגות בסעיף זה.

כמו כן, נאספו הנתונים היומיים לגבי נפחי המסחר ומספר הפוזיציות הפתוחות בכל יום. שערי הריבית מבוססים על שיעורי התשואה על מק"מ ל- 3 חודשים. נתוני המסחר כוללים את כל העסקות עם כל תאריכי הפקיעה האפשריים: לחודש, לחודשיים ול- 3 חודשים. לבסוף, נאספו גם הנתונים לגבי מרווחי הקניה-מכירה של מניות ת"א-25 שנכללו במדד בחודשים יוני ויולי. מרווחי הקניה-מכירה של האופציות על מדד ת"א-25 ושל המניות הכלולות במדד זה הם מרווחי הקניה-מכירה האפקטיביים שהיו בספר הפקודות בסמוך לביצוע העסקות באופציות או במניות.

4.2 תוצאות

לוח 3 להלן מציג את התוצאות העיקריות. הממצא הראשון החשוב הוא שלשיפור בדיוק החישוב של הביטחונות היתה השפעה חיובית על יעילות המסחר באופציות. ההשפעה על יעילות המסחר נמדדה על ידי הסטייה מיחס השוויון בין מחירי אופציות Call לבין מחירי אופציות Put (Put-Call-Parity) והיא חושבה על ידי הפער בין המדד (S) לבין המדד הגלום ביחס השוויון הזה (S^*) כדלהלן:

$$\frac{S}{S^*} - 1 = \frac{S}{C - P + Xe^{-rT}} - 1$$

כאשר C ו-P הם מחירי אופציות Call ו-Put, בהתאמה, עם מחיר מימוש X שפוקעות T שנים מהיום, ו-r הוא שיעור התשואה השנתי על מק"מ ל- 3 חודשים. צמד האופציות הללו נבחר אם הן נסחרו בהפרש זמן שאינו עולה על 30 שניות זו מזו. הנתונים המוצגים בלוח 3 מעידים שהפער הזה, $S/S^* - 1$, ירד מכ- 0.25% לכ- 0.19% בעקבות שינוי שיטת החישוב. הירידה היתה מובהקת ברמה של 5%. הממצאים הללו מעידים על שיפור ביעילות המסחר והם תומכים, בין השאר, בתחזית של KONS.

הממצא השני הוא שההשפעה החיובית שהיתה לשינוי שיטת החישוב על יעילות המסחר לא לוותה בשינויים במידת הנוזלות של האופציות או של המניות המרכיבות את מדד ת"א-25. אנו מוצאים שלא היה שינוי מובהק בנפחי המסחר ובמספר הפוזיציות הפתוחות. כמו כן, אנו מוצאים שלא היה שינוי במרווחי הקניה-מכירה של

האופציות ושל המניות המרכיבות את מדד ת"א- 25. התוצאה הזו, לכאורה, איננה עיקבית עם התחזית של KKNs שמרווחי הקניה-מכירה יירדו בשל העלאת רמת הביטחונות של האופציות יחסית לאלה של המניות.

לוח 3: תוצאות בחינת ההשפעה של שינוי שיטת חישוב הבטחונות על יעילות המסחר באופציות

לוח זה מציג את התוצאות העיקריות לגבי ההשפעה של השינוי על נפחי המסחר, על סטיות מיחס שוויון המחירים (Put-Call-Parity), על מרווחי קניה-מכירה (BA%), באופציות ובמניות, על פוזיציות פתוחות, על סטיות תקן גלומות (ISD) ועל אסימטריה של סטיות התקן הגלומות (Skewness). תקופה 1 מתייחסת לנתוני מסחר בחודש שקדם לשינוי שיטת החישוב ותקופה 2 לחודש שלאחר השינוי. סטיית התקן ההיסטורית היומית נאמדה באמצעות מודל GARCH(1,1) על בסיס נתונים יומיים של מדד ת"א 25 מתחילת חודש אפריל 2001 ועד לסוף חודש ספטמבר 2001. על בסיס מודל זה אמדנו בכל יום את סטיית התקן השנתית על ידי מכפלה של סטיית התקן היומית בשורש מספר ימי המסחר בשנת 2001. הסטייה מיחס שוויון מחירים חושב על בסיס אופציות בכסף והיא נמדדת כדלהלן:

$$\frac{S}{S^*} - 1 = \frac{S}{C - P + Xe^{-rT}} - 1$$

מידת האסימטריה (Skewness) באומדן סטיות התקן הגלומות נמדדה כדלהלן: $SK_1 = ISD_{\delta \approx -0.25} - ISD_{\delta \approx 0.5}$, $SK_2 = ISD_{\delta \approx 0.5} - ISD_{\delta \approx -0.25}$, $SK_3 = SK_1 + SK_2 = ISD_{\delta \approx -0.25} - ISD_{\delta \approx 0.25}$.

בלוח זה אנו מציגים את הממוצע היומי (22 תצפיות בחודש שקדם לשינוי ובחודש שלאחר השינוי) של כל אחד מן הפרמטרים השונים על סמך הממוצע של נתוני המסחר בכל יום מסחר. הממוצע בכל יום מסחר של כל אחד מן הפרמטרים הללו מבוסס על הנתונים התוך יומיים.

p-value	2, לאחר	1, לפני השינוי	תקופה 2, תקופה 1, לפני השינוי
			יעילות מסחר לפני:
0.054	0.1921	0.2513	$100 * (S/S^* - 1)$
			נזילות:
			<u>מרווחי קניה-מכירה (BA%)</u>
0.387	0.4339	0.4549	במניות ת"א 24
0.851	3.2325	3.2374	באופציות - כלל המדגם
0.624	2.6327	2.5186	- בכסף
0.571	105179	109193	נפחי מסחר (מספר חוזים)
0.504	348962	367065	פוזיציות פתוחות (מספר חוזים)
			אי וודאות לפני:
0.000	0.2077	0.2456	סטיית תקן גלומה - מדד ת"א 25
0.036	0.1954	0.2077	סטיית תקן היסטורית - מדד ת"א 25
			אסימטריה (Skewness):
0.083	0.02144	0.02769	SK_1
0.005	0.00047	0.00965	SK_2
0.041	0.02191	0.03734	SK_3

התוצאה הזו גם איננה עיקבית עם הטענה של קופייק וויט (1996) שלהעלאת ביטחונות השפעה שלילית על הניילות. יחד עם זאת, אם הטענות שהועלו בשני המחקרים הללו נכונות, הרי שהן השפעות מנוגדות שעשויות לקזז זו את זו ואולי אף להסביר את העדר השינוי (הארצמאק (1986)). הסבר שני אפשרי הוא שהשינוי הנדון לא נתפס על ידי המשקיעים כגידול בביטחונות, אלא כשינוי שתכליתו שיפור הדיוק בחישוב הביטחונות.

הממצא השלישי הוא שלמרות שלא היה שינוי בהיקפי המסחר ובמידת נילותן של האופציות ושל המניות, אנו מוצאים שממוצע סטיית התקן הגלומה ירד באופן מובהק מ- 24.56% ל- 20.77% (ירידה של 3.8% ברמת מובהקות של 0.000). באותה תקופה, סטיית התקן ההיסטורית ירדה רק ב- 1.2%, מ- 20.78% ל- 19.54% (ברמת מובהקות של 0.036).⁷ הפער בין סטיית התקן הגלומה לבין סטיית התקן ההיסטורית, בשיעור של כ- 2.6%, הוא מובהק (ברמת מובהקות של 0.0%).⁸ התוצאה הזו עיקבית עם הממצאים של הארדובליס (1988, 1990) ושל סג'וין (1990) הטוענים שלהגדלת רמת הביטחונות הנדרשת השפעה חיובית על יציבות השווקים שבאה לידי ביטוי בירידה ברמת אי הוודאות במסחר. אחד ההסברים לירידה בתנודתיות של שערי המניות הוא שסוחרים שנהגו לנצל את המצב ששרר טרם השינוי, הצליחו להפקיד אז ביטחונות קטנים מן הנדרש בעטיים של האינטרוולים הגדולים שהשתמשו בהם לצורך חישוב הביטחונות. התופעה הזו, שהיתה מוכרת לסוחר האופציות בבורסה בתל אביב, מוזכרת בעקבות הגדלת מספר האינטרוולים שהשתמשו בהם לחישוב הביטחונות.

באיו מידה הצימצום בסטייה מיחס השוויון בין מחיר אופציה Call לבין מחיר אופציה Put קשור לירידה באי-הוודאות? תוצאות הרגרסיה להלן (על בסיס הנתונים בחודשים יוני ויולי, 2001) מעידות על קשר מובהק חיובי המצביע על ההשפעה שהיתה לירידה באי-הוודאות (הנמדדת על ידי הממוצע של סטיית התקן הגלומה היומית, ISD_t), כתוצאה מהשינוי בשיטת חישוב הביטחונות, על צמצום הסטייה מיחס השוויון.⁹

⁷ סטיית התקן ההיסטורית היומית נאמדה באמצעות מודל $GARCH(1,1)$ על בסיס נתונים יומיים של מדד ת"א 25 מתחילת חודש אפריל 2001 ועד לסוף חודש ספטמבר 2001. על בסיס מודל זה אמדנו בכל יום את סטיית התקן השנתית על ידי מכפלה של סטיית התקן היומית בשורש מספר ימי המסחר בשנת 2001.

⁸ מאחר וההודעה על השינוי בשיטת החישוב נעשתה ב- 2003-6-7 בבורסה, בחנו את האפשרות שתגובת המשקיעים לפרסום ההודעה הזו נעשתה כבר לפני מועד השינוי, בתחילת יולי. לצורך זאת חישבנו את ISD ואת HSD בחודש מאי, 2001 בהשוואה לחודש יולי 2001. התוצאות המדווחות לעיל לא שונות באיכותן. ממוצע ה- ISD בחודש מאי היה 24.76% בהשוואה ל- 24.56% בחודש יוני (הבדל לא מובהק). ה- HSD היה 21.81% בחודש מאי בהשוואה ל- 20.77% בחודש יוני ($p\text{-value}=0.17$). השינוי ב- ISD מחודש מאי לחודש יוני היה של 4.0% בהשוואה לשינוי של 2.37% ב- HSD . ההבדל בין השינוי ב- ISD לבין זה ב- HSD מובהק ($p\text{-value}=0.013$).

⁹ התוצאה הזו איננה משתנה גם כאשר הרחבנו את המדגם לשני הרבעונים הסמוכים לתאריך השינוי.

$$\begin{aligned} (S/S^* - 1)_t &= -0.0954 + 1.3987ISD_t + \varepsilon_t \\ \text{(p-value)} & \quad (0.498) \quad (0.028) \quad R^2 = 11.5\% \end{aligned}$$

התוצאה הזו אינה משתנה גם כאשר המשתנה הבלתי תלוי מנוכה מהירידה של סטיות התקן ההיסטורית היומית באותה תקופה (HSD_t). להלן תוצאות הרגרסיה:

$$\begin{aligned} (S/S^* - 1)_t &= 0.1846 + 1.4596(ISD_t - HSD_t) + \varepsilon_t \\ \text{(p-value)} & \quad (0.000) \quad (0.047) \quad R^2 = 9.5\% \end{aligned}$$

לבסוף, בחנו את תופעת ה-Skewness הקיימת בשוקי האופציות בחישוב סטיות התקן הגלומות. לצורך זאת, חישבנו את ממוצע סטיות תקן הגלומות של כל האופציות במדגם שהדלתא שלהן בין -0.35 לבין -0.15 כדי להשוות אותו לממוצע של כל סטיות התקן הגלומות של כל האופציות שהדלתא שלהן היא בין 0.4 לבין 0.6 (בערכים מוחלטים) ולממוצע של כל סטיות התקן של אופציות שהדלתא שלהן היא בין 0.15 לבין 0.35. את מידת ה-Skewness (SK_i) מדרנו ב-3 מדדים:

$$\begin{aligned} SK_1 &= ISD_{\delta \leq -0.25} - ISD_{\delta \geq 0.5} \\ SK_2 &= ISD_{\delta \geq 0.5} - ISD_{\delta \leq 0.25} \\ SK_3 &= SK_1 + SK_2 = ISD_{\delta \leq -0.25} - ISD_{\delta \geq 0.25} \end{aligned}$$

הממצאים בלוח 3 תומכים במודל של KKNS לפיו לשינוי ברמת הביטחונות עשויה להיות השפעה על התנהגותם של משקיעים עתירי מידע, בין השאר, בשל העובדה שהמידע הגלום במסחר תלוי גם בסוג האופציות ובאופן יותר ספציפי בדלתות של האופציות המודדות את רגישות מחירי האופציות לשינויים במחיר המנייה. הירידה ברמת אי

הוודאות (ירידת ISD) מגדילה את הביטחון של המשקיעים במסחר וגוררת גם ירידה מובהקת במידת האסימטריה (Skewness) כפי שנמדדת בכל אחד מן נמדדים.

באיו מידה הצמצום ב-Skewness קשור לצמצום הסטייה מיחס אי-השוויון במחירים? תוצאות הרגרסיה שלהלן מעידות על קשר חיובי שמצביע על קשר כזה.

$$\left(\frac{S}{S^*} - 1\right)_t = 0.1793 + 1.9301SK_{3,t} + \varepsilon_t$$

(p-value) (0.000) (0.027) $R^2 = 11.5\%$

על סמך הממצאים הללו אנו מסיקים שלשיפור הדיוק בשיטת החישוב של דרישת הביטחונות בכלל, והגדלת רמת הביטחונות, בדרך כלל, בשל כך, היתה השפעה חיובית על יעילות המסחר באופציות. התוצאה הזו מתקבלת למרות שלא היה שינוי בתקופת המדגם ברמת הנוילות של האופציות או של נכס הבסיס.

5. סיכום ומסקנות

בעבודה זו אנו בוחנים את ההשפעה של שיפור הדיוק בשיטת חישוב הביטחונות על יעילות המסחר של אופציות בבורסה. החשיבות של הנושא למעצבי המדיניות נובעת מההשפעות המנוגדות שעשויות להיות לעליה או לירידה ברמת הביטחונות הנדרשת על יעילות המסחר. המבחנים האמפיריים מבוססים על מדגם נתונים ייחודי מהבורסה בתל אביב שעושה שימוש בשיטת ה-SPAN, המקובלת בארה"ב ובבורסות שונות בעולם, ואשר שינתה בחודש יולי 2001 את שיטת חישוב הביטחונות שהיתה נוהגת עד אז, מבסיס של 16 תרחישים לבסיס של 44 תרחישים. השינוי בשיטת החישוב מאפשר לנו לבחון בדרך של ניתוח אירוע את החשיבות שיש לדיוק החישוב של הביטחונות על יעילות המסחר באופציות.

התרומה העיקרית של העבודה הנוכחית היא בחינת ההשפעה שיש לחישוב מדויק יותר של הביטחונות, לפי 44 תרחישים בשיטת ה-SPAN בהשוואה לאותה שיטה לפי 16 תרחישים, על יעילות המסחר באופציות. לצורך זאת, אנו בוחנים אמפירית את ההשפעה שהיתה לשינוי האמור על מידת נוילותן של האופציות, ועל יעילות המסחר של

האופציות, על בסיס יותר מ- 3 מליון עסקות בסמוך למועד השינוי של שיטת החישוב. יעילות המסחר נאמדת, בין השאר, בבחינת ההשפעה על התנודתיות של שערי המניות הנובעת משינוי השיטה, על הסטיות מיחס שוויון המחירים בין האופציות (Put-Call-Parity), על האסימטריה בתימחור אופציות שבאה לידי ביטוי באומדן סטיית התקן הגלומה (Skewness), על נפחי המסחר באופציות ועל מרווחי הקניה-מכירה (Bid-Ask Spread).

התוצאות העיקריות הן: (1) רמת ביטחונות גדולה, בדרך כלל, בשיטת 44 תרחישים לעומת זו של 16 תרחישים; (2) תנודתיות שערי המניות (נכסי הבסיס) הנמדדת על ידי סטיית התקן הגלומה ירדה; (3) למרות שלא היה שינוי בהיקפי המסחר ובמרווחי קניה-מכירה, לשינוי שיטת החישוב היתה השפעה חיובית על יעילות המסחר באופציות בבורסה שבאה לידי ביטוי, בין השאר, בצמצום משמעותי של הסטיות מיחס שוויון המחירים בין אופציה Call לבין אופציה Put (Put-Call-Parity) ובצמצום התופעה של אסימטריה בסטיית התקן (Skewness). התוצאות הללו עיקביות עם המודל של KKNS ועם התוצאות של קופייק וויט (1996).

נספח

לוח A1: תיאור 16 התרחישים שעל בסיסם חושבו הביטחונות עד לחודש יוני 2001

בלוח זה S מייצג את מדד ת"א25- ו-M מייצג את מקדם התנודה במדד זה. σ מייצגת את סטיית התקן השנתית ו- $a = \frac{1}{5} * \sigma$ מייצג את מקדם התנודה בסטיית התקן השנתית שהבורסה קבעה. בתקופת המדגם, $M=0.16$ ו- $\sigma = \frac{1}{5} * \sigma$

מספר תרחיש	מדד בתרחיש	סטיית תקן בתרחיש
.1	S	$\sigma + a$
.2	S	$\sigma - a$
.3	$S(1+M*1/3)$	$\sigma + a$
.4	$S(1+M*1/3)$	$\sigma - a$
.5	$S(1-M*1/3)$	$\sigma + a$
.6	$S(1-M*1/3)$	$\sigma - a$
.7	$S(1+M*2/3)$	$\sigma + a$
.8	$S(1+M*2/3)$	$\sigma - a$
.9	$S(1-M*2/3)$	$\sigma + a$
.10	$S(1-M*2/3)$	$\sigma - a$
.11	$S(1+M)$	$\sigma + a$
.12	$S(1+M)$	$\sigma - a$
.13	$S(1-M)$	$\sigma + a$
.14	$S(1-M)$	$\sigma - a$
* .15	$S(1+2M)$	2σ
* .16	$S(1-2M)$	2σ

* תרחישים קיצוניים

לוח A2: תיאור 44 התרחישים שעל בסיסם חושבו הביטחונות לאחר שינוי שיטת החישוב

בלוח זה S מייצג את מדד ת"א25- ו- M מייצג את מקדם התנודה במדד זה. σ מייצגת את סטיית התקן השנתית ו- a מייצג את מקדם התנודה בסטיית התקן השנתית שהבורסה קבעה. בתקופת המדגם, $M=0.16$ ו- $\sigma = \frac{1}{5} * \sigma$

$$a = \frac{1}{5} * \sigma$$

מספר תרחיש	מדד בתרחיש/שער מט"ח בתרחיש	סטיית תקן בתרחיש
.1	S	$\sigma + a$
.2	S	$\sigma - a$
.3	$S \times (1 + M \times 10\%)$	$\sigma + a$
.4	$S \times (1 + M \times 10\%)$	$\sigma - a$
.5	$S \times (1 - M \times 10\%)$	$\sigma + a$
.6	$S \times (1 - M \times 10\%)$	$\sigma - a$
.7	$S \times (1 + M \times 20\%)$	$\sigma + a$
.8	$S \times (1 + M \times 20\%)$	$\sigma - a$
.9	$S \times (1 - M \times 20\%)$	$\sigma + a$
.10	$S \times (1 - M \times 20\%)$	$\sigma - a$
.11	$S \times (1 + M \times 30\%)$	$\sigma + a$
.12	$S \times (1 + M \times 30\%)$	$\sigma - a$
.13	$S \times (1 - M \times 30\%)$	$\sigma + a$
.14	$S \times (1 - M \times 30\%)$	$\sigma - a$
.15	$S \times (1 + M \times 40\%)$	$\sigma + a$
.16	$S \times (1 + M \times 40\%)$	$\sigma - a$
.17	$S \times (1 - M \times 40\%)$	$\sigma + a$
.18	$S \times (1 - M \times 40\%)$	$\sigma - a$
.19	$S \times (1 + M \times 50\%)$	$\sigma + a$
.20	$S \times (1 + M \times 50\%)$	$\sigma - a$
.21	$S \times (1 - M \times 50\%)$	$\sigma + a$
.22	$S \times (1 - M \times 50\%)$	$\sigma - a$
.23	$S \times (1 + M \times 60\%)$	$\sigma + a$
.24	$S \times (1 + M \times 60\%)$	$\sigma - a$
.25	$S \times (1 - M \times 60\%)$	$\sigma + a$
.26	$S \times (1 - M \times 60\%)$	$\sigma - a$
.27	$S \times (1 + M \times 70\%)$	$\sigma + a$
.28	$S \times (1 + M \times 70\%)$	$\sigma - a$
.29	$S \times (1 - M \times 70\%)$	$\sigma + a$
.30	$S \times (1 - M \times 70\%)$	$\sigma - a$
.31	$S \times (1 + M \times 80\%)$	$\sigma + a$
.32	$S \times (1 + M \times 80\%)$	$\sigma - a$
.33	$S \times (1 - M \times 80\%)$	$\sigma + a$
.34	$S \times (1 - M \times 80\%)$	$\sigma - a$
.35	$S \times (1 + M \times 90\%)$	$\sigma + a$
.36	$S \times (1 + M \times 90\%)$	$\sigma - a$
.37	$S \times (1 - M \times 90\%)$	$\sigma + a$
.38	$S \times (1 - M \times 90\%)$	$\sigma - a$
.39	$S \times (1 + M)$	$\sigma + a$
.40	$S \times (1 + M)$	$\sigma - a$
.41	$S \times (1 - M)$	$\sigma + a$
.42	$S \times (1 - M)$	$\sigma - a$
* .43	$S \times (1 + 2 \times M)$	2σ
* .44	$S \times (1 - 2 \times M)$	2σ

* תרחישים קיצוניים

רשימת מקורות

- Black, F., and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", Journal of Political Economy, 1973, 81: 637-659.
- Chowdhry, B. and V. Nanda, "Leverage and Market Stability: The Role of Margin Rules and Price Limits," Journal of Business, 1998, 71:179-210.
- Day, Theodore, and Craig Lewis, Margin Adequacy in Futures Markets, Memo, Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University, 1997.
- Dutt, H.R. and I.L. Wein, "Revisiting the Empirical Estimation of the Effect of Margin Changes on Futures Trading Volume", The Journal of Futures Markets, 2003, 6: 561-576.
- Fenn, G., and P. Kupiec, "Prudential Margin Policy in a Futures-Style Settlement System", The Journal of Futures Markets, 1993, 13: 389-408.
- Figlewski, S., "Margins and Market Integrity: Margin Setting for Stock Index Futures and Options", The Journal of Futures Markets, 1984, 4: 385-416.
- Fishe, R., L., and T. Goldberg, "The Effects of Margins on Trading in Futures Markets," The Journal of Futures Markets, 1986, 6:261-271.
- Fishe, R., L. Goldberg, T. Gosnell, and S. Sinha, "Margin Requirements in Futures Markets: Their Relationship to Price Volatility", The Journal of Futures Markets, 1990,10, 541-554.
- Garbade, K., D., "Federal Reserve Margin Requirements: A Regulatory Initiative to Inhibit Speculative Bubbles", in Paul Wachtel, ed.: Crises in Economics and Financial Structure (Lexington, Mass.: Lexington Books,) 1986.
- Gay, G., W. Hunter, and R. Kolb, "A Comparative Analysis of Futures Contract Margins", The Journal of Futures Markets, 1986, 6: 307-324.
- Hardouvelis, Gikas, "Margin Requirements and Stock Market Volatility", Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, Summer 1988.
- Hardouvelis, Gikas, "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices", American Economic Review , 1990,80, 736-763.
- Hardouvelis, Gikas, and Dongcheol Kim, "Margin Requirements, Price Fluctuations, and Market Participation in Metal Futures, "Journal of Money, Credit and Banking , 1995,27: 659-671.
- Hartzmak, M. L., "The Effects of Changing Margin Levels on Futures Market Activity, the Composition of Traders in the Market and Price Performances", Journal of Business, 1986, 2(2): 147-180.
- Hsieh, D., and M. Miller, "Margin Regulation and Stock Market Volatility", Journal of Finance , 1990, 45,3-30.
- Kose, J., A. Kotichia, R. Narayanan, and M. Subrahmanyam, "Margin Rules, Informed Trading in Derivatives and Price Dynamics", Working Paper, Stern School of Business, 1997.
- Kupiec, P. "Futures Margins and Stock Price Volatility: Is There Any Link?" The Journal of Futures Markets, 1993, 13: 677-692.
- Kupiec, P., "The Performance of S&P 500 Futures Product Margins Under The SPAN Margining System", The Journal of Futures Markets, 1993, 14: 789-811.

Kupiec, P. and P. White, "Regulatory Competition and the Efficiency of Alternative Derivative Product Margining Systems", The Journal of Futures Markets, 1996, 16: 943-969.

Kupiec, P., "Margin Requirements, Volatility, and Market Integrity: What Have We Learned Since The Crash?" Journal of Financial Services Research, 1998, 13: 231-256.

Kupiec, P., "Initial Margin Requirements and Stock Return Volatility: Another Look, "Journal of Financial Services Research , 1989,3: 189-202.

Kupiec, P., "Futures Margins and Stock Price Volatility: Is There Any Link?" Journal of Futures Markets , 1993,13: 677-691.

Moser, J., "Determining Margins for Futures Contracts: The Role of Private Interests and the Relevance of Excess Volatility", Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, March-April 1992, 2-18.

Salinger, M., "Stock Market Margin Requirements and Volatility: Implications for Regulation of Stock Index Futures", Journal of Financial Services Research 3, nos. 2-3, 1989, 121-138.

Schwert, G.W., "Margin Requirements and Stock Volatility," Journal of Financial Services Research 3, 1989, 153-164.

Seguin, Paul, "Stock Volatility and Margin Trading", Journal of Monetary Economics 26, no. 1, 1990, 101-121.

Seguin, Paul, and Gregg Jarrell, "The Irrelevance of Margin: Evidence from the Crash of 87", Journal of Finance 48, no. 4, 1993, 1457-1473.

Sofianos, G., "Margin Requirements of Equity Instruments", Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, Summer 1988, 13:47-60.

לקט פרסומים

1. "זכויות הצבעה שוות במניות", מצע לדיון, מאי 1989.
2. ד"ח הוועדה ל"עידוד גיוס הון סיכון בשוק ניירות ערך בישראל", דצמבר 1989.
3. "מדיניות הדיווידנדים של חברות שמניותיהן רשומות למסחר בבורסה הישראלית". ספטמבר 1990.
4. "הנפקת תעודות התחייבות על ידי רשויות מקומיות בישראל", מצע לדיון, יוני 1991.
5. ד"ח הוועדה ל"דיווח לא כספי של תאגידים שניירות ערך שלהם הוצעו לציבור", ספטמבר 1991.
6. "הקשר בין ריכוז שליטה בידי בעלי ענין לבין התמורה לבעלי המניות בחברות ציבוריות בישראל", דצמבר 1991.
7. "שימוש בזכויות הצבעה של מניות על ידי משקיעים מוסדיים", מצע לדיון, ינואר 1992.
8. "תשואה וסיכון בהנפקות חדשות של יחידות הכוללות מניות וכתבי אופציה בבורסה הישראלית", אפריל 1992.
9. "הקשר בין רווחיות ומבנה השליטה בחברות תעשייתיות שמניותיהן נסחרות בבורסה לבין מדיניות השכר למנהלים בכירים", ספטמבר 1992.
10. "הקשר בין זיקת החתם לחברה המנפיקה לבין מבנה ההנפקה ותוצאותיה", מאי 1993.
11. "תגובת בעלי המניות לעיתוי פירסומם של הדוחות הכספיים ולתוצאות העיסוקיות של החברות שניירות הערך שלהן רשומות למסחר בבורסה", מצע לדיון, ספטמבר 1993.
12. "הערכת כתבי אופציה (Warrants) הנסחרים בבורסה בתל-אביב", דצמבר 1993.
13. "מה מסביר את העליה בשיעור של 750% בשערי המניות בשנים 1988 - 1993?", ינואר 1994.
14. "מניות הארביטרג': הקשר בין התנהגות שערי המניות בישראל לבין התנהגות שערי אותן מניות הרשומות למסחר גם בארה"ב", ספטמבר 1994.
15. "האם יש קשר בין שיעורי התשואה על המניות לבין הפעילות הכלכלית במשק?", ינואר 1995.
16. "האם המסחר באופציות מעו"ף השפיע על נפח המסחר ועל התנודתיות בשערי המניות?". מרס 1995.
17. "בחינת התיקונים החשבונאיים בדוחות הכספיים של חברות המגייסות לראשונה ניירות ערך בישראל", מאי 1995.
18. "מה בין מדיניות השכר למנהלים בכירים ומבנה השליטה בחברות שמניותיהן נסחרות בבורסה בתל-אביב לבין התוצאות העיסוקיות שלהן", מרס 1996.
19. "הקשר בין נפח מסחר. תנודתיות שערי המניות ושיטת המסחר". נובמבר 1996.
20. "בחינת ההשפעה של שיטת החיתום בישראל על תוצאות ההנפקה", אוקטובר 1997.
21. "הקשר בין איכות פיקוח, זכויות הצבעה במניות ומבנה שליטה בחברה", דצמבר 1997.
22. "בחינת הגורמים המשפיעים על ההבדל בין השכר למנהלים בכירים לבין שאר העובדים בחברות שמניותיהן רשומות למסחר בבורסה בתל אביב", יוני 1998.
23. "בחינת יעילות המסחר בשיטת הרצף בבורסה בתל אביב", יוני 1998.
24. "פעילות בעלי עניין סביב הנפקות חוזרות", דצמבר 1998.

25. "הערך של זכויות הצבעה: עדויות אמפיריות מאיחוד הון של מניות בעלות זכויות הצבעה שונות", אפריל 1999.
26. "בחינת התועלת הנובעת מחובת ההשתתפות של קרנות נאמנות באסיפות כלליות של חברות ציבוריות", אפריל 1999.
27. "מחיר אי נזילות של אופציות", דצמבר 1999.
28. "קשרי הגומלין בין המדיניות המוניטרית והפעילות הכלכלית לבין שוק המניות", יולי 2000.
29. "השפעת גבול פקודה מזערית על נזילותן של המניות ועל שעריהן", דצמבר 2000.
30. "ההשפעה של יעילות השימוש במידע על התשואה למשקיעים בניירות ערך המונפקים לראשונה לציבור", אפריל 2002.
31. "מחיר אי הסחירות של חוזים עתידיים", פברואר 2003.