

נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין

הלנה פומפושקו**

יואל הכט*

אוקטובר 2004

2004.02

*יחידת המחקר בפיקוח על הבנקים, דואל: yhecht@boi.gov.il

**המחלקה המוניטרית בבנק ישראל, דואל: helenap@boi.gov.il

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל.

© זכויות היוצרים 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 3111504002/9

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

נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין¹

מאת יואל הכט והלנה פומפושקו

תקציר

עבודה זו מציגה שלושה מדדים לבחינת שער החליפין הצפוי כפי שהוא משתקף במסחר באופציות על השער. המדדים מאפשרים לבחון סטטיסטית, בתדירות יומית, באיזו מידה התנהלו הציפיות לשינויים בשער החליפין במסגרת התפלגות נורמלית (להלן "מדד N"), מהי רמת הסיכון השכיחה בשוק מטבע החוץ (להלן "מדד R"), והאם צופה השוק שינוי חריג ("קפיצה") בהתנהלות שער החליפין ומה הציפיות לכיוון השינוי ועוצמתו (להלן "מדד N").

המדדים יושמו על מסחר יומי באופציות על שער החליפין שקל-דולר בבורסה לניירות ערך בתל-אביב. מניתוח מדד N בתקופה שבין אוקטובר 2002 ליוני 2004 עולה כי שיעור הימים בהם התנהל המסחר במסגרת התפלגות נורמלית מתוך כלל ימי המסחר באותה תקופה הסתכם רק ב- 20%-10%, אולם בראשית 2004 עלה שיעור זה לכ- 100%-90% מימי המסחר בחודש.

על אף תהליך הייסוף הניכר בשער החליפין של השקל מול הדולר (כ- 10% במחצית הראשונה של 2003) וכאשר מדד N שיקף מצב של סביבה א-נורמלית בשוק, שיקפו מדד R ומדד J רמת סיכון שכיחה גבוהה וציפיות לשינוי חריג בשער רק בכיוון של פיחות. מכאן הסקנו, שלפחות בהיבט הסטטיסטי שוק ההון בישראל עדיין לא הפנים שכיוון שער החליפין יכול להיות גם לייסוף נומינלי משמעותי כפי שהתרחש בפועל בראשית 2003.

יתכן כי אחד הגורמים באותה תקופה לירידה בתרומת מגזר המט"ח לרווחים מפעולות מימון במערכת הבנקאות הישראלית במהלך שנת 2003, היה חוסר ההתאמה הניכר שבין ההתנהלות הצפויה של שער החליפין לבין התנהלותו בפועל.

מילות מפתח: שער חליפין, אופציות, תהליך סטוכסטי, התפלגות דו-לוג-נורמלית, ציפיות, מדד נורמליות, מדד לרמת סיכון שכיחה, מדד לשינוי חריג בשער החליפין.

¹ תודתנו נתונה לעקיבא אופנבכר, אדי אזולאי ורועי שטיין על הערותיהם המועילות ולמנחם ברנר על תרומתו לחישוב מדד ה-VIX[®]. אנו מודים גם למשתתפי הסמינר של המחלקה המוניטרית ושל יחידת המחקר בפקוח על הבנקים על הערותיהם והארותיהם המועילות. טעויות, אם נפלו בעבודה, הן של הכותבים בלבד.

א. מבוא

המידע הגלום במחירי הנכסים הפיננסיים המתוחכמים, ובמיוחד במחירי האופציות, נמצא במרכז ההתעניינות של בנקים מרכזיים כתשומה בגיבוש המדיניות המוניטרית ושל בנקים מסחריים כתשומה בניהול חשיפותיהם למטבע חוץ. מידע זה משקף את ציפיות השוק לגבי המחיר העתידי של נכס הבסיס בזמן פקיעת האופציות, שכן ההכנסה שתתקבל בזמן הפקיעה תלויה במחירו של נכס הבסיס באותו הזמן. מחירי האופציות תלויים איפוא בציפיות השוק לגבי תוחלת נכס הבסיס, בסטיית התקן של תוחלת זו, באפשרות לשינוי חד ("קפיצה") במחיר נכס הבסיס ובפרמטרים נוספים המאפיינים את ההתפלגות. כך, למשל מאופציות על שער החליפין שקל/דולר בשערי מימוש שונים ניתן ללמוד לא רק על השער הממוצע הצפוי ועל תנודתיותו הצפויה, אלא גם על הסתברויות לשינויים שונים בו (הכט ושטיין (2004)).

ההתפלגות, כפי שצופים אותה השווקים, משתקפת היטב במחירי האופציות בשערי מימוש שונים, וזאת מפני הרגישות הגבוהה של מחיריהן להתפתחויות הצפויות בשווקים הפיננסיים. ההתפלגות של שער החליפין העתידי תלויה בתהליך הסטוכסטי האופייני לשער החליפין. המודלים השונים שניסו להתחקות אחר התהליך הסטוכסטי במסגרת סטטיסטית עברו תהליך אבולוציוני, ממודל ההילוך המקרי (Random Walk) ועד למודל הדיפוסיה המעורבת בקפיצות עם הטרוסקדסטיות מותנית. נתאר את המודלים השונים לפי סדר התפתחותם:

1. Random Walk

התהליך הבסיסי ביותר לתיאור התנהלות שער החליפין במסגרת סטטיסטית, הוא ההילוך המקרי (Random Walk), שניסוחו הרציף הוא התנועה הבראוניאנית (Ross (1996)). תהליך זה שימש את Krugman (1979) בניתוח משטר שער חליפין המנוהל חלקית באמצעות רצועת ניוד (Target Zone), את Black & Scholes (1973) לשם תמחור אופציות ככלל, ואת Garman & Kohlhagen (1983) לשם תמחור אופציות על שער החליפין בפרט.

אחת ההנחות בתהליך הבסיסי היא התפלגות נורמלית של השינויים בשער החליפין. אולם נמצא, כי הנחה זו איננה מתקיימת תמיד וכי התפלגות השינויים בשערי נכסים פיננסיים בכלל, ובמט"ח בפרט, מתוארת בצורה טובה יותר על ידי התפלגות בעלת "זנבות עבים" יותר מאשר בהתפלגות הנורמלית (Boothe & Glassman (1986)). ממצאים כאלו הניבו מחקרים שהציעו התפלגויות חלופיות לשער החליפין ומחקרים שהציעו תהליכים סטוכסטיים משוכללים יותר מאשר ההילוך המקרי.

2. Mixed Diffusion-Jump

ה-Mixed Diffusion-Jump הוא שילוב של תהליך דיפוזי רציף עם תהליך קפיצות בדידות והוא פיתוח מתקדם יותר של התנועה הבראוניאנית. התהליך מוגדר על ידי חמישה פרמטרים שהם התוחלת והשונות של תהליך הדיפוסיה, תדירות הקפיצות, והתוחלת והשונות של הקפיצות (Booth & Akgiray (1988)).

את התהליך הזה הציגו Booth & Akgiray (1988), והראו שהוא עדיף על עירוב של התפלגויות נורמליות. זאת, כאשר מדובר במודל לשינויים בשער החליפין של הלירה האנגלית, הפרנק השווצרי והמארק של גרמניה המזרחית ביחס לדולר. Booth & Akgiray ערכו בדיקה אמפירית על שערי החליפין מאוקטובר 76 ועד ספטמבר 85. בתקופה זו התנהל משטר שער חליפין נייד עם התערבות ("dirty" float regime). הם הצביעו על כך שמדיניות מוניטרית אמנם משפיעה על ניסוח שערי החליפין אולם שערי החליפין לא מגיבים להשפעה זו באותו אופן בהכרח. ממצאיהם עקביים עם

הרעיון שהתהליך הסטוכסטי של שער החליפין עשוי להשתנות עם הזמן. להערכתם, השווקים מגיבים למידע תוך התחשבות ביעדי המדיניות כמו היצע הכסף, ושיעור הריביות וכי שינויים מבניים עשויים להיות גורמים הקשורים למידע.

3. *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*

ה-Autoregressive Conditional Heteroskedasticity הוא תהליך המתאר את התפתחות השונות של שער החליפין. הכט (2000) התבסס על מודל ההילוך המקרי (Random Walk) והשווה מספר תהליכים המתארים את התפלגות השונות של שער החליפין שקל/דולר. המודלים אותם בחן הם ARCH, GARCH, TARCH, ו-EGARCH על שערי חליפין יומיים בתקופה שבין דצמבר 1991 לבין יוני 1999. ממצאיו עולה, כי המודל המתאים ביותר לתיאור התפתחות השונות של שער החליפין שקל/דולר הוא ה-TARCH.

Johston and Scott (2000) בחנו את מידת התרומה של מודל ה-GARCH להבנת התהליך הסטוכסטי של שער החליפין ובחנו האם תהליכי GARCH מתקדמים יותר אכן מבטיחים. ממצאיהם עולה, כי תהליך ה-GARCH איננו מבטיח וקיים ניסוח עדיף יותר אשר משתמש בסטנדרטיזציה של הנתונים בעזרת תוחלת ושונות.

4. *Mean-Reversion, Conditional Heteroscedasticity and Jump*

את השילוב בין התהליך הדיפוזי עם קפיצות לבין ה-Autoregressive Conditional Heteroskedasticity הציג Jiang (1998) והוסיף לו אלמנט של חזרה למוצע. לטענתו קיים קושי לאמוד את המודל. הוא הציג אמידה של מודל פרמטרי מנתונים נצפים באמצעות הסקה לא ישירה על בסיס סימולציות.

תוצאותיו הצביעו על כך, שהקפיצות הן רכיב חשוב בדינמיקה של שערי החליפין אפילו כאשר הטרנסקדסטיות מותנית (ARCH) וחזרה למוצע (mean reversion) מובאים בחשבון. עם זאת, מודלים המביאים בחשבון הטרנסקדסטיות מותנית נוטים לאמידת יתר של תדירות הקפיצות ולאמידת חסר של גודל הקפיצות.

המודל הפרמטרי הכללי אותו הציג Jiang אמד הוא:

$$(5) \quad dS_t / S_t = (\alpha_t(\beta) - \lambda\mu_0)dt + \sigma_t(\beta)dW_t + (Y_t(\beta) - 1)dq_t(\lambda)$$

כאשר,

$$S_t = \text{מחיר הנכס בתקופה } t$$

$$\alpha_t = \text{התשואה הצפויה בטווח המידי}$$

$$\sigma_t^2 = \text{השונות בטווח המידי של תשואת הנכס בתנאי שקפיצה פואסונית לא תופיע}$$

$$W_t = \text{התהליך הסטנדרטי של גאוס-ווינר או התהליך הבראוניאני הרגיל}$$

$$dq_t(\lambda) = \text{תהליך פואסוני iid}$$

$$\lambda = \text{הפרמטר של התהליך הפואסוני}$$

$$Y_t(\beta) - 1 = \text{גודל רנדומלי של הקפיצה כאשר } Y_t \geq 0$$

$$\mu_0 = \text{הציפיות לגודל הקפיצה, כלומר } E[Y_t - 1]$$

$$dq_t(\lambda), dW_t = \text{בלתי תלויים סטטיסטית}$$

התהליך הפואסוני $\theta = (\beta, \mu_0, \lambda) \in \Theta$ המרחב הפרמטרי שמגדיר את מקדמי הפונקציות, גודל הקפיצה, ועוצמת

התהליך הפואסוני

Jiang ניסח את (5) אלטרניטבית כך:

$$(6) \quad ds_t = \mu_t(\beta)dt + \sigma_t(\beta)dW_t + \ln Y_t(\beta)dq_t(\lambda)$$

כאשר,

$$s_t = \ln S_t$$

$$\mu_t = \alpha_t + \lambda\mu_0 - \frac{1}{2}\sigma_t^2$$

התהליך הדיפוזי עם קפיצות המתואר במשוואה (6) הוא תהליך מרקוב עם פרמטר בדיד ופרמטר רציף.

5. סיכום התהליכים

לסיכום, ניתן להציג את התפתחות התהליכים הסטוכסטיים כך:

- (1) Black and Scholes Non-Jump Model (1973):

$$ds_t = \mu dt + \sigma dW_t$$

- (2) Merton's Jump Model (1976)

$$ds_t = (\mu - \mu_0\lambda)dt + \sigma dW_t + \ln Y_t dq_t(\lambda)$$

- (3) Conditional Heteroscedasticity and Jump (in Jiang 1998)

$$ds_t = (\mu - \mu_0\lambda)dt + (\sigma + \sigma_t s_t)dW_t + \ln Y_t dq_t(\lambda)$$

- (4) Mean-Reversion, Conditional Heteroscedasticity and Jump (in Jiang 1998)

$$ds_t = (\mu - \beta s_t - \mu_0\lambda)dt + (\sigma + \sigma_t s_t)dW_t + \ln Y_t dq_t(\lambda)$$

כאשר,

$$\ln Y_t \approx iid N(\mu_0, v^2)$$

אנו מניחים בעבודה זו, לשם הפשטות, את המודל של Merton (1976) כי השינויים בנכס הבסיס הם רציפים ומקריים ומלווים בקפיצות (Jumps) כמו למשל Ball and Torous (1983, 1985), Bates (1991) ו-Berber and Brandt (2004). Ball and Torous (1983) יישמו מודל של קפיצות, 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. אז תיתכן אפשרות קפיצה אחת לכל היותר במהלך חיי האופציה, ולפיכך ניתן לתאר את פונקצית ההתפלגות על ידי תערובת 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. בעבודה זו אנו מניחים רק קפיצה אחת בשער החליפין בגלל מיעוט הנתונים בכל יום.

Beber and Brandt (2004) בחנו את ההשפעה של ההצהרות המקרו-כלכליות הקבועות והרגילות על האמונות וההעדפות של הפעילים בשוק האג"ח האמריקאי על ידי השוואה של התפלגויות זמן קצר לפני ואחרי ההצהרות. במאמרם הם הניחו את המודל הסטנדרטי של דיפוסיה עם קפיצה. הם מצאו שההצהרות הפחיתו את חוסר הוודאות הגלום במומנט השני של ההתפלגות ללא קשר לתוכן ההצהרות.

Brigo and Merurio (2001) הציגו ניתוח אנליטי כללי של מודלי המחרה וקירוב אנליטי לסטיית התקן הגלומה במודלים אלו בהתבסס על עירוב של התפלגויות לוג-נורמליות.

אמידת ההתפלגות במסגרת דו-לוג-נורמלית היא פשוטה ליישום, ומספקת מגוון פרמטרים המאפשרים לקבל מידע על מהלכו האפשרי של נכס הבסיס. יתירה מכך, כפי שצוין במאמרם של Aguilar and Hördahl (1991), שיטת אמידה זו 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). לפיכך ההתפלגות שניתן לאמוד במסגרת הדו-לוג-נורמלית מציאותית יותר מן ההתפלגות הלוג-נורמלית.

העבודה ערוכה כדלהלן, החלק השני והשלישי מתארים את המתודולוגיה והנתונים. חלקים אלו מצוטטים מתוך הכת ושטיין (2004) וראינו חשיבות בהוספתם משום מרכזיותם גם במאמר הנוכחי. החלק הרביעי מציג את "המדד לבחינת הנורמליות של שוק מטבע החוץ"; החלק החמישי מציג את "המדד לרמת סיכון שכיחה בשוק מטבע החוץ"; החלק השישי את "המדד לשינוי חריג בשער החליפין"; החלק השביעי מציג ממצאים נוספים הנוגעים לשוק מטבע החוץ ומשווה את מדד ה-VIX[®] עם סטיית התקן הגלומה כפי שהיא מחושבת על פי השיטה בעבודה זו; החלק השמיני הוא סיכום.

ב. המתודולוגיה

הנחת העבודה היא, כי מחיר האופציה הניתנת למימוש בזמן מוגדר מראש שווה לערך המהוון, בריבית חסרת סיכון, של סכום התשלומים האפשריים כפול ההסתברות להתרחשותם. על בסיס הנחת עבודה זו ניתן לכתוב את נוסחת התמחור הכללית, כאשר הנוסחה עבור אופציית ה-Call מוצגת במשוואה 1 ועבור אופציית ה-Put במשוואה 2:

$$(1) \quad c(S, t) = e^{-it} \int_X^{\infty} q(S_T)(S_T - X) dS_T$$

$$(2) \quad p(S, t) = e^{-it} \int_0^X q(S_T)(X - S_T) dS_T$$

כאשר,

$$\text{Call של אופציית } = c(S, t)$$

$$\text{Put של אופציית } = p(S, t)$$

$$T = \text{שער הספוט הצפוי בתקופה}$$

$$X = \text{שער המימוש של האופציה}$$

$$q(S_T) = \text{פונקצית צפיפות כללית של } S_T$$

$$i = \text{שיעור הריבית המקומית}$$

תיאורטית, כל פונקצית צפיפות, $q(S_T)$, יכולה להתאים לנוסחת התמחור, ובלבד שיהיה ניתן לחלץ ממנה את הפרמטרים המכתיבים את צורתה, המתקבלים על ידי התאמה של המחר התיאורטי למחר בפועל. אנו מניחים כי $q(S_T)$ היא פונקצית צפיפות המורכבת מתערובת של שתי התפלגויות לוג-נורמליות ולכן ניתן לכתוב את נוסחת התמחור של האופציות כדלקמן:

$$(3) \quad c(S, t) = e^{-it} \int_X^{\infty} [\theta f(\mu_1, \sigma_1; S_T) + (1 - \theta) f(\mu_2, \sigma_2; S_T)] (S_T - X) dS_T$$

$$(4) \quad p(S, t) = e^{-it} \int_0^X [\theta f(\mu_1, \sigma_1; S_T) + (1 - \theta) f(\mu_2, \sigma_2; S_T)] (X - S_T) dS_T$$

כאשר

$$\theta \in [0, 1] = \text{מקדם}$$

$$\mu_1, \sigma_1 = \text{התוחלת וסטיית התקן מהתפלגות נורמלית 1}$$

$$\mu_2, \sigma_2 = \text{התוחלת וסטיית התקן מהתפלגות נורמלית 2}$$

ההנחה של שתי התפלגויות מסייעת לעיבוד נתונים עשיר יותר במידע מאשר ההנחה של ההתפלגות הלוג-נורמלית היחידה משום שהראשונה מכילה מגוון רחב יותר של פרמטרים. התפלגות זו מאפשרת לבחון, בין השאר, מספר מדדים המשקפים את הציפיות לשינויים בשער החליפין, את רמת אי-הוודאות של השוק לגבי ציפיותיו, את הסיכוי לפיחות חד ("קפיצה") בשער החליפין, את קיומם של "זנבות עבים" (leptokurtosis) בהתפלגות ואת מידת הנטיה (skewness) שלה.

בהתבסס על משוואות (3) ו-(4) מיישמת עבודה זו את נוסחת (1983) Garman-Kohlhagen, להלן G&K, המשמשת לתמחור אופציות על שער החליפין. G&K התאימו את נוסחת בלק ושולס לשוק מטבע החוץ, תוך שמירה על ההנחה כי השינויים בשער החליפין הצפוי מתפלגים נורמלית. לפיכך ערכה של אופציית Call וערכה של אופציית Put מוכתבים על ידי שילוב של שתי התפלגויות נורמליות וקביעת משקל לכל אחת מהן כדלקמן:

$$(5) \quad c(S, t) = e^{-it} [\theta [Se^{\mu_1 t} N(d_1) - XN(d_2)] + (1 - \theta) [Se^{\mu_2 t} N(d_3) - XN(d_4)]]$$

$$(6) \quad p(S, t) = e^{-it} [\theta [Se^{\mu_1 t} N(-d_2) - XN(-d_1)] + (1 - \theta) [Se^{\mu_2 t} N(-d_4) - XN(-d_3)]]$$

$$d_1 = \frac{\ln(X/S) + (\mu_1 + \frac{1}{2}\sigma_1^2)t}{\sigma_1\sqrt{t}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_1\sqrt{t}$$

$$d_3 = \frac{\ln(X/S) + (\mu_2 + \frac{1}{2}\sigma_2^2)t}{\sigma_2\sqrt{t}}$$

$$d_4 = d_3 - \sigma_2\sqrt{t}$$

Call = $c(S_i, t)$ ערכה של אופציית

Put = $p(S_i, t)$ ערכה של אופציית

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

i = שיעור הריבית המקומית

המקדם = $\theta \in [0, 1]$

μ_1, σ_1 = התוחלת וסטיית התקן של התפלגות נורמלית 1

μ_2, σ_2 = התוחלת וסטיית התקן של התפלגות נורמלית 2

X = שער המימוש של האופציה

S = שער הספוט

הנוסחה להלן משקללת, לפי θ , שתי נוסחאות של G&K, שכל אחת מהן מכילה תוחלת וסטיית תקן אחת, המכתיבות את צורת ההתפלגות שלה. לפי מודל זה, שתי הנוסחאות יחד מניבות התפלגות אחת - דו-נורמלית - המתוארת על ידי חמישה פרמטרים: שתי תוחלות (μ_1, μ_2) , שתי סטיות תקן (σ_1, σ_2) , ומשקל (θ) .

ממשתנים אלו ניתן לחשב את התוחלת של ההתפלגות כולה של השינויים בשער החליפין, μ_e , על ידי ממוצע משוקלל לפי θ של שתי התוחלות שנאמדו:

$$(7) \quad \mu_e = \theta\mu_1 + (1 - \theta)\mu_2$$

באופן דומה ניתן לחשב, תיאורטית, גם את סטיית התקן של השינויים בשער החליפין, σ_e , על ידי ממוצע משוקלל לפי θ של שתי סטיות התקן שנאמדו והשונות המשותפת:

$$(8) \quad \sigma_e^2 = \theta^2\sigma_1^2 + (1 - \theta)^2\sigma_2^2 + 2\theta(1 - \theta)\sigma_{1,2}^2$$

המשמעות של שתי התוחלות ושתי סטיות התקן יכולה להיות תיאור של שני מצבי עולם שונים. לדוגמה, נניח, כי בתוך חודש צפוי רק שינוי אחד בשוק - כשיתר הדברים קבועים - והוא שינוי בשיעור הריבית במשק, המשפיע על שער החליפין. נניח גם, שלא ידוע אם השינוי יתבצע אם לאו. שינוי בריבית מתואר על ידי תוחלת וסטיית תקן 1 ("מצב עולם 1"), ואילו אי שינוי בריבית מתואר על ידי תוחלת וסטיית תקן 2 ("מצב עולם 2"). על פי המודל, לכל אחד משני מצבי עולם אלו ניתן משקל המתאר את הסיכוי להימצא באחת משתי האפשרויות.

את הדוגמה אפשר להכליל למקרה מורכב יותר אם בוחרים לתאר מכלול של שינויים צפויים שקובצו לשתי אפשרויות נפרדות. כך, למשל, ניתן להוסיף לדוגמת הציפיות לשינוי בשיעור הריבית גם ציפיות לרפורמה במיסוי שוק ההון בישראל. דוגמה זו רחבה מהקודמת ומניבה ארבעה² מצבי עולם. עם זאת, ניתן לתאר את ארבעת מצבי העולם באמצעות שתי קבוצות הנחלקות לפי השפעתן על התפתחות שער החליפין, ולכל קבוצה תוחלת אחת וסטיית תקן אחת המתאימות לכל מצבי הטבע בקבוצה. מובן שהמציאות מורכבת יותר, וקיימים בה אין-ספור מצבי עולם צפויים. לכן, המשמעות של שתי התוחלות ושתי סטיות התקן צריכה להיות רחבה ולייצג שתי קבוצות המקבצות לתוכן מצבי עולם רבים.

² העלאת הריבית ללא שינוי במיסוי; העלאת הריבית עם שינוי במיסוי; הורדת הריבית ללא שינוי במיסוי; והורדת הריבית עם שינוי במיסוי.

בלוח הבא מוצגים במרוכז המשתנים במודל ומשמעותם.

לוח 1: המשתנים במודל ומשמעותם

המשתנה	אופן החישוב	תחום אפשרי*	משמעות
μ_1	אומדן	\mathfrak{R}	ממוצע הציפיות לשינוי בשער החליפין בהינתן מצב עולם 1
μ_2	אומדן	\mathfrak{R}	ממוצע הציפיות לשינוי בשער החליפין בהינתן מצב עולם 2
σ_1	אומדן	$\sigma_1 > 0$	סטיית התקן של שער החליפין בהינתן מצב עולם 1
σ_2	אומדן	$\sigma_2 > 0$	סטיית התקן של שער החליפין בהינתן מצב עולם 2
θ	אומדן	$0 \leq \theta \leq 1$	המשקל הניתן למצבי העולם
μ_e	$\theta\mu_1 + (1-\theta)\mu_2$	$\mu_1 \leq \mu_e \leq \mu_2$	ממוצע הציפיות לשינוי בשער החליפין
σ_e^2	$\sigma_e^2 = \theta\sigma_1^2 + (1-\theta)^2\sigma_2^2 + 2\theta(1-\theta)\sigma_{12}$	$\sigma_1 \leq \sigma_e \leq \sigma_2$	אומדן לסיכון שער החליפין הגלום בשוק
מידת הנטייה (Skewness) (coefficient)	$\frac{E[(x-\mu_e)^3]}{\sigma_e^3}$	בהתפלגות נורמלית הערך שווה ל-0	מידת האי-סימטריה בהתפלגות
גבנוניות (Degree of excess)	$\frac{E[(x-\mu_e)^4]}{\sigma_e^4} - 3$	בהתפלגות נורמלית הערך שווה ל-0	עובי הזנבות

*בבניית שיטת האמידה אין אילוך כי חמשת הפרמטרים יהיו בתחום אפשרי.

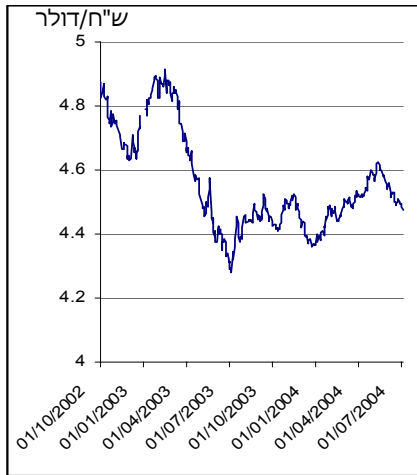
המקור: רבעון לכלכלה, 2004:1 עמ' 44.

ג. תיאור הנתונים

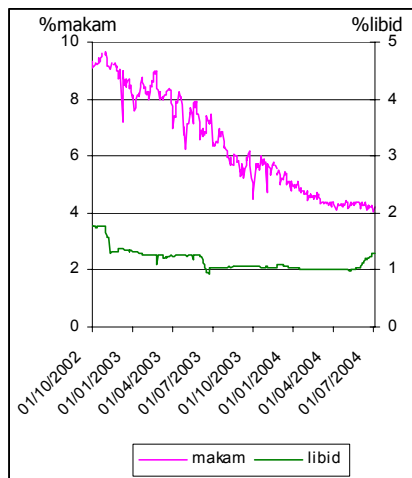
אופציות שקל-דולר הנסחרות בבורסה לניירות ערך מאופיינות כסדרות אופציות, בהתאם לתאריכי הפדיון. בכל סדרה נסחרות גם אופציות Call וגם אופציות Put במספר שערי מימוש קבועים. מועדי המימוש של סדרות האופציות הם בכל חודש, כך שבכל נקודת זמן קיימות שלוש סדרות של אופציות לשלושת החודשים הקרובים וסדרה נוספת לתום הרביע 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 ולאילו 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.

ציור 1: שער החליפין שקל/דולר



ציור 2: תשואת מק"מ וריבית ליביד



לצורך אמידת מחירי האופציות דגמנו, נוסף על מחירי האופציות שהיו ידועים בזמן דגימת מחירי האופציות, גם את שער החליפין שקל-דולר (ציור 1) וגם את שיעור הריבית על השקל לתקופת חיי האופציות - תשואת המק"מ הנפדה בסמוך למועד פקיעת האופציות (ציור 2). נציין כי הריבית על הדולר (ציור 2) לא נדגמה במסגרת זו, וזאת מכיוון שמשנתנה זה אנדוגני במודל.

מחירי האופציות רגישים למחיר נכס הבסיס - לשער החליפין שקל-דולר, לשיעורי הריבית בשוק ולציפיות השחקנים לגבי התפתחותו העתידית של נכס הבסיס. לכן, בכל נקודת זמן בתוך יום המסחר, שינוי באחד מגורמים אלו צפוי להשפיע על מחירי האופציות, ובתנאי שהספיקו לבצע בהן לפחות עסקה אחת. יתירה מכך, בדגימת מחירי האופציות על בסיס עסקאות שהתבצעו בפועל, כדוגמת מחירי הסגירה בבורסה לניירות ערך, לא מתחייב שאכן התבצעו עסקאות בכל האופציות הרשומות בו-זמנית - בנקודת זמן אחת - וייתכן כי אופציה אחת, או אפילו מספר אופציות בשערי מימוש שונים, נסחרו מוקדם יותר ביום המסחר על בסיס מידע שאינו רלוונטי בשעת סגירת המסחר. חלופה אחרת לדגימת מחירי האופציות, הפותרת את בעיית אחידות הזמנים היא חישוב של ממוצע מחירי ההיצע והביקוש לאופציות, כפי שהם כתובים בספרי הבורסה בנקודת זמן מוגדרת, וכן דגימת שער הדולר ושיעורי הריבית השקלית באותה נקודת זמן. לכל האופציות, במחירי המימוש השונים,

ישנן הצעות למכירה ולרכישה הניתנות לביצוע באותה נקודת זמן. לפיכך, הממוצע של מחירי ההצעות משקף את המחיר הקרוב ביותר שבו יכולות להתבצע עסקאות בכל האופציות שיש לגביהן הצעות.

בהתאם למאפיינים אלו של הנתונים דגמנו, בכל יום מסחר, בשעה ספציפית בצהריים את הביקוש וההיצע הטובים ביותר לכל אופציה, כפי שהם רשומים בספרי הבורסה, במקביל לשאר הנתונים - שער החליפין שקל-דולר הידוע באותו הזמן ושיעור תשואת המק"מ. מספר האופציות (Call ו-Put) בשערי מימוש שונים שיש לגביהן ציטוטי מחירים אינו קבוע על פני שעות המסחר. מדובר ב- 20 אופציות בממוצע בשערי מימוש שונים - כל האופציות הנזילות הקיימות בשוק.

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.

נתונים אלו שמשו בסיס לאמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר, בכל יום מסחר, בעזרת פונקציית ההתפלגות הדו-לוג-נורמלית.

הנתונים כללו את ימי המסחר שבין אוקטובר 2002 לבין מאי 2004 ובסה"כ 410 ימי מסחר; ו- 9818 סדרות של אופציות (ראו נתונים בנספח א').

לצורך האומדן השתמשנו רק בתצפיות שסטיית התקן הגלומה בהן הייתה בין 2% לבין 20%. יתר התצפיות סווגו כתצפיות חריגות והן הושמטו. נציין, כי השמטת התצפיות החריגות כמעט שלא השפיעה על אופי ההתפלגות שנאמדה (לוג-נורמלית או דו-לוג-נורמלית) אלא על ערכם של אומדני הפרמטרים.

קיימות ארבע גישות שונות המתייחסות להתפלגות שער החליפין העתידי, שביניהן יש יחסי גומלין (הכט ושטיין, (2004)):

(1) **ההתפלגות האמיתית של שער החליפין העתידי** היא ההתפלגות היחידה המתארת את התנהלות שער החליפין העתידי. התפלגות זו איננה ניתנת לזיהוי.

(2) **התפלגות סובייקטיבית של כל אחד מהשחקנים השונים בשווקים** היא ההתפלגות שלפיה השחקנים מתמחרים עסקאות במכשירים פיננסיים נגזרים. התפלגות זו איננה בהכרח ההתפלגות האמיתית של שער החליפין העתידי, וייתכן כי נוספים לה אלמנטים סובייקטיביים הקשורים בקבלת החלטות תחת סיכון בהתאם ל- Prospect Theory, כפי שציינו (Kahneman and Tversky (1979)) ו-(Levy and Levy (2002)). יתר על כן, שחקנים שונים בשוק רואים לנגד עיניהם התפלגויות "אמיתיות" שונות, ולכן ההתפלגות שצופים השחקנים השונים בשוק היא שקלול של התפלגויות אלו. עם זאת, להתפלגות שצופים השחקנים השונים בשווקים נודעת השפעה רבה על התנהגותם, ולכן התפלגות זו עשויה לעניין יותר מאשר ההתפלגות האמיתית.

(3) **התפלגות המבוססת על הנחה תיאורטית לגבי התנהלות שער החליפין** היא פונקציה (או מערכת של פונקציות) המתארת את התפלגות שער החליפין. ההתפלגות יכולה להיגזר מתהליך סטוכסטי תיאורטי של שער החליפין ו/או מתהליך תיאורטי של התהוות שיווי המשקל בשווקים. אין הכרח כי התפלגות זו תתאר בדיוק את המציאות. התפלגות זו, בדרך כלל, נוחה יותר כשמדובר בניתוח של התנהלות שער החליפין. כך, למשל, הניח (Krugman (1979)), תהליך תיאורטי של שער החליפין, ועל בסיסו הציג משטר שער חליפין של תחום ניד.

(4) **ההתפלגות הנאמדת של שער החליפין – ממוצע ההתפלגויות הסובייקטיביות** היא תוצאת בחינה אמפירית של נתוני שוק בטכניקות שונות. התוצאה מתייחסת לתקופת זמן ספציפית, לתדירות קבועה מראש, למטבעות ספציפיים ועוד.

בין הגישות השונות יש יחסי גומלין. ההתפלגות האמיתית של שער החליפין (1) משפיעה על ההתפלגות שצופים השחקנים (2). עם זאת, שינויים בצפייות השחקנים, עשויים להשפיע על ההתפלגות האמיתית (1). האמצעים אשר בהם מסתייעים השחקנים בגיבוש ההתפלגות שהם צופים

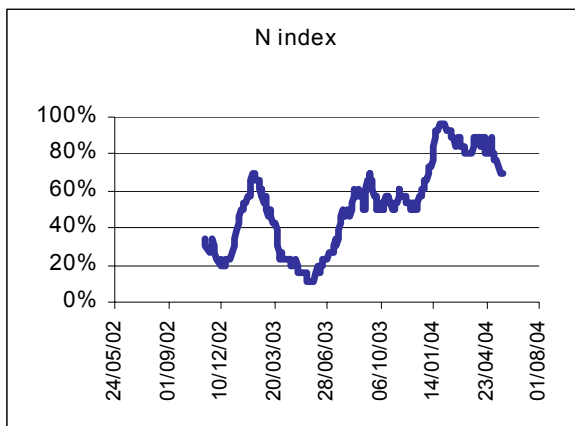
(2) הם, בדרך כלל, ההתפלגות הנאמדת של שער החליפין (4) וההתפלגות המבוססת על הנחה תיאורטית (3).

בחינת יחסי הגומלין בין הגישות השונות מאפשרת לשפר את ההתפלגות הנאמדת. תופעה ידועה אחת היא ה-Volatility Smile: מההתפלגות הנאמדת עולה, כי סטיית התקן הגלומה באופציות גדלה ככל ששער המימוש מתרחק מהכסף. תופעת ה-Smile מתקבלת כתוצאה משימוש בנוסחת בלק ושולס, שבה התפלגות שער החליפין מבוססת על הנחה תיאורטית (3) שהיא התפלגות לוג-נורמלית. תופעה זו עומדת בסתירה להנחה התיאורטית של המודל. המסקנה מכך היא, כי התפלגות שער החליפין שצופים השחקנים (2) איננה לוג-נורמלית. לכן הוצעו אפשרויות לשיפור ההתפלגות התיאורטית.

משטר שער חליפין של תחום ניוד, השורר בישראל, צפוי להשפיע על התפלגות שער החליפין כפי שהיא נצפית על ידי השחקנים בשוק. ההשפעה על התפלגות השער צפויה להתחזק עם ההתקרבות של שער החליפין אל גבולות תחום הניוד. (Campa, Chang, Refalo (1998)) בחנו באמצעות אופציות את אמינות תחום הניוד בברזיל בין 1994 ל-1997. ממצאיהם עולה כי אמינות תחום הניוד לפני 1996 הייתה קטנה יותר מאשר בתקופה שלאחר מכן. במסגרת עבודה זו לא נבחנה ההשפעה של תחום הניוד על התפלגות השער. השפעת תחום הניוד בישראל על התפלגות השער ככל הנראה לא הייתה רבה כאשר התנהל שער החליפין שקל-סל במרחק גדול יחסית מגבולות התחום. עם זאת, בסוף 1996 ובמחצית הראשונה של 1997 התנהל שער החליפין שקל/סל על גבולה התחתון של רצועת הניוד ובמהלך המחצית השנייה של 1997 ובמחצית הראשונה של 1998 הוא התנהל קרוב לגבול התחתון. למרות שעל פי נתוני השוק בתקופת המדגם של עבודה זו קיים סיכוי אפסי לחזור לקרבת הגבול התחתון, יתכן כי בעתיד הגבול התחתון של רצועת הניוד ייהפך להיות אפקטיבי. במצב כזה, ההתפלגות הדו-לוג נורמלית תשקף ביתר נאמנות את ההתפלגות של שער החליפין, אשר תספק מדד טוב לגבי אמינותו של משטר שער החליפין בישראל בעיני המשקיעים. כאשר שער

החליפין יתנהל בתוך רצועת הניוד אך קרוב לאחד מהגבולות שלו יהיה ניתן ללמוד מההתפלגות הדו-לוג-נורמלית הן על ההסתברות לפריצת רצועת הניוד כחלק מ"קפיצה" בשער החליפין אל מחוץ לרצועה; והן על גודל הקפיצה כמדד לחוסר אמינות של מדיניות שער החליפין.

ציור 3: מדד לבחינת הנורמליות של שוק מטבע חוץ



ד. מדד לבחינת הנורמליות של שוק מטבע חוץ ("מדד N")

תמחור אופציות בשווקים הפיננסיים מבוסס על הנחה פשוטה ומקובלת, לפיה השינויים בצפויים בשער החליפין מתפלגים נורמלית. המדד לבחינת הנורמליות (במובן סטטיסטי) של שוק מטבע חוץ

מכמת בדיעבד באיזה אחוז מהימים בחודש המסחר האחרון אכן התנהל המסחר במסגרת ציפיות המבוססות על אותה ההנחה המקובלת של התפלגות נורמלית. תדירותו של המדד יומית (ציור 3).

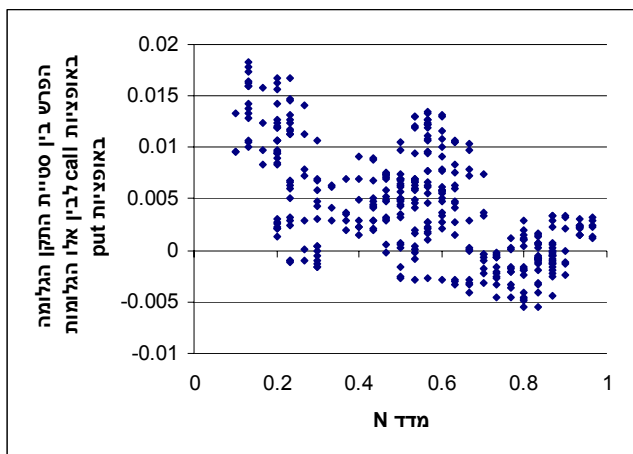
המדד נבנה בשלושה שלבים:

(1) בדיקה עבור כל יום האם התפלגות השינויים בשער היא נורמלית או דו-נורמלית.
(2) קביעת הערך 1 עבור ימים בהם ההתפלגות נמצאה נורמלית וערך 0 עבור ימים שבהם ההתפלגות היא דו-נורמלית.

(3) חישוב (באחוזים) כמה מתוך הימים בחודש האחרון נמצאו נורמליים.
השלב הראשון מתבצע על ידי ארבעה מבחני t שלפיהם נקבע האם ברמת מובהקות של 10% , θ , $1 - \theta$, std_1 , std_2 שונים מאפס (ראו נספח ב'). במקרה שאחד מהם איננו שונה מאפס באופן מובהק המשמעות היא, שלשינוי בשער החליפין התפלגות נורמלית יחידה. במקרה שכולם שונים מאפס המשמעות היא שהתפלגות השינוי בשער החליפין מורכבת משתי התפלגויות נורמליות ולשער עצמו התפלגות דו-לוג-נורמלית. יש לציין, כי המבחן הסטטיסטי הוא חלקי משום שהוא מציב רק שתי אפשרויות להתפלגות שער החליפין למרות שיתכן שקיימות אפשרויות נוספות גם בטווחי זמן אחרים. לכן אימצנו את המונח "מדד" לבחינת הנורמליות ולא "מבחן". הערכים שהמדד יכול לקבל נעים בין 0% לבין 100% .

ניתוח המדד בעת האחרונה מעלה, כי חלו בו שינויים ניכרים והוא עלה משיעור של 10% ימי התפלגות נורמלית באמצע 2003 לשיעור של כמעט 100% ימים, בראשית 2004, שבהם ההתפלגות הייתה נורמלית. השינויים במדד עקביים עם עובדות מסוגננות המוכרות מהתפתחויות בשוק מטבע החוץ ובשער החליפין באותה התקופה: עליה ביבוא ההון של תושבי החוץ במחצית הראשונה של 2003, עזירה ביבוא ההון והתהפכות מגמת שער החליפין בסוף יוני (המפקח על הבנקים (2004)).

ציור 4: ההפרש בין סטיית התקן הגלומה באופציות call לבין אלו הגלומות באופציות put מול מדד N



בחנו את מדד N מכיוון נוסף, על ידי כך שחישבנו את סטיית התקן הגלומה באופציות call בנפרד ובאופציות put בנפרד. צפינו, כי בתקופות בהן התפלגות שער החליפין תאופיין כנורמלית יתקיים שוויון בין סטיות התקן המחושבות בנפרד ולכן ההפרש בין החישובים יהיה קרוב יותר לאפס. את ההפרש הצבנו מול מדד N (ציור 4) ומצאנו, כצפוי, קשר שלילי בין שתי הסדרות: כאשר ההתפלגות אופיינה כנורמלית - מדד N גבוה - היה דמיון בין סטיות התקן הגלומות באופציות call לבין אלו הגלומות באופציות put ולכן ההפרש ביניהם היה נמוך וההפך.

נציין, כי לא ציפינו שבתקופות "לא נורמליות" ההפרש שיתקבל בין סטיות התקן הגלומות באופציות call לבין אלו הגלומות באופציות put יהיה רוב הזמן בכיוון אחד. הכיוון שהתקבל בתקופות אלו היה חיובי והוא מוסבר בתופעה מקומית המאפיינת את המשק הישראלי: הציבור בישראל קושר בין סיכון שער החליפין לבין פיחות (הכס (2000)). לכן כאשר הסיכון גדל מתמחר השוק את אופציות ה-call במחיר גבוה יותר מאשר את אופציות ה-put, דבר המתבטא בסטיית תקן גלומה גבוהה יותר. קשר זה התבטא במידת הנטייה של ההתפלגות לכיוון הפיחות ברוב תקופת המדגם.

הציפיות לפיחות כפי שהן מחושבות על פי השיטה בעבודה זו תואמות את ההתנהגות הפיננסיות של הסקטור הפרטי בישראל: במחצית הראשונה של שנת 2004 היה סקטור זה בעל עודף נכסים נטו במטבע חוץ. עם זאת, במקרה של ייסוף בשער החליפין עלול להתמש הפסד ניכר בסקטור זה.

ציור 5: מדד לרמת סיכון שכיחה



ה. מדד לרמת סיכון שכיחה בשוק המט"ח ("מדד R")

המדד לרמת סיכון שכיחה בשוק המט"ח בוחן את גובה ההתפלגות בשכיח. ככל שהגובה גבוה יותר, רמת הסיכון על פי מדד זה נמוכה יותר. תדירות המדד יומית (ציור 5). המדד מחושב בשלושה שלבים:

(1) חישוב הציפיות בשכיח מדי יום (ציור 7). נציין כי, הערך המקסימלי של גובה זה הוא אחד.

(2) חישוב של אחד פחות התוצאה משלב קודם (כך שהמדד שיתקבל ישקף סיכון גבוה יותר ככל שהמדד גבוה יותר).

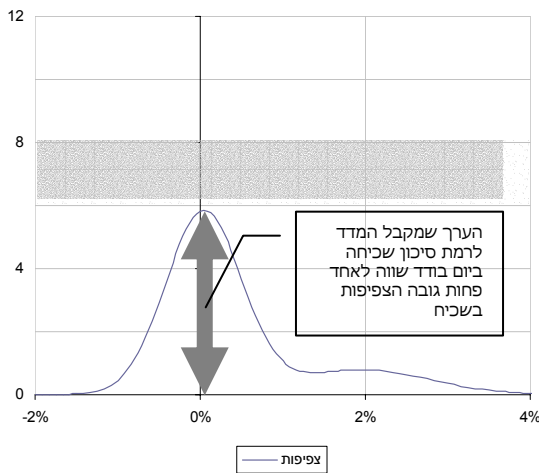
(3) מיצוע התוצאות שנתקבלו בחודש המסחר האחרון.

הערכים שהמדד יכול לקבל הם בין 0 לבין 1.

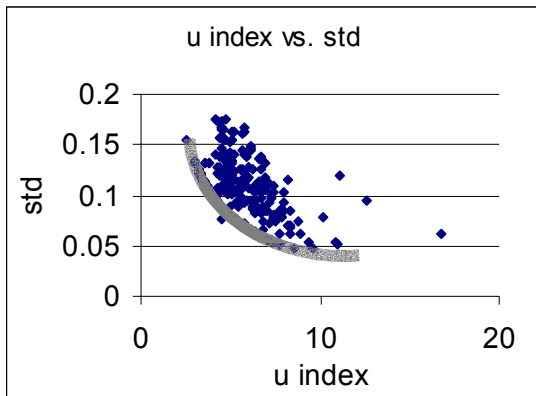
את רמת הסיכון בשוק בוחנים לעיתים קרובות באמצעות סטיית התקן הגלומה ולכאורה אין למדד המוצג כאן ערך מוסף. ואכן, כפי שניתן לראות בציור 7, כאשר התפלגות השינויים בשער מאופיינת כנורמלית, קיים קשר חד-חד ערכי בין המדד לרמת הסיכון השכיחה בשוק המט"ח לבין סטיית התקן הגלומה (הקו האפור בתרשים). לכן, במקרה של התפלגות נורמלית המדד וסטיית התקן הגלומה הם אכן תחליפיים זה לזה. אולם, בניגוד לסטיית התקן הגלומה, הבוחנת את הסיכון בשוק לפי רוחב ההתפלגות, המדד לרמת סיכון שכיחה בוחן את הסיכון לפי גובהה ובכך הוא מתאים גם להתפלגויות שלהן יותר משיא אחד. לכן, כאשר ההתפלגות איננה מאופיינת כנורמלית, התחליפיות בין המדדים אינה מתקיימת וסטיית התקן הגלומה לבדה אינה יכולה להוות מדד יחיד המשקף סיכון בשוק.

להערכתנו, כדי לקבל תמונה ברורה יותר על השינויים בסיכון בשוק יש לבחון הן את סטיית התקן הגלומה והן את מדד רמת הסיכון השכיחה. אם גם המדד לרמת הסיכון השכיחה וגם סטיית התקן הגלומה קטנים, ניתן

ציור 7: התפלגות שער החליפין ומדד לרמת סיכון שכיחה



ציור 6: מדד לרמת סיכון שכיחה מול סטיית התקן הגלומה



להניח כי הסיכון בשוק ירד. אם המדד לרמת סיכון שכיחה קטן אך סטיית התקן גדלה המסקנות פחות ברורות ואז רצוי להשתמש במדד נוסף הבוחן שינויים חריגים בשער החליפין ומוצג להלן.

1. מדד לשינוי חריג בשער החליפין ("מדד J")

המדד לשינוי חריג בשער החליפין בוחן את כיוון ועוצמת השינוי הצפוי בשער על פי שוק ההון. שינוי חריג הוגדר בעבודה זו כשינוי הצפוי בממוצע ובסטיית התקן של שער החליפין העתידי. להגדרה זו מימד עמוק יותר מההגדרה המקובלת לפינה שינוי חריג מציין פיחות חד. תדירותו של המדד יומית (ציור 9).

המדד נבנה בשלושה שלבים:

(1) חישוב ההפרש שבין שתי התוחלות הנאמדות לשם קבלת כיוון השינוי בשער החליפין ועוצמתו.

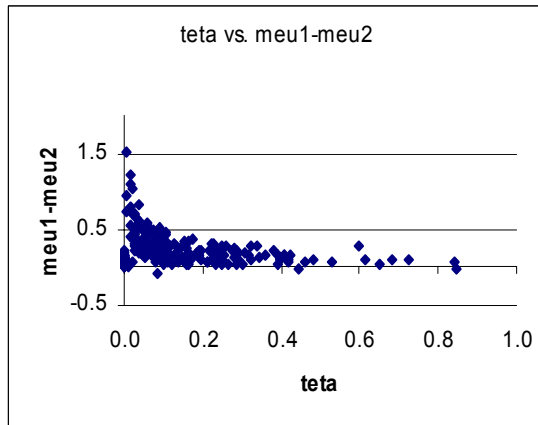
(2) הכפלת ההפרש שהתקבל בערך θ האומד את ההסתברות לקפיצה בשער החליפין.

(3) מיצוע התוצאות שנתקבלו בחודש המסחר האחרון.

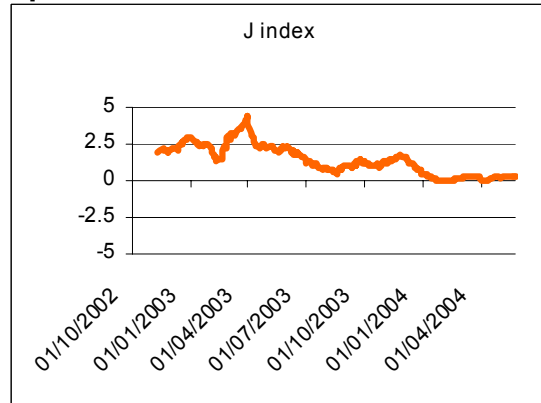
לצורך חישוב מדד זה אנו עושים שימוש גם בימים בהם נתקבלו התפלגויות נורמליות. במקרה כזה התוצאה תהיה אפס משום שהערך θ שווה לאפס. המשמעות היא שלא צפויה קפיצה ולכן הכיוון והעוצמה שווים לאפס. הערכים שהמדד יכול לקבל הם בין מינוס אינסוף לבין האינסוף. עם זאת, במרבית הזמן הערכים במדגם נעו קרוב לאפס.

ציור 8 מציג את הקשר שבין הפרש התוחלות לבין הערך θ . כפי שניתן לראות, קיים קשר שלילי בין הפרש התוחלות לבין הערך θ : ככל שההסתברות לקפיצה בשער החליפין גדלה, קטן גודל הקפיצה הצפויה וההפרש. הכפלה של שני הערכים נותנת ביטוי הן לעוצמת הקפיצה ולכיוונה והן להסתברות שהיא תתרחש. גם במקרה זה מדובר במדד ולא במבחן.

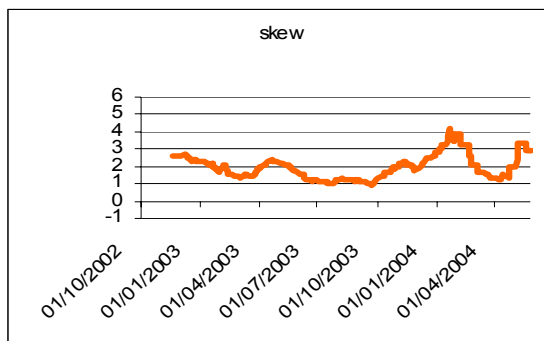
ציור 8: הפרש התוחלות מול הערך θ



ציור 9: מדד לשינוי חריג בשער החליפין



ציור 10: פרמטר skew (ממוצע נע חודשי)

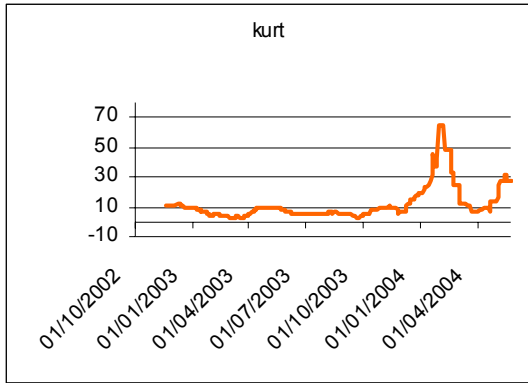


ניתוח המדד בעת האחרונה מעלה, כי חלה בו ירידה מתמשכת מאמצע 2003 והמשמעות היא התייצבות של הציפיות לשינויים חריגים בשער החליפין.

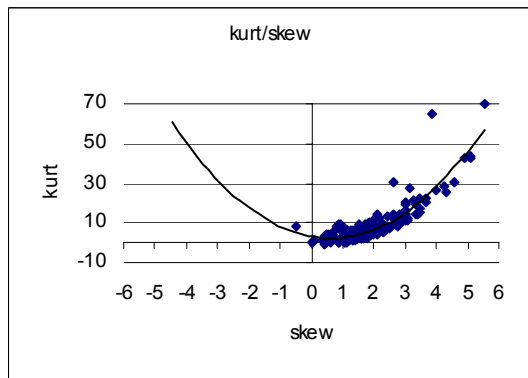
עם זאת, מהניתוח עולה כי כיוון הקפיצה הצפויה בשער החליפין היה כמעט תמיד חיובי - למעט מספר ימים בודדים בהם הכיוון אמנם היה לייסוף

אולם בעוצמה נמוכה. משמעות הדבר היא שלפחות בהיבט הסטטיסטי שוק ההון בישראל עדיין לא הפנים שכיוון שער החליפין יכול להיות גם לייסוף נומינלי משמעותי כפי שהתרחש בפועל בראשית 2003.

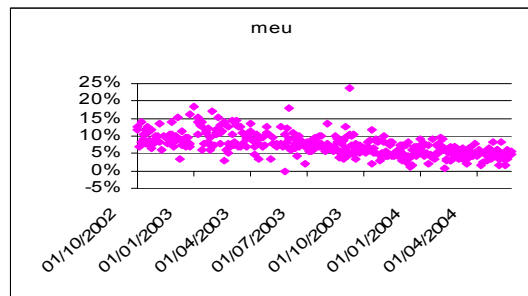
ציור 11: מידת הגבנוניות (ממוצע נע חודשי)



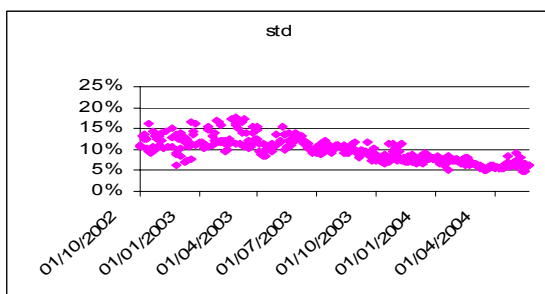
ציור 12: מידת הנטיה מול מידת הגבנוניות



ציור 13: התוחלת



ציור 14: סטיית התקן הגלומה



ז. ממצאים נוספים

תמיכה נוספת לטענה ש לפחות בהיבט הסטטיסטי שוק ההון עדיין לא הפנים שיתכן ייסוף מתמשך בשער החליפין ניתן ללמוד ממידת הנטיה של ההתפלגות המשתקפת פרמטר ה-Skewness (ציור 10). כאשר הפרמטר חיובי הדבר מצביע על זנב בהתפלגות שכיוונו פיחות. כאשר הפרמטר שלילי הדבר מצביע על זנב לכיוון ייסוף.

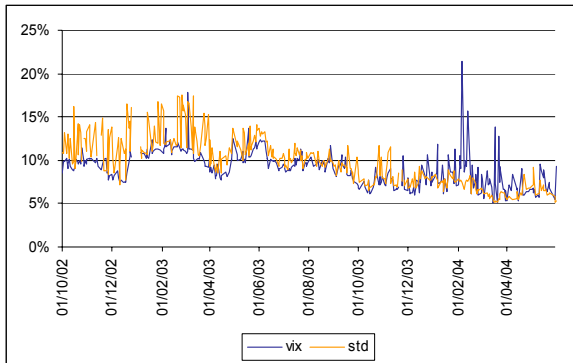
במהלך כל התקופה כמעט היה המדד חיובי. יתר על כן, גם בתקופה בה התפלגות שער החליפין הייתה צרה התקבל זנב לכיוון פיחות גדול יותר. עד כמה צרה ההתפלגות ניתן ללמוד ממידת הגבנוניות שלה הנמדדת באמצעות ה-Degree of excess (ציור 11 ולוח 1). הערך המתקבל הוא תמיד גדול מאפס והוא גדל ככל שההתפלגות צרה יותר.

עקרונית, לא צפוי קשר בין מידת הנטיה לבין הגבנוניות והוא יכול לקבל גם ערכים חיוביים וגם שליליים (הקו השחור, התיאורטי, בציור 12). עם זאת, ניתן לראות בציור 12 שבשוק ההון התקיים קשר מובהק: ככל שההתפלגות צרה יותר (מידת הגבנוניות קטנה יותר) גדלה מידת הנטיה של ההתפלגות. הדבר מצביע על כך, ששוק ההון עדיין לא הפנים שכיוון שער החליפין יכול להיות גם לייסוף נומינלי משמעותי כפי שהתרחש בראשית 2003: כיוון הקפיצה הצפויה בשער החליפין היה כמעט תמיד חיובי - למעט מספר ימים בודדים בהם הכיוון אמנם היה לייסוף אולם בעוצמה נמוכה. התוחלת וסטיית התקן מוצגים בציור 13 ובציור 14. כפי שניתן לראות גם התוחלת של שער החליפין הצפוי וגם סטיית התקן שלו ירדו במהלך התקופה הנסקרת.

במהלך 1993 השיקה Chicago Board Option Exchange® (CBOE®) את מדד ה-VIX® שהוא למעשה חישוב א-פרמטרי של סטיית התקן הגלומה באופציות. המדד הפך לאמת מידה לתנודתיות של שוק המניות בארה"ב (CBOE (2003)). כיוון שהתנודתיות לעיתים משקפת שינויים פיננסיים חריגים, הפך

ה- VIX[®] במהלך הזמן גם ל"מדד חששות המשקיעים". במסגרת זו יישמנו את שיטת החישוב

ציור 15: מדד ה- VIX[®] לעומת סטיית התקן הגלומה על פי החישוב בעבודה זו (std)



הניבה ערך נמוך יותר עבור המדד בעבודה זו (3.7) מאשר הערך שהניב מדד ה- VIX[®] (63.3).

ה. סיכום

שער החליפין הוא פרמטר מרכזי בחשיבה הכלכלית בגלל השפעתו על התפתחויות כלכליות ופיננסיות במשקי העולם. מכאן העניין הרב שמגלים כלכלנים בהבנה וניתוח של ממדים שונים בהתפתחותו. עבודה זו בחנה את הציפיות לשינויים בשער החליפין כפי שהן משתקפות במסחר יומיומי בבורסה לניירות ערך בתל אביב. ציפיות אלו משתקפות היטב במסחר באופציות על שער החליפין שכן ההכנסה שתתקבל בזמן הפקיעה תלויה במחירו של נכס הבסיס. ציפיות אלו מתוארות בעבודה זו כהתפלגות הנאמדת של שער החליפין. ההתפלגות הנאמדת בעבודה זו היא של השינויים בשער החליפין במסגרת הנחה של התפלגות דו-לוג-נורמלית של השער עצמו. הנחה זו מתיישבת עם התהליך הסטוכסטי שהציע Merton (1976) לפיו השינויים בנכס הבסיס הם רציפים, מקריים ומלווים בקפיצות (Jumps). בגלל מיעוט הנתונים הנחנו בעבודה כי בתהליך צפויה להתרחש בשער החליפין לכל היותר קפיצה אחת.

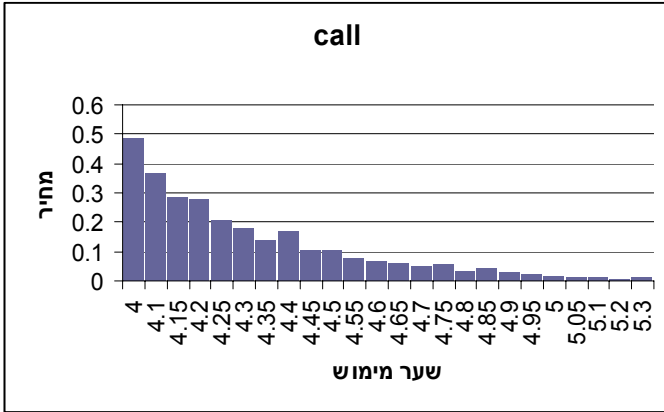
על סמך נתוני המסחר באופציות בבורסה בת"א אמדנו 410 התפלגויות יומיות בין אוקטובר 2002 לבין יוני 2004 ומצאנו כי כיוון הקפיצה הצפויה בשער החליפין שקל/דולר היה כמעט תמיד חיובי - למעט מספר ימים בודדים בהם הכיוון אמנם היה לייסוף אולם בעוצמה נמוכה. מכאן הסקנו שלפחות בהיבט הסטטיסטי שוק ההון בישראל עדיין לא הפנים שכיוון שער החליפין יכול להיות גם לייסוף נומינלי משמעותי כפי שהתרחש בפועל בראשית 2003.

יתכן כי אחד הגורמים לירידה בתרומת מגזר המט"ח לרווחים מפעולות מימון במערכת הבנקאות הישראלית במהלך שנת 2003 (המפקח על הבנקים (2004)), נבע מחוסר ההתאמה הניכר שבין הציפיות לפיחות בשער החליפין לבין הייסוף שהתרחש בפועל.

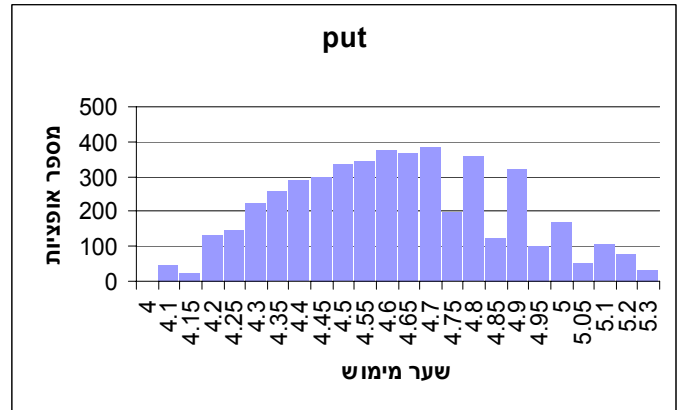
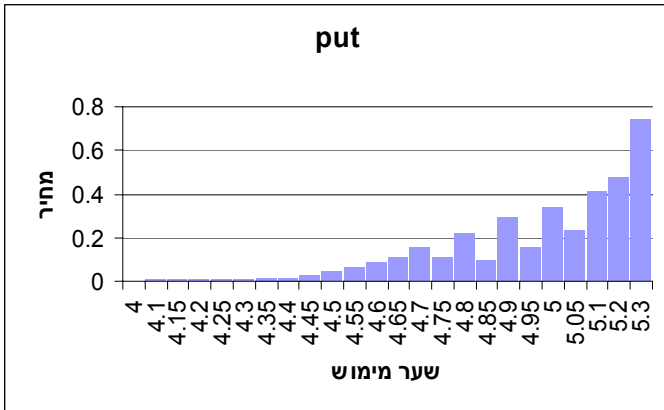
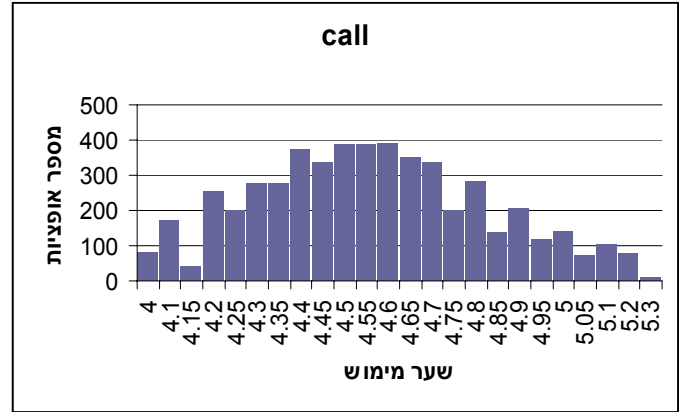
נספח א'

להלן מספר תרשימים המתארים את נתוני העבודה:

ציור 16: מחיר ממוצע לפי שער מימוש



ציור 17: מספר אופציות לפי שערי מימוש



נספח ב'

הבדיקה עבור כל יום האם ההתפלגות של השינויים בשער החליפין היא נורמלית או דו-נורמלית נעשית באמצעות בחינת הערכים המסומנים בפלטים הבאים המתקבלים מתוכנת ה-SAS8.0.

ציור א'

31-8-2004: מקרה של התפלגות נורמלית של השינויים בשער החליפין שלב א': דחיית השערת התפלגות דו-נורמלית

Parameter	Estimate	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t
teta	-0.11783	56.3215	-0.00	0.9984
MEU1	0.218397	15.6476	0.01	0.9891
std1	0.04254	1.6866	0.03	0.9883
MEU2	0.075272	5.5815	0.01	0.9895
std2	0.049156	0.2818	0.17	0.8647

מבחינת t שלפיהם לא נדחה ברמת מובהקות של 10% , θ , $1 - \theta$, std_2 את ההשערה שהם שונים מאפס

ציור ב'

שלב ב': קבלת ההשערה של התפלגות נורמלית ואמידת הפרמטרים של התפלגות

Parameter	Estimate	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t
MEU1	0.042734	0.0163	2.62	0.0282
std1	0.046398	0.00206	16.24	<.0001

Number of Observations		Statistics for System	
Used	16	Objective	0.2287
Missing	0	Objective+H	3.6585

הפרמטרים של התפלגות נורמלית

מבחינת t שלפיהם נדחה ברמת מובהקות של 10% , θ , $1 - \theta$, std_2 את ההשערה שהם שונים מאפס

ציור II

11-8-2003: מקרה של התפלגות דו-נורמלית של השינויים בשער החליפין

SAS: Output-Untitled

File Edit View Tools Solutions Help

NOTE: Thumb position at 5470.

----- date=11/08/2003 -----

The MODEL Procedure

Nonlinear OLS Parameter Estimates

Parameter	Estimate	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t
teta	0.232522	0.0393	5.91	<.0001
MEU1	0.091326	0.0144	6.35	<.0001
std1	0.163459	0.00749	21.82	<.0001
MEU2	0.059787	0.0286	2.09	0.0444
std2	0.054262	0.00949	5.72	<.0001

הפרמטרים של התפלגות דו-נורמלית

מבחינת שלפיהם נדחה ברמת מובהקות של 10% , θ , std_1 , $1 - \theta$ את std_2 ההשערה שהם שונים מאפס

ביבליוגרפיה

- הכט י. (2000), "אמידת סטיית התקן של השינויים היומיים בשער החליפין שקל/דולר באמצעות מודל GARCH", *בנק ישראל - נייר פנימי*.
- הכט י., ור. שטיין (2004), "אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר הגלומה במחירי האופציות", רבעון לכלכלה 2004(1), עמ' 36-60.
- המפקח על הבנקים (2004), טיוטא לסקירה שנתית 2003, עמ' 7.
- רוטנברג ד. (2002), "ניהול בנקאי בישראל", *כתר ירושלים*, עמ' 274-283.
- Aguilar, J. and P. Hördahl. (1991), "Option Prices and Market Expectations", *Monetary and Exchange Rate Policy Department Quarterly Review*, 1, 43-70.
- 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.
- Ball, C. A. and W. N. Torous (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.
- Beber A. and M. Brandt (2003), "The Effect of Macroeconomic News on Beliefs and Preferences: Evidence from the Options Market", NBER working paper No. 9914.
- Black F. and M. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy* 81 (May-June), pp. 637-654.
- Booth G. and V. Akgiray (1988), "Mixed Diffusion-Jump Process Modeling of Exchange Rate Movements", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, 631-637.
- Boothe P. and D. Glassman (1986), "The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications", *Journal of International Economics* 22, pp. 297-319.
- Brigo D. and F. Merdurio (2001), "Lognormal-Mixture Dynamics and Calibration to Market Volatility Smiles", *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, Vol. 5, No. 4 (2002), 427-446.
- Campa, J. M., K. P. H. Chang 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.
- Chicago board options exchange - CBOE (2003), "The new CBOE volatility index - VIX", available at: www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf.
- Garman, M. B. and S. W. Kohlhagen (1983), "Foreign Currency Option Values", *Journal of International Money and Finance*, 2, 231-237.

- Jiang G. J. (1998), "Jump-Diffusion Model of Exchange Rate Dynamics - Estimation via Indirect Inference", available at: www.ub.rug.nl/eldoc/som/a/98A40/98a40.pdf
- Johnston K. and E. Scott (2000), "GARCH Model and the Stochastic Process underlying Exchange Rate Price Changes", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Vol 13.
- Krugman P. (1979), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *NBER Working Paper No. 2481*, January.
- 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.
- Merton, R. (1976), "Option Pricing When Underlying Stock Returns are Discontinuous", *Journal of Financial Economics* 3, 125-144.
- Ross S. M. (1996), "Stochastic Process-second edition", John Wiley & Sons.

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 M. Beenstock, O. Sullá – The Shekel's Fundamental Real Value
- 2000.02 O. Sullá, M. Ben-Horin – Analysis of Casual Relations and Long and Short-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 D. Elkayam – A Model for Monetary Policy Under Inflation Targeting: The 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
- 2004.01 א' ארגוב – מודל לחיזוי הגירעון המקומי של הממשלה
- 2004.02 י' הכט, וה' פומפושקו – נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין