

עיונים מוניטריים
Monetary Studies

RND

יואל הכט¹ הלנה פומפושקו²

2006.01

ינואר 2006

מאמרים לדיון Discussion Papers

Bank of Israel
Monetary
Department



בנק ישראל
המחלקה
המוניטרית

RND

יואל הכט¹ הלנה פומפושקו²

2006.01

ינואר 2006

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

© זכויות היצרים בפרסום זה שמורות לבנק ישראל.

הרוצה לצטט רשאי לעשות כן בתנאי שיציין את המקור.

מחלקה מוניטרית, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

מס' קטלוגי 3111506001/9

<http://www.bankisrael.gov.il>

אנו מודים למשתתפי הסמינרים של המחלקה המוניטרית בבנק ישראל ושל בית הספר למנהל עסקים באוניברסיטה העברית על הערותיהם והארותיהם המועילות. הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל. טעויות, אם נפלו, הן של הכותבים בלבד.

¹ יחידת המחקר בפיקוח על הבנקים, דוא"ל: yhecht@boi.gov.il.

² המחלקה המוניטרית, דואל: helenap@boi.gov.il.

RND

Abstract

Risk-Neutral Density (RND), is a function based on an assumption that the expected yield on an underlying asset is equal to that of a risk-free yield. In this study, we estimated the distribution of the underlying asset, on a daily basis, assuming an RND, as is accepted practice. However, during our estimation, we found there remained an unexplained and systematic deviation. We considered this deviation a "risk premium" and we split it into two component factors: "The price of a unit of risk" and "the quantity of risk," which we measured in terms of standard deviation.

As a result of our estimations, we found that the "risk premium" of the NIS/\$ exchange rate in the period 1997-2005 was a daily average of 1.6 percent, while for the TA-25 share index this was a daily average of 5.5 percent for the same period; and that the "price of a unit of risk" for the exchange rate was similar to that of the TA-25 index, and that in the period 1997-2005, this was equal to an average daily rate of about 0.2.

Key words: RND, risk premium, expected distribution.

RND

תקציר

RND - התפלגות ניטרליית לסיכון - נאמדת בהנחה שתוחלת התשואה של נכס הבסיס שווה לתשואה חסרת סיכון. בעבודה זו אמדנו בתדירות יומית את התפלגות נכס הבסיס במסגרת הנחת RND כמקובל אולם במהלך האמידה מצאנו שארית בלתי מוסברת בעלת הטייה קבועה. לשארית זו נתנו משמעות של "פרמיית סיכון" וחילקנו אותה לשני רכיבים אותם הכפלנו זה בזה: "מחיר ליחידת סיכון" ו"כמות הסיכון" שאותה מדדנו במונחים של סטיית תקן.

מתוצאות האמידה עולה, כי "פרמיית הסיכון" של שער החליפין שקל/דולר בשנים 1997-2005 הייתה 1.6% בממוצע יומי, וזו של מדד ת"א-25 הייתה באותה עת 5.5% בממוצע; ה"מחיר ליחידת סיכון שער חליפין" דמה לזה של מדד ת"א-25, ובשנים 1997-2005 הוא היה שווה לכ- 0.2 בממוצע יומי.

מילות מפתח: RND, פרמיית סיכון, התפלגות צפויה.

I. מבוא

ציפיות השוק לגבי ההתפתחות של נכס הבסיס, בין אם הן רציונליות ובין אם לאו, קובעות את ההתנהלות בפועל של הנכס. אמידה נכונה של ציפיות השוק יכולה לסייע בתחומים מגוונים כגון ניהול מדוייק יותר של סיכוני שוק המבוסס על התבוננות לעתיד (forward looking), ניהול איכותי יותר של תיק הנוסטרו ולצרכי מדיניות.

את הציפיות ניתן לאמוד באמצעות סקרים, מודלים, מתוך המסחר בשווקים ועוד. החיסרון העיקרי של אמידה באמצעות סקרים ומודלים הוא בפיגור הניכר שבין זמן פירסום התוצאות לבין הזמן שבו הציפיות נדגמו. הפיגור יכול להיות כה משמעותי שלעיתים, מועד פירסום הציפיות המתייחסות לעליית תשואה מתרחש בזמן שבו הציפיות בפועל הן לירידתה.

במחקר זה התמקדנו באמידת ציפיות מתוך המסחר בשווקים, כך שהפיגור שבין מועד פירסום התוצאות לבין המועד שבו הציפיות נדגמו יצטמצם לאלפיות שניה ויהיה תלוי רק ביעילות האלגוריתם ובקצב העברת הנתונים במחשב וברשת. כלי המסחר שמצאנו כזמינים ומתאימים לשם כך הם אופציות. יתר על כן, האופציות מתומחרות בבורסה באופן רציף ולכן הקצב שבו ניתן לדגום את הציפיות הוא הקצב שבו מתנהל המסחר.

במהלך האמידה נזקקנו להנחת ה-RND המקובלת בספרות העוסקת באמידת התפלגויות מתוך המסחר באופציות. על פי הנחה זו, תוחלת התשואה של נכס הבסיס (μ) שווה תשואה חסרת הסיכון (r) דהיינו $\mu=r$. את ההנחה הזו בחנו ע"י הוספת שארית (ε), כלומר, $\mu=r+\varepsilon$ כך שהשארית אמורה היתה להיות שווה לאפס במוצע במידה וההנחה נכונה. עם זאת, וכפי שנראה להלן, מצאנו שהשארית הבלתי מוסברת הייתה בעלת הטייה קבועה. בגלל כיוון ההטייה וערכה, נתנו לשארית זו משמעות של "פרמיית סיכון".

המאמר ערוך כלהלן, הפרק השני הוא סקירת ספרות רחבה, השלישי מתאר את המודל, הרביעי את הנתונים, החמישי עוסק בתוצאות והשישי מסכם.

II. סקירת ספרות

בספרות מתוארות שיטות רבות לאמידת ההתפלגות של נכס הבסיס המתבססות על המסחר באופציות בשערי מימוש שונים. (לסקירת ספרות רחבה, שעיקרה מופיע להלן לנוחיות הקריאה, ראו הכט ושטיין, 2004). השיטות השונות עושות שימוש בהנחת RND לפיה מחיר האופציה הניתנת

למימוש בזמן מוגדר מראש שווה לערך המהוון בריבית חסרת סיכון של סכום התשלומים האפשריים כפול ההסתברות להתרחשותם.

Chang and Melick (1999) את שיטות האמידה השונות לשתיים עיקריות:

1. שיטות האומדות באופן ישיר את מחירי האופציות, אשר מניחות פונקצית התפלגות כלשהי, המוכתבת על ידי פרמטרים שאותם יש לאמוד.

$$(1) \quad c[X] = e^{-rt} \int_X^\infty (S - X) f(S) dS$$

2. שיטות האומדות את ההתפלגות על סמך הנגזרת השניה של מחירי האופציות ביחס לשערי המימוש.

$$(2) \quad \frac{\partial^2 c[X]}{\partial X^2} = e^{-rt} f(S)$$

כאשר

$c[X]$ = ערכה של אופצית Call שמחיר המימוש שלה הוא X

r = שיעור הריבית (מקומית) חסרת הסיכון

S = שער הספוט

$f(S)$ = פונקצית צפיפות של שער החליפין העתידי

t = משך הזמן שנותר עד לפקיעת האופציה

מאמרים המתבססים על השיטה הראשונה נבדלים זה מזה, בדרך כלל, בצורת פונקצית הצפיפות, $f(S)$, שהם מניחים ובמספר הפרמטרים הקובעים צורה זו (למשל: Jackwerth and Rubinstein (1994), Melick and Thomas (1994), ו- Rubinstein (1994)). פונקצית הצפיפות נאמדת על ידי התאמה בין מחירי האופציות בפועל לבין מחיריהן התיאורטיים. המחירים התיאורטיים מחושבים על פי נוסחת תמחור אופציות הכוללת בתוכה הנחות שונות לגבי פונקצית הצפיפות.

מאמרים המתבססים על השיטה השנייה נבדלים זה מזה, בדרך כלל, באופן ההחלקה של מחירי האופציות על פני שערי המימוש. חישוב פונקצית הצפיפות, $f(S)$, בשיטה השנייה, מתבסס על הנגזרת השנייה של מחירי האופציות ביחס לשערי המימוש. שיטה זו נקראת אמידה א-פרמטרית של ההתפלגות, שכן בחישוב זה אין הנחה לגבי צורת ההתפלגות. (למשל: Jarrow and Rudd (1982), Longstaff (1992, 1995), Shimko (1993), Ait-Sahalia and Lo (1995), ו- Malz (1995)).

היתרון בשיטה הראשונה על פני השניה הוא בקלות היחסית באמידת הפרמטרים של ההתפלגות ובקלות החישוב של סטטיסטיים רבים הקשורים בהתפלגות. היתרון, התיאורטי, בשיטה השניה על פני הראשונה הוא בדיוק רב יותר באמידה, שכן השיטה השניה חופשיה מהנחות אפרוריות לגבי ההתפלגות של נכס הבסיס.

אנו בחרנו לאמוד את ההתפלגות של מדד המניות על פי השיטה הראשונה משום שהעדפנו לקבל תוצאות כמותיות הניתנות להשוואה וניתוח על בסיס יומיומי. יתר על כן, ניסינו לאמוד את ההתפלגות על בסיס השיטה השניה אולם בניגוד ליתרון התיאורטי שהוזכר לעיל, האמידה בפועל הניבה דווקא ערכים גרועים יותר במונחי פונקצית ההפסד.

במסגרת השיטה הראשונה עשינו שימוש בעירוב של מספר התפלגויות נורמליות של השינויים בנכס הבסיס, וזאת בשונה מהמודלים של (Bhara (1997, הכט ושטיין (2004) והכט ופומפושקו (2004) שהניחו עירוב של שתי התפלגויות נורמליות של השינויים בנכס הבסיס.

אמידת ההתפלגות במסגרת עירוב התפלגויות נורמליות היא פשוטה ליישום ולאינטרפרטציה ומספקת מגוון פרמטרים המאפשרים לקבל מידע על מהלכו האפשרי של נכס הבסיס. Aguilar and Hordahl (1991) מציינים, כי שיטת אמידה בה מופיעות רק שתי התפלגויות היא גמישה: ניתן לקבל באמצעותה קשת רחבה של סוגי התפלגויות, כולל ההתפלגות הלוג-נורמלית כמקרה פרטי. במסגרת התפלגות הדו-לוג-נורמלית ניתן לחשב ארבעה פרמטרים (מומנטים) המאפיינים את הציפיות: התוחלת, סטיית התקן, עובי זנבות ההתפלגות (kurtosis) ומידת הנטייה של ההתפלגות (skewness).

עירוב של התפלגויות נורמליות עונה לשתי ההנחות הבאות:

הנחה אחת נוגעת לתהליך הסטוכסטי של נכס הבסיס לפיה השינויים בו הם רציפים ומקריים ומלווים בקפיצות (Jumps) (למשל Ball and Torous (1983, 1985) ו-Bates (1991)). Ball and Torous (1983) יישמו מודל של Bernoulli jump process, המאופיין בהנחה האמורה, על 47 מניות הרשומות ב-NYSE במשך 500 ימי מסחר, ומצאו כי 78 אחוזים מהמניות מצביעות על קפיצות בהתפתחות המחירים ברמת מובהקות של אחוז אחד. Ball and Torous (1985) בחנו והשוו שני מודלים לתמחור אופציות, האחד של בלק ושולס - בהנחה שהשינויים בנכס הבסיס מתפתחים לפי מהלך מקרי רציף, ולפיכך פונקצית ההתפלגות היא לוג-נורמלית; האחר של Merton (1976) - בהנחה שהשינויים בנכס הבסיס מתנהגים לפי מהלך מקרי המלווה בקפיצות. Ball and Torous השתמשו בגרסת Bernoulli ל-Jump-diffusion model כאשר גודל הקפיצה הוא לא משתנה סטוכסטי. הם איפשרו קפיצה אחת לכל היותר במהלך חיי האופציה, ולפיכך ניתן היה לתאר את פונקצית ההתפלגות על ידי עירוב של שתי התפלגויות לוג-נורמליות. הם מצאו כי ההבדל בין שני המודלים בצורת ההתפלגות של השינויים במניות נפוצות

הנסחרות ב-NYSE אינו מהותי, אולם ציינו כי המודל של Merton על נכסים אחרים, כגון מטבע חוץ - שהקפיצות במחיריהם נדירות אך גדולות - יותר יתאים.

הנחה שניה נוגעת להתפלגות עצמה של נכס הבסיס וללא קשר לתהליך הסטוכסטי של נכס הבסיס ולפיה ההתפלגות האמיתית של נכס הבסיס מורכבת מהתפלגויות לוג-נורמליות רבות (Ritchey, 1990). (Melick and Thomas (1997) יישמו גישה זו ואמדו את ההתפלגות בשיטה של עירוב שלוש התפלגויות לוג-נורמליות.

כאמור, בבסיס המודלים הנ"ל קיימת הנחת RND ($\mu=r$). אנחנו בוחנים את ההנחה הזו ע"י הוספת שארית (ε) למשוואה. במידה והשארית שווה לאפס, הרי שההנחה נכונה. במקרה שלא, נתנו לה משמעות של פרמיית סיכון. על "פרמיית הסיכון" וכיצד ניסחנו אותה ראו הרחבה בחלקים הבאים של המחקר.

פרמיית הסיכון

ציפיות מתייחסות לאירועים שטרם התרחשו והוודאות לגבי התממשותם אינה מלאה. לכן מחירי נכסים פיננסיים כוללים גם פרמיית סיכון (הכט ופומפושקו, 2005). פרמיית הסיכון היא תוספת תשואה לנכס הבסיס מעבר לתשואה חסרת הסיכון. פרמיית הסיכון שווה ל"כמות" הסיכון כפול "מחיר" ליחידת סיכון. את כמות הסיכון נוהגים לאמוד באמצעות סטיית התקן של תשואת נכס הבסיס או טרנספורמציות שונות עליה (לרבות ה"ביתא"). את המחיר ליחידת סיכון (λ) נוהגים לחשב בעקיפין כפונקציה של סטיית התקן של נכס בסיס j (σ_j), התשואה הנדרשת עליו (μ_j) והתשואה חסרת הסיכון (i) תוך שימוש במשוואה הבאה³:

$$(1) \quad \mu_j = i + \lambda \sigma_j$$

במסגרת מודל ה-CAPM מייצגת משוואה (1) את "קו השוק" (Capital Market Line) ובאמצעות רגרסיה ניתן לאמוד את המחיר ליחידת סיכון. כך למשל, שטיין (2004) התבסס על מודל זה וחישב את פרמיות הסיכון הגלומות בתשואות של נכסים פיננסיים ובכלל זה בציפיות לאינפלציה בישראל.

³ הקשר בין משוואה זו לבין המודל של Black & Sholes (1973) מופיע אצל Wilmott, Howison and Dewynne (1999).

במודל אחר, המשלב את פונקצית התועלת שפיתחו Kahneman and Tversky (1979), בחן לוי (2005) נתונים בינלאומיים על פני 102 שנים ומשש עשרה מדינות, מצא כי ערכה של λ הוא כ-0.39⁴.

האמידה של פרמיית הסיכון של שער החליפין בשוק מטבע חוץ מתבססת בעבודות רבות על הנחות מודל ה- Uncovered Interest-rate Parity (UIP) - לפיה מחשבים את הפער שבין שער הפורוורד לבין שער החליפין בפועל. כך למשל (Fama (1984); Taylor (1995); ושטיין (2003) אמדו את הפער הזה ומצאו בו הטיה עקיבה שהוסברה בפרמיית סיכון. ארבע שיטות לאמידת פרמית הסיכון הזו הציגו יכין ופרידמן (2003), כשהם מבחינים בין פרמית הסיכון לבין שגיאת התחזית. הם מצאו כי פרמיית הסיכון של שער החליפין נעה בתחום רחב ובממוצע עמדה על 1.7% במונחים שנתיים.

לנדסקורנר ורוטנברג (1991), זקן, לנדסקורנר ורוטנברג (1997) ורוטנברג (2002), השתמשו במודל ה- UIP והגדירו את שער החליפין הצפוי כשער הפורוורד. בעזרת המודל הם הגדירו את ההפרש שבין שער הפורוורד לבין שער החליפין בפועל כרכיב הבלתי צפוי של השינוי בשער החליפין אך מבלי לייחס לו משמעות של פרמיית סיכון.

הכט ולרקין (2003) שילבו מספר גישות תיאורטיות יחד עם משוואות ארביטראז' ופירקו את ההטייה במודל ה- UIP לשלושה גורמים: הבדלים בין מדינות בריבית הריאלית, טעויות בציפיות האינפלציוניות וחוסר התאמה בין שיעור האיפלציה לבין השינוי בשער החליפין. מעבודתם עולה אפשרות, שההטייה העקיבה בציפיות הנאמדות על פי מודל ה- UIP נובעת מהבדלים בין מדינות בריבית הריאלית - הבדלים שכיוונם בדרך כלל קבוע על פני זמן.

החיסרון בגישות אלו, אם כי לא תמיד ניתן להתגבר עליו, הוא ההזדקקות לנתונים היסטוריים המחייבים החלטות אמפיריות - לעיתים שרירותיות - לגבי תדירות הנתונים (יומית, שבועית, חודשית וכיוב') וכמה תקופות אחורה מובאות בחשבון החישוב (10 ימים, חודש, שנה וכו'). זאת בנוסף לסוגיה הרגילה - האם ההסטוריה אכן משקפת את פרמיית הסיכון של יום המסחר הנוכחי.

יתר על כן, השיטות המקובלות לאמידת פרמיית סיכון שער החליפין מבוססות כאמור על חישוב הפער שבין שער הפורוורד לבין שער הספוט שהתממש בדיעבד ובחינת ההטייה בפער זה על פני

⁴ הקשר בין λ שחישב לוי, להלן λ_I , לבין λ במאמר זה הוא: $\lambda = \frac{\lambda_I^{\frac{1}{\alpha}} - 1}{\lambda_I^{\frac{1}{\alpha}} + 1}$. כאשר $\lambda_I = 2.3$ ו- $\alpha = 1$ אז

$$\lambda = 0.39$$

זמן. חישוב זה איננו מביא בחשבון השפעות אחרות על התפתחות שער החליפין, כגון השפעות ריאליות ויחסי גומלין עם שווקים אחרים. לכן, יתכן, כי ההטייה העקיבה בפער זה אשר מיוחסת לפרמיית סיכון איננה בהכרח קשורה לסיכון אלא לתהליכים מקרו-כלכליים מקומיים וגלובליים - לעיתים עם מגמות ארוכת טווח. במחקר זה אנו מתגברים על חלק ניכר מחסרונות אלו משום שהמודל המוצג כאן נשען רק על נתוני המסחר העדכניים ביותר ולא על נתונים היסטוריים. בנוסף, המחקר בוחן גם את הנחת ה-RND ומוצא פער בין התיאוריה לתוצאות. לפער זה ייחסנו משמעות של פרמיית סיכון ושבה עוסקת מרבית העבודה.

III. המודל

המודל אותו אמדנו שונה באופן מהותי מקודמיו: (1997) Bhara שילב בפונקציית המטרה שלו את הפער שבין הריבית בחו"ל לבין הריבית המקומית. הכט ושטיין (2004) ביטלו את האילוץ הזה ולא הניחו דבר לגבי תוחלת שער החליפין. שני המודלים הניחו RND. כאן, אנו מפרים את הנחת ה-RND כפי שתואר במבוא ומניחים כי תשואת נכס הבסיס שווה לריבית חסרת סיכון ועוד שארית שלה נתנו משמעות של "פרמיית סיכון" המתאימה לנכס הבסיס (ראו משוואה 1). ההבדלים בין המודלים השונים מובאים בסוף חלק זה הדרך במודל.

כללי

המודל אותו אמדנו מניח כי צורת ההתפלגות הצפויה של השינויים בנכס הבסיס ברגע האמידה היא אחת מתוך מגוון אפשרויות: האחת, התפלגות נורמלית יחידה (Black and Scholes, 1973). השנייה, עירוב של שתי התפלגויות נורמליות (1997) Bhara, הכט ושטיין (2004) והמדדים של הכט ופומפושקו (2004). השלישית, היא עירוב של שלוש התפלגויות נורמליות (1997) Melick and Thomas). הרביעית, היא עירוב של ארבע התפלגויות, החמישית של חמש וכן הלאה. הבחירה בין צורות ההתפלגות נעשתה באמצעות מבחן סטטיסטי:

התחלנו במקרה של חמש התפלגויות נורמליות (כפוף למגבלת דרגות החופש) ובחנו באמצעות מבחן t ברמת מובהקות של 10% האם כל המקדמים, לרבות θ_j (ראו משוואות המודל) שונים מאפס (ובמקרה של θ_j האם שונה מאפס או מ-1). כלל העצירה שלנו היה: במקרה שההתפלגות לא מיותרת, קיבלנו את העירוב של חמש התפלגויות נורמליות כמתאר את ההתרחשות בשוק ביום האמידה. במקרה שהתפלגות אחת היתה מיותרת, הסרנו אותה מהאמידה ושבנו לאמוד את המודל עם ארבע התפלגויות נורמליות. כך חזרנו על התהליך עד כלל העצירה. תיאורטית, אמנם הנחנו עירוב של אינסוף התפלגויות נורמליות, אולם אמפירית הסתבר, כי לפחות לגבי המדדים שבחנו⁵, ניתן להסתפק בחמש התפלגויות נורמליות כהנחה ראשונית ואין צורך לבדוק שש או יותר התפלגויות (ראו בסעיף התוצאות).

⁵ ש"ח ומדד ת"א-25. בחנו גם את מדד הנאסד"ק וקיבלנו עבורו תוצאות דומות. עם זאת, בסיס הנתונים של מדד זה הוא "צעיר" ולכן לא שילבנו אותו בעבודה.

בנוסף, הנחנו את הקשר שבין פרמיית הסיכון, התשואה חסרת הסיכון, סטיית התקן והתוחלת של ההתפלגות כמתואר במשוואה (1) והצבנו את המשוואה כתנאי נוסף באמידה. משוואות המודל מתוארות בעמוד הבא.

משוואות המודל

$$(2) \quad c(S, t) = \sum_{j=1}^M \theta_j e^{-it} \left[e^{\alpha_j + 0.5\beta_j^2} N(d_{1j}) - KN(d_{2j}) \right]$$

$$(3) \quad p(S, t) = \sum_{j=1}^M \theta_j e^{-it} \left[-e^{\alpha_j + 0.5\beta_j^2} N(-d_{1j}) + KN(-d_{2j}) \right]$$

$$d_{1j} = \frac{-\ln(K) + \alpha_j + \beta_j^2}{\beta_j}$$

$$d_{2j} = d_{1j} - \beta_j$$

$$\alpha_j = \ln(S) + (\mu_j - 0.5\sigma_j^2)t$$

$$\beta_j = \sigma_j \sqrt{t}$$

$$\mu_j = i - i^* + \varepsilon_j \quad \text{where } \varepsilon_j = \lambda \sigma_j$$

$$\sum_{j=1}^M \theta_j = 1$$

RND
כאשר $\lambda=0$
אז $\varepsilon=0$
ואז מתקיימת
RND הנחת

כאשר,

Call = ערכה של אופציית $c(S, t)$

Put = ערכה של אופציית $p(S, t)$

$N(d)$ = ההתפלגות המצטברת של ערך d לפי ההתפלגות הנורמלית הסטנדרטית

i = שיעור הריבית המקומית

i^* = ושיעור הריבית הזרה כאשר המודל עבור שע"ח 0-1 כאשר המודל הוא עבור מדד מניות

$\theta_j \in [0,1]$ = מקדם

μ_j, σ_j = התוחלת וסטיית התקן של ההתפלגות ה- J של נכס הבסיס (שע"ח או מדד המניות)

K = שער המימוש של האופציה

S = שער הספוט

λ = "מחיר ליחידת סיכון"

M = מספר ההתפלגויות המכסימלי. אמפירית מצאנו עד ארבע התפלגויות ולכן קבענו את $M=5$.

קידוד המודל נעשה ב- SAS8.0.

פונקצית המטרה

פונקצית המטרה שבעזרתה אמדנו את המודל מבוססת על פונקצית הפסד שמטרתה היא למזער את ריבוע הסטיות שבין מחירי האופציות כפי שציבור המשקיעים מעריך ומתמחר אותן לבין האומדנים המתקבלים ממשוואת התמחור. אנו מחפשים את סט המשתנים הממזער את פונקצית המטרה הבאה:

$$(4) \quad \underset{\{\sigma_1 \dots \sigma_M, \theta_1 \dots \theta_M, \lambda\}}{\text{Min}} \sum_{i=1}^N w_{ci} \left[\frac{\hat{c}_i - c_i}{c_i} \right]^2 + w_{pi} \left[\frac{\hat{p}_i - p_i}{p_i} \right]^2$$

כאשר,

Call מחיר השוק של אופציית Call = c_i

Put מחיר השוק של אופציית Put = p_i

Call אומדן לערכה של אופציית Call = \hat{c}_i

Put אומדן לערכה של אופציית Put = \hat{p}_i

w_{ci} = המחזור של אופציית Call i

w_{pi} = המחזור של אופציית Put i

המזעור של פונקצית המטרה נעשתה בשיטת גאוס-ניוטון, המתבססת על שינויים בגרדאינט של פונקצית המטרה.

איפשרנו לפרמטרים לנוע בכל תחום המספרים האפשרי. אף על פי כן ערכי הפרמטרים שהתקבלו משיטת אמידה זו נמצאו בתחומים סבירים (ראו פרק התוצאות).

בעת אמידת המודל ניסינו לבחון את האפשרות שבה קיים הבדל בין ה"מחיר ליחידת סיכון" בין ההתפלגויות השונות על ידי כך שהצבנו במודל את מערכת המשוואות הבאות:

$$(6) \quad \begin{aligned} \mu_1 &= i + \lambda_1 \sigma_1 \\ \mu_2 &= i + \lambda_2 \sigma_2 \\ &\vdots \\ \mu_M &= i + \lambda_M \sigma_M \end{aligned}$$

תוצאות האמידה הצביעו על מולטיקולינאריות בין זוגות המחירים ליחידת סיכון λ_s ל- λ_l ולרוב האלגוריתם לא הצליח להתכנס כלל. כך, חזרנו להיצמד לתיאוריה, לפיה בנקודת זמן אחת, ה"מחיר ליחידת סיכון" הוא קבוע (λ) לכל הנכסים הפיננסיים בעוד שההבדל בין הנכסים הוא בתוחלת ובסטיית התקן (ראו משוואה 1).

השינויים במודל זה בהשוואה לאחרים

השינויים במודל זה בהשוואה לאחרים, הם במודל עצמו, בפונקצית ההפסד, במספר הפרמטרים הנאמדים, ברכיבים שמובאים בחשבון באמידה וב"פרמית הסיכון" שנאמדת.

פונקצית ההפסד של Bhara (1997), שיושמה על שער החליפין כנכס בסיס, כוללת בתוכה, מלבד הרכיבים המופיעים במשוואה (7), רכיב נוסף, המביא בחשבון את הסטיות של שער הפורוורד התיאורטי משער הפורוורד הנגזר משיעורי הריבית ומשער הספוט ששררו בפועל. פונקציית ההפסד שלו כללה אמידה של חמישה פרמטרים. השינוי שהכניסו הכט ושטיין (2004) בפונקצית ההפסד כלל ויתור על רכיב זה במטרה לעשות בו שימוש מאוחר יותר כבקרה לתוצאות האמידה. הויתור על רכיב זה גם התיישב עם מטרת האמידה, שהיא למזער רק את הפער בין מחירי האופציות בפועל לבין אלו המתקבלים ממשוואת התמחור. בניגוד ל- Bhara (1997) שמזער את הפער במונחים של יחידות נכס הבסיס, פונקציית ההפסד של הכט ושטיין (2004) מיזערה את הפער שבין המחיר התיאורטי למחיר בפועל באחוזים ולכן לא הייתה תלויה ביחידות המדידה. הכט ופומפושקו (2004) פיתחו שלושה מדדים על בסיס המודלים הקודמים והצליחו להבחין בין תקופות מסחר שונות על פי אופיה של ההתפלגות - לוג-נורמלית או דו-לוג-נורמלית.

במחקר זה, אנו מתבססים על הקונספט התיאורטי של עירוב של אינסוף התפלגויות נורמליות (Ritchey (1990)) ומוספים רכיב המאפשר לחשב את השארית מהנחת RND אותה הגדרנו כ"פרמיית סיכון" (משוואה 1). באמצעות מספר משתנה של פרמטרים אנו אומדים בו-זמנית את ההתפלגות הצפויה ו"פרמיית סיכון" תוך שימוש במגוון מודלים.

השוואה בין המודלים מופיעה בלוח 1.

> הכניסו את לוח 1 בערך כאן <

IV. הנתונים

הנתונים ששמשו למחקר הם מחירי אופציות על שער החליפין שקל/דולר ומחירי האופציות על מדד ת"א-25 הנסחרות בבורסה לניירות ערך בת"א.

האופציות על **שער החליפין שקל/דולר** הנסחרות בבורסה לניירות ערך מאופיינות כסדרות אופציות, בהתאם לתאריכי הפדיון. בכל סדרה נסחרות גם אופציות Call וגם אופציות Put במספר שערי מימוש קבועים. מועדי המימוש של סדרות האופציות הם בכל חודש, כך שבכל נקודת זמן קיימות שלוש סדרות של אופציות לשלושת החודשים הקרובים וסדרה נוספת לתום הרביעי הבא. במהלך שנת 2002 הונפקה סדרת אופציות נוספת, שמועד פקיעתן הוא בתום השנה הקלנדרית. השער הקובע למימוש האופציות הוא השער האחרון שפרסם בנק ישראל לפני תאריך המימוש ובתנאי שביום זה מתקיים מסחר בבורסה. האופציות הנסחרות בבורסה נקראות "מוצרי מדף" והן הומוגניות במאפייניהן, בניגוד לאופציות בבנקים המסחריים ולאלו המונפקות על ידי בנק ישראל, שאינן מאופיינות כסדרות אופציות. לצורך המודל, האומד מחירי אופציות שקל-דולר בטווחי פדיון זהים אבל בשערי מימוש שונים השתמשנו בנתוני האופציות הנסחרות בבורסה לניירות ערך. מדובר ב- 20 אופציות בממוצע בשערי מימוש שונים - כל האופציות הנזילות הקיימות בשוק. מרווחי הציטוטים ופרמטרים נוספים לגבי האופציות על מדד ת"א-25 מובאים בנספח א והנתונים על המסחר בנספח ב. היקף המסחר באופציות הנסחרות בבורסה לניירות ערך מתרכז בשערי המימוש הקרובים לשער החליפין היציג ובטווחי המימוש הקצרים. לכן מידע רחב די הצורך ניתן לדגום מהאופציות בטווח לפדיון יחסית קצר – עד 50 יום. בטווחי פדיון אלו היקף המסחר גדול יותר ומתפרס על פני מספר רב יותר של שערי מימוש, ואילו בטווחי הפדיון הארוכים נסחרות בממוצע רק שלוש אופציות בשערי מימוש שונים, בדרך כלל סביב שער החליפין שקל-דולר הידוע. את התוצאות שיקללנו במחזור המסחר באותו היום.

האופציות על **מדד ת"א-25** החלו להיסחר בבורסה לניירות ערך באוגוסט 1993. האופציות הן על מדד ת"א-25 המבוסס על משקולות שווי שוק של 25 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר, מבין המניות הסחירות ביותר בבורסה. המדד נמדד בנקודות בעלות שווי של 100 ש"ח כל אחת. בכל חודש נפתחת סדרה חדשה של אופציות לתקופה של שלושה חודשים ולכן, בכל נקודת זמן קיימות שלוש סדרות של אופציות. מחירי האופציות נקובים בשקלים. מרווחי הציטוטים ופרמטרים נוספים לגבי האופציות על מדד ת"א-25 מובאים בנספח ג והנתונים על המסחר בנספח ד.

האופציות שנבחרו לאמידת המודל הן בטווח לפדיון שבין 14 ל- 50 ימים. השמטו אופציות, שבחישוב נאיבי נמצא כי המחיר שנאמד סוטה מהמחיר בפועל ביותר מ- 0.3%. באמידת המודל משמשות כל

אופציות ה- put אולם לא עשינו שימוש בכל אופציות ה- call - מאלו בחרנו רק את אלו שמתחת לשער הספוט. הבחירה הספציפית של האופציות נעשתה משיקולים מעשיים של התמודדות הנתונים: תחילה, ניסינו לשלב את כל מגוון האופציות לכל שערי המימוש אולם התוצאות שנתקבלו היו גרועות. כך, לאחר בחירה בדרך של ניסוי וטעיה נמצא בסיס הנתונים שהניב תוצאות לכל אחד מהימים באופן אוטומטי וללא צורך בהתערבות ידנית. למרות זאת, הבחירה שלנו רחבה יותר מזו שבה עושה שימוש מדד ה- VIX[®] המנפה באותו האופן, מלבד את אופציות ה- call, גם אופציות put ששער המימוש שלהן נמוך משער הספוט.

בסך הכל כלל בסיס הנתונים של שער החליפין ושל מדד ת"א-25 כ- 1,846 ימי מסחר מ- 1-1-1997 עד 28-6-2005 וכ- 75,000 אופציות בשערי מימוש שונים.

לצורך אמידת מחירי האופציות דגמנו נוסף על מחירי האופציות גם את שער החליפין שקל/דולר (ספוט), את מדד ת"א-25, את שיעור תשואת המק"מ ואת שער ריבית הליביד הדולרית הרלוונטיים לתקופת חיי האופציות (לוחות 2 ו-3).

> הכניסו את לוחות 2 ו-3 בערך כאן <

כדי לאפשר מעקב שוטף אחר הציפיות בשוק פיתחנו בבנק ישראל מאגר נתונים נוסף המבוסס על דיגימה במהלך המסחר של ממוצע מחירי ההיצע והביקוש (bid-ask) - בנקודת זמן אחת בין השעות 14:00-14:30 מדי יום. בסיס נתונים מאפשר לצמצם לאלפיות שניה את הפיגור שבין זמן פירסום התוצאות לבין הזמן שבו הציפיות נדגמו. בסיס נתונים זה כולל נתונים מאוקטובר 2002 הן לגבי שער החליפין שקל/דולר והן לגבי מדד ת"א-25.

V. תוצאות

א. שער החליפין שקל/דולר

משטר שער החליפין בישראל השתנה במהלך העשור האחרון ממשטר של שער חליפין מנוהל חלקית (בתוך רצועת ניוד) למשטר נייד לחלוטין. השינויים במשטר השפיעו במידה רבה גם על ההתנהלות בפועל של שער החליפין שקל-דולר וגם על התנהלותו הצפויה. התשואה הצפויה הממוצעת של שער החליפין שקל-דולר ירדה מרמה של כ- 10% בשנים 1997-1999 לרמה של כ- 6%-7% בשנים 2000-2003 ולאחר מכן היא ירדה לרמה של 4% ב- 2004 ול- 2.4% בלבד במחצית הראשונה של 2005 (לוח 4). עם זאת, סטיית התקן הגלומה באופציות נותרה בכל השנים הללו בטווח מצומצם יותר של 5%-9.5%. להערכתנו, סטיית התקן של שער החליפין שקל-דולר יכולה לתאר רק

חלק מהשינויים הדרמטיים שעברו על שוק מטבע חוץ בעשור האחרון. את השינויים האלו נתאר בהמשך במסגרת הדיון על האחוזונים של ההתפלגות.

> הכניסו את לוח 4 בערך כאן <

מידת הנטייה (skewness) של התפלגות שער החליפין הייתה חיובית בכל השנים (לוח 4) ומשמעותה היא שהציבור נטה בכל התקופה לצפות לאירוע חריג שכיוונו פחות. מידת הגבנוניות (kurtosis) של ההתפלגות הייתה גדולה במהלך כל השנים (לשם השוואה ראו מדד ת"א-25 בלוח 7) והיא מעידה על כך שלהתפלגות שער החליפין הצפוי היו זנבות עבים יותר מאשר צפוי על פי ההתפלגות הנורמלית. ה"מחיר ליחידת סיכון" של שער החליפין שקל-דולר עלה מ-0.24 בשנים 1997-1998 לרמת שיא של 0.31 בשנת 2000 (לוח 5). על ה"מחיר ליחידת סיכון" השפיעו בשנה זו ההתפתחויות בשווקי ההון הגלובלים ובכלל זה משבר המניות באוקטובר 2000 וההסלמה במצב הגיאופוליטי בישראל (באותה תקופה פרצה בישראל האינתיפאדה השנייה).

> הכניסו את לוח 5 בערך כאן <

"פרמיית סיכון" שער החליפין עלתה מרמה של 1.5% ב-1997 לרמה של 2.2% בשנת 2000. בשנים שלאחר מכן היא ירדה בצורה ניכרת והגיעה לרמה הנמוכה ביותר בשנת 2004 (0.8%). בשנת 2005 עלתה "פרמיית הסיכון" לרמה של 1%.

במהלך השנים 1997 עד 2004 היה הפער שבין המק"מ השקלי לבין הריבית הדולרית גבוה מהפיצוי הנדרש על פי "פרמיית הסיכון" (לוחות 2 ו-5). המשמעות היא, שלפחות מהשיקול הפיננסי של התשואה הנדרשת ביחס לסיכון, הייתה המדיניות המוניטרית בשנים אלו מרסנת קצת יותר מהנדרש. במחצית הראשונה של שנת 2005, הפער שבין המק"מ השקלי לבין הריבית הדולרית נמוך במקצת, לראשונה מזה עשור, מהפיצוי הנדרש על פי "פרמיית סיכון" שער החליפין. עם זאת, נציין כי בקביעת המדיניות המוניטרית מובאים בחשבון גם שיקולים נוספים.

השינויים במשטר שער החליפין הטביעו חותמם בעיקר על התחום הבין רבעוני של ההתפלגות ועל האחוזונים הקיצוניים של (לוח 6). התחום הבין רבעוני הצטמצם מרמה תלת ספרתית (כ-220%) בשנת 1997 לרמה חד ספרתית (6.8%) במחצית הראשונה של 2005. במהלך שנים אלו האחוזון ה-25 נע בתחום חד ספרתי ועיקר השינויים בתחום הבין רבעוני נבעו מהשינויים באחוזון ה-75. האחוזון ה-1 לא ירד מערך של 14.4% (בשנת 2002) אך לעומתו האחוזון ה-99 ירד בצורה ניכרת (מ-308.6% ל-14.4%). הערכים הגבוהים של האחוזון ה-75 והאחוזון ה-99 ב-1997 נבעו מהתערבות בנק ישראל בשוק מטבע חוץ לשם הגנה על גבולה התחתון של רצועת הניוד. באותה תקופה סטיית התקן של השער הייתה נמוכה מאוד (השער נע על הגבול התחתון ממש) אולם האווירה בשוק הייתה שזו

התפתחות קצרת טווח שסופה הוא פיחות ניכר בשער החליפין. הדבר התבטא במתן הסתברות גבוהה יחסית גם לערכי פיחות קיצוניים מאוד (לוח 6). מנגד, להסתברות של אירוע ייסוף קיצוני ניתנה הסתברות יחסית נמוכה. מצב זה נותר על כנו גם ב- 1998 כאשר השער נע קרוב לרצועת הניוד - אך מבלי שבנק ישראל התערב במסחר בשוק. מאז 1999 ההסתברות לפיחות קיצוני - כפי שהייתה צפויה בשוק ההון - ירדה מאוד ולעומתה ההסתברות לייסוף גדלה. יתר על כן, במחצית הראשונה של 2005 האחוזון ה-25 אף עבר מערך חיובי לערך שלילי. עם זאת, גם בשנת 2005 אין סמטרייה בין האחוזונים השונים, ונראה שהציפיות בשוק - כפי שהן מחושבות על פי המודל המוצע בעבודה זו - הן עדיין יותר לפיחות מאשר לייסוף.

> הכניסו את לוח 6 בערך כאן <

מבחר התפלגויות לסופי שנים מופיע בציור 1 ומהן ניכרת התזוזה של ההתפלגות לצד שמאל בין השנים '97-'99 המופיעות בראש הציור לבין השנים '03-'05 בתחתית הציור, המתיישבת עם מהלכו בפועל של שער החליפין.

> הכניסו את ציור 1 בערך כאן <

ב. מדד ת"א-25

הציפיות לתשואה נומינלית של מדד ת"א-25 ירדו במהלך השנים מרמה של 19.1% ב- 1997 לרמה של 7.3% במחצית הראשונה של 2005 (לוח 7). בניגוד לירידה בתשואה שהייתה הדרגתית, הירידה בסטיית התקן של השינויים הצפויים במדד ת"א-25 הייתה חדה - מרמה של כ- 30% בשנים 1997-2002 לרמה של פחות מ- 20% בשנים 2004-2005. מידת הנטיה של ההתפלגות הייתה חיובית וקטנה והעידה על נטיה לכיוון ציפיות לעליית המדד. מידת הגבנוניות הייתה חיובית אך קטנה והעידה על קיומם של זנבות עבים במידה מסויימת להתפלגות.

> הכניסו את לוח 7 בערך כאן <

ה"מחיר ליחידת סיכון" היה יציב כמעט בכל התקופה - בשיעור של כ- 0.2 (לוח 8) ו"פרמיית הסיכון" של מדד ת"א-25 ירדה בשנים 2004-2005 בגלל הירידה הניכרת בסטיית התקן.

> הכניסו את לוח 8 בערך כאן <

התחום הבין רבעוני של השינויים במדד ת"א-25, נעה בין 32% ל- 38% בשנים 1997 עד 2003. תחום זה הצטמצם במידה ניכרת בשנים 2004-2005 לרמה של כ- 25%-23%. הצמצום נבע מירידה באחוזון ה-75 בעוד שהאחוזון ה-25 נותר כמעט ללא שינוי.

> הכניסו את לוח 9 בערך כאן <

מבחר התפלגויות לסופי שנים מופיע בציור 2 ומהן ניכרת הירידה בסטיית התקן של ההתפלגות בין השנים '97-'99 המופיעות בראש הציור לבין השנים '03-'05 בתחתית הציור.

> הכניסו את ציור 2 בערך כאן <

ג. "פרמיית הסיכון" – השוואה בין שער החליפין שקל/דולר לבין מדד ת"א-25

ה"מחיר ליחידת סיכון" של שער החליפין שקל/דולר וה"מחיר ליחידת סיכון" של מדד ת"א-25 היו דומים לאורך כל התקופה (ציור 3). זאת, למרות שאין קשר ישיר בין שני המחירים הללו ולמרות שהסביבה הכלכלית המשפיעה על שניהם שונה. יתר על כן, ההתנהלות של שני השווקים הייתה שונה בתכלית - כך למשל, שער החליפין נוהל בראשית התקופה בניגוד למדד ת"א-25; במדד ת"א-25 חלה ירידת מדרגה בסטיית התקן הגלומה במהלך 2004 בעוד שבשער החליפין התהליך היה מתמשך יותר. ה"מחיר ליחידת סיכון" עמד בשני השווקים על כ- 0.2-0.22 נקודות אחוז תשואה לכל נקודת אחוז של סטיית תקן.

> הכניסו ציור 3 בערך כאן <

במהלך השנים הייתה "פרמיית סיכון" שער החליפין יציבה יותר מזו של מדד ת"א-25, והשינויים ב"פרמיית הסיכון" של שער החליפין היו מתונים יותר (ציור 4).

> הכניסו ציור 4 בערך כאן <

ה"מחיר ליחידת סיכון" של שער החליפין היה רגיש יותר להתפתחויות מעין אלו מאשר ה"מחיר ליחידת סיכון" של מדד ת"א-25 שנותר יחסית יציב.

ד. מספר ההתפלגויות

מספר ההתפלגויות שנתקבלו בתקופת המדגם מתואר בלוחות 10 ו- 11. כפי שניתן לראות, המספר הרב ביותר הוא של התפלגות נורמלית יחידה (כ- 66%) והוא יורד במהירות ככל שמספר ההתפלגויות גדל. התפלגות חמש נורמלית איננה קיימת ואילו התפלגות ארבע נורמלית קיימת רק באחוז קטן מאוד מהימים ורק במדד ת"א-25.

אנו מסיקים כי עירוב של שתי התפלגויות נורמליות מספיק לתיאור השוק אולם כדי לקבל תמונה מדויקת יותר, רצוי לעשות שימוש בכל התחום האפשרי של עירוב התפלגויות כפי שעשינו במחקר זה.

VI. סיכום

המידע הגלום במחירי הנכסים הפיננסיים הנגזרים, ובמיוחד במחירי האופציות, נמצא בשנים האחרונות במרכז ההתעניינות של בנקים מרכזיים ומסחריים בעולם, וכן של האקדמיה והמגזר הפרטי. מידע זה מכיל את הציפיות של כלל ציבור המשקיעים לגבי מחירו של נכס הבסיס שישרור בעתיד - בעת פקיעת האופציות. המידע הגלום באופציות הנסחרות בבורסה לניירות הערך בשערי מימוש שונים ובתאריך פקיעה זהה מאפשר לחשב מגוון רחב של הסתברויות להתפתחות מחיר נכס הבסיס ולאמוד את "פרמיית הסיכון".

אמידת ההתפלגות, כפי שהיא משתקפת במחירי האופציות, מחייבת שיטות אמידה בעלות רמת תיחכום גבוהה. המידע שמתקבל מהאמידה הוא ברמת דיוק גבוהה בהשוואה לאלטרנטיבות לחילוץ ציפיות השוק ורמת הפירוט של המידע היא רבה וכוללת אבחנות חדשות של ההתנהגות הפיננסית בשוק לרבות אמידה של "פרמיית סיכון". תדירות המידע היא יומית ומתעדכנת עפ"י מחירי נכסים פיננסיים סחירים.

ההתפלגות המוצעת במחקר זה היא התפלגות צפויה (Forward looking) היכולה לשמש כבסיס ליישום מודל ה-VaR אותו מחוייבים ליישם הבנקים בישראל במסגרת ניהול סיכונים השוק שלהם. זאת, בניגוד להתפלגות ההיסטורית (Backward looking) המקובלת.

מחקר זה מציג מודל לאמידה בו זמנית של התפלגות צפויה ואת השארית מהנחת RND לה נתנו משמעות של "פרמיית סיכון" מתוך המסחר היומי באופציות (ולא על בסיס נתונים היסטוריים) ומיישמת אותו על שער החליפין שקל/דולר ועל מדד ת"א-25. למודל מספר יתרונות בהשוואה למודלים נפוצים לאמידת ההתפלגות: הוא מאפשר לאמוד סטטיסטיים רבים של ההתפלגות הצפויה כגון: תוחלת, סטיית תקן, מידת נטיה, גבנוניות, תחום בין רבעוני, אחוזונים ועוד; לאמוד את ה"מחיר ליחידת סיכון" בשוק המניות ולחשב את "פרמיית הסיכון"; בעזרת המודל ניתן לקצר לאלפיות שניה את משך הזמן שבין מועד פירסום הציפיות לבין המועד שבו הן נדגמו; והוא מאפשר לאמוד ציפיות בהתאם לקצב המסחר.

מהממצאים עולה כי ה"מחיר ליחידת סיכון" שער חליפין דומה לזה של מדד ת"א-25. בשנים 1997-2005 הוא היה שווה לכ-0.2 בממוצע יומי (נדרש פיצוי של 0.2 נקודות אחוז בתשואה לכל תוספת של נקודת אחוז בסטיית התקן). לפיכך, ההבדל בין "פרמיית סיכון" שער החליפין ובין "פרמיית הסיכון" של מדד ת"א-25 נובע מהבדלים ביניהם רק בסטיית התקן.

"פרמיית הסיכון" של שער החליפין שקל/דולר בשנים 1997-2005 הייתה 1.6% בממוצע יומי ובמחצית הראשונה של 2005 היא עמדה על 1% בממוצע. סטיית התקן הגלומה באופציות על שער החליפין שקל/דולר ירדה מרמה של כ- 10% בממוצע יומי בשנים 1997-1999 לרמה של 2.4% במחצית הראשונה של 2005.

במהלך השנים 1997 עד 2004 היה הפער שבין המק"מ השקלי לבין הריבית הדולרית גבוה מהפיצוי הנדרש על פי "פרמיית הסיכון". המשמעות היא, שלפחות מהשיקול הפיננסי של התשואה הנדרשת ביחס לסיכון, הייתה המדיניות המוניטרית בשנים אלו מרסנת יותר מהנדרש. במחצית הראשונה של שנת 2005, הפער שבין המק"מ השקלי לבין הריבית הדולרית נמוך במקצת, לראשונה מזה עשור, מהפיצוי הנדרש על פי "פרמיית סיכון" שער החליפין. עם זאת, נציין כי בקביעת המדיניות המוניטרית מובאים בחשבון גם שיקולים נוספים.

"פרמיית הסיכון" של מדד ת"א-25 בשנים 1997-2005 הייתה 5.5% בממוצע יומי ובמחצית הראשונה של 2005 היא עמדה על 3.5% בממוצע. סטיית התקן הגלומה באופציות על מדד ת"א-25 ירדה מרמה של כ- 30% בממוצע יומי בשנים 1997-1999 לרמה של 17.6% במחצית הראשונה של 2005.

עוד עולה מהממצאים כי קיים דימיון רב ב"מחיר ליחידת סיכון" בין שני השווקים שנבחנו. המודל מיושם מדי יום, באופן אוטומטי, על נתוני הבורסה בת"א ותוצאותיו נצברות במאגרי המידע של בנק ישראל על בסיס יומי. תוצאות אלו יכולות לשמש למגוון עבודות מחקר בתחום העושות שימוש במדדים מתוך שווקי ההון. במהלך כתיבת המחקר התחלנו לבנות גם מאגר נתונים הכולל את התפלגות מדד הנאסד"ק. לא שילבנו את המדד בעבודה זו משום שבסיס הנתונים הקשור במדד זה עדיין "צעיר".

ביבלוגרפיה

הבורסה לני"ע, <http://hebrew.tase.co.il/default.htm>

הכט י. וי. לרקין (2003), "עקום תשואה שקלית הגלום בעסקאות הפורוורד שקל/דולר מעבר לדלפק", תזכיר פנימי, בנק ישראל - המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ.

הכט י. וי. לרקין (2003), "הסטייה של שער הפורוורד משער החליפין שהתממש", הכנס השנתי של האגודה הישראלית לכלכלה.

הכט י. ור. שטיין (2004), "אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר הגלומה במחירי האופציות", רבעון לכלכלה 2004(1), עמ' 36-60.

הכט י. וה. פומפושקו (2004), "נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין", בנק ישראל, עיונים מוניטריים 2004.02.

זקן ד., י. לנדסקרונר וד. רוטנברג (1997), "סיכוני השוק והלימות ההון של מוסדות פיננסיים", סוגיות בבנקאות 13 (דצמבר), עמ' 5-25.

יכין י. וי. פרידמן (2003), "פרמיית סיכון שער החליפין שקל-דולר לטווח הקצר", בנק ישראל - סמינר של מחלקת המחקר.

לנדסקרונר י. וד. רוטנברג (1991), "אמידת סיכוני בסיס וריבית והגבלתם - לקראת מדד הלימות הון כולל", סוגיות בבנקאות 10 (יוני), עמ' 17-34.

רוטנברג ד. (2002), "ניהול בנקאי בישראל", כתר ירושלים, עמ' 274-283.

שטיין ר. (2003), "אמידת שער החליפין הצפוי באמצעות אופציות CALL על שער ה-FORWARD", סוגיות במערכת הבנקאות 16, עמ' 53-71.

שטיין ר. (2004), "אמידת פרמיות הסיכון הגלומות בתשואות של נכסים פיננסיים, ובכלל זה - בציפיות לאינפלציה", סקר בנק ישראל 76, ינואר, עמ' 199-216.

Ait-Sahalia, Y. and A. Lo (1995). "Nonparametric Estimation of State-Price Densities Implicit in Financial Asset Prices", NBER, working paper No. 5351.

- Aguilar, J. and P. Hördahl. (1991). "Option Prices and Market Expectations", *Monetary and Exchange Rate Policy Department Quarterly Review*, 1, 43-70.
- Bahra, Bhupinder (1997). *Implied Risk-Neutral Probability Density Functions from Option Prices: Theory and Application*, Bank of England.
- Ball, C. A. and W. N. Torous (1983). "A Simplified Jump Process for Common Stock Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18, No. 1, 53-65.
- _____ (1985). " On Jumps in common Stock Prices and Their Impact on Call Option Pricing", *The Journal of Finance*, XL No. 1, 155-173.
- Bates, D. S. (1991). "The Crash of 87': Was It Expected? The Evidence from Option Markets", *The Journal of Finance*, 46, 1009-1044.
- Black F. and M. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy* 81 (May-June), pp. 637-654.
- Campa, J. M., K. P. H. Chang and R. L. Reider (1998). "Implied Exchange Rate Distributions: Evidence from OTC Option Markets", *Journal of International Money and Finance*, 17, 117-160.
- _____ and J. F. Refalo (1998). "An Options-Based Analysis of Emerging Market Exchange Rate Expectations: Brazil's Real Plan, 1994-1997", Estimating and Interpreting Probability Density Functions Proceedings of the workshop held at the BIS on 14 June 1999, 211-234.
- Chang, P. H. K. and W. R. Melick (1999). "An options-based analysis of emerging market exchange rate expectations: Brazil's Real Plan, 1994-1997", Estimating and Interpreting Probability Density Functions Proceedings of the workshop held at the BIS on 14 June 1999, 11-20.
- Coutant S., E. Jondeau and M. Rockinger (1998). "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election, *Bnque de France Working Paper* (January).
- Fama, E. F. (1984). "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.

- Garman, M. B. and S. W. Kohlhagen (1983). "Foreign Currency Option Values", *Journal of International Money and Finance*, 2, 231-237.
- Hull, J. C. (2000). *Options, Futures, & Other Derivatives*, Prentice Hall (4th edition).
- Jackwerth, J. C. and M. Rubinstein (1995). "Implied Probability Distributions: Empirical Analysis", *Haas School of Business, University of California, Working Paper No. 250*.
- Jarrow, R. and A. Rudd (1982). "Approximate Option Valuation for Arbitrary Stochastic Processes", *Journal of financial Economics*, 10, 347-369.
- Jondeau, E. and M. Rockinger (2000). "Reading the Smile: The Message Conveyed by Methods Which Infer Risk Neutral Densities", *Journal of International Money and Finance*, 19, 885-915.
- Kahneman, D. and A. Tversky (1979). "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk", *Econometrica*, 47, 263-291.
- Levi, M. and H. Levi (2002). "Prospect Theory: Much ado about nothing?", *Management Science*, 48, 870-873.
- Levi, M. (2005). "Loss Aversion and the Price of Risk", Hebrew University, Working Paper.
- Longstaff, F. (1992). *An Empirical Examination of the Risk-Neutral Valuation Model*, Working Paper, College of Business, Ohio State University, and the Anderson Graduate School of Management, UCLA.
- Longstaff, F. (1995). "Option Pricing and Martingale Restriction", *Review of Financial Studies*, 8, No. 4, 1091-1124.
- Madan, D.B. and F. Milne (1994). "Contingent Claims Valued and Hedged by Pricing and Investing in a Basis", *Mathematical Finance*, 4, 223-245.
- Malz, A. M. (1995). "Using Option Prices to Estimate Realignment Probabilities in The European Monetary System", *Federal Reserve Bank of New York*, No. 5.
- Melick, W. R. (1997). "Recovering an Asset's Implied PDF from Option Prices: An Application to Oil Prices During the Gulf Crisis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32, 1, 91-115.

Melick, W. R. and C. P. Thomas (1994). *Recovering an Asset's Implied PDF from Option Prices: An Application to Crude Oil During the Gulf Crisis*, working paper, Federal Reserve Board, Washington.

Merton, R. (1976). "Option Pricing When Underlying Stock Returns are Discontinuous", *Journal of Financial Economics* 3, 125-144.

Ritchy, R. J. (1990). "Call Option Valuation Fore Discrete Normal Mixtures", *The Journal of Financial Research*, XIII no. 4, 285-296.

Rubinstein, M. (1994). "Implied Binomial Trees", *Journal of Finance*, Vol. LXIX, No. 3, 771-818.

Shimko, D (1993), "Bounds of Probability", *Risk* 6, No. 4.

Taylor, M.P. (1995). "The Economics of Exchange Rates", *Journal of Economic Literature*, 33(1), 13-47.

Wilmott P.,S. Howison and J. Dewynne (1999). *The Mathematics of Financial Derivatives*, Cambridge University Press p. 273.

לוח 1: השוואה בין מודלים

נושא	המודל במחקר זה	Bhara (1997)	הכט ושטיין (2004)	הכט ופומפושקו (2004)
נכס הבסיס	שער חליפין, מדד מניות	שער חליפין ומדד מניות	שער חליפין	שער חליפין
פונקצית ההפסד	ממזערת את הפער שבין המחיר התיאורטי למחיר בפועל באחוזים	ממזערת את הפער שבין המחיר התיאורטי למחיר בפועל ביחידות נכס הבסיס. הפונקציה כוללת רכיב המביא בחשבון את הסטיות של שער הפורוורד התיאורטי משער הפורוורד הנגזר משיעורי הריבית ושער הספוט	ממזערת את הפער שבין המחיר התיאורטי למחיר בפועל באחוזים	ממזערת את הפער שבין המחיר התיאורטי למחיר בפועל באחוזים
מספר הפרמטרים הנאמדים	מספר משתנה של פרמטרים. (במקרה של התפלגות דו-לוג-נורמלית: 4 במקרה של התפלגות לוג-נורמלית: 2)	5	5	5 במקרה של התפלגות דו-לוג-נורמלית 2 במקרה של התפלגות לוג-נורמלית
מדדים נוספים	ניתן לחשב רמת סיכון שכיחה, שינוי חריג בנכס הבסיס, נורמליות ו"פרמיית סיכון" למרות שאלו אינם מוצגים במחקר	ניתן לחשב רמת סיכון שכיחה, שינוי חריג בנכס הבסיס, נורמליות ו"פרמיית סיכון" למרות שאלו אינם מוצגים במחקר	ניתן לחשב רמת סיכון שכיחה, שינוי חריג בנכס הבסיס, נורמליות ו"פרמיית סיכון" למרות שאלו אינם מוצגים במחקר	רמת סיכון שכיחה, שינוי חריג בנכס הבסיס, מידת הנורמליות

לוח 2: שער החליפין שקל/דולר, תשואת המק"מ ותשואת הליביד הדולרית

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים)

הפער בין המק"מ לליביד	תשואת ליביד דולרית (לאופק של חודש)	תשואת המק"מ (לאופק של חודש)	שער החליפין שקל/דולר	שנה
8.5%	5.6%	14.1%	3.44	1997
7.0%	5.5%	12.5%	3.77	1998
7.2%	5.2%	12.4%	4.14	1999
2.8%	6.4%	9.2%	4.08	2000
3.0%	3.8%	6.8%	4.20	2001
5.6%	1.7%	7.3%	4.74	2002
5.9%	1.1%	7.0%	4.54	2003
3.0%	1.4%	4.4%	4.48	2004
0.9%	2.8%	3.7%	4.38	*2005
4.9%	3.7%	8.6%	4.2	ממוצע

*עד 28.6.2005.

לוח 3: מדד ת"א-25 ותשואת המק"מ

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים)

תשואת המק"מ (לאופק של חודש)	מדד ת"א-25	שנה
14.2%	280.0	1997
12.3%	307.9	1998
12.4%	387.7	1999
9.2%	524.1	2000
6.8%	425.7	2001
7.3%	383.8	2002
7.0%	398.6	2003
4.4%	539.5	2004
3.7%	641.7	*2005
8.6%	432.4	ממוצע

*עד 28.6.2005.

לוח 4: תשואה צפויה, סטיית תקן גלומה, מידת הנטיה ומידת הגבנוניות של השינויים בשער

החליפין שקל/דולר

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים במונחים שנתיים)

שנה	ממוצע	סטיית תקן גלומה	מידת הנטיה (skewness)	מידת הגבנוניות (kurtosis)
1997	10.4%	6.0%	1.67	34.8
1998	9.2%	8.0%	1.31	23.6
1999	10.2%	7.8%	1.40	21.2
2000	6.3%	7.1%	1.87	26.7
2001	5.2%	5.8%	2.21	33.5
2002	7.3%	9.4%	0.65	6.9
2003	7.8%	8.8%	0.84	9.9
2004	4.0%	5.6%	1.44	23.3
*2005	2.4%	5.2%	1.65	26.5
ממוצע	7.0%	7.1%	1.45	22.9

* עד 28.6.2005.

לוח 5: סטיית התקן הגלומה, ה"מחיר ליחידת סיכון", ו"פרמיית הסיכון" של השינויים בשער

החליפין שקל/דולר

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים במונחים שנתיים)

שנה	סטיית התקן הגלומה	ה"מחיר ליחידת סיכון"	"פרמיית הסיכון"
1997	6.0%	0.24	1.5%
1998	8.0%	0.24	1.9%
1999	7.8%	0.27	2.1%
2000	7.1%	0.31	2.2%
2001	5.8%	0.27	1.6%
2002	9.4%	0.16	1.5%
2003	8.8%	0.18	1.5%
2004	5.6%	0.15	0.8%
*2005	5.2%	0.19	1.0%
ממוצע	7.1%	0.22	1.6%

* עד 28.6.2005.

לוח 6: התחום הבין-רבעוני, אחזון 1 ואחזון 99 של ההתפלגות הצפויה של השינויים בשער

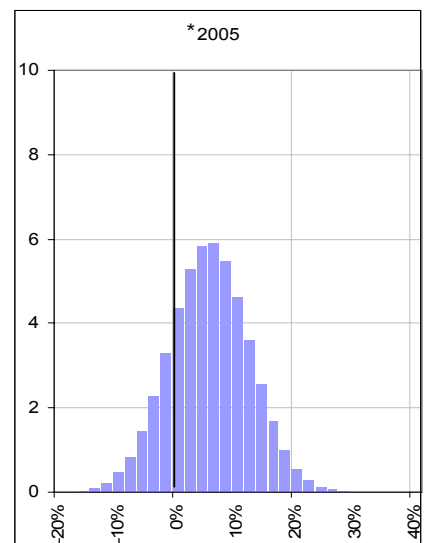
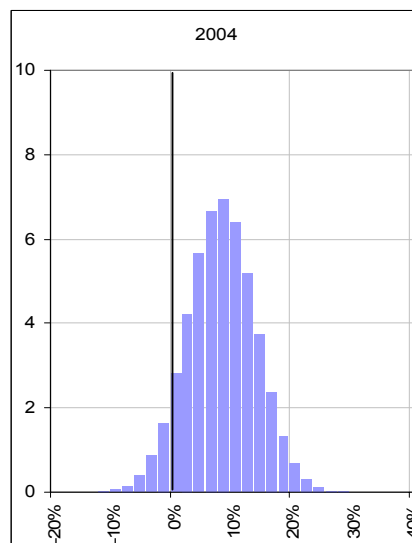
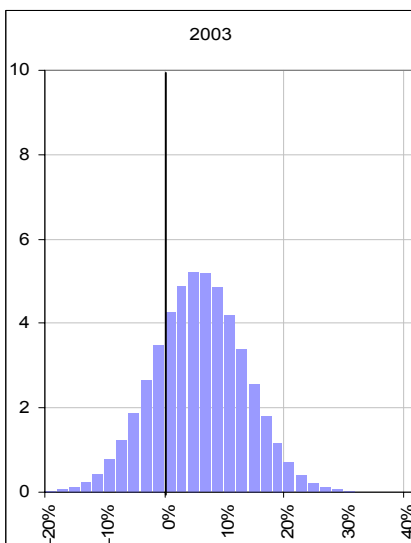
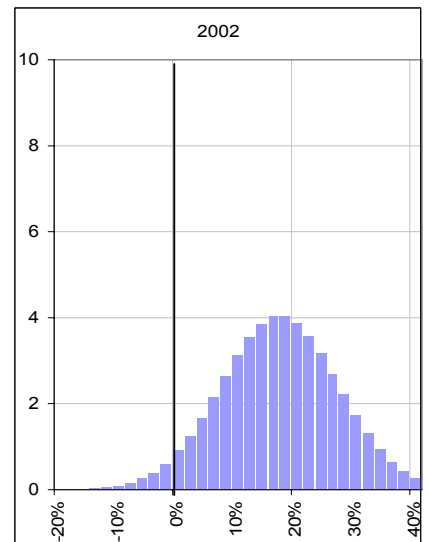
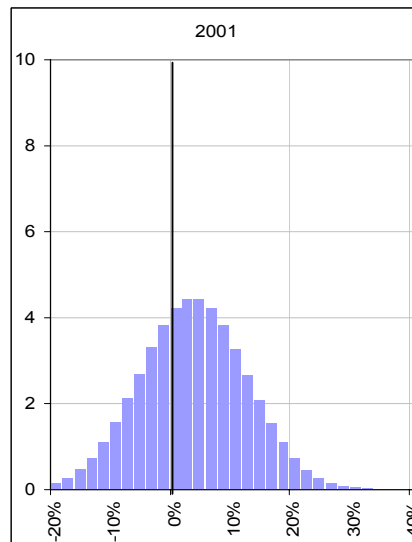
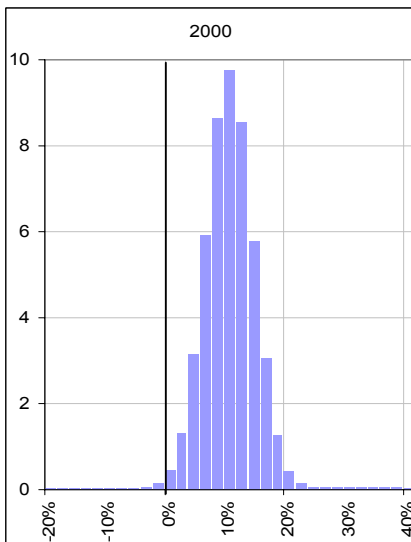
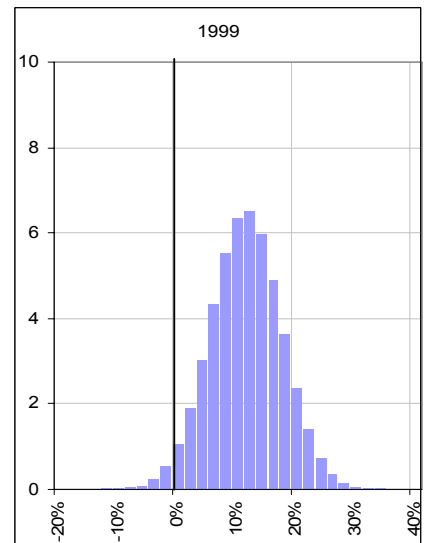
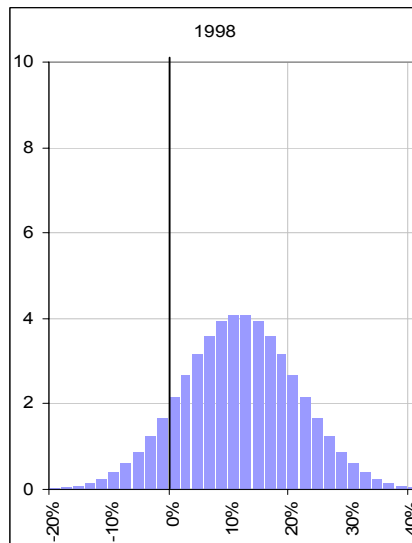
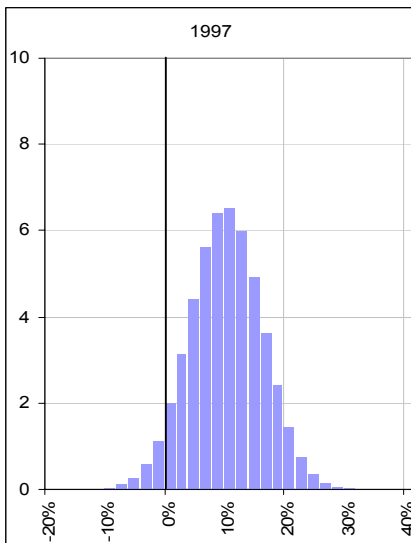
החליפין שקל/דולר

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים במונחים שנתיים)

שנה	אחזון 25	אחזון 75	התחום הבין-רבעוני	אחזון 1	אחזון 99
1997	6.4%	225.9%	219.5%	-3.6%	308.6%
1998	3.8%	52.6%	48.8%	-9.4%	81.9%
1999	5.1%	18.4%	13.3%	-7.7%	33.8%
2000	1.7%	14.4%	12.7%	-9.9%	30.1%
2001	1.4%	9.7%	8.3%	-8.1%	19.8%
2002	1.0%	13.6%	12.5%	-14.4%	29.1%
2003	2.0%	14.5%	12.5%	-12.5%	29.6%
2004	0.4%	7.7%	7.2%	-8.6%	16.8%
*2005	-1.0%	5.8%	6.8%	-9.5%	14.4%
ממוצע	2.3%	40.3%	38.0%	-9.3%	62.7%

*עד 28.6.2005.

ציור 1: התפלגות השינויים שער החליפין שקל/דולר בסופי שנים (31 בדצמבר)



טע 28.6.2005*

לוח 7: תשואה צפויה, סטיית תקן גלומה, מידת הנטיה ומידת הגבנוניות של מדד ת"א-25

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים במונחים שנתיים)

שנה	ממוצע	סטיית תקן גלומה	מידת הנטיה (skewness)	מידת הגבנוניות (kurtosis)
1997	19.1%	28.7%	0.21	4.91
1998	18.4%	31.6%	0.34	6.18
1999	18.6%	30.8%	0.22	3.11
2000	15.7%	30.3%	0.27	3.38
2001	12.8%	28.4%	0.23	2.36
2002	13.8%	28.3%	0.26	2.18
2003	12.9%	29.7%	0.18	1.93
2004	8.5%	19.8%	0.30	6.62
*2005	7.3%	17.6%	0.18	2.13
ממוצע	14.2%	27.2%	0.24	3.64

*עד 28.6.2005.

לוח 8: סטיית התקן הגלומה, ה"מחיר ליחידת סיכון", ו"פרמיית הסיכון" של מדד ת"א-25

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים במונחים שנתיים)

שנה	סטיית התקן הגלומה	ה"מחיר ליחידת סיכון"	"פרמיית הסיכון"
1997	28.7%	0.17	4.9%
1998	31.6%	0.20	6.2%
1999	30.8%	0.20	6.0%
2000	30.3%	0.21	6.3%
2001	28.4%	0.21	5.9%
2002	28.3%	0.23	6.4%
2003	29.7%	0.19	5.8%
2004	19.8%	0.21	4.1%
*2005	17.6%	0.20	3.5%
ממוצע	27.2%	0.20	5.5%

*עד 28.6.2005.

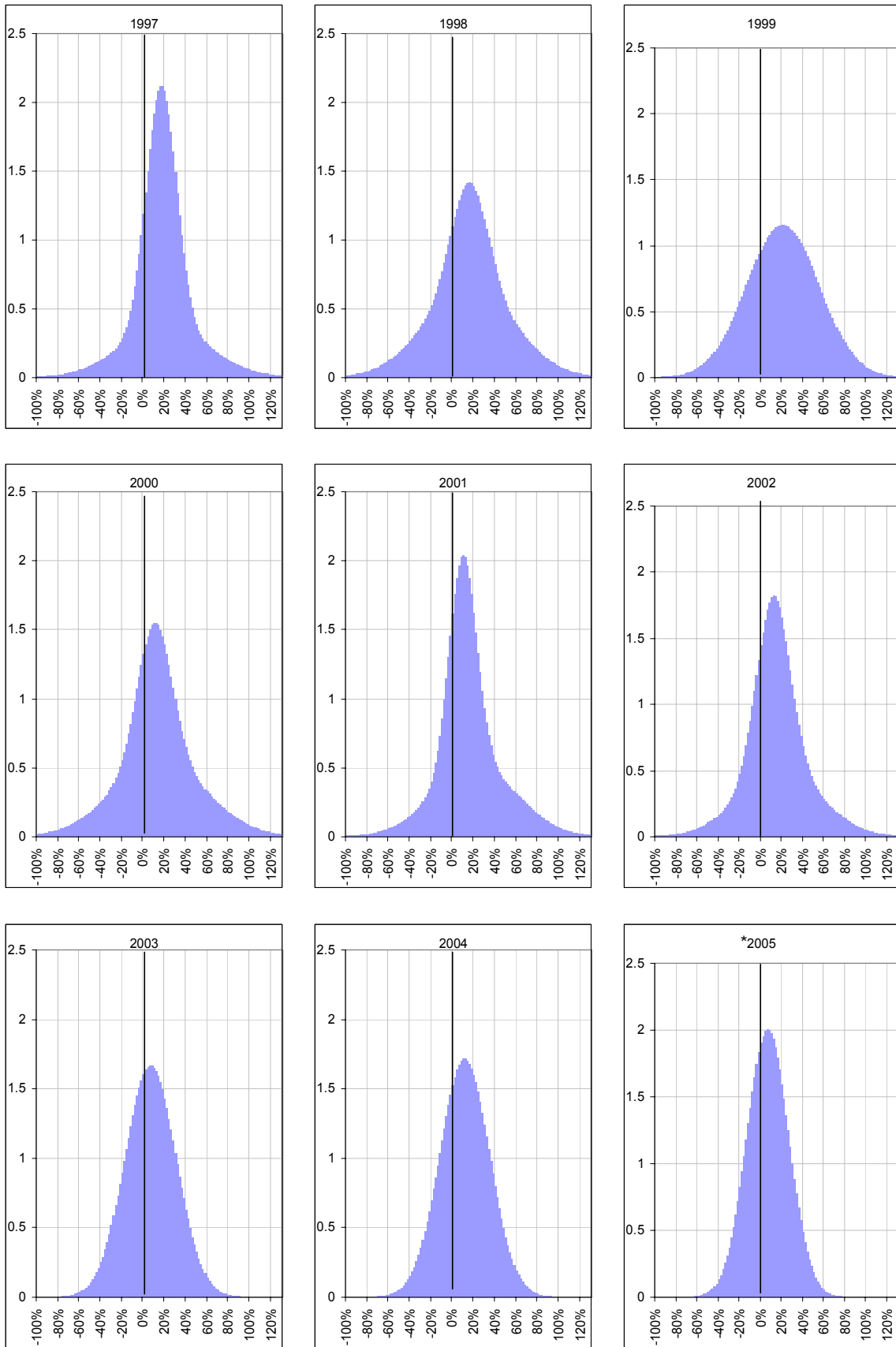
לוח 9: אחוזון 1 ואחוזון 99 של ההתפלגות הצפויה של מדד ת"א-25

(ממוצע שנתי של נתונים יומיים במונחים שנתיים)

שנה	אחוזון 25	אחוזון 75	התחום הבין-רבעוני	אחוזון 1	אחוזון 99
1997	1.3%	36.1%	34.9%	-51.4%	91.2%
1998	-0.9%	37.6%	38.5%	-56.7%	99.3%
1999	-0.8%	37.2%	37.9%	-56.6%	96.3%
2000	-2.8%	33.2%	36.0%	-58.5%	93.0%
2001	-4.7%	29.9%	34.6%	-57.3%	86.4%
2002	-3.4%	29.3%	32.6%	-56.6%	88.3%
2003	-5.8%	30.8%	36.5%	-60.0%	88.2%
2004	-4.0%	20.4%	24.4%	-39.8%	58.2%
*2005	-4.2%	18.7%	22.9%	-34.8%	50.0%
ממוצע	-2.8%	30.4%	33.2%	-52.4%	83.4%

*עד 28.6.2005.

ציור 2: התפלגות השינויים במדד ת"א-25 בסופי שנים (31 בדצמבר)

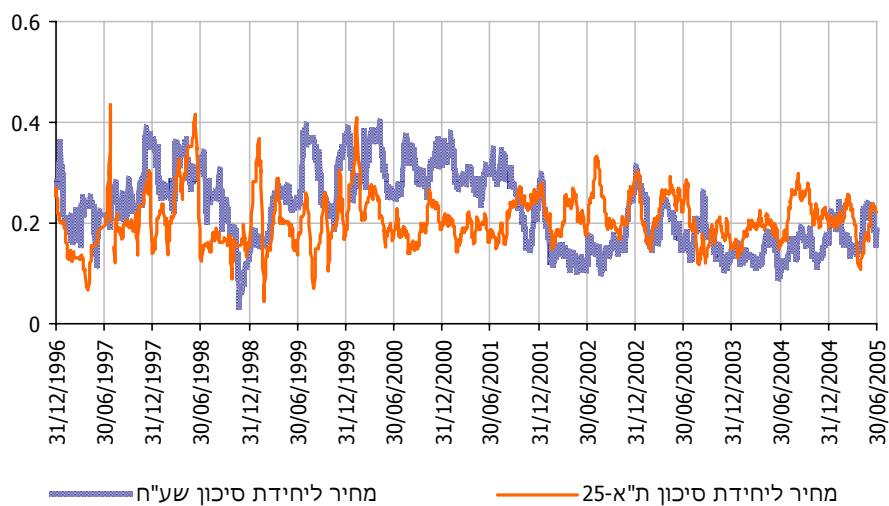


עד 28.6.2005*

ציור 3: ה"מחיר ליחידת סיכון" של שער החליפין שקל/דולר מול ה"מחיר ליחידת סיכון" של

מדד ת"א-25

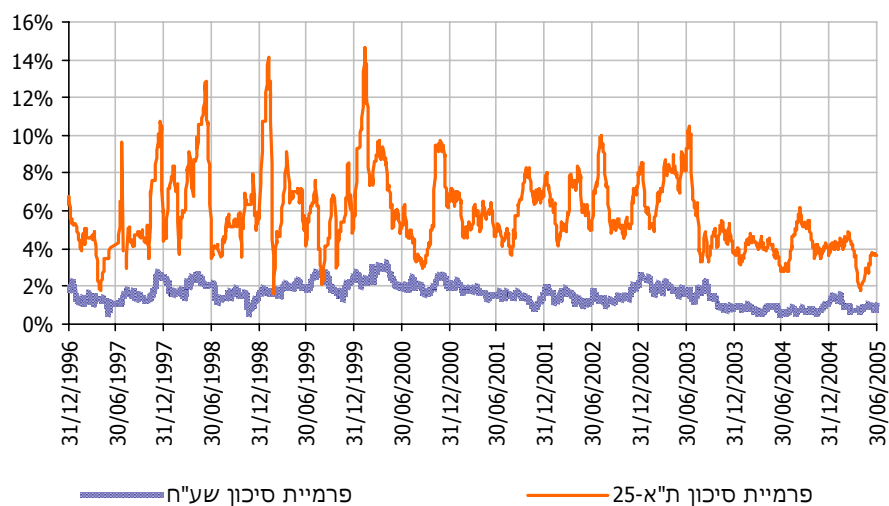
(ממוצע נע לשלושים יום, נתונים יומיים, 1997 עד 2005)



ציור 4: "פרמיית הסיכון" של שער החליפין שקל/דולר מול "פרמיית הסיכון" של מדד ת"א-

25

(ממוצע נע לשלושים יום, נתונים יומיים, 1997 עד 2005)



לוח 10: מספר ההתפלגויות מדד ת"א-25

(לתקופה שבין 2-2-1997 לבין 28-6-2005)

התפלגות	כמות	אחוז	אחוז מצטבר
נורמלית	1225	66.4%	66.4%
דו-נורמלית	582	31.5%	97.9%
תלת-נורמלית	38	2.1%	99.9%
ארבע-נורמלית	1	0.1%	100.0%
חמש-נורמלית	0	0.0%	100.0%
סה"כ*	1846	100%	

לוח 11: מספר ההתפלגויות שע"ח שקל/דולר

(לתקופה שבין 2-2-1997 לבין 28-6-2005)

התפלגות	כמות	אחוז	אחוז מצטבר
נורמלית	1296	66.0%	66.0%
דו-נורמלית	666	33.9%	99.8%
תלת-נורמלית	3	0.2%	100.0%
ארבע-נורמלית	0	0.0%	100.0%
חמש-נורמלית	0	0.0%	100.0%
סה"כ*	1965	100%	

*מספר הימים שונה בין ת"א-25 לבין השע"ח בגלל מגבלות נתונים.

נספח א

אופציות על שער החליפין שקל/דולר

תאריך השקה	אוקטובר, 1994
מועדי המסחר	בימים א'-ה' בין 9:30 ל- 17:00
גודל החוזה	דולר ארה"ב 10,000
מועדי המימוש	מדי חודש
אורך חיי האופציות	ינואר, בכל חודש נפתחת סדרה חדשה של אופציות לתקופה של שלושה או שישה חודשים:- בחודשים חודשים פברואר, אפריל, מאי, יולי, אוגוסט, אוקטובר ונובמבר נפתחת סדרה חדשה לשלושה בחודשים מרץ, יוני, ספטמבר ודצמבר נפתחת סדרה חדשה לשישה חודשים בכל נקודת זמן קיימות ארבע סדרות של אופציות, לכן
ציטוטי מחירים	בשקלים
מרווחי ציטוטים	עד 20 ש"ח - במדרגות של 1 ש"ח ש"ח מעל 20 ועד 200 ש"ח - במדרגות של 5 מעל 200 ש"ח ועד 2000 ש"ח - במדרגות של 10 ש"ח ש"ח 20 מעל 2000 ש"ח - במדרגות של
מחירי מימוש	במרווחים של 5 או 10 נקודות
יום מסחר אחרון	יום שלישי שלפני יום רביעי האחרון בחודש המימוש
מחיר קובע	שער הדולר האחרון שפורסם ע"י בנק ישראל לפני תאריך המימוש
תאריך המימוש	יום רביעי האחרון בחודש המימוש
סוג האופציה	המימוש ארופאית, האופציות ניתנות למימוש רק ביום המסחר האחרון, הקודם לתאריך
אופן המימוש	מימוש כספי
מגבלת פוזיציות	64,000
מגבלת תנודה יומית	אין
מימוש אוטומטי	כל האופציות בתוך הכסף

מקור: הבורסה לניי"ע <http://hebrew.tase.co.il/default.htm>

נספח ב

נתונים על המסחר בנגזרים: שער החליפין שקל/דולר

מספר חוזים פתוחים לסוף תקופה	מספר ימי מסחר בתקופה	שווי חוזים פתוחים במונחי נכס בסיס (\$ אלפי)	מספר חוזים פתוחים מקסימלי לתקופה	מחזור ממוצע במונחי נכס בסיס (\$ אלפי)	מחזור ממוצע בפרמיות (אלפי ש"ח)	מחזור ממוצע ביחידות אופציה	מספר עסקאות ממוצע	מספר חשבונות מקסימלי לתקופה	חודש
2005									
	21	3,091	309,129	184,218	18,725	18,422	504	1,427	מאי
	19	3,256	325,621	164,080	19,610	16,408	485	1,582	אפריל
	23	3,757	375,699	219,253	16,529	21,925	828	2,265	מרץ
	20	3,515	351,483	199,930	19,688	19,993	668	2,231	פברואר
211,024	22	3,300	330,013	256,785	48,945	25,678	994	2,208	ינואר
2004									
184,644	22	3,034	303,352	192,981	21,260	19,798	739	2,626	דצמבר
189,351	22	2,917	291,733	201,685	20,569	20,169	791	2,243	נובמבר
188,284	19	2,833	283,303	200,398	30,301	20,040	755	1,721	אוקטובר
158,976	16	2,645	264,482	197,952	37,146	19,795	543	1,310	ספטמבר
163,052	23	2,812	281,207	157,793	25,806	15,779	510	1,184	אוגוסט
177,376	20	3,277	327,722	226,769	34,967	22,677	676	1,695	יולי
197,830	22	3,920	391,996	214,025	26,859	21,403	859	2,268	יוני
206,434	20	3,633	363,300	309,175	48,696	30,917	1,078	1,766	מאי
282,161	15	4,021	402,087	383,580	46,399	38,358	1,181	1,753	אפריל
227,527	22	3,890	388,979	257,146	27,936	25,715	961	1,903	מרץ
233,437	21	3,930	393,011	277,266	39,180	27,727	1,166	2,681	פברואר
247,202	20	4,082	408,222	320,763	30,205	32,076	1,455	2,827	ינואר
2003									
249,950	23	4,484	448,408	277,073	26,434	27,707	1,262	3,493	דצמבר
249,948	21	4,012	401,228	306,074	21,594	30,607	1,376	2,738	נובמבר
224,940	20	3,818	381,780	271,279	16,507	27,128	1,292	2,351	אוקטובר
227,351	21	4,417	441,737	316,118	24,849	31,612	1,698	3,179	ספטמבר
269,220	20	4,553	455,313	365,405	21,134	36,541	1,803	3,635	אוגוסט
237,480	23	4,408	440,831	385,869	20,731	38,587	2,314	3,854	יולי
238,821	21	4,522	452,179	346,976	19,439	34,698	1,957	4,849	יוני
237,804	17	4,206	420,625	403,368	23,917	40,337	2,356	4,224	מאי
441,325	17	4,413	441,325	324,512	18,592	32,451	2,072	4,136	אפריל
253,402	21	4,982	494,226	373,815	20,044	37,381	2,312	4,591	מרץ
263,271	20	4,989	498,913	374,419	23,354	37,442	2,351	3,862	פברואר
267,038	21	4,698	469,841	351,771	27,334	35,177	2,326	3,848	ינואר

מקור: הבורסה לני"ע <http://hebrew.tase.co.il/default.htm>

נספח ג

אופציות על מדד ת"א-25

<u>תאריך השקה</u>	אוגוסט, 1993
<u>מועדי המסחר</u>	בימים א'-ה' בין 9:30 ל- 17:00
<u>נכס הבסיס</u>	ת"א-25 הוא מדד המבוסס על משקלות שווי שוק של 25 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר, מבין 200 המניות הסחירות ביותר בבורסה
<u>גודל החוזה</u>	המדד בנקודות כפול 100 ₪
<u>מועדי המימוש</u>	מדי חודש
<u>אורך חיי האופציות</u>	בכל חודש נפתחת סדרה חדשה של אופציות לתקופה של שלושה חודשים. לכן, בכל נקודת זמן קיימות 3 סדרות של אופציות
<u>ציטוטי מחירים</u>	בשקלים
<u>מרווחי ציטוטים</u>	עד 20 ש"ח - במדרגות של 1 ש"ח מעל 20 ש"ח ועד 200 ש"ח - במדרגות של 5 ש"ח מעל 200 ש"ח ועד 2000 ש"ח - במדרגות של 10 ש"ח מעל 2000 ש"ח - במדרגות של 20 ש"ח
<u>מחירי מימוש</u>	במרווחים של 10 נקודות
<u>יום מסחר אחרון</u>	יום רביעי שלפני יום שישי האחרון בחודש המימוש
<u>מדד למימוש</u>	מבוסס על מחירי הפתיחה של המניות הנכללות במדד, ביום המסחר האחרון לפני תאריך המימוש
<u>תאריך המימוש</u>	יום שישי האחרון בחודש המימוש
<u>סוג האופציה</u>	אירופאית, האופציות ניתנות למימוש רק ביום המסחר האחרון, הקודם לתאריך המימוש
<u>אופן המימוש</u>	מימוש כספי
<u>מגבלת פוזיציות</u>	24,000
<u>מגבלת תנודה</u>	אין
<u>יומית</u>	
<u>מימוש אוטומטי</u>	כל האופציות בתוך הכסף
<u>מקור: הבורסה לני"ע</u>	http://hebrew.tase.co.il/default.htm

נספח ד

נתונים על המסחר בנגזרים: ת"א 25

מספר חוזים פתוחים לסוף תקופה	מספר ימי מסחר בתקופה	יחס מחזור	שווי חוזים פתוחים במונחי נכס בסיס (מיליוני ש"ח)	מספר חוזים פתוחים מקסימלי לתקופה	מחזור ממוצע במונחי נכס בסיס (מיליוני ש"ח)	מחזור ממוצע בפרמיות (מיליוני ש"ח)	מחזור ממוצע ביחידות אופציה	מספר עסקאות ממוצע	מספר חשבונות מקסימלי לתקופה	חודש
2005										
	21	1156%	51,712	768,775	13,485	145.8	200,443	29,018	8,215	מאי
	19	1381%	48,104	741,281	13,111	141.7	201,290	29,036	8,422	אפריל
	23	1087%	46,353	734,711	12,740	151.9	195,691	28,495	8,623	מרץ
	20	776%	43,960	697,638	12,510	162.5	217,042	29,670	9,186	פברואר
342,314	22	871%	45,398	760,773	12,707	179.9	203,591	29,688	8,663	ינואר
2004										
316,186	22	1018%	50,541	825,672	13,476	182.2	224,626	30,667	8,515	דצמבר
397,888	22	741%	43,861	771,379	10,538	147.2	198,062	25,577	7,432	נובמבר
352,048	19	1123%	32,147	650,378	8,143	112.0	159,676	20,952	6,973	אוקטובר
321,525	16	762%	27,254	507,013	7,148	97.0	134,520	17,319	6,684	ספטמבר
308,294	23	1030%	39,036	747,659	8,598	121.8	178,472	22,875	7,346	אוגוסט
242,683	20	776%	33,913	625,960	7,122	85.4	128,969	17,196	6,410	יולי
341,257	22	824%	32,238	582,169	6,807	101.2	124,554	17,190	6,781	יוני
269,876	20	838%	28,092	532,156	7,301	112.1	142,865	20,093	8,250	מאי
310,467	22	893%	29,356	489,607	6,625	102.8	128,636	17,881	7,117	אפריל
224,284	15	778%	26,371	491,704	6,640	95.6	123,493	17,613	7,761	מרץ
233,608	21	759%	46,925	493,765	6,746	103.6	128,996	18,112	7,441	פברואר
223,545	20	771%	30,980	600,618	7,158	115.6	138,161	18,883	6,782	ינואר
2003										
300,211	23	708%	25,044	515,136	6,033	116.3	124,249	17,029	6,513	ינואר
232,876	21	755%	24,754	549,582	7,204	135.9	153,597	20,866	7,291	נובמבר
188,862	20	795%	22,266	485,625	5,141	95.0	117,951	16,248	5,949	אוקטובר
192,484	21	719%	17,535	419,850	4,015	72.7	99,053	13,646	6,321	ספטמבר
208,874	20	783%	18,863	478,984	3,879	89.6	98,534	13,220	6,601	אוגוסט
272,829	21	859%	27,690	615,260	6,762	155.3	157,866	20,177	7,963	יולי
272,829	21	859%	27,690	615,260	6,762	155.3	157,866	20,177	7,963	יוני
275,268	17	798%	26,391	619,096	4,578	174.7	190,568	22,503	6,688	מאי
220,509	17	804%	16,254	433,336	4,578	99.3	124,322	16,518	6,284	אפריל
217,512	21	950%	16,860	485,007	3,605	87.8	107,992	14,636	7,094	מרץ
181,738	20	855%	12,585	411,748	2,668	65.0	86,973	12,317	5,803	פברואר
154,957	21	874%	14,374	455,599	2,488	61.9	78,035	11,040	5,897	ינואר

* לוך מחזור במניות ת"א 25 (יחס מחזור) במונחי נכס בסיס משוקלל דלתא

מקור: הבורסה לני"ע <http://hebrew.tase.co.il/default.htm>

Monetary Studies

עיונים מוניטריים

- 1999.01 א' אזולאי, ד' אלקיים – מודל לבחינת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על האינפלציה בישראל, 1988 עד 1996
- 1999.02 ד' אלקיים, מ' סוקולר – השערת הניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה בישראל – בחינה אמפירית, 1990 עד 1998
- 2000.01 The Shekel's Fundamental Real Value—M. Beenstock, O. Sulla
- 2000.02 Analysis of Casual Relations and Long and Short—O. Sulla, M. Ben-Horin
term Correspondence between Share Indices in Israel and the United States
- 2000.03 Y. Elashvili, M. Sokoler, Z. Wiener, D. Yariv – A Guaranteed-return Contract
for Pension Funds' Investments in the Capital Market
- 2000.04 י' אלאשווילי, צ' וינר, ד' יריב, מ' סוקולר – חוזה להבטחת תשואת רצפה לקופות
פנסיה תוך כדי הפנייתן להשקעות בשוק ההון
- 2001.01 ד' אלקיים – יעד האינפלציה והמדיניות המוניטרית – מודל לניתוח ולחיזוי
- 2001.02 ע' אופנבר, ס' ברק – דיסאינפלציה ויחס ההקרבה: מדינות מפותחות מול
מדינות מתעוררות
- 2001.03 A Model for Monetary Policy Under Inflation Targeting: The –D. Elkayam
Case of Israel
- 2002.01 ד' אלקיים, מ' רגב, י' אלאשווילי – אמידת פער התוצר ובחינת השפעתו על
האינפלציה בישראל בשנים האחרונות
- 2002.02 ר' שטיין – אמידת שער החליפין הצפוי באמצעות אופציות
Call על שער ה- Forward
- 2003.01 ר' אלדור, ש' האוזר, מ' קהן, א' קמרה – מחיר אי-הסחירות של חוזים עתידיים
(בשיתוף הרשות לניירות ערך)
- 2003.02 R. Stein - Estimation of Expected Exchange-Rate Change Using Forward Call
Options
- 2003.03 ר' שטיין, י' הכט – אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר
הגלומה במחירי האופציות
- 2003.04 D. Elkayam – The Long Road from Adjustable Peg to Flexible Exchange
Rate Regimes: The Case of Israel
- 2003.05 R. Stein, Y. Hecht – Distribution of the Exchange Rate Implicit in Option
Prices: Application to TASE

א' ארגוב – מודל לחיזוי הגירעון המקומי של הממשלה	2004.01
י' הכט, וה' פומפושקו – נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין	2004.02
D.Elkayam ,A.Ilek – The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel	2004.03
ר. שטיין – ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר, התפלגות א-פרמטרית הגלומה באופציות מטבע חוץ	2004.04
Y. Hecht, H. Pompushko – Normality, Modal Risk Level, and Exchange-Rate Jumps	2005.01
י' אלאשווילי, מ' רגב – גזירת הציפיות לאינפלציה משוק ההון	2005.02
א' ארגוב – כלל ריבית אופטימלי למודל מוניטרי של המשק הישראלי	2005.03
M.Beenstock, A.Ilek – Wicksell's Classical Dichotomy: Is the Natural Rate of Interest Independent of the Money Rate of Interest ?	2005.04
י. הכט וה'. פומפושקו - RND	2006.01