

בנק ישראל

המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ

סוגיות במטבע חוץ

שקילות פער הריביות (UIP) בתוחלת ובשונות שער החליפין
שקל\דולר

בנצי שרייבר*

גיליון מס' 1/06 • אוגוסט 2006

* המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ, דואל: schreibe@boi.gov.il

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

זכות היוצרים בפרסום זה שמורה לבנק ישראל,

הרוצה לצטט רשאי לעשות כן בתנאי שיציין את המקור.

שקילות פער הריביות (UIP) בתוחלת ובשונות שער החליפין שקל\דולר

אוגוסט 2006

בנצי שרייבר¹

תמצית

נייר זה בוחן את הקשרים הסימולטניים קצרי הטווח בין שער החליפין שקל\דולר לבין הריביות המקומיות, הריביות הדולריות ופערי הריביות לאורך המבנה העיתי של שיעורי הריבית קרי, בטווחים שונים לפדיון. הבדיקה נעשת בעזרת פרוצדורת ARCH של שני משתנים עם סף (Bi-Variate Threshold ARCH – BV-TARCH) הכוללת מערכת משוואות לתיאור הקשרים בין שער החליפין והריביות. פרוצדורה זו מאפשרת ניתוח של ההשפעה קצרת הטווח (תדירות שבועית) של המשתנים אחד על השני, הן במומנט הראשון - התוחלת והן במומנט השני - השונות המותנית (conditional variance). כמו כן מאפשרת הפרוצדורה זיהוי אי-סימטריה בהשפעת שוקים על הסדרות ואוטורגרסיביות בהן. בחלק השני של העבודה נבחנת השערת שקילות פער הריביות הלא מכוסה (UIP) לאורך המבנה העיתי של פער הריביות.

מניתוח התוצאות של הפרוצדורה על נתונים שבועיים בשנים 1999 עד 2005 נמצא כי במשוואת התוחלת, שער החליפין משפיע חיובית על הריביות המקומיות ועל פער הריביות, לטווח ארוך (מעל שנה) אך לא ההפך. מנגד, במשוואת השונות המותנית לא נמצאה השפעה צולבת בין שער החליפין לבין הריביות ופער הריביות. דהיינו, עלייה בשער החליפין הובילה לעלייה בשיעור הריביות המקומיות לטווח ארוך וכן לעלייה בפער הריביות לטווח ארוך. השפעה כזו לא נמצאה לגבי הריביות ופער הריביות לטווח הקצר (פחות משנה). כמו כן, נמצא כי שוקים (shocks) של העלאת ריבית השפיעו יותר על התנודתיות של הריביות מאשר שוקים של ירידת ריבית. ממצא זה הוא כנראה תוצאה של המדיניות האי-סימטרית בריבית בנק ישראל שהייתה שכיחה בתקופת המדגם: העלאות חדות של הריבית לעומת הורדות איטיות ומדודות.

בחינת יכולת החיזוי של השערת "שוויון פער הריביות הלא מכוסה" בתקופת המדגם, מלמדת כי **השינויים** בפער הריביות ובפרט לטווח ארוך חזו טוב יותר את השינויים בשער החליפין מאשר **הפער עצמו**. ממצאים אלו מוסברים בצמצום פער הריביות המשמעותי שהתרחש במהלך מרבית תקופת המדגם בהשוואה לפיחות היחסית קטן של שער החליפין שקל\דולר במהלך מרבית תקופת המדגם.

¹ המחלקה לפעילות המשק במט"ח, בנק ישראל. תודתי נתונה לדרור דביר, לנדב שטיינברג ולמירי יאיר על עזרתם בהכנת החומר.

Uncovered Interest Parity (UIP) in the mean and the variance of the NIS/US\$ Exchange Rate

Ben Z. Schreiber^{*}

Summary

This paper examines the simultaneous short-term relationships between the NIS/\$ exchange rate and local interest rates, the dollar interest rates and the interest-rate differentials along the interest rates term structure. The test is performed using the ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) procedure of two variables with a bivariate threshold ARCH (BV-TARCH) that incorporates a set of equations describing the relationship between the exchange rate and interest rates. This procedure enables us to analyze the effect of each of the variables on the other regarding the expectation and the conditional variance. It also enables us to identify asymmetry in the effects of shocks on the series. The second part of the paper examines the Uncovered Interest Parity (UIP) hypothesis along the term structure of the interest-rate-differential.

The analysis of the results of the procedure used on weekly data for the years 1999–2005 shows that in the mean equation the NIS/\$ exchange rate has a positive effect on the long-term domestic interest rates and on the interest-rate differential, but the reverse relationship does not hold. Moreover, the impact of positive shocks in the local interest rates on the conditional variance was greater than negative ones. This is probably the result of the asymmetrical monetary policy during most of the sample period: sharp increases of interest rates versus moderate declines.

Examination of the UIP during the sample period shows that *changes* in the interest-rate differential, particularly for the long term, predicted the changes in the exchange rate better than did the *differential itself*. These findings can be explained by the significant contraction of the interest-rate differential that occurred during the sample period compared with the relatively small depreciation in the NIS/\$ exchange rate in that period.

^{*} The Foreign Exchange Activity Department, Bank of Israel.

אחת השקילויות הבסיסיות ביותר בתחום שער החליפין היא שקילות פער הריביות הבלתי מכוסה (Uncovered Interest Rate Parity - UIP). על פי שקילות זו השינוי הצפוי בשער החליפין בין שני מטבעות הוא פונקציה של פער הריביות² בין אותן מדינות. ההנחה העומדת בבסיס שקילות זו היא ששוקי המטבע והכספים משוכללים, קיימת אדישות לסיכון ומתקיימת תיאורית הציפיות הטהורות כלומר, הסתכלות המשקיעים היא קדימה (forward looking). לפי שקילות זו, בלתי אפשרי לנצל את פער הריביות לאורך זמן כלומר, תוחלת הרווח של ספקולנטים הנוטלים הלוואות במטבע של המדינה בה הריבית נמוכה ומפקידים במטבע של המדינה בה הריבית גבוהה, אמורה להתקזז במלואה מפירות המטבע של המדינה בה הריבית הגבוהה. תהליך זה אמור, על פי שקילות UIP, להסתיים, אם כך, בפירות שער החליפין כאשר כיוון השינוי הוא מפער הריביות – כמשתנה מסביר לשער החליפין – כמשתנה מוסבר. אם נסמן את הריבית הנומינלית חסרת הסיכון בזמן t בשוק המקומי ב- i_t , את הריבית המקבילה בשוקי חו"ל ב- i_t^* ואת שער החליפין ב- e_t אזי, על פי שקילות UIP³:

$$(1a) \quad E(e_{t+1}) - e_t \equiv E(\Delta e_{t+1}) = i_t - i_t^*$$

ניסוח אלטרנטיבי קושר בין השינוי בשער חליפין לשינוי בפער הריביות, כך:

$$(1b) \quad E(\Delta e_{t+1}) = \Delta i_t - \Delta i_t^*$$

הממצאים מלמדים כי שערי חליפין של מדינות בעלות שיעורי ריבית גבוהים יחסית לריביות האמריקאיות נוטים להיות מיוספים ביחס לדולר; זאת בניגוד לשקילות ה- UIP (ראה, מונרו 2005; קרלסון ואוסלר, 2002). תופעה זו נבדקה במחקרים שונים (ראה, סרנו 2005) והממצאים היו דומים קרי, פרמיית אקדמה (השווה בקירוב לפער הריביות) שהנה גבוהה לוותה בייסוף של שער החליפין המקומי לעומת הדולר במקום בפירות⁴. תופעה זו אף כונתה בספרות⁵ כתצורף פרמיית האקדמה (forward premium puzzle). ברנהרט וכו' (1999) תולים תופעה זו בכך

² המונח ריביות משמעותו בנייר זה תשואות שוק חסרות סיכון אשראי כגון מק"מ ושחר בישראל ו- T-bill ו- T-bond בארה"ב.

³ מקובל לנסח את השקילות בתוספת פרמיית סיכון מדינה - η . עם זאת, יש לשים לב לכך שהריביות בשוק הישראלי אמורות לכלול בצורה זו או אחרת את סיכון המדינה. בהנחה שעבור תושבי ישראל סיכון המדינה לא קיים ומכיוון שפרופורציית המשקיעים הזרים בשוק האג"ח המקומי בתקופת המדגם הייתה זניחה, ניתן לעריך שהריביות המקומיות כוללות פרמיית סיכון מדינה ברמה נמוכה יחסית. בעתיד, עם החלת כללי באזל II על מערכת הבנקאות המקומית, סיכון זה יהיה מהותי יותר מזה שהיה בתקופת המדגם. בהיעדרם של נתונים שבועיים זמינים ואמינים על פרמיית הסיכון, שקילות UIP לא נבדקה בעבודה זו בניסוח הכולל פרמיית סיכון.

⁴ פמה (1984) בדק את השקילות של פער הריביות הלא מכוסה (CIP) – בעזרת פרמיית האקדמה (השווה בשווקים משוכללים – ללא אפשרות ארביטראז' לפער הריביות) שהוצבה ברגסיה הבאה: $\Delta e = \alpha + \beta(i - i^*) + \varepsilon$ כאשר Δe הוא השינוי בשער חליפין ו- i , i^* הן הריביות המקומית והזרה, בהתאמה. אם ה- UIP מתקיים אזי נצפה ש- $\alpha = 0$, $\beta = 1$. בפועל נמצא במחקרים שונים ובתקופות שונות ש- β שלילי מובהק.

⁵ ראה למשל, קרלסון ואוסלר (2003) וסרנו (2005).

שחלק גדול מהבדיקות נעשו בלי לקחת בחשבון את פרמיית הסיכון שהנה בעלת השפעה שלילית ניכרת על שער החליפין והיא משתנה על פני זמן. תוצאה זו דומה למסקנתו של פמה (1984).

מאחר והריביות לטווח קצר ולטווח הארוך אינן בהכרח מתואמות ביניהן עולה במקרים רבים השאלה מהן הריביות היותר רלבנטיות להצבה בשקילות ה-UIP. על פי הניסוח הפשוט של UIP, אין העדפה א-פריורי לטווח הריביות אולם מעשית נמצא (ראה, סרנו 2005, מקדונלד ונאגיאסו, 1999) שהשקילות מתאימה יותר לטווחים ארוכים כלומר, לריביות לטווח ארוך בעוד שלגבי ריביות לטווחים קצרים, המתאם בין פער הריביות והשינוי בשע"ח הנו שלילי, כאמור. תופעה זו אף מוסברת תיאורטית על ידי מק'קלום (1994) הקושר בין הריביות והמדיניות המוניטרית. לטענתו, פונקצית התגובה של המדיניות המוניטארית, אשר נועדה למניעת לחץ על שער החליפין ולהחלקת השינויים בשיעורי הריבית, היא זו שגורמת לקשר השלילי שנמצא בין פער הריביות לטווח קצר לבין השינוי בשער החליפין. מנגד, משתנים בסיסיים בכלכלה (fundamentals) כגון: תוצר ואינפלציה משפיעים יותר בטווח הארוך. במקביל, גם בכלכלה הריאלית (למשל על פי תנאי מרשל לרנר), פיחות גורם לשיפור הגירעון המסחרי (יותר יצוא\פחות יבוא) במשק קטן ופתוח. אולם, המציאות מלמדת על שינוי הגירעון המסחרי בצורת עקומת J, שמשמעותה גידול בגירעון בטווח הקצר למרות הפיחות וצמצומו לאחר מכן. הסיבות המוזכרות לתופעה זו הן: חוזים שלא ניתן לבטלם בטווח הקצר ופרק הזמן שלוקח ליצואנים\יבואנים להיכנס לשווקים חדשים.

אשר לריביות לטווח קצר, מיסה ורוגוף (1983) הראו שמודלים רבים ובכלל זה ה-UIP לא מצליחים לחזות את השינוי בשער חליפין עד שנה קדימה בצורה טובה יותר מאשר הילוך אקראי (random walk)⁶. ההילוך האקראי סותר כמובן את שקילות ה-UIP המניחה ציפיות רציונאליות.

על רקע העובדה ששקילות UIP אינה מתקיימת בטווח הקצר יש⁷ המנסחים אותה במונחים של תוחלת כלומר, שער החליפין הצפוי על פי ה-UIP יהיה שווה בתוחלת לשער החליפין שיתממש בפועל (כאשר טעות החיזוי אינה מתואמת עם סט האינפורמציה הקיים בזמן t). בצורה זו קיים שע"ח של שיווי משקל שסטיות ממנו מתוקנות על ידי פער הריביות כך שהתשואה על נכסים מקומיים וזרים (ובכלל זה שע"ח) שווה, לאורך חיי הנכס, כדלקמן:

$$(2) \quad e_t = E(e_{eq}) + \sum_{k=0}^{\infty} E[(i - i^* - \eta)_{t+k}]$$

⁶ על פי ההילוך האקראי האומדן הטוב ביותר לשער החליפין מחר הוא השער היום.
⁷ ראה דיון לדוגמא במונרו (2005).

כאן $E(e_{eq})$ מייצג את שער החליפין של שיווי משקל והביטוי הימני ב- (2) את תוחלת פער הריביות המותאם לסיכון אשראי מדינה. גישה זו עקבית עם "מודל תגובת היתר" (overshooting) של דורנבוש (1976) והיא מתייחסת לשער החליפין כאל נכס בשוק הון משוכלל שמחירו נקבע על פי תוחלת תזרים המזומנים העתידי המותאם לסיכון ומהווה להיום.

ההבדלים בין גישת ההילוך המקרי לבין גישת הציפיות הרציונאליות נעוצים לפיכך, בטווח הזמן ובכיוון הגרירה: לפי גישת ההילוך האקראי, המתאימה לטווח הקצר (משוואה 2), השער הנוכחי גורר מהבחינה הסטטיסטית (Granger Causality) את תוחלת פער הריביות המותאם לסיכון $E(i-i^*-\eta)$ ולכן ניתן למצוא סטיות משער החליפין של שיווי משקל בטווח הקצר. מנגד, על פי גישת הציפיות הרציונאליות, המתאימה לטווחים הארוכים יותר פער הריביות הנוכחי גורר סטטיסטית את שער החליפין בתקופה הבאה (משוואה 1a).

בעזרת משוואה (2) אף ניתן להסביר את "תצרף פרמיית האקדמה" כשהאינטואיציה הכלכלית היא כדלקמן (ראה, מונרו 2005): תנועות הון בינלאומיות יופנו למשקים בהם שיעורי הריבית גבוהים ויגרמו לייסוף המטבע עד לנקודה שבה תגדל פרמיית הסיכון. מנקודה זו המאופיינת במטבע חזק יחסית ופרמיית סיכון גבוהה, צפויה חזרה לשיווי משקל כלומר, בעקבות הסיכון ימכרו חלק מהמשקיעים את המטבע המקומי; דבר שיגרם להחלשות המטבע ולא להצטמצמות פער הריביות ולירידת פרמיית הסיכון. בשיווי משקל, התשואה המותאמת לסיכון על נכסים מקומיים וזרים, אמורה להיות שווה. מניתוח זה ניתן גם לראות שפרמיית הסיכון משתנה בטווח הקצר ועל כן כה קשה לאשש את שקילות ה-UIP. הסברים אחרים שניתנו לכך ששקילות UIP אינה מתקיימת בטווח הקצר הם: המבנה (micro structure) של שוק המט"ח (קרלסון ואוסלר, 2003), בועות (bubbles) בשווקים, שנאת סיכון בפועל של המשקיעים ועיבוד לא יעיל של מידע (בילסון, 1981).

לגבי משקים קטנים ופתוחים אין ממצאים חד משמעיים (מונרו 2005); לעיתים שער החליפין גורר סטטיסטית את הריבית המקומית (ודרכה את פער הריביות) ולעיתים נגרר אחריה. בעבודה שבחנה את שקילות ה-UIP בניו זילנד, כמו גם קומבינציה של שקילויות כגון שקילות כח הקניה (PPP - Purchase Power Parity) נמצא ש-UIP אכן התקיים בשנות התשעים אך חדל להתקיים החל משנת 2000 (סטיבנס, 2004). במחקר אחר מצאו בנסל ודלקוויסט (2000) הבדלים בין משקים מפותחים למתעוררים. שקילות UIP נמצאה במשקים מתעוררים ובמשקים מפותחים בעלי תנאים בסיסיים (fundamentals) פחות משופרים כגון: הכנסה לנפש נמוכה יחסית השוררת בפורטוגל ואיטליה בעוד שבמשקים מפותחים אחרים, לא נמצאה שקילות כזו.

לפיכך, לא רק שאין אחדות בקשרים שבין פער הריביות לשער החליפין על פני מטבעות שונים אלא הקשרים עשויים אף להשתנות על פני הזמן.

יתר על כן, במשקים קטנים ופתוחים בעלי מנגנוני הצמדה לדולר כמו בישראל, יש השפעה ניכרת של שער החליפין על האינפלציה ודרכה גם על הריביות, בעיקר לטווחים הקצרים. לדוגמא, עליית שער החליפין מסיבה כלשהי, אשר גורמת לעליית שיעור האינפלציה, מחייבת את הבנק המרכזי להגיב בהעלאת הריבית הבסיסית ובעקבותיה עולות הריביות לטווח קצר. אם כך, סביר להניח שכיוון ההשפעה בישראל משער החליפין לפער הריביות (דרך הריבית השקלית) משמעותי יותר בהשוואה למשקים ללא מנגנוני הצמדה לדולר וכן בהשוואה למשקים מפותחים. המשמעות המעשית היא שניסוח מבחנים למציאת השפעת פער הריביות על שער החליפין בישראל על פי ה- UIP הוא ניסוח שגוי (מיס-ספציפיקציה) שכן ייתכן שהמשתנים נקבעים סימולטנית ו\או ישנן השפעות בפיגור התלויות אף באינפלציה. כך לדוגמא, שוק חיצוני שגורם לעליית שער החליפין (למשל בעת משבר LTCM) גורם לעליית מחירי היבוא ובעקבות זאת לעליה ברמת המחירים הכללית. הבנק המרכזי עשוי במועד מאוחר יותר להעלות את הריבית כתגובה ובכך להרחיב את פער הריביות שבתורו גורם ליבוא הון למשק, לייסוף בשער החליפין ולצמצום מסוים בשיעור האינפלציה. תהליך דומה יכול להתחולל כתוצאה מביקושים מקומיים. עליית מחירים כתוצאה מלחצי ביקוש גורמת לרוב לבנק המרכזי לנקוט במדיניות מוניטארית מרסנת ולהעלות את הריבית. העלאת הריבית (יתר הדברים קבועים) גורמת להתרחבות פער הריביות, ליבוא הון ובכך לייסוף המטבע שגורם בתורו לירידה ברמת המחירים. בשני המקרים שער החליפין משמש כמייצב לאחר התערבות הבנק המרכזי אולם, ההבדל בין שני המקרים הוא שבראשון שער החליפין הנו הטריגר לשינוי בתוך המשק לעומת המקרה השני בו שער החליפין הוא האחרון להשתנות.

לפני שניגש לבדיקת כיוון הגרירה הסטטיסטית שבין שער החליפין לפער הריביות נציג את שקילות ה- UIP גם במונח השני שלה קרי, בתנודתיות של שער החליפין ושל פער הריביות. לפי ה- UIP התנודתיות בשער החליפין היא פונקציה של התנודתיות בריבית המקומית, התנודתיות בריבית חו"ל, והמתאמים שביניהן, כדלקמן:

$$(3a) \quad \sigma_{\Delta e}^2 = \sigma_i^2 + \sigma_{i^*}^2 - 2Cov(i, i^*)$$

בתקופת המדגם עמדו המתאמים בין ריבית חו"ל לריבית המקומית על ערכים גבוהים⁸ ולכן לא ניתן להזניח את המתאמים במשוואה; זאת למרות שריבית חו"ל אקסוגנית למשק.

בניסוח עם השינויים בריביות מתקבלת המשוואה הבאה:

$$(3b) \quad \sigma_{\Delta e}^2 = \sigma_{\Delta i}^2 + \sigma_{\Delta i^*}^2 - 2Cov(\Delta i, \Delta i^*)$$

בפועל, מרבית העדויות מלמדות על מתאם שלילי בין שער החליפין לפער הריביות, כאמור אך גם על תנודתיות משותפת (ראה: קרלסון ואוסלר, 2003 וכן סו, 2001). ממצאים אלו התקבלו במדינות בעלות משטר שער חליפין חופשי ובפרט במדינות המפותחות. בנוסף, נמצא שלפרמיית סיכון המדינה יש השפעה משמעותית על שיעור הפיחות. עם זאת, עדיין קשה להסביר את תנודתיות שער החליפין בעזרת התנודתיות של פער הריביות (ופרמיית הסיכון) שכן, זו של שער חליפין (צד שמאל במשוואה 3) גבוהה מהתנודתיות של פער הריביות (צד ימין במשוואה 3). תופעה זו נקראת בספרות תצורה השונות (The volatility puzzle, קרלסון ואוסלר, 2003) ולפיה, שונות שער החליפין גבוהה מסכום השונות המתקבל על פי ה-UIP קרי, שונות פער הריביות והמתאם בין הריביות. בעבודה זו נציג פרוצדורה המאפשרת לנתח קשרים סימולטניים בו-זמניים (כולל פיגורים) קצרי טווח בין הריבית השקלית, הריבית הדולרית, ופער הריביות לבין שער החליפין הן במומנט הראשון (תוחלת) והן בשני (שונות); זאת בדומה לפרוצדורה אשר שמשה את סו (2001) לבדיקת הקשרים בין שער החליפין לבין ריביות מקומיות במספר מדינות מפותחות. ההבדלים בין העבודה של סו לנייר זה מתמצים בנקודות הבאות:

- (1) סו השתמש בפרוצדורת BV-EGARCH בעוד שבנייר זה נשתמש ב-BV-TARCH.
- (2) סו בחן את הקשרים בין שווקים מפותחים בעוד נייר זה בוחן את המקרה של ישראל – משק קטן ופתוח עם הצמדה נרחבת יחסית, לדולר האמריקאי.
- (3) בנייר זה נבדקים הקשרים שבין המבנה העיתי של שיעורי הריבית ושל פערי הריביות לבין השינויים בשער החליפין (בגישת ה-UIP) בעוד שסו הסתפק בבחינת הקשר שבין שיעורי הריביות המקומיות לשינויים בשער החליפין ללא התייחסות מפורשת לשקילות ה-UIP.
- (4) בנייר נבדקת השערת ה-UIP על פער הריביות לאורך המבנה העיתי של שיעורי הריבית במטרה לבחון באילו טווחים ההשערה מתקיימת יותר ובאילו פחות או כלל לא.

⁸ כך, בתקופת המדגם עמד מקדם המתאם (ממוצעים חודשיים) בין הריבית השקלית לשלושה חודשים והריבית הדולרית המקבילה על 0.57.

נציין כי החלק הראשון של העבודה מתמקד במערכת הקשרים הבו-זמניים בין הריביות ופער הריביות לבין השינויים בשער החליפין רק בטווח הקצר ולכן המשוואות מנוסחות בהתאם. כדי לנתח את הקשרים בין משתנים אלו בטווח הארוך יש לנסח מערכת משוואות קואינטגרטיבית מתאימה אם נמצאה כזו (ראה זוסמן וסעדון, 2006). העבודה מחולקת כדלקמן. חלק ב' מציג את הפרוצדורה BV-TARCH לניתוח הקשרים הבו-זמניים בין המבנה העיתי של שיעורי הריביות ופער הריביות לשער חליפין. בחלק ג' מוצגים הנתונים ותיאורם בעזרת סטטיסטיקה בסיסית. בחלק ד' יוצגו תוצאות הפרוצדורה המורחבת כולל ההשפעות הצולבות בין המשתנים וייערך דיון עליהן. בחלק ה' מוצגות תוצאות החיזוי של השינויים בשער החליפין על פי המבנה העיתי של פערי הריביות והשינויים בהם וחלק ו' יסכם.

חלק ב': תיאור הפרוצדורה – BV-TARCH

פרוצדורת (Bi-Variate Threshold ARCH - BV-TARCH) מאפשרת לנתח קשרים בין תוחלת ושונות מותנית (שאיננה קבועה) בין שתי סדרות, כולל את ההשפעה של כל סדרה בפיגור וכן תופעות של תגובה אי-סימטרית לשוקים חיצוניים. פרוצדורה זו היא הרחבה של TARCH למשתנה יחיד שהוצגה על ידי גלוסטון וכו' (1993). תחילה נציג את הפרוצדורה ללא השפעות גומלין בין הסדרות שתשמש כסמן (benchmark) ולאחר מכן נציג את הפרוצדורה המורחבת: BV-TARCH.

פרוצדורת הסמן מנוסחת כדלקמן:

Mean (ARCH) equations :

$$(4a) \quad R_{e,t} = \alpha_e + \beta_e R_{e,t-1} + \varepsilon_{e,t}$$

$$(4b) \quad R_{IR,t} = \alpha_{IR} + \beta_{IR} R_{IR,t-1} + \varepsilon_{IR,t}$$

Variance (GARCH) equations :

$$(5a) \quad \sigma_{e,t}^2 = \chi_e + \delta_e \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_e \sigma_{e,t-1}^2 + \eta_e \varepsilon_{t-1}^2 \Gamma_{e,t-1}$$

$$(5b) \quad \sigma_{IR,t}^2 = \chi_{IR} + \delta_{IR} \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_{IR} \sigma_{IR,t-1}^2 + \eta_{IR} \varepsilon_{t-1}^2 \Gamma_{IR,t-1}$$

כאשר,

$R_{IR,t}, R_{e,t}$ - שיעור השינוי בשע"ח (לוג) ובריבית (בנקודות אחוז) בזמן t , בהתאמה,

α_{IR}, α_e - הקבוע במשוואות התוחלת,

β_{IR}, β_e - המקדמים של המשתנה המוסבר בפיגור,

$\varepsilon_{IR,t}, \varepsilon_{e,t}$ - הטעויות במשוואות התוחלת בזמן t ,

$\sigma_{IR,t}^2, \sigma_{e,t}^2$ - השונות המותנית של השינויים בשע"ח ובריבית בזמן t , בהתאמה,

δ_{IR}, δ_e - מקדמי הטעות בריבוע בפיגור של תקופה אחת ממשוואות התוחלת (רכיב ה-ARCH),

ϕ_{IR}, ϕ_e - מקדמי השונות בפיגור של תקופה אחת (רכיב ה-GARCH),

η_{IR}, η_e - מקדמי הטעות בריבוע בפיגור ממשוואות התוחלת המשקפים את האי-סימטריה בתגובה לשוקים,

$\Gamma_{IR,t-1}, \Gamma_{e,t-1}$ - משתנה דמי המקבל את הערך 1 אם הטעות בפיגור הייתה שלילית ($\varepsilon_{IR,t-1} < 0, \varepsilon_{e,t-1} < 0$) ו-0 אחרת.

כפי שניתן לראות מהמשוואות לעיל, כל סדרה מורצת הן בתוחלת והן בשונות המותנית (conditional variance), על הפיגורים שלה עצמה בנפרד. ניתן להסתפק בפיגור אחד בלבד משום שהעדויות מלמדות שבמרבית השווקים הפיננסיים GARCH(1,1) מתאר היטב את התפתחות השינויים השבועיים (ראה סו, 2001).

כמו כן ניתן לזהות תופעות של אוטורגרסיביות במשוואות התוחלת אם ה- β גדול יחסית וכן תופעה של התמדה בשונות המותנית (persistence) המאפיינת תקופות של תנודתיות אם ה- ϕ קרוב ל-1. תופעה זו המכונה "זנבות עבים" (fat tails) נמצאה אף היא במרבית השווקים הפיננסיים המפותחים של מניות אך פחות בשוקי המט"ח.

תופעת האי-סימטריה ניתנת לזיהוי בעזרת η כאשר שוקים חיוביים בתקופה קודמת ($\varepsilon_{IR,t-1} > 0, \varepsilon_{e,t-1} > 0$) משפיעים בגובה δ_{IR}, δ_e על השונות המותנית בעוד שלשוקים שליליים ($\varepsilon_{IR,t-1} < 0, \varepsilon_{e,t-1} < 0$) יש השפעה בגובה $\delta_{IR} + \eta_{IR}, \delta_e + \eta_e$ על השונות המותנית. אם $\eta > 0$ ניתן לומר שישנה אי-סימטריה בתגובת השונות המותנית ואם $\eta < 0$ קיים "אפקט מנוף" (leverage effect). המשמעות היא ששוקים שליליים משפיעים יותר על השונות המותנית מאשר שוקים חיוביים; ממצא שהתקבל בשוקי מניות שונים. בסך הכול נאמדים בפרוצדורת הסמן 12 מקדמים – 6 לכל משתנה מוסבר.

בפרוצדורה המורחבת אנו מוסיפים את השפעות הגומלין של כל סדרה על רעותה הן במשוואת התוחלת והן במשוואת השונות כאשר בסך הכול נאמדים 17 מקדמים. בהשוואה לפרוצדורת הסמן נוספים 5 מקדמים: 2 במשוואת התוחלת, 2 במשוואת השונות המותנית וכן מקדם מתאם בין השונות המותנית, כדלקמן:

Mean (ARCH) equations :

$$(6a) \quad R_{e,t} = \alpha_e + \beta_e R_{e,t-1} + \omega_e R_{IR,t-1} + \varepsilon_{e,t}$$

$$(6b) \quad R_{IR,t} = \alpha_{IR} + \beta_{IR} R_{IR,t-1} + \omega_{IR} R_{e,t-1} + \varepsilon_{IR,t}$$

Variance (GARCH) equations :

$$(7a) \quad \sigma_{e,t}^2 = \chi_e + \delta_e \varepsilon_{e,t-1}^2 + \phi_e \sigma_{e,t-1}^2 + \eta_e \varepsilon_{e,t-1}^2 \Gamma_{e,t-1} + \psi_e \sigma_{IR,t-1}^2$$

$$(7b) \quad \sigma_{IR,t}^2 = \chi_{IR} + \delta_{IR} \varepsilon_{e,t-1}^2 + \phi_{IR} \sigma_{IR,t-1}^2 + \eta_{IR} \varepsilon_{e,t-1}^2 \Gamma_{IR,t-1} + \psi_{IR} \sigma_{e,t-1}^2$$

כאשר,

ω_{IR}, ω_e - מקדמי התוחלת בפיגור של הסדרה השנייה,

ψ_{IR}, ψ_e - מקדמי השונות בפיגור של הסדרה השנייה.

כדי לחסוך בפרמטרים שיש לאומדם, נניח בעקבות בולרסלב (1990) שמקדם המתאם בין הסדרות (ρ) הינו קבוע.

לפיכך, וקטור הטעויות במשוואות (3) ו-(5), הוא כדלקמן:

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{e,t} \\ \varepsilon_{IR,t} \end{pmatrix} | I_{t-1} \sim N(0, S_t), \quad N(0, S_t) \equiv \begin{pmatrix} \sigma_{e,t}^2 & \rho \sigma_{e,t} \sigma_{IR,t} \\ \rho \sigma_{e,t} \sigma_{IR,t} & \sigma_{IR,t}^2 \end{pmatrix}$$

כאשר על פי ההנחה וקטור הטעויות מתפלג נורמלי עם תוחלת 0 ושונות S_t , ו- I_{t-1} הוא סט האינפורמציה בזמן $t-1$.

17 הפרמטרים במערכת המשוואות דלעיל נאמדים בעזרת (Quasi-Maximum Likelihood Estimation)

(QMLE); זאת מאחר ואמידה זו עקבית כאשר השינויים במחירי הנכסים (שע"ח וריביות) אינם מתפלגים נורמלית

(בולרסלב ווולרידג', 1992).

פרוצדורת הסמן וזו המורחבת הורצו עבור השינויים בשער החליפין שקל\דולר לעומת הריביות השקליות (מק"מ

לחודש, חודשיים וכו' עד לשנה ושחר לחמש שנים בקירוב), הריביות הדולריות (Libid לחודש, לחודשיים, שלושה

חודשים, שישה חודשים ושנה וכן T-note לחמש שנים) ופער הריביות בין השקל לדולר בטווחים הנ"ל; זאת

בהתאם לניסוח ה- UIP במשוואות (1a) ו-(3a). הפרוצדורה המורחבת הורצה גם עבור השינויים בשער החליפין

שקל\דולר לעומת השינויים בריביות השקליות, השינויים בריביות הדולריות והשינויים בפערי הריביות בהתאם

לניסוח ה- UIP כפי שמופיע במשוואות (1b) ו-(3b). הרצות אלו מאפשרות לנתח את התפתחות התוחלות ואת

השונות המותנות של שער החליפין, של הריביות לטווחים הקצר והארוך, של פערי הריביות וכן את הקשרים

שביניהם ובכך לקבוע מי מבין הסדרות שנבדקו אכן רלבנטית יותר לשיעור השינוי בשער החליפין של השקל\דולר.

חלק ג': תיאור הנתונים

נתוני שער החליפין שקל/דולר ונתוני הריביות חושבו כממוצעים שבועיים בתקופה 1/1999 - 12/2005; סך הכול 366 תצפיות⁹. השינויים השבועיים בשער החליפין שקל/דולר חושבו כ: $\text{Log}(S_t/S_{t-1})$ בעוד שהשינויים בריביות ובפער הריביות חושבו כ: $r_t - r_{t-1}$ כאשר S_t הוא שער השקל/דולר הממוצע בשבוע t ו- r_t הוא שיעור הריבית הממוצע בשבוע t . דיאגרמה 1 ולוח 1 מציגים את הסדרות ואת הסטטיסטיים הבסיסיים שלהן.

[הכנס כאן דיאגרמות 1א, 1ב ולוח 1]

מלוח 1 ומדיאגרמה 1א ניתן להבחין כי בתקופה הנסקרת התקיימה ירידה רצופה של הריביות המקומיות למעט המחצית הראשונה של 2002. ירידת הריביות התרחשה במקביל לירידה בשיעור ובסביבת האינפלציה; זאת, למעט האירוע של ערעור היציבות שהחל בסוף 2001 עם הפחתת הריבית החדה על ידי בנק ישראל ובמהלך המחצית הראשונה של 2002 על רקע מבצע חומת מגן והתערערויות אמון הציבור במדיניות הפיסקאלית והמוניטארית. לאחר העלאות הריבית החדות על ידי בנק ישראל בפרט בחודש יוני 2002 נרשמה חזרה איטית ומדודה למסלול הרב שנתי של הפחתת הריבית המקומית וירידת שיעור האינפלציה. על רקע התפתחויות אלו ריביות חו"ל - המיוצגות על ידי ריבית ה-Libid וה-T-note נעו ללא מגמה ברורה בחלקה האחרון של תקופת המדגם כך שבמרבית התקופה, פער הריביות הושפע יותר מהשינויים בריבית המקומית ופחות מהריבית העולמית. גם בתחילת התקופה הנסקרת וגם בסופה, ישנה תנועת מלקחיים בין הריבית המקומית שיורדת והריבית הדולרית שעולה כלומר, ירידה בפער הריביות. אולם, בשני המקרים לא גרם הדבר לעליית שער החליפין. ממצא זה דומה למה שמצא סטיבנס (2004) לגבי ניו-זילנד בשנות האלפיים והוא מאשש את הערכתו, כמו גם הערכתם של בנסל ודלקוויסט (2000) שייתכן כי גורמים נוספים משפיעים על שער החליפין או שיש הבדל בין השפעת פער הריביות על שער החליפין בשנות התשעים לבין השפעתה בשנות האלפיים. מאחר ועבודה זו מתמקדת בשנות האלפיים ומכיוון ששיטת הבדיקה שונה מזו של סטיבנס (2004); BV-TARCH על שיעורי שינוי שבועיים לעומת קואינטגרציה על מחירים וריביות רבעוניים, קטן החשש מהשפעת הבדלי התקופה - התפתחויות שתוארו בעבודתו של סטיבנס (2004), על הממצאים בעבודה זו.

⁹ בדומה לסו (2001) הבחירה בנתונים שבועיים מוסברת בכך שנתונים יומיים כוללים "רעשים" המפריעים לניתוח ההתפתחויות והאירועים הכלכליים בעוד שבנתונים חודשיים ישנן התפתחויות שלא באות לידי ביטוי מאחר שהזמן שעובר בין שתי תצפיות גדול מדי. ואכן הרצת הפרוצדורה על נתוני המדגם בתדירות יומית או חודשית לא הניבה תוצאות כמו בזו השבועית.

מלוח 1 ניתן עוד ללמוד כי ממוצע השינויים בשיעורי הריביות של סדרות המק"מ לטווח קצר נמוך מאלו של הסדרות לטווח ארוך – תוצאה המתיישבת עם תהליך הפחתת הריבית והציפיות להפחתה כזו בעתיד. ההתפלגויות, הן של הריביות המקומיות והן של שער החליפין, מאופיינות באי-סימטריה חיובית ($skewness > 0$); תוצאה, בין השאר, של שוקים חיוביים בשער החליפין כדוגמת ערעור היציבות הפיננסית במחצית הראשונה של שנת 2002. בעקבות העלייה בשיעור האינפלציה, תגובת הבנק המרכזי התאפיינה בתקופת המדגם בחוסר סימטריה – העלאה חדה של הריבית בעקבות שוקים ותקופות של ערעור יציבות והורדה מתונה והדרגתית לאחר מכן. תופעה זו מתגלה גם בריביות חו"ל (Libid ו-T-note) ובפערי הריביות (Gap). עוד עולה מהלוח כי התנודתיות הולכת ויורדת עם הטווח לפדיון בריביות המקומיות ובפער הריביות; זאת בשונה מריביות חו"ל. תופעה זו יכולה ללמד על כך שעיקר חוסר הודאות בשוק הכספים המקומי הנמדד בעזרת סטיית התקן היה בתקופת המדגם בטווחים הקצרים. ממצא זה שונה מהתוצאה המתקבלת בהנחת התפלגות נורמלית ולפיה התנודתיות גדלה עם הטווח לפדיון כפי שאכן נמצא לגבי ריביות חו"ל, אך לא לגבי השינויים בריביות חו"ל.

כפי שעולה מלוח 1, השינוי השבועי הממוצע בשער החליפין שקל\דולר היה קטן יחסית בתקופת המדגם (0.032%) לשבוע או כ- 1.7% (במונחים שנתיים); אם כי בתקופות של זעזועים התנודתיות גדלה כצפוי, יחד עם השינויים בריביות המקומיות (דיאגרמה 1ב). כפי שעולה מלוח 1 פרמיית הסיכון של ישראל, כפי שנגזרת מה-CDS, הייתה נמוכה ויציבה יחסית בתקופת המדגם ולא השפיעה מהותית על התנודתיות של שער החליפין.

תשובה חלקית וראשונית לשאלה המרכזית בעבודה זו, האם הריבית השקלית ו\או פער הריביות גורר סטטיסטית את שע"ח בישראל ו\או ההפך? ניתן למצוא בלוח 2.

[הכנס כאן לוח 2]

המתאמים בין הרמות של שער החליפין לבין הריבית המקומית ופער הריביות עולים עם הטווח לפדיון; זאת למרות שהמתאמים בין פערי הריביות בכל הטווחים גבוהים למדי. אולם, כשעוברים לשינויים בפערי הריביות, מתאמים אלה יורדים מאוד, כצפוי. במהלך התקופה חלו שינויים במתאמים כפי שניתן לראות מתקופות המשנה: D-B בלוח. כך בשנים 2002-2003 הפך המתאם בין הרמה של שער החליפין לריביות ולפער הריביות לחיובי ומנגד, בכל תקופות המשנה המתאמים בין השינויים בשער החליפין והריביות ופערי הריביות נותרו שליליים. הגרירה הסטטיסטית שבין שער החליפין שקל\דולר לבין פער הריביות נבדקה בעזרת מבחן הסיבתיות של גרינג'ר (Granger Causality Test). כפי שעולה מהלוח רמת שער החליפין גוררת מהבחינה הסטטיסטית את פער

הריביות לטווח קצר ולטווח ארוך ואת הריבית המקומית לטווח קצר ולהפך; כל זאת ברמת מובהקות של 1%. אולם, כשמגיעים לשינויים בשער החליפין מסתבר כי פער הריביות לטווח קצר ולטווח ארוך והריבית המקומית לטווח קצר גוררים את השינויים בשער החליפין אך לא להפך. ככלל, אין אישוש להשערה שקיימת גרירה סטטיסטית בין הריביות הדולריות לרמת שער החליפין, כצפוי. עוד עולה מהלוח שהן רמת שער החליפין והן השינויים בה גוררים סטטיסטית את הריבית המקומית לטווח ארוך (שחר ל- 5 שנים) אך לא להפך. כדי לבחון האם קיים קשר קואינטגרטיבי בין פערי הריביות, הן לטווח קצר (3 חודשים לדוגמא) והן לטווח ארוך (5 שנים), לבין שער החליפין, הורץ מבחן קו-אינטגרציה דו-צדדי של אנגל-גריינג'ר (1987) ובכל המקרים לא נמצאה קו-אינטגרציה אפילו ברמת מובהקות של 10%¹⁰ (לוח 2).

חלק ד': תוצאות הפרוצדורה BV-TARCH

כפי שתואר בחלק ב' פרוצדורת ה-BV-TARCH מאפשרת לזהות השפעות בפיגור והשפעות צולבות בפיגור של שני משתנים הן על התוחלת והן על השונות המותנית כולל אי-סימטריה בתגובה לשוקים במשתנים אלו. לשם קבלת המקדמים השונים יש צורך להריץ שתי פרוצדורות, כאמור. תחילה הורצה פרוצדורת הסמן (benchmark) שבוחנת את ההשפעות בפיגור של השינויים בשער החליפין ובריביות השונות לפי משוואות (4) ו- (5) – TARCH. המקדמים שנאמדו במשוואות אלו שמשו כנתוני התחלה לפרוצדורה המורחבת – BV-TARCH – הכוללת את השפעות הצולבות בין המשתנים על פי משוואות (6) ו- (7).

פרוצדורת הסמן:

לוח 3 מציג את תוצאות הרצת פרוצדורת הסמן על השינויים בשער החליפין שקל\דולר, על השינויים בריביות המקומיות, על השינויים בריביות חו"ל ועל השינויים בפער הריביות.

[הכנס כאן לוחות 3א ו- 3ב]

את תהליך הירידה בריביות המקומיות בתקופת המדגם ניתן לזהות בחותכים השליליים של הריביות המקומיות ושל פערי הריביות במשוואת התוחלת (α) בהשוואה לחותכים השואפים לאפס בריביות חו"ל. מאחר שגם במשוואות

¹⁰ הרצת מבחן קו-אינטגרציה לפי ג'והנסן נתנה את אותן תוצאות.

השונות המותנית של ריביות חו"ל, החותכים (γ) שואפים לאפס ניתן להסיק, אם כי ברמת מובהקות נמוכה, שהסדרות והתנודתיות שלהן הן ללא מגמה; וזאת בשונה מהריביות המקומיות, כאמור.

מקדמי המשתנים המסבירים בפיגור **במשוואת התוחלת** (β) חיוביים ומובהקים כצפוי הן בריביות בארץ ובחו"ל והן בפער הריביות כאשר לגבי הריביות המקדמים שואפים ל-1; נתון המלמד על יציבות ברמת הריביות. תופעה דומה נמצאה **במשוואת השונות** (ϕ) אם כי ברמה נמוכה מזו של משוואת התוחלת. ההתמדה בשונות המותנית (persistence) נמצאה גם אצל סו (2001) לגבי שער החליפין והריביות לטווח ארוך והיא מוכרת כתופעת האשכולות (clustering) בשוקי הון ובסדרות פיננסיות אחרות. על פי תופעה זו תנודתיות גבוהה בתקופה t גוררת את המשך התנודתיות גם בתקופה $t+1$. עם זאת, המקדמים של הריביות המקומיות והעולמיות ופערי הריביות, בטווח הקצר של חודש הנם ברמה נמוכה יותר מאלו של הטווח הארוך; נתון המלמד על התמדה גדולה יותר בשונות של הטווחים הארוכים בהשוואה לטווחים הקצרים.

מקדם השתנות המידע בתקופה הקודמת (δ) נמצא מובהק רק בחלק מן הסדרות של הריביות ובפער הריביות אך לא בשינויים בשער החליפין. את קיומה של אי-סימטריה בתגובת הסדרות לשוקים ניתן לזהות על פי סימנו של המקדם η במשוואת השונות. בכל מקרה בו η שונה מאפס התגובה של השונות לשוקים אינה סימטרית אולם, אם המקדם η חיובי ומובהק אזי, השונות מגיבה לשוקים שליליים בעוצמה גדולה יותר מאשר לשוקים חיוביים - תופעה הנפוצה בשוקי הון והנקראת אפקט המנוף (Leverage effect). מעיון בלוח לא ניתן לזהות במרבית הסדרות את אפקט המנוף או אי-סימטריה בתגובת השונות המותנית לשוקים; הן בשער החליפין והן בריביות.

כאשר עוברים לניתוח הקשרים בין השינויים בריביות ובפערי הריביות לבין השינויים בשער החליפין (לוח 3ב) הופכים המשתנים בפיגור לפחות מובהקים והמקדמים נמוכים יותר. כך קטנות ה- β ות של הריביות בערכיהן ובמובהקותן, בהשוואה ללוח 3א, כצפוי. מנגד, שאר המשתנים שנמצאו מובהקים בלוח 3א נותרו כאלו גם בלוח 3ב. כללית, על פי לוחות 3א ו-3ב ניתן לציין את המובהקות של המקדמים במשוואת השונות המותנית של הריביות השקליות ופער הריביות לטווח של חודש בהשוואה לטווחים ארוכים יותר. בפרט, ניתן למצוא במשוואת השונות המותנית: שינויים אינטנסיביים במידע (δ), אי-סימטריה שלילית בהשפעת שוקים על השונות (η), ומקדם התמדה נמוך יותר (ϕ); זאת בהשוואה למקדמים ללא מובהקות בטווחים הארוכים. לתוצאות אלו יחד עם העובדה שהריביות המקומיות ופער הריביות לטווחים הקצרים, תנודתיים יותר, חשיבות רבה שכן תנודתיות גדולה יותר במודל השונות המותנית, טומנת בחובה אינפורמציה רבה יותר (רוס, 1989).

את תצרך השונות של פרמיית הפורוורד (The volatility puzzle), ניתן לזהות בדיאגרמות 2א ו- 2ב.

[הכנס כאן דיאגרמות 2א ו- 2ב]

מהדיאגרמות עולה שהשונות הרבעונית של השינויים הממוצעים השבועיים בשער החליפין, גבוהה בדרך כלל מהשונות של פערי הריביות לטווחים השונים ובפרט מהשונות של השינויים בפערי הריביות לטווחים אלו. יוצא דופן הוא הרביעי השני של 2002; ברביעי זה פעל הבנק המרכזי בצורה נחרצת נגד האינפלציה בהעלותו את הריבית ב- 4 נקודות האחוז; דבר שגרם לתנודתיות רבה של כל מערך הריביות. כמו כן ניתן ללמוד מהגרפים ששונות הריביות לטווחים הקצרים גבוהה מזו של הריביות לטווחים הארוכים.

הפרוצדורה המורחבת:

בשלב השני התווספו למשוואות ה-TARCH, אשר שמשו כפרוצדורת סמן, ההשפעות הצולבות בין שער החליפין לפער הריביות והתקבלו תוצאות הרגרסיות של משוואות (6) ו- (7) BV-TARCH. ההבדל העקרוני בין לוחות 3א ו- 3ב ללוחות 4א ו- 4ב קשור אפוא להשפעות הצולבות ולכן הריביות ושער החליפין מוצגים בכל פעם בצמדים. בלוחות 4א ו- 4ב משוואות התוחלת והשונות המותנית כוללות גם את ההשפעה בפיגור של המשתנה הצולב (4 משתנים נוספים) וגם מקדם מתאם בין השונות של הריבית ושער החליפין (ρ). על פי לוח 4א ננתח את הקשר שבין השינויים בשער החליפין לבין הריביות המוחלטות על פי משוואות (4) ו- (5) בעוד שבלוח 4ב ינותח הקשר בין השינויים בשער החליפין לבין השינויים בריביות ובפערי הריביות על פי משוואות (6) ו- (7).

[הכנס כאן לוח 4א]

במשוואות התוחלת הוספת המשתנה הצולב בפיגור (ω) לא שינתה מהותית את המקדמים האחרים (α ו- β) בהשוואה לפרוצדורת הסמן. ככלל, נמצאה אוטורגרסיביות (β) במשוואות התוחלת בכל הטווחים; יותר בריביות ופחות בשער חליפין. על פי המשתנה הצולב בפיגור במשוואות התוחלת (ω), הריבית השקלית ופערי הריביות לשנה ול- 5 שנים וכן השינויים במשתנים אלו, הושפעו חיובית מהשינוי בשער השקל/דולר. מנגד, לא נמצא קשר מובהק בין הריבית הדולרית ושער החליפין, כצפוי. המשמעות של ממצאים אלה היא ששער החליפין משפיע בממוצע על הריביות השקליות לטווח ארוך וכן על פער הריביות לטווח ארוך, אך לא להיפך. בפרט, הגורם הדומיננטי בפער הריביות הוא הריבית המקומית. ממצא זה שונה מסו (2001) שמצא כי דווקא הריביות, ובעוצמה גדולה יותר אלו

של הטווח ארוך, משפיעות על שער החליפין של מספר ארצות מפותחות כלפי הדולר אך לא להיפך. ייתכן כי הממצא שהתקבל בשער השקל\דולר מתאים יותר לארצות מתפתחות (ראה בנסל ודלקוויסט, 2000).

במשוואות השונות המותנית החותכים (γ) של שער החליפין ושל הריביות בארץ ובחו"ל עד שנה כמו גם במשוואות פערי הריביות, קטנים מאוד ומובהקים; דבר המלמד על תנודתיות יציבה במהלך תקופת המדגם של טווחי זמן אלו; זאת בניגוד לחותכים במשוואות ל- 5 שנים. מנגד, למידע חדש (שוק) במשוואות השונות המותנית (δ) יש השפעה גדולה יותר בריביות המקומיות ובפערי הריביות בהשוואה לשערי החליפין ולריביות חו"ל.

במרבית המקרים קיימת התמדה (persistence) מובהקת בשונות המותנית (ϕ) הבאה לידי ביטוי בערכים גבוהים ובמובהקות סטטיסטית – יותר בטווחים הארוכים. את מידת האי-סימטריה בתגובת המשתנים לשוקים מבטאת ה- η . זו נמצאה שלילית ומובהקת בריביות המקומיות כשהמשמעות היא ששוקים חיוביים בריבית המקומית משפיעים על השונות המותנית בעוצמה גדולה יותר מאשר שוקים שליליים. תוצאה זו מתיישבת עם התגובה האי-סימטרית השכיחה של בנק ישראל בכלי הריבית בתקופת המדגם: העלאות חדות ומהירות ומנגד, הורדה הדרגתית ומדודה. מעניין שלגבי ריביות חו"ל מקדמי האי-סימטריה הנם חיוביים, קטנים הרבה יותר ובדרך כלל לא מובהקים; נתון המלמד לכאורה על סימטריה רבה יותר בתגובה לשוקים בהשוואה למדיניות בנק ישראל בתקופת המדגם. במשוואות פער הריביות נותר מקדם ההתמדה של הפער לחודש, שלילי מובהק בעוד ששאר המקדמים הפכו לא מובהקים.

את השפעת המשתנה הצולב במשוואות השונות המותנית ניתן להעריך על פי המקדם - ψ . ככלל, לא ניתן לזהות השפעה אחידה בכיוון או בטווחים מסוימים. כצפוי, אין השפעה מהשונות של ריביות חו"ל על שער החליפין שקל\דולר אולם, אף על פי שהריביות המקומיות ושער החליפין משפיעים אלו על אלו, ההשפעה אינה אחידה ואינה מובהקת במקרים רבים.

את המתאם בין השונות של שער החליפין והריביות ופערי הריביות ניתן לאמוד בעזרת מקדם המתאם - ρ שנאמד יחד עם שאר 16 הפרמטרים במשוואות הפרוצדורה המורחבת – BV-TARCH. מקדם זה נמצא חיובי ומובהק לגבי הריביות המקומיות ולגבי פער הריביות משנה ומעלה, אך לא לגבי ריביות חו"ל, כצפוי. יתר על כן, במעבר מריביות לשנה לריביות לחמש שנים, הן מקדמי המתאם והן רמות מובהקותם, גדלו. ממצא זה מלמד על הקשר החזק יותר שבין השונות של הריביות ופערי הריביות לטווח ארוך לבין השינויים בשער החליפין, בהשוואה לריביות לטווח של חודש שייתכן שמושפעות מגורמים אחרים.

לוח 4ב מציג את תוצאות הפרוצדורה המורחבת לגבי הקשרים שבין השינויים בשער החליפין והשינויים בריביות ובפערי הריביות.

[הכנס כאן לוח 4ב]

בהשוואה ללוח 4א, החותכים **במשוואת התוחלת** הפכו לשליליים בחלק מן המקרים; אם כי רמת המובהקות לא נפגעה. גם רמת האוטורגרסיביות (β) בכל המשוואות ירדה ללא ירידה מקבילה ברמת המובהקות. **במשוואת השונויות המותנית** לא השתנו כמעט כיווני המקדמים ומובהקותם בהשוואה ללוח 4א למעט ההשפעה הצולבת בין שונויות שער החליפין לשונויות פער הריביות (ψ), שנמצאה מובהקת בטווח של 12 חודשים אך לא מובהקת עבור השינויים בפער הריביות בטווח זה. ממצאים אלו מלמדים לכאורה שהתוצאות של הפרוצדורה המורחבת שהורצה על נתוני המדגם, אינן רגישות לסוג המשוואה – ערכי הריביות ופערי הריביות המקוריים (משוואה 3א) לעומת השינויים בריביות ובפערי הריביות (משוואה 3ב).

את השונויות המותנות ואת המתאמים ביניהם ניתן לתאר בעזרת המקדמים שנאמדו במשוואות 6 ו- 7 והמופיעים בלוחות 4א ו- 4ב.

[הכנס כאן דיאגרמות 3א ו- 3ב]

מדיאגרמה 3א, המציגה את השונויות המותנית של השינויים בשער החליפין, של פערי הריביות לטווח של 3 חודשים ושל 5 שנים והמתאם ביניהן ומדיאגרמה 3ב, המציגה את השונויות המותנית של השינויים בשער החליפין ושל השינויים בפערי הריביות לטווח של 3 חודשים ושל 5 שנים והמתאם ביניהן, עולה תמונה דומה. השונויות המותנית מאוד רגישה לזעזועים פוליטיים וכלכליים. כך, השמועות על תכנית מיסוי צפויה במאי 2000, הורדת הריבית החדה בסוף 2001, העלאתה בחדות ביוני 2002, והציפיות לגירעון פסקאלי גדול ביולי 2003 הקפיצו את השונויות המותנית של שער החליפין, של פער הריביות, ושל המתאם שביניהם. לעיתים ההשפעה באה מצד הריביות העולמיות כמו בסוף 2001 לאחר ההתקפה על מגדלי התאומים או מהתחזקות הדולר בעולם כמו בינואר 2005. במקרים אלו המתאמים עלו יותר מאשר השונויות של פער הריביות ושל שער החליפין. כללית, השונויות והמתאמים שבדיאגרמה 3א גבוהים מאלו שבדיאגרמה 3ב וכן השונויות והמתאמים לטווח ארוך (5 שנים) גבוהים מאלו של הטווח הקצר (3 חודשים). ממצא זה מאשש את המסקנה דלעיל לגבי הרגישות הגדולה יותר של הריביות ופערי הריביות של הטווח הארוך והשינויים בהם לשינויים בשער החליפין בהשוואה לריביות ופערי הריביות של הטווח הקצר.

חלק ה': יכולת החיזוי של פער הריביות לפי UIP

בחלק זה נבחן את יכולת החיזוי של שקילות UIP (משוואה 1) על המבנה העיתי של פערי הריביות בתקופת המדגם. כזכור, על פי שקילות UIP, פער הריביות - לכל תקופה שהיא, משקף את השינוי הצפוי בשער החליפין לאותה תקופה. חשוב לציין שהשינויים בשער החליפין שונים מאלו שהוצגו בחלקים קודמים ועל כן לא ניתן להשוות ביניהם: בחלקים קודמים היו אלו השינויים השבועיים הסימולטאניים בשער החליפין שקל\דולר ובריביות או פערי הריביות בעוד שבחלק זה שינויים אלו מחושבים לפי טווח הזמן שנותר עד לפדיון אגרות החוב מהן נגזרו הריביות על פי המבנה העיתי (לחודש, לחודשיים, לשלושה חודשים, לחצי שנה ולשנה). לאור מגבלות הנתונים¹¹ נבחן את השקילות עד לטווח של שנה.

[הכנס כאן לוח 5]

הפאנל העליון בלוח מציג את השקילות שבין השינוי בשער החליפין שקל\דולר לפער הריביות בטווחים השונים (משוואה 1a) בעוד שהפאנל התחתון מציג את השקילות שבין השינוי בשער החליפין שקל\דולר לשינויים בפער הריביות בטווחים השונים (משוואה 1b).

לכל טווח זמן מחושבים סטטיסטים של הסטייה משקילות ה- UIP כלומר ההפרש שבין פער הריביות לשינוי שהתרחש בפועל בשער החליפין במהלך התקופה עד לפדיון האגרות, במונחים שנתיים. בלוח מוצגים הסטטיסטים פעם עם חפיפה בנתונים ופעם ללא חפיפה. כפי שניתן לראות ישנם הבדלים משמעותיים בין הפאנל העליון לתחתון: ממוצע הסטייה משקילות UIP בכל הטווחים גדול יחסית ושלילי כאשר נלקחים בחשבון פערי הריביות (כלומר השינוי בשער החליפין היה קטן יותר מפער הריביות). מנגד, ממוצע הסטייה חיובי וקטן כשנלקחים השינויים בפערי הריביות. כנראה שהסיבה לכך היא השינוי הממוצע בשער החליפין שהיה מזערי במהלך תקופת המדגם בהשוואה למהלך הצמצום המשמעותי של פער הריביות. לפי רציונל זה במצב של שיווי משקל של הטווח הארוך (steady state) הסטיות של פער הריביות והשינויים בו, משקילות UIP, יהיו דומים. תופעה בולטת נוספת מהלוח היא הירידה בממוצע הסטייה בפאנל העליון ככל שהטווח מתארך. לעומת זאת, בפאנל התחתון ההבדלים בין ממוצעי הסטיות בטווחים השונים אינם משמעותיים. גם ממצא זה מוסבר בצמצום שחל בפער הריביות במהלך התקופה לעומת השינויים המזעריים בשער החליפין.

¹¹ מאחר ששער החליפין נייד למעשה רק בשנים האחרונות לא ניתן לקבל תוצאות מובהקות על טווחים ארוכים משנה לאור מיעוט התצפיות.

בנוסף לסטטיסטיים שבלוח המשקפים את טיב התחזיות של השינויים בשער החליפין על פי פער הריביות או השינוי בו מוצגים בלוח ארבעה מדדים נוספים לבחינת טיב החיזוי: ממוצע הערך המוחלט של הסטיות ($MAE^{12} - \text{Mean of Absolute Errors}$), השורש של ממוצע הסטיות בריבוע ($RMSE^{13} - \text{Root Mean Square Errors}$), ממוצע הערך המוחלט של הסטיות ($MAPE^{14} - \text{Mean of Absolute percentage Errors}$) ומקדם אי השוויון של Theil ($TIC^{15} - \text{Theil Inequality Coefficient}$). על פי מדדים אלו, יכולת החיזוי בטווחים הארוכים הייתה מוצלחת יותר בתקופת המדגם; אם כי כשמדובר על השינויים בפער הריביות (הפאנל התחתון) ההבדלים לא משמעותיים כל כך.

לסיכום חלק זה, ניתן לקבוע שבתקופת המדגם החיזוי של השינויים בשער החליפין היה מוצלח יותר כשנעשה שימוש בשינויים בפער הריביות ולטווחים ארוכים לעומת פער הריביות עצמו ולטווחים הקצרים¹⁶. ממצאים אלו ניתנים להסבר בצמצום פער הריביות המשמעותי שהתרחש במהלך מרבית תקופת המדגם בהשוואה לפיחות היחסית קטן של שער החליפין שקל\דולר במהלך מרבית תקופת המדגם.

¹² המדד מנוסח כך: $MAE = \frac{1}{L} \sum_{t=T+1}^{T+L} |E(P_t) - P_t|$ כאשר L הוא מספר התקופות (שבועות) של התחזית, P_t הוא הנתון ששרר בפועל, $E(P_t)$ הוא התחזית ל-L התקופות ו-T הוא הזמן בו ניתנה התחזית. ככל שהמדד נמוך יותר התחזית טובה יותר.

¹³ המדד מנוסח כך: $RMSE = \sqrt{\frac{1}{L} \sum_{t=T+1}^{T+L} [E(P_t) - P_t]^2}$. ככל שהמדד נמוך יותר התחזית טובה יותר.

¹⁴ המדד מנוסח כך: $MAPE = \frac{1}{L} \sum_{t=T+1}^{T+L} \left| \frac{E(P_t) - P_t}{P_t} \right|$. ככל שהמדד נמוך יותר התחזית טובה יותר.

¹⁵ המדד מנוסח כך: $TIC = \frac{\sqrt{\frac{1}{L} \sum_{t=T+1}^{T+L} [E(P_t) - P_t]^2}}{\sqrt{\frac{1}{L} \sum_{t=T+1}^{T+L} E(P_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{L} \sum_{t=T+1}^{T+L} P_t^2}}$. מדד זה מקבל ערכים בין 0 ל-1 כאשר מדד נמוך יותר משקף תחזית טובה יותר.

¹⁶ בניטה ושרייבר (2006) השוו בין התחזיות לשינוי בשע"ח על פי פער הריביות (מודל UIP) לבין תחזיות החזאים ומצאו שהחזאים הצליחו יותר בחיזוי ממודל ה-UIP. לפיכך, יש לראות במסקנה זו העדפה בין אלטרנטיבות בלבד.

חלק ו': סיכום

בנייר זה נבחנו הקשרים בטווח הקצר (שבוע) שבין שער החליפין שקל\דולר לבין הריביות המקומיות, הריביות הדולריות ופער הריביות לאורך המבנה העיתי של שיעורי הריבית. מטרת הנייר הייתה להעריך האם הריביות המקומיות או אלו העולמיות חשובות יותר בהשפעתן על פער הריביות, האם הפער עצמו או השנויים בו חוזים טוב יותר את השינוי בשער החליפין לפי שקילות UIP, האם הטווחים הקצרים הם הרלבנטיים יותר לשקילות או שמא הטווחים הארוכים, והאם השקילות היא בכיוון המקובל קרי, מפער הריביות לשער החליפין או שמא שער החליפין משפיע על פער הריביות דרך התמסורת לאינפלציה ולכן דרך המדיניות המוניטארית והציפיות למדיניות כזו. בדיקת

ההשערות דלעיל נעשתה בעזרת פרוצדורת GARCH של שני משתנים עם סף (Bi-Variate Threshold ARCH – BV-TARCH) הכוללת מערכת משוואות לתיאור הקשרים קצרי הטווח בין שער החליפין והריביות. פרוצדורה זו מאפשרת ניתוח של השפעת המשתנים אחד על השני, הן במומנט הראשון - התוחלת והן במומנט השני – השונות המותנית (conditional variance). כמו כן מאפשרת הפרוצדורה זיהוי אי-סימטריה בהשפעת שוקים על הסדרות ואוטורגרסיביות בסדרות.

בחלק השני של העבודה נבחנה יכולת החיזוי של שקילות פער הריביות הלא מכוסה (UIP). על פי שקילות זו פער

הריביות היום חווה את השינוי העתידי בשער החליפין שיחול החל ממחר ועד לפדיון אגרות החוב.

מניתוח התוצאות של הפרוצדורה המורחבת על נתונים שבועיים בשנים 1999 עד 2005 נמצא כי במשוואת התוחלת, שער החליפין משפיע חיובית על הריביות המקומיות לטווח ארוך ועל פער הריביות. מנגד, במשוואת השונות המותנית לא נמצאה השפעה צולבת בין שער החליפין לבין הריביות ופער הריביות. עם זאת, המתאם המותנה בין משתנים אלו גדל ורמת מובהקותו עלתה עם התארכות הטווח. לבסוף, נמצאה השפעה שלילית בהשפעת שוקים על השונות המותנית של הריביות המקומיות כלומר, שוקים של העלאת ריבית השפיעו יותר על השונות המותנית של הריביות מאשר שוקים שליליים. ממצא זה הוא כנראה תוצאה של המדיניות האי-סימטרית בריבית בנק ישראל בתקופת המדגם: העלאות חדות של הריבית ומנגד, הורדות איטיות ומדודות.

בחינת שקילות ה-UIP בתקופת המדגם מלמדת כי השינויים בפער הריביות ובפרט לטווח של שנה חזו טוב יותר את השינויים בשער החליפין מאשר פער הריביות עצמו או מאשר טווחים קצרים משנה. ממצאים ניתנים להסבר

בכך שפער הריביות הצטמצם במידה המשמעותית במהלך מרבית תקופת המדגם; זאת בהשוואה לפיחות היחסית קטן של שער החליפין שקל\דולר במהלך מרבית תקופת המדגם.

כדי להשלים את הניתוח של הקשרים בין שער החליפין לבין פער הריביות נדרש עדיין לנתח את השפעתה של פרמיית הסיכון על שקילות ה-UIP; דבר שלא נעשה בנייר זה לאור חסרונם של נתונים זמינים ואמינים.

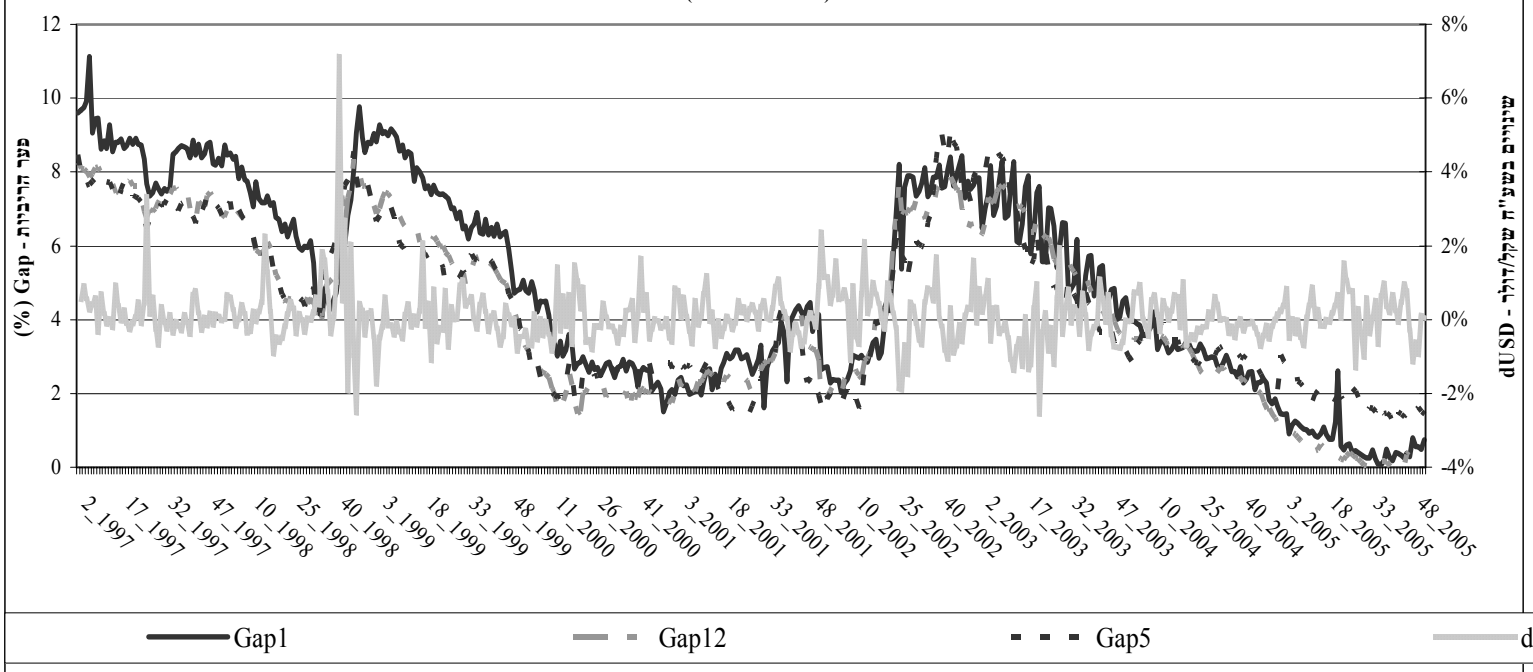
References

- Bansal R. and M. Dahlquist, 2000, Viewpoint: Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand?, *Canadian Journal of economics* 38, 673-708.
- Barnhart S.W., R. McNown, and M.S. Wallace, 1999, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 34, No. 2., 65-291.
- Bilson J., 1981, The speculative efficiency hypothesis, *Journal of business*, Vol. 54 no. 3, 435-451.
- Bollerslev T. and J.M. Wooldridge, 1992, Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances, *Econometric Reviews* 11, 143-172.
- Carlson J.A. and C.L. Osler, 2003, Currency risk premiums: Theory and Evidence, Working Paper, Purdue University, Indiana, USA.
- Dornbush R., 1976, Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*.
- Engle, R.F. and C.W. Granger, 1987, Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica* 55, 251—276.
- Fama E., Forward and spot exchange rates”, *Journal of Monetary Economics* 14, 319-38.
- Glosten L.R., R. Jagannathan, and D.E. Runkle, 1993, On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.
- McCallum, B.T., 1994, Reconsideration of the uncovered interest rate parity relationship, *Journal of Monetary Economics* 33, 105-132.
- MacDonald R. and J. Nagayasu, 1999. The Long-Run Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials - A Panel Study, IMF Working Papers 99/37.
- Munro A., 2005, UIP, expectations, and the Kiwi, Discussion Paper, Reserve Bank of New Zealand.
- Meese, R. and K. Rogoff, 1983, Empirical exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics* 14, 3-24.
- Ross, S.A., 1989, Information and volatility: The no arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy, *The Journal of Finance* Vol. 44, 1-17.
- Sarno L. “Empirical exchange rate models and currency risk: some evidence from density forecasts”, *Journal of International Money and Finance* 24, 363-85
- So R.W., 2001, Price and volatility spillovers between interest rate and exchange value of the US dollar, *Global Finance Journal* 12, 95-107.
- Stephens D., 2004, The equilibrium exchange rate according to PPP and UIP, Working Paper Series, Reserve Bank Of New Zealand, DP2004/03.

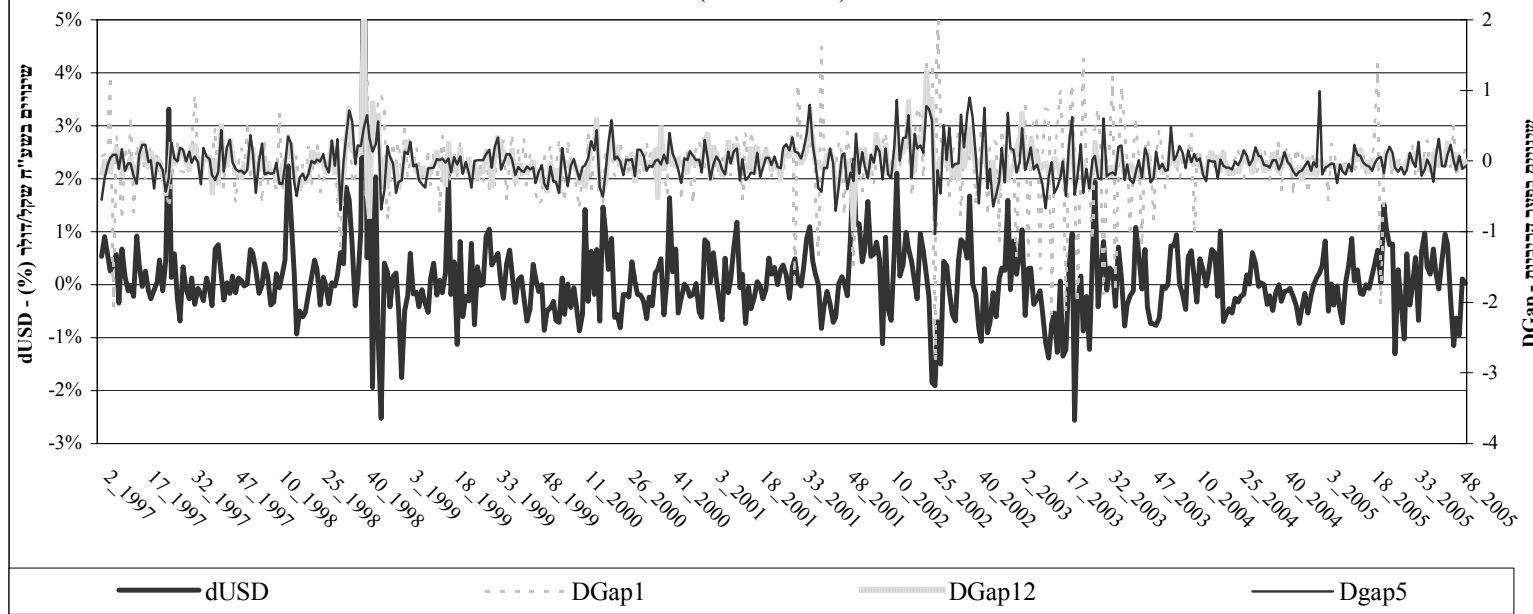
בניטה ג. וב. שרייבר, 2006, הערכת הביצועים של החזאים המובילים ושל התחזיות הנגזרות משוק ההון לאינפלציה ולשער החליפין, נייר עבודה, המחלקה לפעילות המשק במט"ח, בנק ישראל.

זוסמן נ. וי. סעדון, 2006, פערי ריבית במשק קטן ופתוח – קשרים של טווח ארוך, המקרה הישראלי, נייר עבודה, תחום היציבות הפיננסית, בנק ישראל.

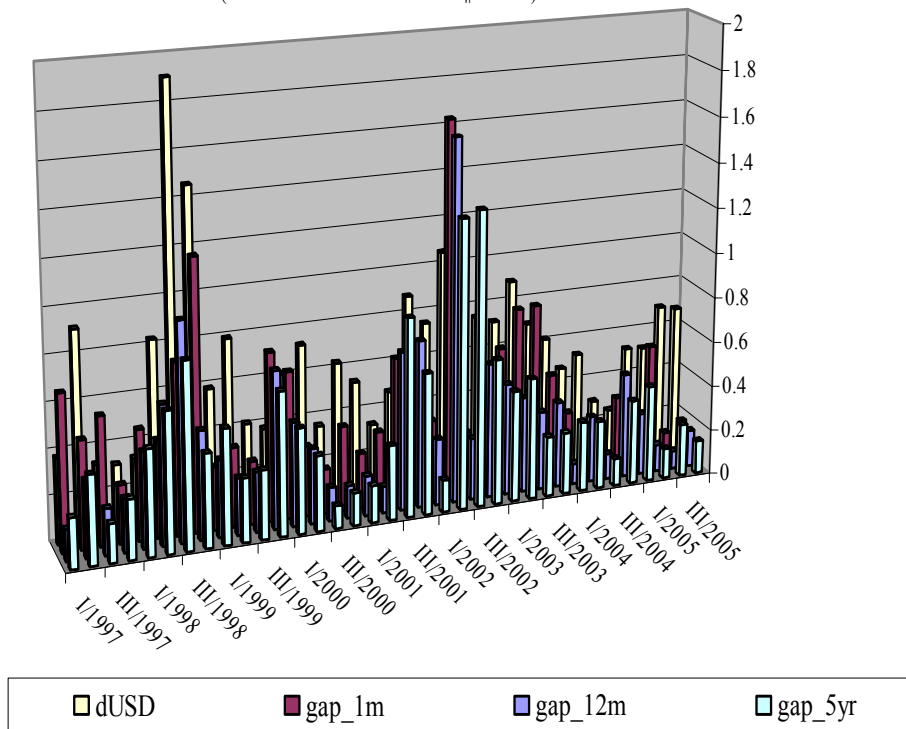
תרשים 1א': שינויים בשע"ח שקל/דולר ופער הריביות הקצר והארוך (Gap)
(ממוצעים שבועיים)



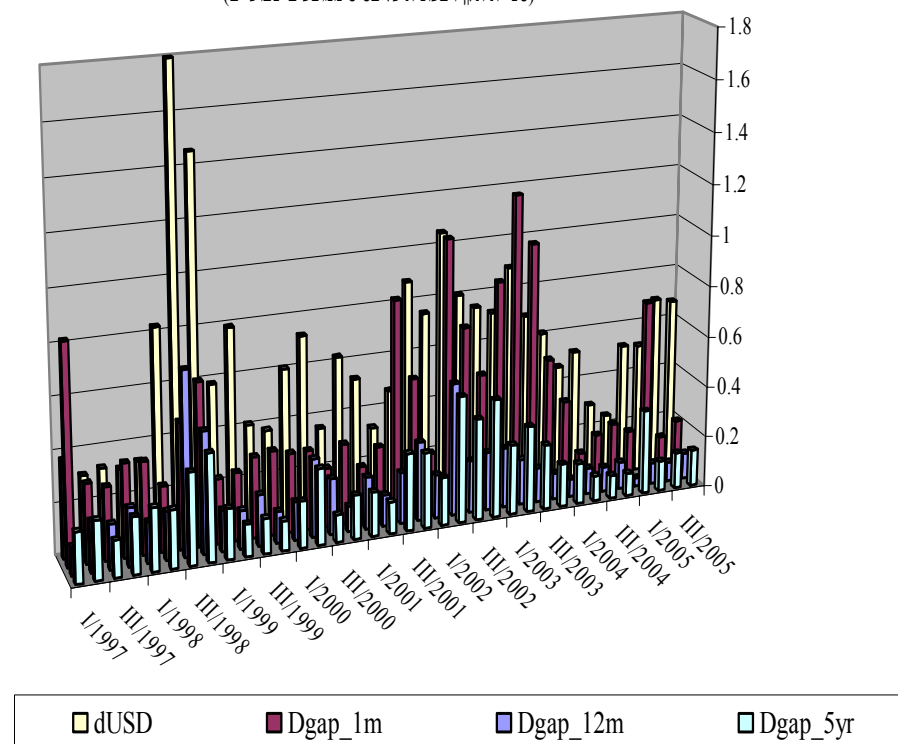
תרשים 1ב': שינויים בשע"ח שקל/דולר ושינויים בפער הריביות הקצר והארוך (Gap)
(ממוצעים שבועיים)



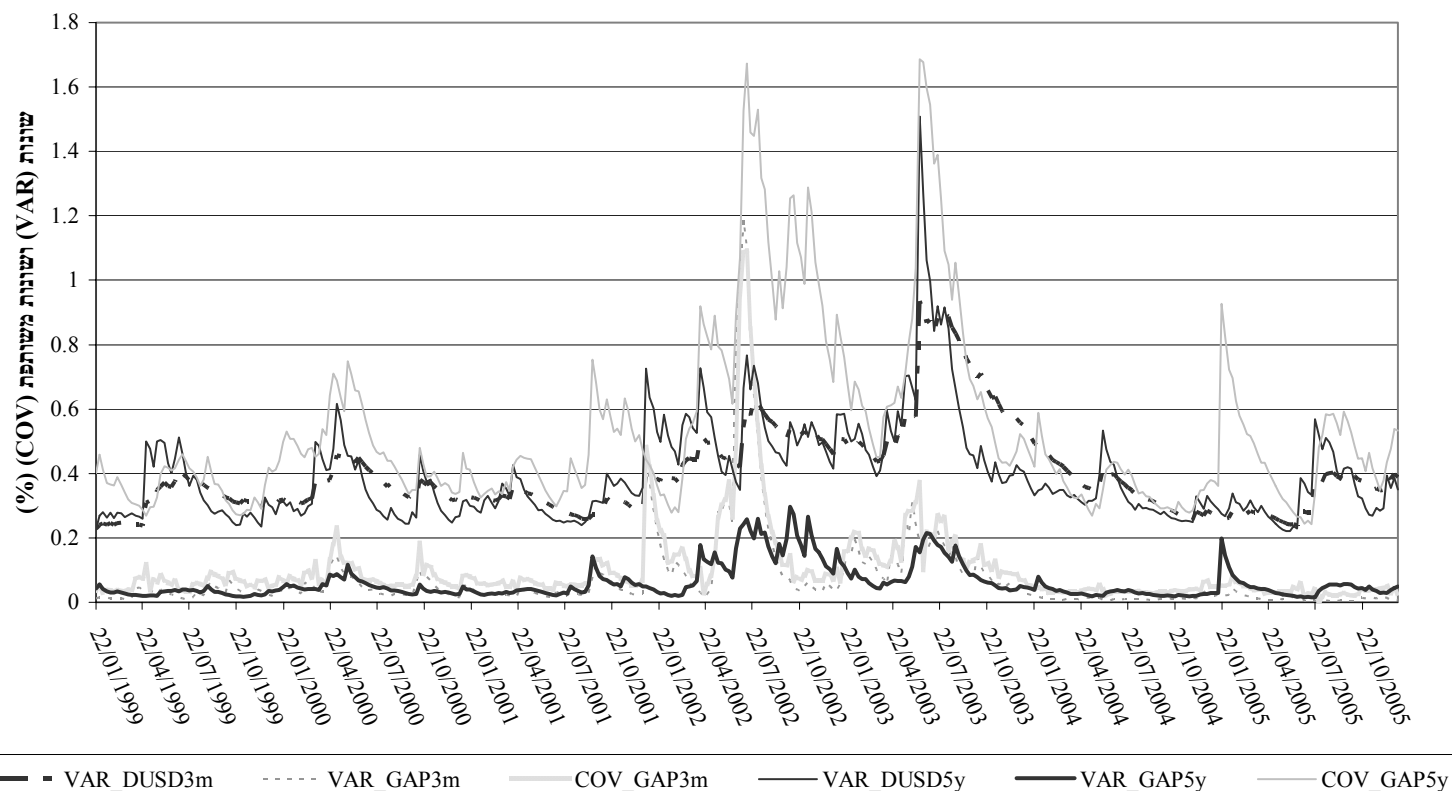
תרשים א'2: סטיית התקן של השינויים בשע"ח שקל/דולר ופער הריביות
(סטיית תקן רבעונית על בסיס ממוצעים שבועיים)



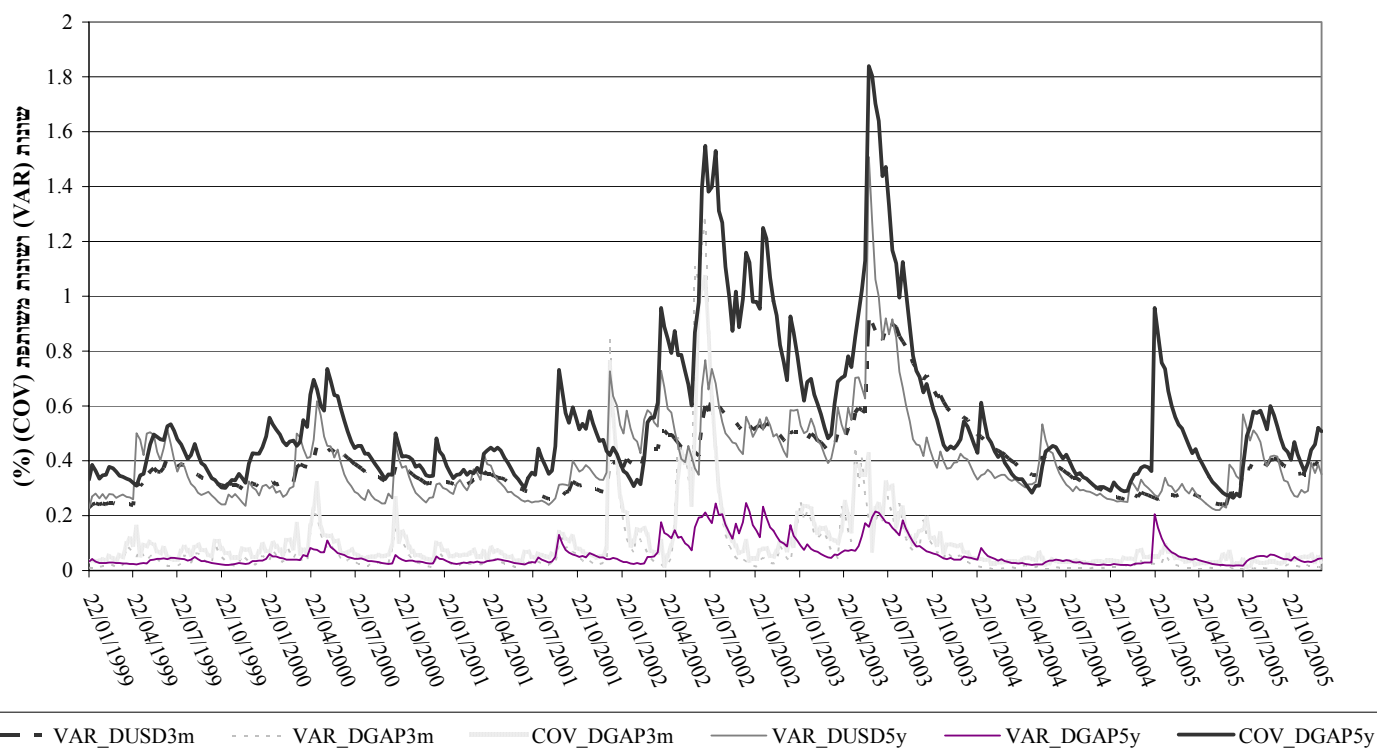
תרשים ב'2: סטיית התקן של השינויים בשע"ח שקל/דולר ושינויים בפער הריביות
(סטיית תקן רבעונית על בסיס ממוצעים שבועיים)



תרשים א'3: פרוצדורה מורחבת: שינויים בשע"ח שקל/דולר ופער הריביות - 3 חודשים ו-5 שנים



תרשים ב'3: פרוצדורה מורחבת: שינויים בשע"ח שקל/דולר ושינויים בפער הריביות - 3 חודשים ו-5 שנים



לוח 1					
סטטיסטיקה בסיסית של שע"ח שקל/דולר, ריבית (מקומית וזרה), פערי ריביות, ופרמיית סיכון (366 ממוצעים שבועיים, 1999-12/2005)					
ריבית מקומית (מק"מ 3 חודשים ושחר 5 שנים) (בממוצע), (%)					
	Makam3	Shachar_5yr	ΔMakam3	ΔShchacar_5Yr	
Mean	7.080	8.122	-0.023	-0.016	
Median	6.633	7.639	-0.012	-0.038	
Minimum	3.378	5.345	-1.362	-1.066	
Maximum	13.492	12.090	1.480	1.040	
Std. Dev.	2.791	1.925	0.240	0.213	
Skewness	0.507	0.536	0.382	0.739	
Kurtosis	-0.816	-1.037	9.934	4.343	
ריבית זרה (Libid ל-3 חודשים ו-T-note ל-5 שנים, %)					
	Libid3	T_note_5yr	ΔLibid3	ΔT_note_5yr	
Mean	3.282	4.354	-0.002	-0.001	
Median	2.886	4.232	0.002	-0.008	
Minimum	0.921	2.132	-0.626	-0.408	
Maximum	6.731	6.764	0.339	0.442	
Std. Dev.	1.964	1.150	0.072	0.116	
Skewness	0.387	0.368	-2.659	0.199	
Kurtosis	-1.343	-0.867	21.823	0.820	
פער הריביות (Gap, %)					
	Gap3m	Gap_5yr	ΔGap3m	ΔGap_5yr	
Mean	3.798	3.776	-0.022	-0.016	
Median	3.191	3.056	-0.016	-0.034	
Minimum	-0.002	1.109	-1.358	-1.032	
Maximum	8.638	9.186	1.490	0.988	
Std. Dev.	2.330	1.953	0.245	0.255	
Skewness	0.339	0.914	0.418	0.679	
Kurtosis	-0.902	-0.119	9.029	2.591	
פרמיית סיכון (סיכון מדינה) (בנקודות בסיס)			שע"ח שקל/דולר		
			I.LS/USD	ΔI.LS/USD (%)	
Mean	44.0		4.38	0.027	
Median	40.0		4.37	0.000	
Minimum	28.0		3.97	-2.559	
Maximum	70.0		4.97	2.345	
Std. Dev.	13.8		0.25	0.650	
Skewness	0.3		0.31	0.122	
Kurtosis	-1.5		-0.91	1.324	
(1) מבוסס על CDS (Credit Default Swaps) נתונים שבועיים מינואר 2004 עד דצמבר 2005.					

לוח 2: סימולטניות, קו-אינטגרציה, וסיבתיות סטטיסטית בין שע"ח שקל/דולר ופער הריביות (Gap)
(ממוצעים שבועיים, 1/1999 - 53/2005)

מקדם מתאם עם שע"ח שקל/דולר

	Gap_ST ¹	Gap_LT ¹	Makam3	Shachar_5yr	Libid3	Tnote_5yr
A. All period	0.10	0.31	-0.45	-0.10	-0.75	-0.70
B. First period (1/1999 - 52/2001)	-0.05	0.01	-0.40	-0.21	-0.60	-0.48
C. Second period (53/2001 - 53/2003)	0.36	0.44	0.48	0.65	0.62	0.30
D. Last period (1/2004 - 53/2005)	-0.03	-0.15	0.55	0.03	0.23	0.31

מקדם מתאם עם שינויים בשע"ח שקל/דולר

	Gap_ST ¹	Gap_LT ¹	Makam3	Shachar_5yr	Libid3	Tnote_5yr
A. All period	-0.14	-0.12	-0.12	-0.10	0.00	0.04
B. First period (1/1999 - 52/2001)	-0.08	-0.06	-0.13	-0.09	-0.10	-0.08
C. Second period (53/2001 - 53/2003)	-0.32	-0.20	-0.28	-0.14	0.19	0.25
D. Last period (1/2004 - 53/2005)	-0.03	-0.04	-0.06	-0.11	0.02	-0.04

מבחן קו-אינטגרציה של Engle-Granger

Based on the OLS regression: $Y = C + \alpha * X + \varepsilon$

Critical Values³

$\frac{Y}{\Delta NIS/USD}$	$\frac{X}{Gap_ST^1}$	Constant, No Trend	Constant and Trend	Confidence level	Constant, No Trend	Constant and Trend
$\frac{\Delta NIS/USD}{\Delta NIS/USD}$	$\frac{Gap_ST^1}{Gap_LT^1}$	(-14.4 , 1)	(-14.5 , 1)	1%	-3.93	-4.37
		(-14.5 , 1)	(-14.4 , 1)	5%	-3.35	-3.81

סיבתיות סטטיסטית של Granger

H0: X does not cause Y

$\frac{X}{NIS/USD}$	$\frac{Y}{Gap_ST^1}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{NIS/USD}$	$\frac{Y}{Gap_LT^1}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{\Delta NIS/USD}$	$\frac{Y}{Gap_ST^1}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{NIS/USD}$	$\frac{Y}{Gap_LT^1}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{\Delta NIS/USD}$	$\frac{Y}{Makam3}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{NIS/USD}$	$\frac{Y}{Shachar_5yr}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{NIS/USD}$	$\frac{Y}{Libid3}$	confidence level: 1%	$\frac{X}{NIS/USD}$	$\frac{Y}{Tnote_5yr}$	confidence level: 1%
NIS/USD	Gap_ST ¹	Reject	Gap_ST ¹	NIS/USD	Reject	$\Delta NIS/USD$	Gap_ST ¹	Accept	Gap_ST ¹	$\Delta NIS/USD$	Reject	Gap_ST ¹	$\Delta NIS/USD$	Reject	Gap_ST ¹	NIS/USD	Accept	Gap_ST ¹	$\Delta NIS/USD$	Reject	Gap_ST ¹	NIS/USD	Accept
NIS/USD	Gap_LT ¹	Reject	Gap_LT ¹	NIS/USD	Reject	$\Delta NIS/USD$	Gap_LT ¹	Reject	Gap_LT ¹	$\Delta NIS/USD$	Reject	Gap_LT ¹	$\Delta NIS/USD$	Reject	Gap_LT ¹	NIS/USD	Accept	Gap_LT ¹	$\Delta NIS/USD$	Reject	Gap_LT ¹	NIS/USD	Accept
NIS/USD	Makam3	Reject	Makam3	NIS/USD	Reject	$\Delta NIS/USD$	Makam3	Accept	Makam3	$\Delta NIS/USD$	Reject	Makam3	$\Delta NIS/USD$	Reject	Makam3	NIS/USD	Accept	Makam3	$\Delta NIS/USD$	Reject	Makam3	NIS/USD	Accept
NIS/USD	Shachar_5yr	Reject	Shachar_5yr	NIS/USD	Accept	$\Delta NIS/USD$	Shachar_5yr	Reject	Shachar_5yr	$\Delta NIS/USD$	Accept	Shachar_5yr	$\Delta NIS/USD$	Accept	Shachar_5yr	NIS/USD	Accept	Shachar_5yr	$\Delta NIS/USD$	Accept	Shachar_5yr	NIS/USD	Accept
NIS/USD	Libid3	Accept	Libid3	NIS/USD	Accept	$\Delta NIS/USD$	Libid3	Accept	Libid3	$\Delta NIS/USD$	Accept	Libid3	$\Delta NIS/USD$	Accept	Libid3	NIS/USD	Accept	Libid3	$\Delta NIS/USD$	Accept	Libid3	NIS/USD	Accept
NIS/USD	Tnote_5yr	Accept	Tnote_5yr	NIS/USD	Accept	$\Delta NIS/USD$	Tnote_5yr	Accept	Tnote_5yr	$\Delta NIS/USD$	Accept	Tnote_5yr	$\Delta NIS/USD$	Accept	Tnote_5yr	NIS/USD	Accept	Tnote_5yr	$\Delta NIS/USD$	Accept	Tnote_5yr	NIS/USD	Accept

(1) בטבלה זו, Gap_ST הוא הפער בין מק"מ ל-3 חודשים לבין US T-bill ל-3 חודשים. Gap_LT הוא הפער בין אגרת מסוג שחר ל-5 שנים ובין US T-note ל-5 שנים.

(2) המספר השמאלי בסוגריים מייצג את המשתנה שנבחן והמספר הימני בסוגריים את מספר הפיגורים. פערם נוספים כמו חודש או 12 חודשים הניבו תוצאות דומות.

(3) מבוסס על הערכים הקריטיים של Mackinnon (1991)

(4) המבחן מבוסס על 4 פיגורים, שינוי של מספר הפיגורים לא השפיע על התוצאות.

לוח ב'

פרוצדורת סמן: TARCH חד-משותף של שע"ח שקל/דולר והמבנה העיתי של שינויים בשיעורי הריבית

שע"ח

שינויים בשער הריבית המקומית¹ (Makam & Shachar)

ΔNIS/USD

ΔMakam - 1 month

ΔMakam - 12 month

ΔShachar - 5 years

Mean Equation²

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

α

0.01

0.27

0.00

2.20

-0.01

1.66

-0.03

0.07

β

0.30

5.79

-0.17

276.94

0.29

435.67

0.25

256.91

Variance Equation²

χ

0.03

1.51

0.02

2.11

0.00

0.99

0.00

1.78

δ

0.09

1.39

1.04

3.24

0.15

2.83

0.13

2.18

η

0.03

0.36

-0.97

-3.07

-0.02

-0.13

0.04

0.50

φ

0.81

8.32

0.58

9.59

0.87

23.80

0.81

9.09

שע"ח

שינויים בשער הריבית הזרה¹ (Libid & Tnote)

ΔNIS/USD

ΔLibid - 1 month

ΔLibid - 12 month

ΔTnote - 5 years

Mean Equation²

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

α

0.01

0.27

0.00

0.01

0.01

1.69

0.00

-0.43

β

0.30

5.79

0.48

14.52

0.33

6.87

0.27

4.98

Variance Equation²

χ

0.03

1.51

0.00

2.76

0.00

1.94

0.00

0.34

δ

0.09

1.39

0.84

3.84

-0.01

-0.29

0.00

-0.15

η

0.03

0.36

0.16

0.52

0.07

1.85

0.07

2.16

φ

0.81

8.32

0.42

7.63

0.93

29.16

0.97

39.10

שע"ח

שינויים בפער הריביות¹ (Gap)

ΔNIS/USD

ΔGap 1 month

ΔGap 12 month

ΔGap 5 years

Mean Equation²

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

Coefficient Z Statistics

α

0.01

0.27

-0.02

-1.14

-0.03

-5.36

-0.03

-2.91

β

0.30

5.79

-0.21

-4.29

0.26

6.15

0.19

4.12

Variance Equation²

χ

0.03

1.51

0.02

2.76

0.00

0.92

0.00

1.61

δ

0.09

1.39

1.10

3.15

0.08

2.04

0.10

2.06

η

0.03

0.36

-1.03

-3.00

0.00

0.02

0.01

0.13

φ

0.81

8.32

0.52

5.42

0.92

27.30

0.87

14.24

(1) מספרים מודגשים מייצגים רמת מובהקות של 1% או יותר.

(2) המקדמים המסומלים באותיות יוניות הן ממשוואות: 5b, 5a 4b, 4a

לוח 4א' פרוצדורה מורחבת: TARCH דו-משתני של שינויים בשע"ח שקל/דולר ושיעורי הריבית												
שער ריבית מקומית ¹ (Makam & Shachar)												
Mean Equation ²	ΔNIS/USD		Makam - 1 month		ΔNIS/USD		Makam - 12 month		ΔNIS/USD		Shachar - 5 years	
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics
α	0.08	1.05	0.07	2.52	0.14	1.55	0.02	1.50	0.24	1.80	0.02	0.57
β	0.29	5.68	0.99	281.32	0.29	5.63	0.99	442.47	0.29	5.73	0.99	284.36
ω	-0.01	-1.00	0.01	0.26	-0.02	-1.51	0.05	5.49	-0.03	-1.75	0.09	7.95
Variance Equation ²	ΔNIS/USD		Makam - 1 month		ΔNIS/USD		Makam - 12 month		ΔNIS/USD		Shachar - 5 years	
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics
χ	0.05	2.46	0.02	2.56	0.23	6.58	0.00	1.08	0.06	2.08	-0.01	-1.71
δ	0.05	1.22	0.86	7.57	0.41	3.60	0.18	5.54	0.03	1.36	0.19	2.69
φ	0.68	6.14	0.75	22.82	-0.19	-50.61	0.84	45.50	0.79	8.05	0.68	9.05
η	0.10	1.39	-0.82	-7.19	-0.27	-1.95	0.04	1.17	0.08	2.24	-0.15	-2.44
ψ	0.12	2.08	-0.06	-1.80	4.15	3.35	0.00	-0.92	-0.07	-0.56	0.05	2.42
ρ			-0.05	-0.94			0.25	5.18			0.41	11.35
שער ריבית זרה ¹ (Libid & Tnote)												
Mean Equation ²	ΔNIS/USD		Libid - 1 month		ΔNIS/USD		Libid - 12 month		ΔNIS/USD		Tnote - 5 years	
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics
α	0.02	0.34	0.00	-0.05	0.02	0.31	0.01	0.78	0.00	0.01	0.01	0.24
β	0.30	5.74	1.00	1999.76	0.30	5.74	1.00	475.74	0.30	5.76	1.00	251.04
ω	0.00	-0.23	0.00	0.07	0.00	-0.21	0.00	-0.11	0.00	0.06	0.00	-0.19
Variance Equation ²	ΔNIS/USD		Libid - 1 month		ΔNIS/USD		Libid - 12 month		ΔNIS/USD		Tnote - 5 years	
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics
χ	0.08	2.81	0.00	-1.35	0.02	1.66	0.00	2.78	0.03	1.29	0.00	0.62
δ	0.09	1.45	1.88	17.42	0.05	1.34	0.00	0.05	0.08	1.36	0.00	-0.08
φ	0.67	5.98	0.36	22.45	0.84	11.28	0.94	48.67	0.78	6.62	0.96	39.34
η	0.09	1.13	0.13	0.91	0.06	1.30	0.05	2.58	0.04	0.67	0.06	2.31
ψ	-0.02	-0.16	0.00	2.59	1.09	1.47	0.00	-1.75	1.86	1.09	0.00	0.28
ρ			-0.11	-1.65			-0.01	-0.19			-0.05	-0.94
פער הריביות ¹ (Gap)												
Mean Equation ²	ΔNIS/USD		Gap - 1 month		ΔNIS/USD		Gap - 12 month		ΔNIS/USD		Gap - 5 years	
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics
α	0.07	1.24	0.04	1.57	0.10	1.78	-0.01	-0.48	0.13	1.99	0.00	0.11
β	0.29	5.69	0.99	187.48	0.29	5.68	0.99	331.18	0.29	5.75	0.99	183.05
ω	-0.02	-1.22	0.01	0.33	-0.03	-1.88	0.05	4.21	-0.04	-2.02	0.08	5.37
Variance Equation ²	ΔNIS/USD		Gap - 1 month		ΔNIS/USD		Gap - 12 month		ΔNIS/USD		Gap - 5 years	
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics
χ	0.04	2.21	0.02	2.71	0.03	2.69	-0.05	-2.52	0.08	1.82	-0.02	-1.33
δ	0.07	1.40	0.99	6.39	0.01	1.55	0.55	5.72	-0.01	-0.48	0.17	3.33
φ	0.75	7.88	0.62	11.51	0.88	22.63	-0.09	-2.22	0.70	4.48	0.69	6.42
η	0.02	0.36	-0.91	-5.90	-0.01	-1.90	-0.14	-1.07	0.12	1.63	-0.09	-1.49
ψ	0.11	2.11	-0.03	-1.03	0.32	2.22	0.21	3.35	0.22	0.85	0.08	1.58
ρ			-0.03	-0.67			0.20	4.34			0.36	9.25
מספרים מודגשים מייצגים רמת מובהקות של 1%. 7b, 7a 6b, 6a המקדמים המסומלים באותיות יוניות הן ממשוואות:												

לוח ב' פרוצדורה מורחבת: TARCH דו-משתני של שינויים בשע"ח שקל/דולר והמבנה העיתי של שינויים בשיעורי הריבית													
שער ריבית מקומית ¹ (Makam & Shachar)													
Mean Equation ²	ΔNIS/USD		ΔMakam - 1 month		ΔNIS/USD		ΔMakam - 12 month		ΔNIS/USD		ΔShachar - 5 years		Z Statistics
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	
α	0.01	0.20	0.00	0.12	0.00	0.06	-0.01	-3.02	0.01	0.18	-0.03	-4.69	
β	0.29	5.69	-0.18	-3.99	0.32	5.94	0.24	5.15	0.31	5.31	0.15	3.12	
ω	-0.11	-1.83	0.00	-0.17	-0.31	-1.74	0.04	4.13	-0.09	-0.59	0.06	4.73	
Variance Equation ²													Z Statistics
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	
χ	0.04	1.97	0.02	3.08	0.24	4.58	0.00	0.95	0.07	1.89	-0.01	-1.49	
δ	0.08	1.53	0.74	6.85	0.42	3.63	0.16	5.20	0.02	1.17	0.18	2.59	
φ	0.75	7.01	0.74	24.62	-0.24	-1.60	0.86	53.25	0.77	6.73	0.69	8.45	
η	0.01	0.10	-0.70	-6.36	-0.27	-2.02	0.03	0.71	0.10	1.98	-0.16	-2.37	
ψ	0.09	1.76	-0.03	-1.51	4.77	3.05	0.00	-0.77	-0.04	-0.25	0.04	2.16	
ρ			-0.06	-1.14			0.26	5.25			0.41	10.30	
שער ריבית זרה ¹ (Libid & Tnote)													
Mean Equation ²	ΔNIS/USD		ΔLibid - 1 month		ΔNIS/USD		ΔLibid - 12 month		ΔNIS/USD		ΔTnote - 5 years		Z Statistics
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	
α	0.01	0.28	0.00	0.00	0.01	0.37	0.01	1.67	0.01	0.33	0.00	-0.40	
β	0.30	5.76	0.50	16.54	0.30	5.91	0.33	6.77	0.30	5.75	0.27	4.93	
ω	-0.01	-0.02	0.00	0.00	0.32	1.01	0.00	0.30	0.18	0.68	0.00	-0.33	
Variance Equation ²													Z Statistics
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	
χ	0.06	2.27	0.00	-0.85	0.03	1.60	0.00	2.73	0.03	1.32	0.00	0.24	
δ	0.09	1.65	2.27	17.28	0.05	1.37	-0.01	-0.65	0.07	1.32	0.00	-0.02	
φ	0.75	7.66	0.42	23.73	0.83	10.33	0.94	42.60	0.79	6.73	0.96	43.22	
η	0.05	0.67	-0.37	-2.43	0.06	1.12	0.06	2.59	0.04	0.68	0.07	2.58	
ψ	-0.02	-0.20	0.00	1.88	1.22	1.35	0.00	-1.10	1.87	1.15	0.00	0.06	
ρ			-0.11	-1.69			-0.04	-0.77			-0.06	-1.22	
פער הריביות ¹ (Gap)													
Mean Equation ²	ΔNIS/USD		ΔGap - 1 month		ΔNIS/USD		ΔGap - 12 month		ΔNIS/USD		ΔGap - 5 years		Z Statistics
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	
α	0.01	0.22	-0.02	-1.32	0.00	0.10	-0.04	-5.73	0.01	0.19	-0.02	-2.60	
β	0.29	5.65	-0.21	-4.30	0.32	6.09	0.21	4.71	0.31	5.51	0.12	2.51	
ω	-0.10	-1.77	0.01	0.46	-0.29	-1.87	0.05	4.22	-0.12	-0.91	0.07	4.62	
Variance Equation ²													Z Statistics
	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	Coefficient	Z Statistics	
χ	0.04	1.92	0.02	2.94	0.04	1.25	0.00	1.21	0.08	1.85	-0.01	-1.27	
δ	0.08	1.50	0.86	5.58	0.04	1.14	0.10	4.03	0.00	-0.05	0.18	2.93	
φ	0.77	7.82	0.62	10.36	0.80	5.59	0.92	47.83	0.72	4.85	0.71	7.37	
η	-0.01	-0.10	-0.80	-5.28	0.05	0.83	-0.01	-0.43	0.13	1.67	-0.13	-1.94	
ψ	0.09	1.71	-0.02	-0.63	0.36	0.99	0.00	-1.11	0.17	0.68	0.06	1.65	
ρ			-0.04	-0.84			0.22	5.49			0.37	9.26	
מספרים מודגשים מייצגים רמת מובהקות של 1%. 7b, 7a 6b, 6a המקדמים המסומלים באותיות יוניות הן ממשוואות:													

לוח 5										
יכולת החיזוי של UIP לאורך המבנה העיתי של פערי הריביות										
(ההפרש בין השינויים שחלו בפועל בשע"ח העתידי לבין פערי הריביות (על פי שקילות פערי הריביות) במונחים שנתיים ¹ , ממוצעים שבועיים)										
פערי הריביות (ערכים מקוריים)										
	1 month		2 months		3 months		6 months		12 months	
	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה
Mean	-55.7	-55.3	-24.8	-24.9	-15.0	-14.8	-5.9	-6.2	-1.5	-1.7
Std	11.7	11.9	9.9	9.3	9.2	9.6	8.0	7.1	7.5	7.2
Min	-154.1	-154.1	-86.1	-79.9	-66.6	-66.6	-35.8	-31.7	-18.7	-13.3
Max	81.3	81.3	56.0	29.0	44.8	21.4	24.6	7.5	15.2	5.3
# Obs.	466	117	462	58	457	35	444	17	418	8
Correlation of interest rate gaps with ΔUSD	0.38		0.32		0.24		0.19		0.17	
MAE ²	58.40		28.73		19.59		10.21		6.28	
RMSE ³	19.91		14.13		11.89		9.00		7.61	
MAPE ⁴	4.35		2.01		1.26		0.53		0.29	
TIC ⁵	0.77		0.70		0.66		0.61		0.60	
פערי הריביות (שינויים)										
	1 month		2 months		3 months		6 months		12 months	
	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה	עם חפיפה	ללא חפיפה
Mean	3.7	3.7	3.7	3.6	3.9	3.9	3.6	3.4	3.3	3.0
Std	6.8	7.2	7.1	6.6	7.4	7.5	6.9	6.0	6.9	6.5
Min	-86.2	-86.2	-45.8	-37.2	-37.9	-37.9	-22.0	-16.6	-13.5	-6.4
Max	132.8	132.8	81.9	53.2	66.4	36.8	32.6	13.6	19.9	10.3
# Obs.	466	117	462	58	457	35	444	17	418	8
Correlation of interest rate gaps changes with ΔUSD	0.58		0.39		0.26		0.19		0.16	
MAE ²	17.23		13.19		11.05		7.96		5.99	
RMSE ³	6.91		7.21		7.59		7.37		7.60	
MAPE ⁴	1.00		0.78		0.70		0.57		0.47	
TIC ⁵	0.83		0.93		0.94		0.96		0.97	
(1) מוכפל ב- 12 עבור חודש אחד, מוכפל ב- 6 עבור חודשיים, ומוכפל ב- 4 עבור 3 חודשים. סטיית התקן ו- RMSE (ראה הערה 3) מוכפלים בשורש של הכופלים דלעיל כדי להביאם למונחים שנתיים.										
(2) הממוצע של הטעות הצפירה במונחים מוחלטים (אין קיזוז בין טעויות חיוביות לשליליות). לנוסחת החישוב ראה הערת שוליים 12 בגוף הטקסט.										
(3) שורש ממוצע הטעויות בריבוע. לנוסחת החישוב ראה הערת שוליים 13 בגוף הטקסט.										
(4) הממוצע של אחוז הטעות הצפירה בערכים מוחלטים. לנוסחת החישוב ראה הערת שוליים 14 בגוף הטקסט.										

רשימת המאמרים בסדרה "סוגיות במטבע חוץ"

1/02	י' הכט, י' חיים, ב' שרייבר (אפריל 2002), מודל לשוק שקל/מטבע חוץ: יישום לישראל.
1/03	י' הכט, א' רזין, נ' שנער (פברואר 2003), יחסי גומלין בין תנועות הון נכנסות להשקעה מקומית ולצמיחה.
2/03	ג' בניטה, לאוטרבך ב. (אפריל 2003), גורמים המשפיעים על תנודתיות שער החליפין: נתוני פאנל ונתוני ישראל.
3/03	ג' בניטה, ב' שרייבר (אוגוסט 2003), סטיית תקן גלומה, סטיית תקן בפועל ומה שביניהן.
4/03	י' הכט, ר' שטיין (אוגוסט 2003), אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר הגלומה במחירי האופציות,
5/03	י' חיים, נ' שנער, ב' שרייבר (דצמבר 2003), יציבות פיננסית: מושגים, מסגרת ניתוח ותפקיד הרשויות.
6/03	ד' גלאי, ב' שרייבר (דצמבר 2003), האינפורמציה הגלומה באסטרטגיות ובאופציות שקל/דולר הנסחרות בשוק מעבר לדלפק (OTC) בישראל.
1/04	ב' שרייבר, א' גרוסברג (אוגוסט 2004) האשראי, הפיקדונות והפעילות הספקולטיבית במט"ח של תושבי ישראל.
2/04	ג' בניטה, ח' לוי (אוגוסט 2004), פוטנציאל ההשפעה של ביטול אפליית המס בין ניירות ערך ישראליים לניירות ערך זרים על הרכב תיק הנכסים של הציבור.
3/04	ג' בניטה, ב' לאוטרבך, א' סוציאנו (נובמבר 2004), השפעת שינויים מבניים על שכלול שוק מטבע חוץ.
1/05	י' סופר (יוני 2005), מדידת שער החליפין הריאלי בישראל והשפעותיו על היצוא והיבוא.
2/05	י' הכט, י' לרקין (אוגוסט 2005), פירוק הרכיב הבלתי צפוי של שער החליפין.
3/05	ע' רווה, נ' שנער (אוגוסט 2005), הערכת היציבות הפיננסית בפעילות המשק מול חוץ לארץ ובמטבע חוץ, באמצעות ניתוח רב-משתני.
1/06	ב' שרייבר, (אוגוסט 2006), שקילות פער הריביות (UIP) בתוחלת ובשונות שער החליפין שקל/דולר

המאמרים בגירסת PDF ניתנים להורדה מאתר בנק ישראל: <http://www.bankisrael.gov.il>

Bank of Israel – Foreign Exchange Activity Department	בנק ישראל- המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ
POB 780, 91007 Jerusalem, Israel	ת"ד 780, ירושלים 91007