

**חטיבת המחקר**



**בנק ישראל**

**אטרקטיביות של מסחר בתשואה:  
גישת פרמיית סיכון מטבעי משתנה בזמן<sup>1</sup>**

**אריאל מנצורה\* ובנצי שרייבר\*\***

סדרת מאמרים לדיון 2016.04  
דצמבר 2016

---

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

\* אריאל מנצורה Information and Statistics Department – E-mail: [ariel.mansura@boi.org.il](mailto:ariel.mansura@boi.org.il)

\*\* בן-ציון שרייבר, מחלקת Information and Statistics Department and Bar Ilan University

E-mail: [schreiber.ben@boi.org.il](mailto:schreiber.ben@boi.org.il)

<sup>1</sup> אנו מודים לצחי פרנקוביץ', אדוארד אופנבכר, גולן בניטה, עדי ברנדר, צבי וינר, ומשתתפי סמינר מחלקת המחקר בבנק ישראל, והכנס השנתי של האגודה הישראלית לכלכלה 2015, על הערותיהם והצעותיהם המועילות.

**הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל**

**חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007**  
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

**אטרקטיביות של מסחר בתשואה :  
גישת פרמיית סיכון מטבעי משתנה בזמן**

**אריאל מנצורה ובנצי שרייבר**

**תקציר**

עבודה זו בוחנת את האטרקטיביות של אסטרטגיות מסחר בתשואה (Carry Trade) בשוק המט"ח הישראלי בתקופה שבין ינואר 2003 לדצמבר 2014. אנו בוחנים מספר מדדים פופולריים של תשואה לסיכון (Carry To Risk) ומציעים מדד חדש המבוסס על פרמיית סיכון מטבעי משתנה בזמן. בנוסף, אנו אומדים את יכולת הניבוי של מדדי תשואה לסיכון ביחס לאחזקות של אג"ח ממשלתיות בידי משקיעים זרים תוך שימוש במאגר נתונים קנייני. כדי לאמוד את פרמיית סיכון המטבע, אנו בוחנים גם את שקלויות פער הריביות המכוסה (CIP) ופער הריביות הלא מכוסה (UIP). אנו מוצאים כי ה-CIP לא התקיים במחצית השנייה של תקופת המדגם, ואילו ה-UIP לא התקיים לאורך כלל תקופת המדגם באופן של חודש אחד, אך התקיים באופן של שנים-עשר חודשים. אנו מוצאים, באמצעות מתודולוגיות שונות, כי מדד התשואה לסיכון שהצענו ניבא פוזיציות של זרים באג"ח ממשלתיות בתקופת תת-המדגם השני. ניבוי זה היה מובהק יותר ולמשך זמן ארוך יותר, יחסית למדדים פופולריים אחרים של תשואה לסיכון.

*מילות מפתח*: פרמיית סיכון; תצרף פרמיית האקדמה; מסחר בתשואה

**Carry trade attractiveness:  
A time-varying currency risk premium approach**

**Ariel Mantzura and Ben Z. Schrieber**

**Abstract**

This study investigates the attractiveness of carry trade strategies in the Israeli FX market during the period 1/2003 - 12/2014. We examine several Carry To Risk (CTR) popular measures and propose a new measure which is based on a time-varying currency risk premium. The predictive capability of the examined CTRs is examined on foreigners' holdings in Israeli government bonds using a proprietary data set. In order to estimate the currency risk premium we also assess the Covered Interest rate Parity (CIP) and the Uncovered Interest rate Parity (UIP) hypotheses. We find that the CIP hypothesis did not hold during the second half of the sample period while the UIP hypothesis did not hold along the entire sample period for a one-month horizon, but prevailed for the twelve-month horizon. We find, using various methodologies, that our proposed CTR measure predicted foreigners' positions in government bonds during the second sub-sample. Such a prediction was more robust and of longer duration than other popular CTR measures.

Keyword: Risk premium; Forward premium puzzle; Currency carry trade

## א. מבוא

אסטרטגית מסחר בתשואה (Carry Trading) היא אחת האסטרטגיות הרווחיות ביותר במסחר מט"ח ; אם כי היא נושאת סיכון משמעותי (ראו : (2015) Daskov and Swinkels ו-(2007) Burnside et al.). האסטרטגיה הבסיסית ביותר היא לקיחת הלוואה במטבע עם ריבית נמוכה, ובו-זמנית הפקדת אותו הסכום במטבע עם ריבית גבוהה. המטבע הראשון נקרא 'מטבע המימון' ואילו האחרון 'מטבע היעד'<sup>1</sup>. הרווח המתקבל מן ההפרש החיובי בין שיעורי הריבית (להלן "פער הריביות" או "IRD" Interest Rate Differential)) חשוף לפיחות במטבע היעד, כך שההפסד שנגרם מפיחות עשוי לקזז את הרווח מפער הריביות החיובי או אף לגרום להפסד על אסטרטגיית המסחר בתשואה. וכך, הרווח וההפסד מאסטרטגיית מסחר בתשואה תלוי הן בפער הריביות הנוכחי והן בשערי החליפין העתידיים. מסחר בתשואה יהיה רווחי לתקופה נתונה כל עוד מטבע היעד אינו מאבד מערכו כנגד מטבע המימון בשיעור גבוה מפער הריביות ביניהם. יתרה מכך, הרווח וההפסד מפער הריביות הוא לרוב הדרגתי ויציב לאורך זמן, בשעה שתנועות שערי החליפין של המטבעות המעורבים באסטרטגיית מסחר בתשואה הן חדות ובלתי צפויות.

מסחר בתשואה עשוי לעניין הן קובעי מדיניות במשקים קטנים ופתוחים והן משקיעים מתוחכמים, מאחר שתנועות הון חופשיות ומשטר שער חליפין נייד מאפשרים למשקיעים בינלאומיים גדולים להשפיע משמעותית הן על שערי החליפין והן על שיעורי הריבית המקומיים. בנוסף, סוחרים בתשואה מתנהגים על פי רוב כמשקיעי מומנטום, במובן זה שהם מנצלים סטיות משקילות פער הריבית הלא מכוסה (Uncovered Interest rate Parity; להלן "UIP") ופועלים בכיוון הסטייה (היזון חוזר חיובי). כתוצאה מכך, הם גורמים לכך שהסטיות מה-UIP גדולות יותר ונמשכות זמן רב יותר (Baillie and Chang, 2011). פעילות כזאת עלולה לגרום לשיבוש המדיניות המוניטרית והיציבות הפיננסית גם יחד.

מנקודת מבט תיאורטית, מסחר בתשואה אינו עולה בקנה אחד עם התיאוריה המסורתית בנוגע לקשר שבין פער הריביות לשינויים עתידיים בשערי החליפין. הקשר, הנקרא שקילות פער הריביות הלא מכוסה, משמעו, שבשינוי משקל, השינויים העתידיים הצפויים בשערי החליפין יקזזו את פער הריביות הנוכחי במלואו. אחרת, משקיעים רבים ינקטו אסטרטגיות מסחר בתשואה, ופעילות זו תחזק את מטבע היעד יחסית למטבע המימון פעם אחר פעם, במעין 'מעגל קסמים'.

למרות האטרקטיביות התיאורטית, הראיות ככלל אינן תומכות ב-UIP: בממוצע, הרווח וההפסד מפער הריביות (החיובי) לא מתקזז על ידי פיחות במטבע היעד בתקופה הבאה, מה שהופך את פעילות המסחר בתשואה לרווחית, בממוצע, אם כי בעבר היא גרמה הפסדים כבדים בתקופות קצרות (ראו : Daskov and Swinkels, 2015)<sup>2</sup>. תופעה זו נקראת 'תצורף פרמיית האקדמה' (forward premium puzzle).

<sup>1</sup> אסטרטגיה חלופית של מסחר בתשואה היא קניית חוזה אקדמה במטבע היעד (ראו תיאור של אסטרטגיות מסחר בתשואה שונות אצל סנטיאלה ועמיתים (Santealla et al., 2015)). אסטרטגיה זו, שמניבה את אותו רווח כשל זו הבסיסית, עדיפה אם שוק חוזי האקדמה נזיל יותר משוק האג"ח.

<sup>2</sup> רווחיות זו מעודדת מוסדות כספיים גדולים לבנות קרנות סל ומדדים אחרים שמחקים אסטרטגיות מסחר בתשואה (ראו רשימת מדדים אצל גינטלברג ורמולונה (Gyntelberg and Remolona, 2007)).

ואולם, פאמה (Fama, 1984), צ'ין ומרדית' (Chinn & Meredith, 2005), פרנקל ופונאוואלה (Frenkel & Poonawala, 2010), כמו רבים אחרים, מראים כי הרווח והפסד הוא תלוי תקופה, מדינה, וטווח זמן. נמצא כי ה-UIP אינו תקף במדינות מפותחות ועוד נמצא שה-UIP אינו תקף לגבי תתי-תקופות מסוימות או לטווחי זמן קצרים.

קיימות שתי גרסאות של ה-UIP. בגרסתו הראשונה, השינויים העתידיים בשער החליפין אמורים להיות שווים לפרמיית האקדמה, המוגדרת כלוג שער האקדמה פחות לוג שער הספוט. בגרסה השנייה, השינויים העתידיים בשער החליפין אמורים להיות שווים לפער הריביות. שתי גרסאות ה-UIP מבוססות על הנחת הבסיס שלפיה אין 'הזדמנויות ארביטרוז' בשוק המקומי (היעיל). הנחת בסיס זו נקראת שקילות פער הריביות המכוסה (Covered Interest rate Parity; להלן "CIP"), וכל עוד היא מתקיימת, היא מאפשרת לנו להשתמש בשתי הגרסאות לחלופין.<sup>3</sup>

מחקרים רבים ניסו לפתור את התצפית על ידי הוספת פרמיית סיכון משתנה בזמן ל-UIP (ראו: Engel, 1996; Chinn and Meredith, 2005; Sarantis, 2006; Campbell et al., 2009). ככלל, פרמיית הסיכון מוסברת על ידי משקיעים 'שונאי סיכון' שדורשים פרמיה על השקעותיהם המסוכנות.<sup>4</sup>

התרומה שלנו לספרות היא בשלושה מישורים. ראשית, אנו בוחנים מספר מדדי תשואה לסיכון (מכאן ואילך "CTR") עבור האטרקטיביות של אסטרטגיות מסחר בתשואה בשוק המט"ח הישראלי. שנית, אנו אומדים את פרמיית הסיכון של השקל מול הדולר תוך שימוש במסנן קלמן (Kalman filter) ודגימת גיבס (Gibbs). שלישית, אנו מציגים מדד לאטרקטיביות המסחר בתשואה על בסיס פרמיית הסיכון הנאמדת של השקל מול הדולר. בכך אנו משלבים שני זרמים בספרות: פרופיל תשואה-סיכון של אסטרטגיית המסחר בתשואה, ואמידת פרמיית סיכון מטבעי. בנוסף לכך אנו בוחנים בראייה היסטורית את יכולתם של מספר מדדי אטרקטיביות לנבא<sup>5</sup> השקעות זרות באג"ח של ממשלת ישראל ובמק"מ בעזרת מאגר נתונים קנייני של פוזיציות של משקיעים זרים (יתואר בהמשך).

שאר העבודה מאורגן באופן הבא: חלק 2 מציג את ההגדרות של שקילות פער הריבית המכוסה, שקילות פער הריבית הלא מכוסה, ומדדי המסחר בתשואה שבהם אנו משתמשים במחקר זה, לרבות פרמיית סיכון מטבעי, וסוקר את הספרות בנושא. חלק 3 מתאר את נתוני המדגם, חלק 4 מציג את תוצאות האמידה, חלק 5 דן בתוצאות, וחלק 6 מסכם.

<sup>3</sup> בתקופות מסוימות (אפילו חודשים) ה-CIP אינו מתקיים בשל אמצעים רגולטוריים, הבדלי מיסוי, לחצי נזילות וכד'. וכך, הזדמנויות ארביטרוז' אינן מנוצלות באופן מידי (ראו: Fong et al., 2010).

<sup>4</sup> במחקר זה, אנו משתמשים במונח הנפוץ 'פרמיית סיכון', אם כי לא קיימת הגדרה ייחודית או דרך מעשית להעריך מהי. בנוסף, לא קיימת הבנה פשוטה לגבי המידה או הסוג של שנאת הסיכון של משקיעים. לדוגמה, אם פרמיית הסיכון היא פיצוי על תנודתיות התשואות, אזי רק משקיעים 'שונאי סיכון' ידרשו אותה ואילו הן משקיעים 'שונאי סיכון' והן 'ניטראליים לסיכון' עשויים לדרוש פיצוי כנגד סיכונים אשראי או נזילות.

<sup>5</sup> אנו משתמשים במונח 'לנבא' או 'יכולת ניבוי' לאורך מאמר זה כדי לשפר את קריאות המאמר. אולם מודל חיזוי מקיף הוא מעבר לתחולת עבודה זו, בעיקר בשל תקופת המדגם הקצרה יחסית.

## ב. הגדרות מונחים וסקירת הספרות

בפרק זה אנו סוקרים בקצרה את המונחים המשמשים במחקר זה ומציגים את הראיות האמפיריות בתחום. נגדיר ונתאר תחילה את המונחים הבאים: פרמיית אקדמה (FP), שקילות פער הריביות המכוסה (CIP), שקילות פער הריביות הלא מכוסה (UIP), תשואה עודפת (ER), פרמיית סיכון מטבע (P), ותשואה לסיכון (CTR). לאחר מכן נסקור את הראיות האמפיריות.

### ב.1. הגדרות מונחים

#### ב.1.1. פרמיית אקדמה (Forward Premium – FP)

חוזי אקדמה במטבעות הם הסכמים לקנות או למכור סכום במטבע אחד במחיר מסוים, במונחי מטבע אחר, בזמן עתידי. חוזי אקדמה במטבע נסחרים בדרך כלל בשוק 'מעבר לדלפק' בין שני מוסדות פיננסיים או בין מוסד פיננסי ללקוחותיו. ההגדרה של פרמיית אקדמה בזמן  $t$  היא:  $FP_t = f_t - s_t$ , כאשר  $f_t$  הוא הלוג של מחיר האקדמה ( $F_t$ ) בזמן  $t$ , ו- $s_t$  הוא שער הספוט ( $S_t$ ) בזמן  $t$ .

#### ב.1.2. שקילות פער הריביות המכוסה (CIP)

בשל אילוצי ארביטראז', פרמיית האקדמה אמורה להיות שווה בקירוב לפער הריביות בין כל שני מטבעות, דהיינו  $FP_t = f_t - s_t \approx i_t - i_t^* = IRD_t$  כאשר  $i$  ו- $i^*$  הם שיעורי ריבית חסרת סיכון מקומי וגלובלי, בהתאמה<sup>6</sup>. האחרונים מחושבים בדרך כלל על ידי מוסד פיננסי עבור לקוח מסוים על פי תנאי ההלוואה שלו ולרוב גבוהים משיעורי הריבית חסרת הסיכון לטווח קצר הנקבעים על ידי הבנק המרכזי. שקילות זו מתקיימת ככל הנראה בשוק המט"ח לפחות עבור תקופות ממושכות יותר. סטיות משקילות זו עשויות להעיד על היעדר נזילות או על חיכוכים אחרים בשווקים (ראו: Fong et al., 2010).

#### ב.1.3. שקילות פער הריביות הלא מכוסה (UIP)

בעקבות ההסבר לעיל, משמעותה של שקילות זו היא ששער האקדמה הוא מנבא בלתי מוטה של שערי ספוט עתידיים, ואם ה-CIP מתקיים, פער הריביות גם הוא מנבא בלתי מוטה לשינויים עתידיים בשער הספוט. ההבדל בין UIP ל-CIP הוא שהראשון הוא שקילות תיאורטית המבוססת על מספר הנחות (שווקים יעילים, ניטראליות לסיכון, ותנועות הון חופשיות) בשעה שהאחרון הנו תוצאה של "אי הזדמנויות ארביטראז'". בהמשך אנו בודקים אם פרמיית האקדמה היא אכן מנבא בלתי מוטה לשינויים עתידיים בשערי החליפין בישראל<sup>7</sup>. אנו בוחנים השערה זו על ידי רגרסיה של פרמיית האקדמה על השינויים עתידיים בשער הספוט, כדלקמן:

<sup>6</sup> הביטוי המדויק הוא:  $FP_t = \frac{F_t}{S_t} - 1 = \frac{1+i_t}{1+i_t^*} - 1 = \frac{i_t - i_t^*}{1+i_t^*}$ .

<sup>7</sup> אם השערת ה-CIP אינה מתקיימת, נבחן גם את האלטרנטיבה בעזרת ה-IRD במקום פרמיית האקדמה (FP) כמשתנה מסביר.

$$(1) \quad \Delta S_{t+1} = S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + u_{t+1}$$

כאשר  $f_t - s_t$  הוא ה-FP בזמן  $t$  ושווה בקירוב ל- $IRD_t$ , ו- $u_{t+1}$  הוא שגיאה מקרית. מבחן ה-UIP הנפוץ הוא עבור  $\alpha = 0, \beta = 1$  ו- $E(u_{t+1}) = 0$ , עם זאת, ממצאיהם של מחקרים רבים שבחנו סוגיה זו, בפרט על שווקים מפותחים, העלו כי  $\hat{\beta} < 0$ , ומכאן ששערי האקדמה אינם מנבאים בלתי מוטים של שערי ספוט עתידיים (ראו: Froot and Thaler, 1990). כפי שצוין, ממצאים אלה מכונים 'תצרף פרמיית האקדמה', ובנספח A (ראו בגרסה המלאה של המאמר בסדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04) אנו מפרטים לגבי המשמעות של  $\hat{\beta}$  כאשר קיימת פרמיית סיכון.

#### ב.1.1. תשואה עודפת (ER - Excess Return)

הראיות לקיומן של סטיות מה-UIP, קרי 'תצרף פרמיית האקדמה', הובילו חוקרים לחשב את מידתה של אותה סטייה משיווי המשקל התיאורטי של ה-UIP. תשואה עודפת משמשת לעתים כמדד של רווחיות בספרות המחקרית על מסחר בתשואה, והיא מוגדרת כדלקמן:

$$(2) \quad ER_{t+1} \equiv IRD_t - \Delta s_{t+1} = f_t - s_{t+1}$$

סוחרי תשואה יכולים לנצל את הסטייה מ-UIP, דהיינו  $f_t - s_{t+1} \neq 0$ , בשני הכיוונים.

#### ב.1.5. פרמיית סיכון מטבעי (P - Currency Risk Premium)

מאחר שנמצא במחקרים רבים (ראו לדוגמה: Curcuru et al., 2010) כי התשואה העודפת, במוצע, אינה אפס, פרמיית סיכון מטבעי משתנה בזמן (P) נתפסת כהסבר אפשרי לתצרף פרמיית האקדמה (Engel, 1996). ניתן לראות זאת על ידי הוספה וחיסור של  $E_t(s_{t+1})$  ל- $ER_{t+1}$  ב-(2), כאשר  $E_t(\cdot)$  הוא ציפיית השוק בזמן  $t$ , ו- $P$  מוגדר כחלק הצפוי של  $ER$ , כדלקמן:

$$(3) \quad ER_{t+1} = (f_t - E_t(s_{t+1})) + (E_t(s_{t+1}) - s_{t+1})$$

התשואה העודפת במשוואה מפורקת לשני חלקים: מרכיב צפוי ומרכיב בלתי צפוי. המרכיב הצפוי נקרא פרמיית סיכון ( $P_t = f_t - E_t(s_{t+1})$ ) וניתן לראות בו פיצוי שמשקיע מבקש תמורת הסיכון שנגרם לו מאחזקת מטבע מסוים. סיכון זה הוא החשיפה לשינויים שלא ניתן לצפות מראש בשערי החליפין שבהם נסחר המטבע כנגד מטבע אחר. על פי ה-UIP,  $P_t$  צריך להיות אפס. אולם אם, לדוגמה,  $P_t$  הוא שלילי באופן זמני, משמע שהשוק דורש פרמיה נמוכה יותר מזו שמשמעת מה-UIP ( $f_t = E_t(s_{t+1})$ ). זו יכולה להיות תוצאה של 'שנאת סיכון' מופחתת, מידע אסימטרי יותר, או חיכוכים רבים יותר בשוק. המרכיב השני הוא פחות/תיסוף בלתי צפוי של המטבע המקומי, אשר על פי הנחת הציפיות הרציונליות,

אמור להיות שווה לאפס בממוצע. זה האחרון צפוי להיות 'רעש לבן' והוא מופיע בזמן- $t+1$  בלבד, בהשוואה לראשון, שנאמד בזמן  $t$ .

פרמיית סיכון היא מרכיב בלתי נצפה ולכן נאמוד להלן את פרמיית הסיכון בעזרת מודל מסוג state-space. כמו אצל וולף (Wolf, 1987) וצינג (Cheng, 1993), מודל ה-state-space ייראה כך:

$$(4) \quad f_t - s_{t+1} = P_t + \varepsilon_{t+1}$$

$$(5) \quad P_{t+1} = \phi P_t + u_t$$

כאשר  $\varepsilon_{t+1} = E_t(s_{t+1}) - s_{t+1}$  הוא טעות הציפייה, שהיא *i.i.d* על פי ההנחה של ציפיות רציונליות, ואנו מניחים עוד כי  $\varepsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma^2)$  ו- $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ . אמידת הפרמטרים, דהיינו  $\phi, \sigma^2, \sigma_u^2$ , וכן פרמיית הסיכון  $P_t$  מתבצעת במחקר זה באמצעות מסנן קלמן ודגימת גיבס כמתואר אצל קים ונלסון (Kim and Nelson, 1999). דגימת גיבס נעשית בשני שלבים עיקריים. בהינתן ערכו של משתנה המצב  $P_t$ , אנו דוגמים מתוך ההתפלגות בדיעבד של הפרמטרים הבלתי ידועים  $\phi, \sigma^2, \sigma_u^2$ , ובהינתן ערכם של הפרמטרים הבלתי ידועים, אנו דוגמים מתוך ההתפלגות בדיעבד של משתנה המצב. האלגוריתם מתואר ביתר פירוט בנספח B (ראו סדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04).

### ב.1.6. תשואה לסיכון (CTR – Carry To Risk)

כפי שצוין לעיל, רווחיות משמעותית ממסחר בתשואה יכולה להיות בעייתית לקובעי המדיניות, במיוחד במשקים קטנים ופתוחים, מכיוון שהיא עלולה להפריע לניהול מדיניות מוניטרית ומדיניות שער חליפין כמו גם ליציבות השווקים הפיננסיים הרלבנטיים. אחת הדרכים למדוד את האטרקטיביות של אסטרטגיות מסחר בתשואה נקראת תשואה לסיכון (CTR). יחס ה-CTR נועד למדוד את הרווחיות המותאמת לסיכון העתידי (*ex-ante*) של פוזיצית מסחר בתשואה, והוא מבוסס על פער הריביות בין שני משקים, כשהוא מותאם לסיכון הפיחות. לפיכך, רבים ממדדי התשואה לסיכון כוללים הן את פער הריביות והן את הסיכון המובנה באסטרטגיות המסחר בתשואה, דהיינו פיחות של מטבע היעד כנגד מטבע המימון. יתרה מכך, התפלגות אסימטרית של המטבעות המעורבים באסטרטגיית מסחר בתשואה נכללת במספר מדדי CTR שונים. בעקבות רמונולה (Remolona, 2007), דוברינסקאיה (Dobrynskaya, 2014), וסנטיאלה ועמיתים (Santealla et al., 2015), אנו מחשבים מספר מדדי CTR, כמפורט להלן. מדד הסיכון הראשון מבוסס על תנודתיות היסטורית:

$$(6) \quad CTR1_t = \frac{IRD_t}{Std(\Delta s)}$$

כאשר  $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$ , ו- $Std$  הוא סטיית התקן של שינויים בשער החליפין עבור  $n$  התקופות



האחרונות ( $n = 24$  חודשים בתרחיש הבסיסי שלנו). מדד זה מבוסס על ההנחה שמשקיעי מסחר בתשואה חשופים לתנודתיות סימטרית של שינויים בשער החליפין וכי השונות ההיסטורית תהיה זהה בעתיד.

מדד הסיכון השני מביא בחשבון את התנודתיות העתידית הצפויה:

$$(7) \quad CTR2_t = \frac{IRD_t}{IV_t}$$

כאשר  $IV$  (סטיית התקן הגלומה) היא מדד עתידי (*ex-ante*) של שונות שער החליפין העתידי.  $IV$  נגזר מאופציות שנכתבו על שער החליפין (שקל מול דולר ארה"ב) עם זמן עד הפקיעה של חודש אחד.<sup>8</sup> מדד זה הוא בגדר שיפור יחסית לראשון, שכן הוא צופה קדימה את השונות העתידית במקום להסתמך על השונות ההיסטורית.

מדד הסיכון השלישי מביא בחשבון את פרמיית סיכון המטבע תוך שימוש במסנן קלמן ודגימת גיבס, כדלקמן:

$$(8) \quad CTR3_t = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=0}^n P_{t-j}}{IV_t}$$

כאשר  $P$  הוא פרמיית הסיכון המשתנה בזמן המוגדרת לעיל,  $n$  הוא מספר התקופות (24 חודשים לתרחיש הבסיסי ו-2 עד 6 חודשים לבדיקות תקפות (robustness checks) – מכאן ואילך) ו- $IV$  הוא סטיית התקן הגלומה המוגדרת ב- $CTR2$ .  $CTR$  מוצע זה, המגלה מתאם גבוה עם התשואה העודפת (ראו נספח B בסדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04), מבוסס על ההנחה שסטיות הדרגתיות חד-צדדיות מה- $UIP$  עשויות לאותת על אטרקטיביות של המסחר בתשואה. לדוגמה, אם התשואה העודפת הממוצעת ל- $n$  התקופות האחרונות ( $ER^n$ ) היא חיובית,

$$ER_t^n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ER_{t+1-i} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (IRD_{t-i} - \Delta s_{t+1-i}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n IRD_{t-i} - \frac{1}{n} (s_t - s_{t-n+1}) > 0$$

אנו עשויים לראות יותר ויותר סוחרי תשואה שמצטרפים ומנצלים מצב כזה ממש כמו סוחרי מומנטום. אולם, אנו משתמשים ב- $CTR3_t$  כדי לסכם רק את המרכיב הצפוי של התשואה העודפת, כך שבמקרה הנ"ל הפרמיה הממוצעת של  $n$  התקופות האחרונות היא  $P_t^n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ER_{t+1-i} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_{t+1-i}$  וכך, בהשוואה לתשואה עודפת,  $CTR3_t$  הוא מדד מלכתחילה (*ex-ante*) כלומר, האות ללא הרעש, ויש לו משמעות כלכלית.  $CTR3_t$  עולה בקנה אחד עם לואיש (Lewish, 1989) וציקראבורטי ואבנס

<sup>8</sup> אנו משתמשים באופציות שקל/דולר לשלושה חודשים לתקופה הארוכה של שנים-עשר חודשים מפני שלא קיימות אופציות נזילות לטווח זה.

<sup>9</sup> בדקנו גם  $CTR$  שמביא בחשבון את הסיכון כלפי מטה (ראו: Dobrynskaya, 2014). היות שהתוצאות היו מאכזבות יחסית, החלטנו לא לכלול  $CTR$  פופולרי זה.

(Chakraborty and Evans, 2008), המסבירים סטיות מהשערת ה-UIP ( $ER \neq 0$ ) על ידי מודלים של למידה אפילו תחת הנחת הניטרליות לסיכון והנחת הציפיות הרציונליות יחד. מדד זה גם תואם את ממצאיהם של האריס ויילמאז (Harris and Yilmaz, 2009), שהראו כי מסחר מומנטום המבוסס על מרכיב בעל תדירות נמוכה של שער חליפין יכול להיות רווחי מאוד.<sup>10</sup> ואולם, מספר התקופות האופטימלי,  $n$ , הוא שאלה אמפירית, מכיוון שמחד גיסא קיים רעש רב בשוקי המט"ח, ואילו מאידך גיסא, היסוס עלול לגרום להפסד של הזדמנויות רווחיות. במובן זה, הדינמיקה של התנהגות הסוחרים בתשואה דומה למדי לצבירה ההדרגתית והרציפה של פוזיציות בשוק המט"ח וצניחה מטה או מפולת פתאומית (ראו: Brunnermeier et al., 2008).

## 2.2. הראיות האמפיריות

בשנים האחרונות מצטברות ראיות בנוגע לרווחיות המסחר בתשואה ולסיכון הטמון בו. המפולות במטבעות יעד גלובליים כמו הדולר הניו זילנדי (NZD) והדולר האוסטרלי (AUD) במהלך משבר הסאב-פריים והתופעה ההפוכה במטבעות המימון – הין היפני (Y) והפרנק השוויצרי (SFC), הגבירו את העניין בנושא בקרב קובעי מדיניות, חוקרים, ומשקיעים. השניים הראשונים בוחנים את התשואות היוצאות דופן שאסטרטגיות כגון אלה משיגות בהשוואה להשקעות חלופיות, ואת חוסר ההתאמה עם ה-UIP (ראו: Brunnermeier et al., 2008; Gyntelberg and Remolona, 2007; Lustig et al., 2013; Dobrynska, 2014; Doskov and Swinkels, 2015). כפי שעולה ממדדי ה-CTR השונים המוצגים לעיל ומן העדויות האמפיריות, רווחיות המסחר בתשואה מושפעת לחיוב מפערי ריביות בשעה שהיא מושפעת לשלילה מסיכון עתידי (Clarida et al., 2009). אולם, לא ה-CIP ולא ה-UIP כוללות במפורש מדדי סיכון, בשעה שמרבית המחקרים הבוחנים את הסטיות מה-CIP וה-UIP (דהיינו, הזדמנויות ארביטרוז' ותצרך פרמיית האקדמה, בהתאמה) מתמקדים בדרך כלל בסיכונים הגלומים בפעילות המסחר בתשואה.

הדעה המקובלת היא שבשוקים יעילים לא קיימות 'הזדמנויות ארביטרוז'', לפחות לא באופקי זמן ארוכים (ראו: Akram et al., 2008). לפיכך, ה-CIP אמור להתקיים עד למרווחים שבין המחיר המבוקש למחיר המוצע (BAS – Bid-Ask Spreads), ללא קשר להעדפות המשקיע. אולם, אקראם ועמיתים (Akram et al., 2008), פונג ועמיתים (Fong et al., 2010), וסנטיאלה ועמיתים (Santealla et al., 2015) מוצאים סטיות זמניות גדולות כתוצאה מסיכון נזילות, סיכון אשראי, התערבויות רגולטוריות וגורמים נוספים. הזדמנויות ארביטרוז' קצרות טווח אלה אינן עולות בקנה אחד עם תנאי ה-CIP. יתרה מכך, גודלן של הזדמנויות הארביטרוז' ב-CIP יכול להיות משמעותי מבחינה כלכלית.

מקור רווחיות נוסף וחשוב אף יותר הנוגע לפעילות המסחר בתשואה הוא הסטייה מה-UIP. בעקבות מאמר חלוצי של פאמה (Fama, 1984), פרוט ותיילר (Froot and Thaler, 1990) וחוקרים נוספים מדווחים על מספר מחקרים שבהם  $\hat{\beta}$  של משוואה (1) נמצא כחיובי, ואפילו במקרים ספורים אלה הוא

<sup>10</sup> השימוש בפילטר HP המתאים לנתונים חודשיים מניב תוצאות דומות.

היה נמוך מהשערת ה-UIP, דהיינו  $\hat{\beta} = 1$ . ה- $\hat{\beta}$  הממוצע של המחקרים שסקרו פרוט ותיילר (Froot and Thaler, 1990) עמד על 0.88. אולם, ביילי (Baillie 2011), כמו רבים אחרים, מראה כי ההטיה היא תלוית תקופה וגם תלוית מדינה. הראיות מלמדות כי עבור מדינות מפותחות  $\hat{\beta} > 0$  משמעותית, עבור שווקים מתעוררים  $\hat{\beta} > 0$ , אך עבור כל המדינות כוח הניבוי של רגרסיות OLS עבור UIP הוא חלש מאוד, דהיינו  $Adj.R^2 \approx 0$ , והשאריות הן לרוב אינן סדרת 'רעש לבן' (ראו: Frankel and Poonawala, 2010). לפיכך, ה-UIP מתקיימת יחסית יותר בשווקים מתעוררים ועבור אופקים ארוכים יותר. (ראו אצל אלפר ועמיתים (Alper et al., 2009) סקר על ה-UIP בשווקים מתעוררים)

כדי להסביר את 'תצרף פרמיית האקדמה', מספר מחקרים מוסיפים פרמיית סיכון משתנה בזמן לרגרסיית OLS הסטנדרטית (ראו סקירה אצל אנגל (Engel, 1996)). הסטייה מה-UIP מוסברת על ידי שחרור ההנחות הבאות: (1) 'ניטראליות לסיכון' של משקיעים ו'ציפיות רציונליות', (2) 'שווקים יעילים' היכן שאין 'הזדמנויות ארביטרוז', היעדר עלויות עסקה, ושווקים נזילים, (3) מידע סימטרי ואין 'תהליך למידה', (4) תנועות הון חופשיות ובנק מרכזי שאינו מתערב בשווקים בין אם במישרין או בעקיפין באמצעות מדיניותו המוניטרית, וכן (5) לינאריות או סימטריה של התשואה העודפת. תופעה זו נקראת לעתים סיכון כלפי מטה (Downside Risk) או סיכון מפולת (Crash Risk) והיא עשויה להיות תוצאה של בעיית הפזו (Peso problem)<sup>11</sup>. שחרור כל אחת מן ההנחות הללו מגבילה את פוטנציאל הרווחיות של אסטרטגיות מסחר בתשואה. הסיכון כלפי מטה נמצא על ידי דוברינסקאיה (Dobrynskaya, 2014) כמשתנה מובהק המסביר הן את הרווחיות הגבוהה של מסחר בתשואה במדינות מפותחות ואת את רווחיות שוקי המניות. בניגוד לכך, ג'ורק (Jurek, 2014) אומד את סיכון המפולת ומוצא שהוא נמוך עד כדי שליש מסך התשואות של המסחר בתשואה. על כל פנים, הפרשנות של פרמיית הסיכון ויכולתה לנבא פעילויות מסחר בסיכון אינה פשוטה (ראו: Doskov and Swinkels, 2015).

בהקשר זה, קומאר וטרוק (Kumar and Trück, 2014) ואינסי ולו (Inci and Lu, 2007) מוצאים כי פרמיות אקדמה לשלושה חודשים מגלמות בתוכן יותר מידע על שערי הספוט העתידיים מאשר פרמיות אקדמה לחודש אחד, בשל חשיבותה היחסית של פרמיית הסיכון המשתנה בזמן. זאת מפני שהסיכון אינו מגולם מהותית בפרמיות אקדמה לזמן קצר. כתוצאה מכך, פרמיות אקדמה לזמן קצר תואמות את ה-UIP בזמן שהפרמיות לזמן ארוך יותר, לא.

ההסברים של קומאר וטרוק (Kumar and Trück, 2014) ושל אינסי ולו (Inci and Lu, 2007) להשפעתה הזניחה של פרמיית הסיכון המשתנה בזמן על פרמיות האקדמה לזמן קצר לעומת השפעתה המהותית על פרמיות האקדמה לטווח ארוך הם אלה: (1) מגדרים שיש להם חשיפה לטווח ארוך בשוק הספוט (לדוגמה, יצואנים/יבואנים) נוקטים בחשיפה נגדית בשוק האקדמה (forward). בנוסף, ככל שטווח

<sup>11</sup> מצב שבו אירועים שליליים צפויים בתדירות נמוכה עשויים להוביל לתקופות ארוכות של תשואות עודפות בדיעבד (*ex-post*).

הפדיון של חוזה האקדמה ארוך יותר כך עלויות הגלגול קדימה (roll-over) עשויות להיות נמוכות יותר עד סוף תקופת החשיפה. לעומת זאת, ספקולנטים שבדרך כלל אינם חשופים לשוק הספוט מעדיפים חוזי אקדמה לטווח קצר. (2) שיעורי ריבית קצרי טווח, שאמורים להיות שווים לפרמיית האקדמה בהתאם ל-CIP, מושפעים בעיקר מפעולות הבנק המרכזי, ועל כן פחות מושפעים מפרמיות סיכון. משמעות הדבר היא שסביר כי ה-UIP תתקיים עבור חוזים לטווח קצר אך פחות סביר שתתקיים עבור חוזים לטווח ארוך יותר. בנוסף, כאשר יש מגדרים רבים בהשוואה לספקולנטים בשוק, סביר שפרמיית הסיכון תהיה גורם חשוב עבור פרמיית האקדמה, ולכן סביר שה-UIP לא יתקיים, ואילו ההפך הוא הנכון אם יש ספקולנטים רבים בשוק (כשכל יתר התנאים שווים, במיוחד הטווח לפדיון).

לסיום, במחקר דומה, סנטיאלה ועמיתים (Santealla et al., 2015) ניסו למצוא קשרים בין תנועות של משקיעים זרים ובין מדדי אטרקטיביות של מסחר בתשואה (בעיקר CTR2) במדינות אמריקה הלטינית. הם אכן מצאו קשר בו-זמני חזק בין CTR2 לפוזיציות של משקיעים זרים, אך לא כוח ניבוי. הם גם מדווחים על סטיות מה-CIP שנוצלו על ידי זרים במדינות מסוימות.

היות ש"פרמיית סיכון המשתנה בזמן" היא משתנה בלתי נצפה, היא נאמדת בספרות באמצעות מתודולוגיות שונות (ראו: Engel, 1996). אנו הולכים בעקבות צינג (Cheng, 1993) ו-וולף (Wolf, 1987) ומעריכים פרמיה זו בעזרת מסנן קלמן ודגימת גיבס (ראו נספח B בסדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04). בכך אנו משלבים שני זרמים בספרות: האטרקטיביות של המסחר בתשואה בעזרת פערי ריביות המותאמים למדדי הסיכון השונים, ואמידת פרמיית סיכון (בלתי נצפה) משתנה בזמן.

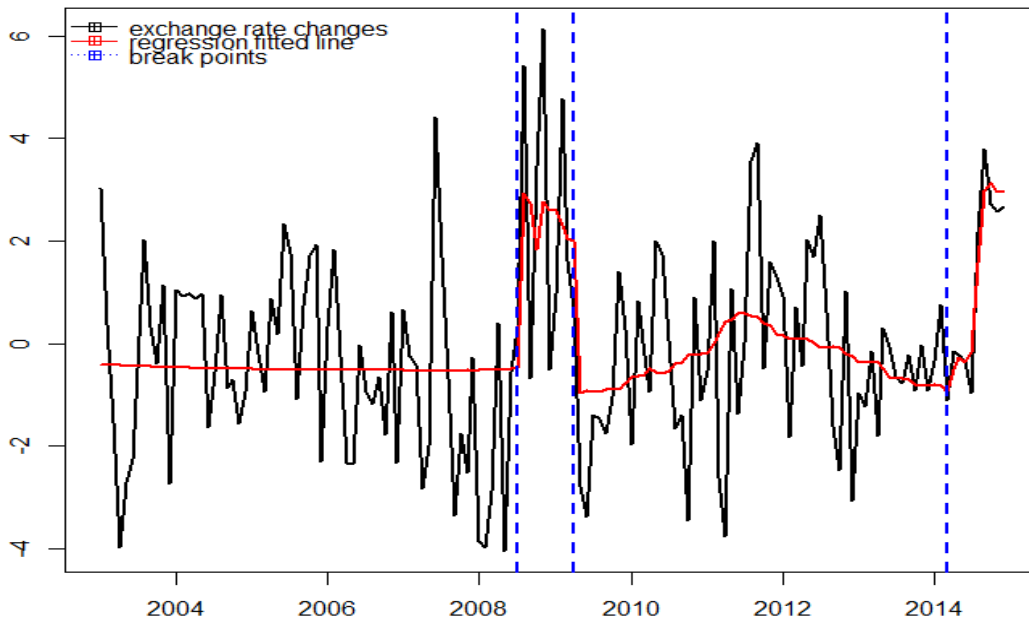
### ג. הנתונים וסטטיסטיקה תיאורית

הנתונים שברשותנו כוללים נתונים יומיים של שער הספוט שקל/דולר (השער היציג המחושב ומדווח על ידי בנק ישראל), שערי אקדמה לחודש ולשנים-עשר חודשים, ושיעורי הריבית המקומיים והגלובליים לחודש אחד ושנים-עשר חודשים (המק"מ והליבור, בהתאמה). שערי האקדמה הם הציטוטים הבין-בנקאיים המדווחים על ידי מערכת המידע של בלומברג. מדגם הנתונים נפרש מ-1 בינואר 2003 עד 31 בדצמבר 2014. עבור כל יום, אנו מתאימים בקפידה את שיעור הריבית ואת 'הזמן עד לפקיעה' קדימה כדי שפרמיות האקדמה ופערי הריביות ייקבעו באופן עקבי. לאחר מכן, אנו מסכמים את הנתונים היומיים לכדי ממוצעים חודשיים, מאחר שאסטרטגיות נפוצות של מסחר בתשואה יכולות להימשך כמה חודשים. בעקבות קורקורו ועמיתים (Curcuro et al., 2010) המדווחים על ירידה חדה באטרקטיביות המסחר בתשואה וחיסול פוזיציות מסחר בתשואה לאחר משבר הסאב-פריים ב-2008, אנו בוחנים התנהגות שונה של ה-CIP וה-UIP בתתי-תקופות שונות (ראו אצל אלפר ועמיתים (Alper et al., 2009) המלצות לגבי שווקים מתעוררים וביילי (Baillie, 2011)). בפרט, אנו מבצעים את ההליך של באי ופרון (Bai and Perron, 1998), שבדקו נקודות שבירה אפשריות בפרמטרים של רגרסיית ה-UIP,

ולאחר מכן אנו אומדים מספר מודלים של רגרסיה עבור כל אחת מתקופות המשנה בהתאם לכך. תוצאות הבדיקה על פי באי ופרון מתוארות באיור 1. הבדיקה מזהה שלוש נקודות שבירה, ששתיים מתוכן ממוקמות בשנים 2008-2009. לפיכך, אנו מגדירים שלוש תקופות: כלל התקופה (2003-1/2014/12), התקופה הראשונה (2008/2003-7/1), והתקופה השנייה (2014/2009-3/4). כמו פאמה (Fama, 1984), אנו מחשבים סטטיסטיקה בסיסית של שינויים בשער החליפין  $(s_{t+1} - s_t)$ , פרמיית האקדמה  $FP - (f_t - s_t)$ , תשואה עודפת  $ER - (f_t - s_{t+1})$ , ופער ריביות  $IRD - (i_t - i_t^*)$ . התוצאות מוצגות בלוח I.

לוח I מכיל שינויים בשער החליפין של השקל מול הדולר לחודש אחד, תשואה עודפת (ER), פרמיית האקדמה (FP), ופער הריביות (IRD) בין מק"מ וליבור, לחודש אחד. הלוח מחולק לשלוש תקופות כאמור: כלל התקופה (2014/2003-12/1), התקופה הראשונה (2008/2003-7/1), והתקופה השנייה (2014/2009-3/4). סטיית התקן של פרמיית האקדמה לחודש אחד  $(f_t - s_t)$  קטנה משמעותית מסטיית התקן של יתר המשתנים, דבר העשוי להעיד כי פרמיית האקדמה מכילה מידע מועט יחסית בנוגע לתשואות עתידיות (ראו: Inci and Lu, 2007). המתאם הסדרתי של  $ER_{t+1}$  גדול יותר בפיגור הראשון מאשר המתאם הסדרתי של  $s_{t+1} - s_t$ , דבר שעשוי להעיד על מתאם סדרתי משמעותי יותר בפרמיית הסיכון. המתאם הסדרתי של  $f_t - s_t$  גדול יחסית בהשוואה ל- $f_t - s_{t+1}$  ול- $s_{t+1} - s_t$  גם יחד. ייתכן שאפשר להסביר זאת בעובדה ששני האחרונים כוללים מרכיבים בלתי צפויים בעלי שונות גבוהה. תוצאות אלה דומות למדי לאלה שנמצאו על ידי פאמה (Fama, 1984). לסיום, המתאמים הסדרתיים במהלך תת-התקופה השנייה קטנים יותר מהנתונים המקבילים במהלך התקופה הראשונה, והמתאמים הסדרתיים של פערי הריבית גדולים בהרבה מאלו של פרמיות האקדמה המקבילות. תופעה זו של תת-התקופה השנייה אינה עולה בקנה אחד עם ה-CIP, ולפיכך מחייבת בדיקה של השערת ה-CIP בתת-התקופות השונים.

איור 1. נקודות שבירה בגרסיית OLS של ה-UIP (משוואה 1)



לוח I

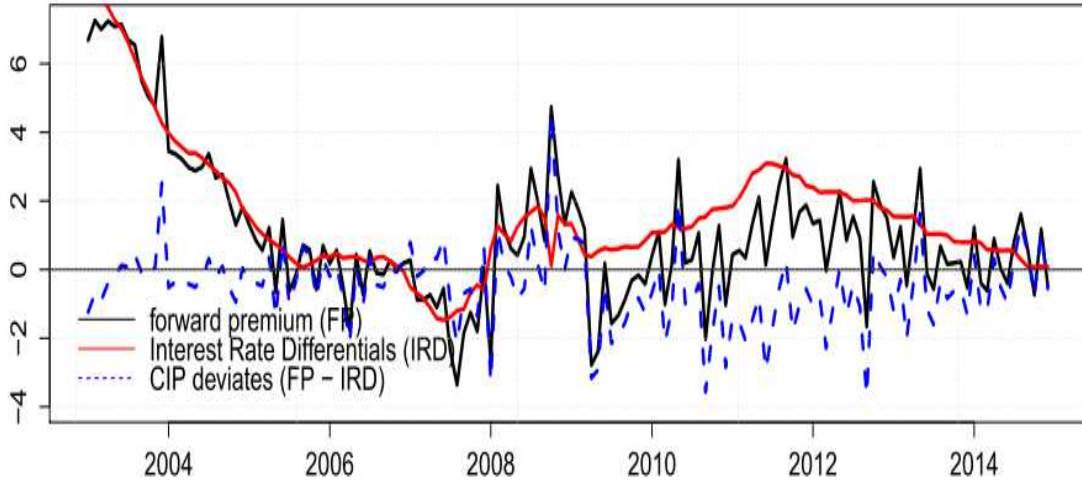
סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים העיקריים

VARIABLE	PERIOD	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	MEAN	SD	MAX	MIN
$\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - s_t$									
dusd	all	0.307	0.116	0.134	0.083	-0.124	1.952	6.138	-4.06
dusd	first	0.255	0.002	-0.038	0.13	-0.497	1.798	4.419	-4.06
dusd	second	0.226	0.082	0.167	-0.024	-0.317	1.679	3.908	-3.77
$ER_{t+1} = IRD_t - \Delta s_{t+1} = f_t - s_{t+1}$									
ER1m	all	0.76	0.704	0.713	0.62	1.087	2.167	7.274	-3.325
ER1m	first	0.873	0.848	0.792	0.742	1.592	2.765	7.274	-3.325
ER1m	second	0.201	0.117	0.406	0.136	0.552	1.247	3.23	-2.362
$FP_t = f_t - s_t$									
FP1m	all	0.758	0.701	0.711	0.619	0.09	0.181	0.605	-0.28
FP1m	first	0.873	0.847	0.791	0.742	0.132	0.231	0.605	-0.28
FP1m	second	0.203	0.119	0.405	0.135	0.046	0.105	0.269	-0.2
$IRD_t = i_t - i_t^*$									
IRD1m	all	0.947	0.889	0.828	0.765	1.594	1.89	7.957	-1.472
IRD1m	first	0.952	0.897	0.837	0.774	1.824	2.619	7.957	-1.472
IRD1m	second	0.95	0.893	0.825	0.75	1.613	0.76	3.087	0.532

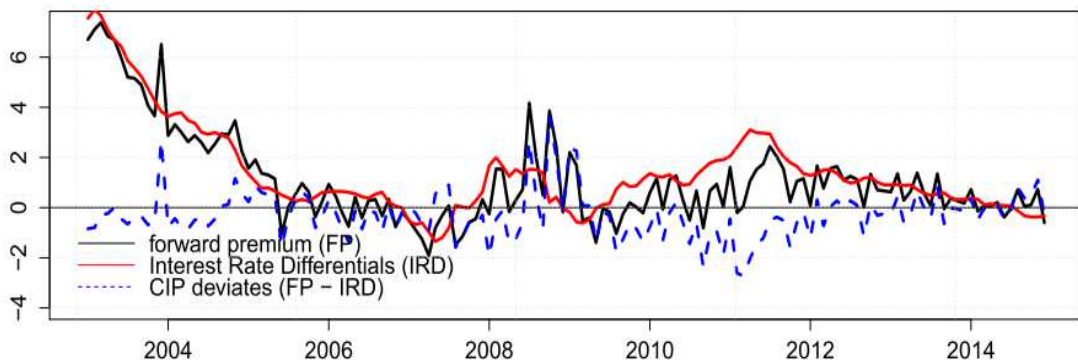
המשתנה 'dusd' הוא שינויים בשער החליפין. 'ER1m' מתייחס לתשואה העודפת, ו-'FP1m' הוא פרמיית האקדמה, ו-'IRD' הוא פער הריביות בין ישראל (תלבור) לארה"ב (ליבור). כל המשתנים הם לחודש אחד,  $\rho_j = 1..4$  הם מקדמי המתאמים הסדרתיים של הסדרה הנבדקת.

איור 2. התפתחות הסטייה מה-CIP

סטיות מה-CIP (%): FP1m לעומת IRD1m



סטיות מה-CIP (%): FP12m לעומת IRD12m



ג.1. בדיקת ה-CIP

כפי שצוין לעיל, לפי ה-CIP פרמיית האקדמה אמורה להיות שווה לפער הריביות. ההפרשים בין פרמיית האקדמה לבין פער הריביות מתוארים באיור 2. קל לראות שה-CIP אינו מתקיים באופן מושלם על פני כלל תקופת המדגם. הדבר נכון במיוחד עבור תת-התקופה השנייה, שבה סטיות ה-CIP (הקו המקווקו) מפוזרות מתחת לקו האפס (האופקי). בנוסף, הסטיות מה-CIP בולטות יותר ביחס לחוזה לחודש אחד מאשר ביחס לאופק של שנים-עשר חודשים. תת-תקופה ארוכה יחסית כזאת שבה ה-CIP אינו מתקיים אינה שכיחה על פי הראיות האמפיריות על ה-CIP, ועשויה לשקף חיכוכים בשוק כמו בחלק ממדינות אמריקה הלטינית (ראו: Santealla et al., 2015). דרך נוספת להעריך את השערת ה-CIP היא להריץ את רגרסיית OLS הבאה:

$$(9) \quad FP_t = f_t - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_t$$

כאשר השערת האפס היא:  $\beta = 1$  או  $\alpha = 0; \beta = 1$ . התוצאות עבור כלל המדגם מתוארות בלוח II. עבור שני טווחי הפדיון (חודש אחד ושנים-עשר חודשים) בלוח II, ההפרש בין תת-התקופה השנייה ותקופות אחרות (כלל התקופה והראשונה) בולט יחסית. לדוגמה,  $\beta$  מהתקופה השנייה עבור שנים-עשר חודשים נמוך מ-0.5, בשעה שעבור התקופה הראשונה הוא גבוה מ-0.97. בנוסף, טיב ההתאמה הכולל של התקופה השנייה עבור כל טווחי הפדיון נמוך או שווה ל-0.3, בשעה שבתקופות האחרות הוא גבוה או שווה ל-0.73. בנוסף, השערת ה-CIP שלפיה  $\beta = 1$ , נדחת על ידי מבחן Wald בתקופה השנייה עבור שנים-עשר חודשים אך לא עבור חודש אחד. אולם השערת האפס  $\alpha = 0; \beta = 1$  נדחת על ידי מבחן Wald עבור כל המקרים (ברמת מובהקות של 10 אחוז). תוצאות הרגרסיה מאשרות את איור 2 בנוגע לדמיון החלקי בין פרמיית האקדמה לפער הריביות, במיוחד במהלך תת-התקופה השנייה, כאשר מקדם ה- $\beta$  נמוך עד כדי 0.899 לחודש אחד ו-0.486 לשנים-עשר חודשים. הסטיות מה-CIP, עם זאת, אינן תואמות את הראיות שלפיהן בשווקים יעילים ה-CIP מתקיים, דהיינו אין הזדמנויות ארביטרוז'. בין היתר ניתן להסביר תוצאה מפתיעה זו בהשקעות הזרות המסיביות באג"ח ישראליות לטווח קצר (בעיקר מק"מ) במהלך המחצית השנייה של תקופת המדגם, שכלל הנראה גרמו למחסור נזילות עבור חברות פיננסיות מקומיות ובנקיים מקומיים. מחסור זה השתקף במרווחי ההחלף הגדולים שהוצעו על ידי בנקים מקומיים בהשוואה לבנקים זרים. הדבר גם עולה בקנה אחד עם פונג ועמיתים (Fong et al., 2010), הטוענים כי סטיות מה-CIP יכולות לשקף סיכוני נזילות ואשראי.

לוח II: מבחן ה-CIP

$H_0$ : (FP = IRD)	Period	$\alpha$	$\beta$	Adj. $R^2$	Wald ( $\beta = 1$ )	Wald ( $\alpha = 0; \beta = 1$ )
1m	all	-0.475†	0.979‡	0.73	0.59	0
1m	first	-0.249†	1.007‡	0.91	0.85	0.07
1m	second	-0.902‡	0.899‡	0.3	0.55	0
12m	all	-0.138	0.894‡	0.75	0	0
12m	first	-0.195	0.971‡	0.89	0.34	0.02
12m	second	0.018	0.486†	0.23	0	0

†, ‡, \* ו-† מציינים רמת מובהקות 0.01, 0.05 ו-0.1, בהתאמה. רגרסיות ה-OLS משתמשות בטעויות תקן התואמות הטרוסקדסטיסיות ואוטוקורלציה על פי ניואי ו-ווסט (Newey and West, 1987).

## ג.2. בדיקת ה-UIP

הסטייה מה-CIP דורשת בחינה של קיום ה-UIP, שהוא רלוונטי אף יותר לאסטרטגיית המסחר בתשואה מאשר ה-CIP. היות שה-CIP התקיים רק חלקית במהלך תקופת המדגם, נבחן את ה-UIP הן עם פרמיית האקדמה והן עם פער הריביות, כמשתנים מסבירים. ה-UIP נבחן בעיקרון על ידי רגרסיה של שינויים עתידיים בשערי החליפין על פרמיית האקדמה (משוואה 1) או לחלופין (בהנחה שמתקיים CIP) על פער הריביות, כדלקמן:



$$(10) \quad \Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_{t+1}$$

בשני המקרים, אם ה-UIP מתקיים, אנו מצפים כי:  $\alpha = 0; \beta = 1$ , ו- $E(u_{t+1}) = 0$ .

**לוח III:** תוצאות רגרסיית OLS של שני מבחני UIP חלופיים

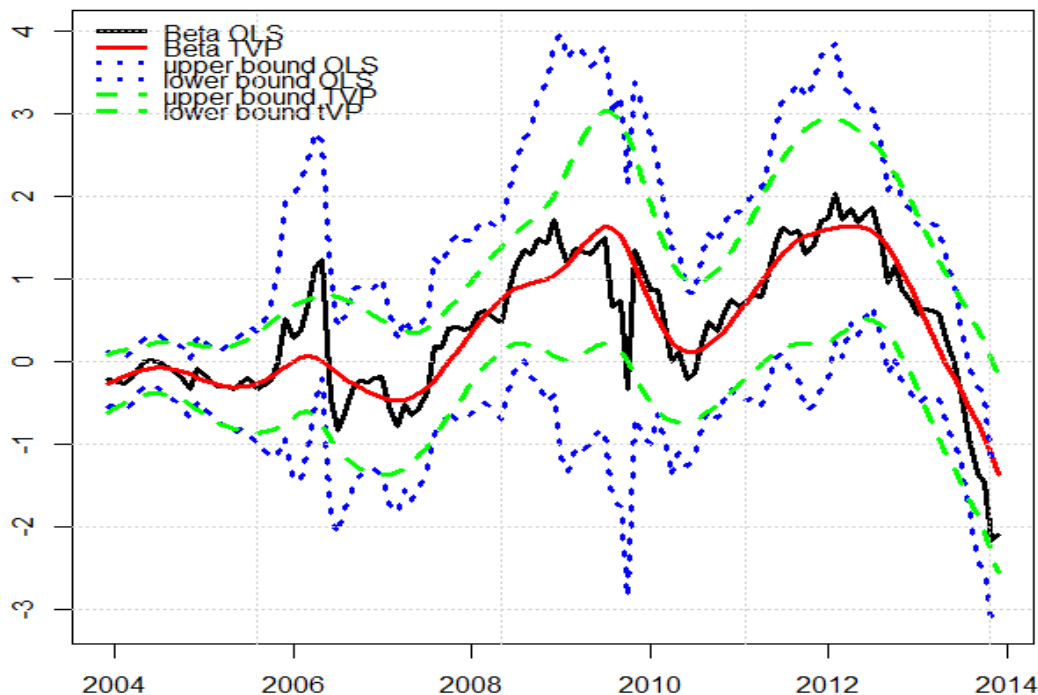
$\Delta s_{t+1}$	FP/IRD	Period	$\alpha$	$\beta$	Adj. $R^2$	Wald ( $\beta = 1$ )	Wald ( $\alpha = 0; \beta = 1$ )
1m	IRD	all	-0.08	-0.04	0	0	0
1m	IRD	first	-0.43	-0.017	0	0	0
1m	IRD	second	-1.37‡	0.68†	0.1	0.29	0
1m	FP	all	-0.336†	0.177*	0.04	0	0
1m	FP	first	-0.571†	0.069	0.01	0	0
1m	FP	second	-0.613‡	0.62‡	0.22	0.01	0
12m	IRD	all	-3.783‡	1.28‡	0.08	0.56	0
12m	IRD	first	-4.989‡	1.162†	0.09	0.73	0
12m	IRD	second	-5.1†	3.594†	0.14	0.06	0.06
12m	FP	all	-3.112‡	1.058‡	0.06	0.88	0
12m	FP	first	-4.792‡	1.219‡	0.1	0.62	0
12m	FP	second	-1.776	1.782	0.04	0.56	0.25

‡, †, \* מציינים רמת מובהקות 0.01, 0.05 ו-0.1, בהתאמה. רגרסיות ה-OLS משתמשות בטעויות תקן התואמות הטרוסקדסטיות ואוטוקורלציה על פי ניואי ו-ווסט (Newey and West, 1987).

התוצאות, המתוארות בלוח III, תואמות את הראיות לכך שטיב ההתאמה הכולל ( $Adj.R^2$ ) של המודלים גרוע יחסית. בכל המקרים  $\alpha < 0$ , מה שעומד בניגוד להשערת ה-UIP. ככלל, המקדמים של פרמיית האקדמה (FP) וה-IRD ( $\beta$  במשוואות 1 ו-10, בהתאמה) נעשו גדולים ומובהקים יותר, והשערת ה-UIP נדחת פחות על ידי מבחן Wald, בהתאם לטווח הפדיון. לדוגמה, עבור טווח פדיון ארוך יותר של שנים-עשר חודשים  $\hat{\beta} > 1$ , ולא ניתן לדחות את השערת ה-UIP כי  $\beta = 1$  ברמת מובהקות של אחוז אחד, והשערת האפס שלפיה  $\beta = 1$  או לחלופין  $\alpha = 0; \beta = 1$ , אינן נדחות על ידי מבחני Wald עבור התקופה השנייה. תוצאות אלה אינן עולות בקנה אחד עם קומאר וטרק (Kumar and Trück, 2014) ואינסי ולו (Inci and Lu, 2007), במיוחד עבור אופק של חודש אחד, שכן לא יכלו לדחות את השערת האפס עבור אופק של חודש אחד אך כן דחו אותה עבור אופק של שלושה חודשים. התוצאות שלנו, לעומת זאת, מראות את ההפך, היינו השערת ה-UIP נדחת באופק של חודש אחד אך לא באופק של שנים-עשר חודשים.

ככלל, תוצאותינו בנוגע לאופק של שנים-עשר חודשים תואמות את ציין ומרדית' (Chinn and Meredith, 2005), אשר מוצאים כי ה-UIP מתקיים באופקי זמן ממושכים יותר (נתונים רבעוניים לפחות ויותר משנה).

איור 3. ה- $\hat{\beta}$  של UIP: רגרסיות OLS מתגלגלות לעומת TVP (פרמטר משתנה בזמן)



תוצאות לוח III והטיעון של ביילי וצ'ו (Baillie and Cho, 2014) בנוגע לחוסר היציבות של  $\beta$  דורשים מודל עבור  $\beta$  משתנה בזמן. איור 3 מציג את  $\hat{\beta}$  מרגרסיית OLS מתגלגלת עם חלון של 24 חודשים (ממורכז) בעזרת משוואה 1. בעקבות ביילי וצ'ו אנו משרטטים בנוסף פרמטר משתנה בזמן (Time Varying Parameter – TVP), המבוסס על אמידת גרעין (kernel). (לתיאור שיטת TVP ראו נספח C בסדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04) בנוסף, אנו משרטטים גבול עליון ותחתון, אחד עבור ה- $\hat{\beta}$ -OLS (5% טעויות תקן) והאחר עבור ה- $\hat{\beta}$ -TVP. לפי שתי השיטות, ה- $\hat{\beta}$  מראה שינוי מובהק לאורך זמן, ותחום בין 2- ל-2. מובן כי ה-TVP חלק יותר מהרגרסיה המתגלגלת  $\hat{\beta}$  מכיוון שה-TVP הוא ממוצע משוקלל של כל התצפיות עם הקצאת משקלות דועכים לתצפיות מרוחקות, בשעה שהרגרסיה המתגלגלת מקצה משקלות שווים לתצפית בחלון נע. הדבר גורם לקפיצה ב- $\hat{\beta}$  בכל פעם שתצפית גדולה נכנסת או יוצאת מהחלון הנע. ניכר גם שגבולות ה-TVP צרים יותר מאלה של הרגרסיה המתגלגלת בתקופה הראשונה עד 2012 והם קרובים יחסית לאחר מכן. ה- $\beta$  הבלתי יציב עולה בקנה

אחד עם הראיות האמפיריות, והוא תוצאה של השברים בתקופת המדגם או ההתפלגות שאינה נורמלית של התשואה העודפת (דהיינו סיכון ירידה). סיכונים אלה משקפים את בעיית ה-Peso (ראו הערת שוליים 11) ואת הפוטנציאל של תשואות שליליות מובהקות.

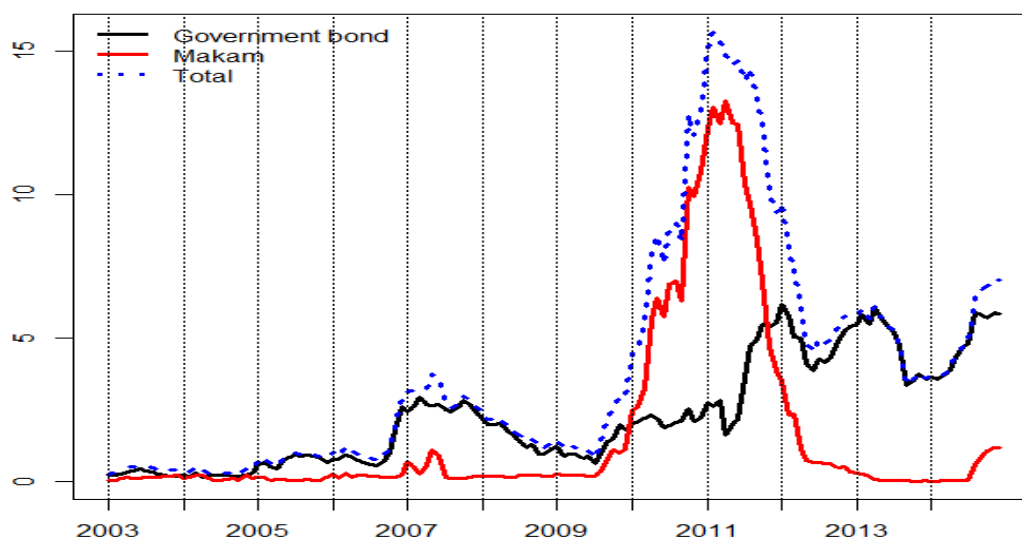
#### ד. תוצאות האמידה

פרק זה מתאר אפיונות של פעילות מסחר בתשואה בישראל ומשווה את היכולת של מדדי ה-CTR שתיארנו לעיל לנבא את הפוזיציה של משקיעים זרים באג"ח ממשלתיות ובמק"מ.

##### ד.1. פעילות מסחר בתשואה בישראל

בדרך כלל, הפעילות במסחר בתשואה אינטנסיבית יותר בתקופות של פער ריביות גבוה ותנודתיות נמוכה של שערי החליפין (Clarida et al., 2009), במיוחד כאשר משטר שער החליפין אינו נייד לחלוטין, כלומר מנוהל בטווח רצועת שער חליפין על ידי הבנק המרכזי או גוף רגולטורי אחר. למרות קיומם של תנאים אטרקטיביים למסחר בתשואה בעבר בישראל, פעילות בהיקף מהותי החלה רק ב-2006. הדבר מוסבר בחלקו על ידי הפעילות הבולטת של בנקים זרים בשוק המקומי מאז אותו הזמן. האטרקטיביות של מסחר בתשואה נמדדת במחקר זה על ידי שלושה מדדים (CTR), הכוללים את פרמיית הסיכון המוצעת, המשתנה בזמן. בעמודים הבאים אנו בוחנים את הקשרים בין מדדי ה-CTR השונים ובין פוזיציות של זרים באג"ח ממשלתיות ובמק"מ, בעזרת מאגר נתונים קנייני המדווח לבנק ישראל. מאגר נתונים זה מורכב מאחזקות כל המשקיעים הזרים באג"ח ישראליות כלשהן מינואר 2003 עד דצמבר 2014.

איור 4. פוזיציות של משקיעים זרים במק"מ ובאג"ח ממשלתיות



## 2.ד. בדיקה היסטורית של פוזיציות של זרים ותשואות לסיכון

המדדים של מסחר בתשואה שהוצגו לעיל מודדים לכאורה את הרווחיות הפוטנציאלית של הפעילות במסחר בתשואה. בשום אופן אמצעים אלה אינם משמשים אינדיקטורים מובילים לפעילות המסחר בתשואה על בסיס מודלים קפדניים של חיזוי. אולם, בהנחה שהמדדים הללו אכן משקפים את הרווחיות הפוטנציאלית הטמונה בפעילות מסוג זה, אנו רוצים לבחון מבחינה היסטורית באיזו מידה הזדמנויות השקעה נוצלו על ידי שחקנים שונים בשוק המט"ח. מאחר שפעילות המסחר בתשואה לרוב איננה נחלת הכלל, אנו מודדים פעילות זו באמצעות פוזיציות של משקיעים זרים, כמו שעושים סנטיאלה ועמיתים (Santealla et al., 2015). הפוזיציות של משקיעים זרים במק"מ, באג"ח ממשלתיות, והפוזיציה הכוללת (במק"מ ואג"ח יחד) מוצגות באיור 4.

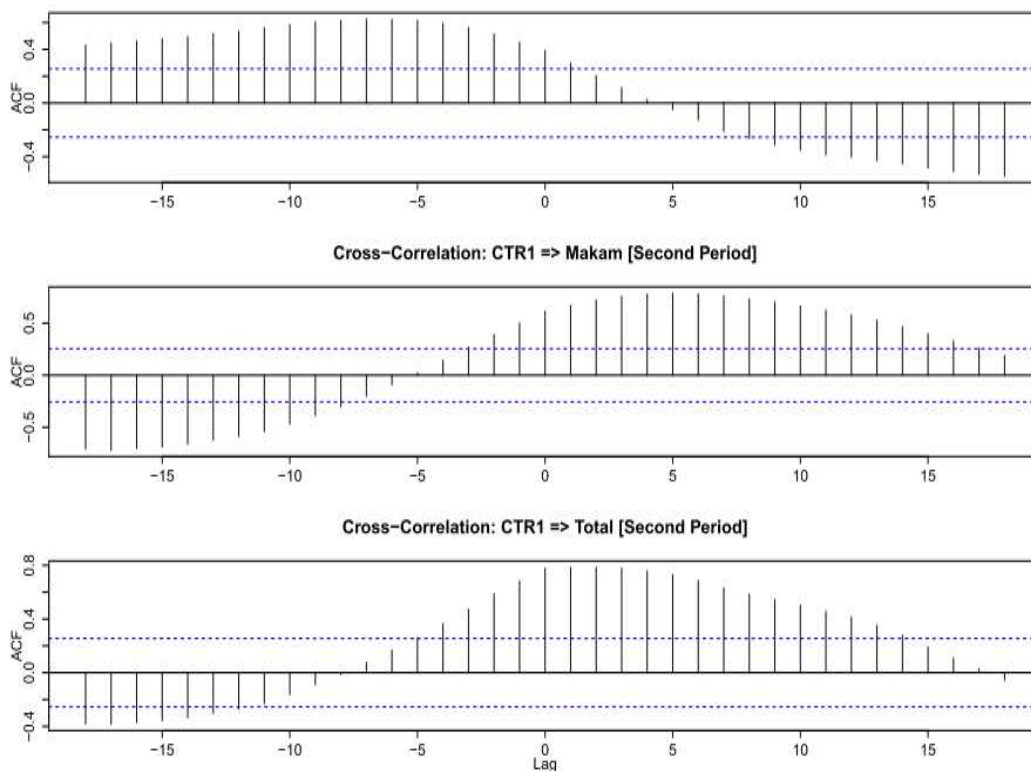
איור 4 מראה שהפוזיציה הכוללת של משקיעים זרים בשוק האג"ח המקומי הגיעה לשיא בסביבות 2011 לאחר גידול ניכר יחסית באחזקותיהם במק"מ. מאז אותו שיא, וכתוצאה מדרישות בנק ישראל לגבי דיווח והחזקת נזילות, פוזיציות הזרים שבו לרמות שלפני כן. לעומת זאת, באג"ח ממשלתיות היו פוזיציות הזרים פחות תנודתיות והן מאופיינות במגמה חיובית. אפיזודה ייחודית זו ב-2011, שהייתה מקומית ולא גלובלית, חושפת את ההשפעה הפוטנציאלית של אסטרטגיות מסחר תשואה מצד משקיעים זרים (ראו: Santealla et al., 2015).

כדי ללמוד על הקשרים בין מדדי ה-CTR השונים (ראו משוואות 6-8 לעיל) לבין הפוזיציות של משקיעים זרים באג"ח ממשלתיות בישראל, אנו בוחנים את פונקציות המתאם הצולב (cross-correlation) עד פיגור של 18 חודשים. אנו מעוניינים במיוחד במדדי CTR שקדמו לפוזיציות הזרים או שהיו מתואמים עמן בו-זמנית, על ידי מציאת מקדם המתאם הצולב (להלן ccc) בין כל אחד משלושת מדדי ה-CTR לבין שלוש הפוזיציות (אג"ח, מק"מ, וסך האחזקות). בפרט, אנו מחשבים את פונקציית המתאם הצולב (להלן ccf) עבור כל צירוף של תשואה לסיכון ופוזיציה (3\*3). ה-ccf למעשה מעתיק סדרה אחת ממקומה לעומת הסדרת השנייה ומחשב את מקדם המתאם הבו-זמני בין השתיים. אנו מחפשים מקדמי מתאם צולב עולים ברמה חריגה (גבוהים מ-0.2 במונחים אבסולוטיים), דהיינו סיבתיות סטטיסטית מובהקת מכל אחד ממדדי ה-CTR לפוזיציה של משקיעים זרים באג"ח, במק"מ, או בסך האחזקות. יתרה מכך, ה-ccc המרבי אמור להתרחש מיד לפני או בפיגור של 0, ולאחר מכן לדעוך. בנוגע למדד ה-CTR המוצע שלנו (CTR3), יש לזכור כי  $P_t = f_t - E_t(s_{t+1})$ . לפיכך,  $P$  חיובי משמעו שציפיות השוק המותאמות לסיכון עבור פיחות נתון הן נמוכות מפרמיית האקדמה (FP) הממומשת. במילים אחרות, משקיעים ישונאי סיכון או מגדרים מוכנים לשלם שערי אקדמה גבוהים יותר יחסית לציפיות השוק (כאשר כל יתר הדברים קבועים). לפיכך, הסימן של ccc מסוים הוא חשוב, היות ש-ccc חיובי מובהק מיד לפני או בפיגור 0 משקף מצב שבו  $P$  חיובי מנבא או גורם סטטיסטית לפוזיציות גדולות יותר באג"ח או מק"מ על ידי העוסקים במסחר בתשואה, ולהפך. הרווח והפסד של המסחר בתשואה מושפע חיובית מפער הריביות, השווה לפרמיית האקדמה על פי ה-CIP, ומושפע שלילית מהפיחות העתידי שמתממש בשער

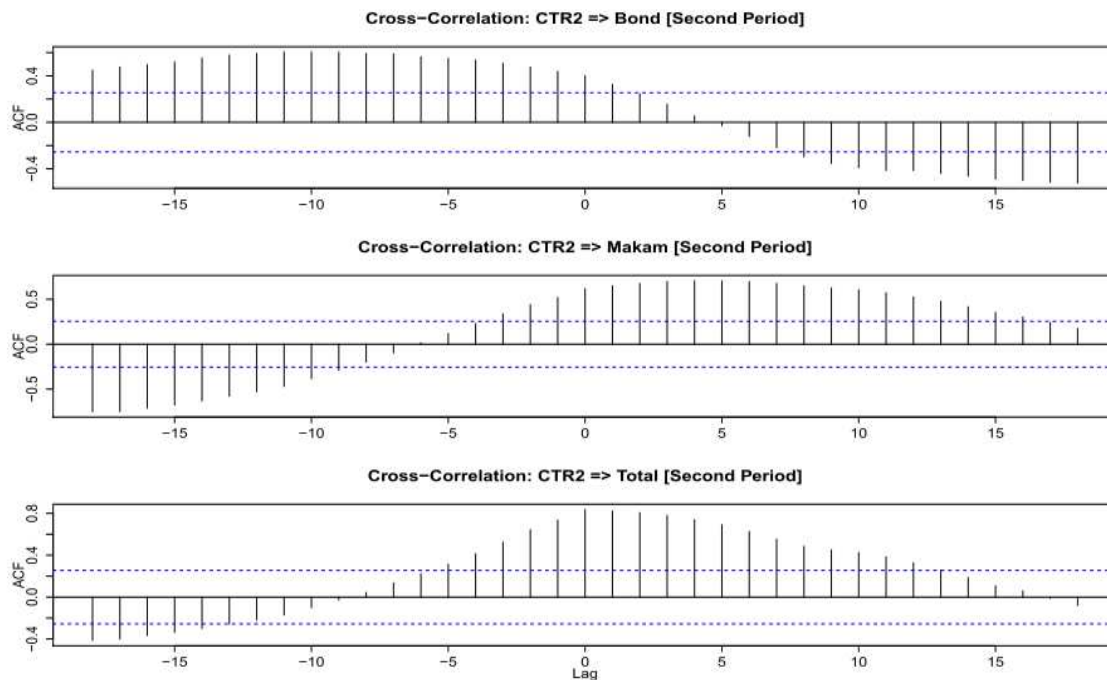
החליפין. לעומת זאת, ccc שלילי מובהק לפני או בפיגור 0 הוא פחות אינטואיטיבי עבור מסחר בתשואה, מפני שפרמיית האקדמה או פער הריביות הגבוהים יותר בהשוואה לפיחות הצפוי, גורמים סטטיסטית לפוזיציות קטנות יותר במק"מ או באג"ח. לסיים, ccc שאינו מובהק יכול לשקף מצב שבו פרמיית הסיכון היא זניחה יחסית לפרמיית האקדמה או לפער הריביות.

על סמך הראיות אנו מציגים באיורים 5-7 את מדדי התשואה לסיכון תוך שימוש באופק של חודש אחד במהלך התקופה השנייה, כאשר משקיעים זרים היו פעילים באג"ח מקומיות.

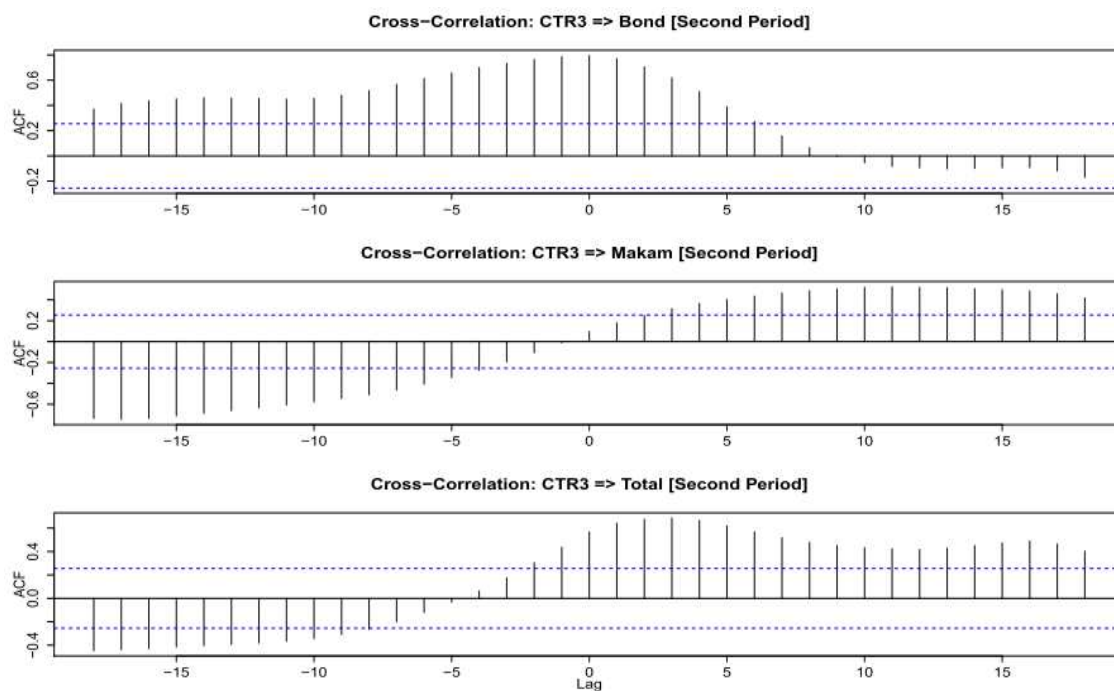
**איור 5. מתאם צולב בין פוזיציות זרים לבין CTR1**



### איור 6. מתאם צולב בין פוזיציות זרים לבין CTR2



### איור 7. מתאם צולב בין פוזיציות זרים לבין פרמיית סיכון מטבע (CTR3)



התוצאות המתוארות באיורים 5-7 מראות שמדדי התשואה לסיכון CTR1, CTR2, ו-CTR3 עומדים בדרישות ל-CTR שמקדים מגמות, דהיינו, הם מגיעים לשיא חיובי סביב פיגור 0 ודועכים לאחר מכן עבור פוזיציות זרות באג"ח ממשלתיות, בלבד. אולם, יש הבדל מהותי בין שלושת ה-CTR הללו: השניים הראשונים מגיעים לשיא מספר חודשים לפני פיגור 0, ואילו CTR3 מגיע לשיא בנקודה זו.<sup>12</sup> כדי להמשיך ולבחון את ההבדלים בין ה-CTR השונים והיכולת שלהם לנבא פוזיציות של משקיעים זרים, אנו מריצים גרסיה של פוזיציות המשקיעים הזרים באג"ח ממשלתיות ובמק"ם על הפיגורים של ה-CTR השונים במהלך תת-התקופה השנייה, כדלקמן:

$$(11) \quad Pos_{j,t} = \alpha + \beta \cdot CTR_{t-k} + u_t$$

כאשר  $j \in (\text{government bond, makam, total holdings})$  ו- $k \in (0, \dots, 6)$ . תוצאות גרסיות ה-OLS מוצגות בלוח IV ומאשרות את אלה של ה-cf המוצגים באיורים 5-7. עבור הפוזיציות במק"ם, מרבית ה- $\beta$  אינם מובהקים ואומדני טיב ההתאמה ( $Adj.R^2$ ) נמוכים. ההבדל העיקרי בין CTR1 ו-CTR2 לעומת CTR3 הוא האיתנות (Robustness) של מקדמי הפיגור. לדוגמה, CTR3 – המדד המוצע שלנו – הוא חיובי מובהק מפיגור 0 עד פיגור 6, ואילו CTR1 ו-CTR2 חיובים במובהק מפיגור 3 בלבד. בנוסף, טיב ההתאמה ( $Adj.R^2$ ) של CTR3 גדול יותר מאלה של CTR1 ו-CTR2. כדי לבדוק את המתאם הצולב בין מדדי ה-CTR השונים ופוזיציות המשקיעים הזרים אנו אומדים מבחני גרינג'ר לסיבתיות בלוח V. מבחן סיבתיות סטנדרטי של גרינג'ר בוחן את השאלה (במקרה של שני משתנים עתיים, X ו-Y), אם ניתן לניבוי בצורה טובה יותר בעזרת נתוני עבר של X ו-Y יחד מאשר באמצעות ההיסטוריה של Y לבדה. אם התשובה חיובית, ניתן לקבוע כי X הוא סיבת-גרינג'ר של Y. המבחן הפורמלי עם p פיגורים ניתן על ידי,

$$(12) \quad Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_1 X_{t-1} + \dots + b_p X_{t-p} + u_t$$

$$(13) \quad X_t = c_0 + c_1 X_{t-1} + \dots + c_p X_{t-p} + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_p Y_{t-p} + v_t$$

לאחר מכן, עורכים מבחן F כדי לבדוק אם  $b_1 = \dots = b_p = 0$  כנגד  $H_A$ : לפחות אחד מ- $b_i \neq 0$ . אם לא ניתן לדחות את  $H_0$ , X אינו סיבת-גרינג'ר של Y. בדומה לכך, בדיקת  $d_1 = \dots = d_p = 0$  כנגד  $H_A$  בודקת אם Y אינו סיבת-גרינג'ר של X.

<sup>12</sup> לטובת הקיצור איננו מציגים את התקופה הראשונה. אולם, בדיקת שתי תתי-התקופות מראה התנהגות שונה של ה-cf. במהלך התקופה הראשונה, כל ה-cf מגיעים לשיא שלילי לפני פיגור 0 ופוחתים לאחר מכן. הפרשי ה-cf בין התקופה הראשונה לשנייה הם קרוב לוודאי תוצאה הן של פער הריביות הגבוה והן של היעדר משקיעים זרים בשוק המקומי במהלך התקופה הראשונה.

לוח IV: תוצאות רגרסיית OLS: אחזקות זרים כפונקציה של פיגורי CTR במהלך תת-התקופה השנייה

CTR	Lag	$\alpha_{mak}$	$\beta_{mak}$	$Adj.R^2_{mak}$	$\alpha_{bond}$	$\beta_{bond}$	$Adj.R^2_{bond}$
CTR1	0	-1.361	6.079†	0.4	2.305	1.447	0.1
CTR1	1	-0.468	5.035†	0.2	2.139	1.688	0.2
CTR1	2	0.513	3.917*	0.1	1.98*	1.924	0.3
CTR1	3	1.654	2.626	0.0	1.86‡	2.118†	0.4
CTR1	4	2.864	1.264	-0.0	1.767‡	2.273‡	0.5
CTR1	5	4.083	-0.098	-0.0	1.692‡	2.396‡	0.6
CTR1	6	5.249	-1.388	0.0	1.645‡	2.484‡	0.6
CTR2	0	-2.538	437.5	0.4	1.946	108.364	0.1
CTR2	1	-1.703	379.2	0.3	1.869	117.124	0.2
CTR2	2	-0.887	324.455	0.2	1.731†	129.075*	0.2
CTR2	3	0.211	251.112	0.1	1.6†	140.703‡	0.3
CTR2	4	1.404	172.28	0.0	1.488†	150.442‡	0.4
CTR2	5	2.726	85.803	-0.0	1.432†	155.964‡	0.4
CTR2	6	4.027	1.759	-0.0	1.385*	160.725‡	0.5
CTR3	0	2.701	18.538	0.0	2.491‡	19.056‡	0.5
CTR3	1	3.211	9.941	-0.0	2.512‡	19.235‡	0.5
CTR3	2	3.691	2.2	-0.0	2.501‡	19.998‡	0.6
CTR3	3	4.172	-5.318	-0.0	2.547‡	19.937‡	0.6
CTR3	4	4.714	-13.719	0.0	2.607‡	19.434‡	0.6
CTR3	5	5.13	-19.823	0.0	2.657‡	19.065‡	0.6
CTR3	6	5.56	-26.1	0.1	2.719‡	18.502‡	0.6

סימוני הכתב התחתי 'mak' ו-'bond' מתייחסים לפוזיציות של משקיעים זרים במק"מ וא"ח ממשלתיות, בהתאמה. †, ‡, \* ו-† מציינים רמת מובהקות 0.01, 0.05 ו-0.1, בהתאמה. רגרסיות OLS משתמשות בטעויות תקן התואמות הטרוסקדסטיסיות ואוטוקורלציה על פי ניואי ו-ווסט (Newey and West, 1987).

השימוש במבחני גרינג'ר סטנדרטיים אינו מתאים למקרה שלנו, מפני שהנחת הבסיס של המבחן היא שקיימת התפלגות נורמלית (על ידי שימוש במבחן F) בשעה שכל מבחני השורש היחידתי בנוגע למדדי ה-CTR השונים ופוזיציות המשקיעים הזרים מצביעים על רמת אינטגרציה של לפחות אחד (I(1)) ברמת מובהקות של חמישה אחוזים). ניתן לראות זאת בעמודות  $UR_{CTR}$  ו- $UR_{POS}$  של לוח V, היכן שמספר הפיגורים נבחר אוטומטית על ידי קריטריון המידע של שורץ - SIC (לא מוצג משיקולי מקום). תוצאות אלה משמען שכמעט כל סדרה שנבחנה אינה סטציונרית. אנו בוחנים גם קו-אינטגרציה בין כל אחד ממדדי ה-CTR לבין פוזיציות של משקיעים זרים על ידי הרצת מבחן קו-אינטגרציה של ג'ונסון (ערך עצמי מקסימלי) עם מגמה קבועה או ללא מגמה ועם פיגור מרבי של שנים-עשר חודשים. ב-6 מתוך 12 צירופים קיימים קשרי קו-אינטגרציה; שלושה מהם CTR3 (פרמיית סיכון עבור כלל תקופת המדגם). בשעה שקיומם של קשרי קו-אינטגרציה מניב אינדיקציה בנוגע לתנועה המשותפת של שתי סדרות שאינן סטציונריות, עדיין אין די בכך כדי לגלות כיצד מדדי ה-CTR הנבחנים ניבאו את פוזיציות הזרים. מאחר שאנו בודקים בעבודה זו נתונים לא סטציונריים, אנו משתמשים מכאן ואילך במבחן גרינג'ר לסיבתיות לא סטציונרית על פי טודה ויממוטו (Toda and Yamamoto, 1995). ההליך המפורט מתואר בנספח D (ראו סדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04).



לוח V מציג את תוצאות מבחן גרינג'ר לסיבתיות לא סטציונרית על פי טודה ויממוטו ( Toda and Yamamoto, 1995). באמצעות הליך זה אנו בוחרים אוטומטית את מספר הפיגורים על פי קריטריון המידע של שורץ (SIC) ובכל המקרים הוא  $p = 1$  חודש (העמודה  $select_{lag}$ ). לאחר מכן, לשם קירוב אסימפטוטי אנו מוסיפים עוד ועוד פיגורים כמשתנים אקסוגניים, עד שאין יותר אוטוקורלציות בשאריות של מודל ה-VAR. ה- $optimal_{lag}$  המרבי שאנו מוצאים הוא  $m = 4$  חודשים, דהיינו  $p + m = 5$ , ואילו המינימום הוא  $p + m = 2$ . העמודה הבאה מציגה את מבחן הסיבתיות הסטנדרטי של גרינג'ר (שאינו מתאים כאן) למטרות השוואה. שתי העמודות הרחוקות מימין מראות את תוצאות מבחני Wald להחרגת משתנה CTR או משתנה פוזיציה. עמודות אלה קשורות ל"פיגור האופטימלי", דהיינו  $m + p$  פיגורים. ערך קטן של מבחן Wald (0.01 או פחות) משמעו דחייה של השערת אי-הסיבתיות של גרינג'ר ( $H_0$ ) לטובת ה- $H_A$ . כפי שניתן לראות, פרמיית סיכון המטבע (CTR3) גורמת במובהק לפוזיציות המשקיעים הזרים (מק"מ, אג"ח ממשלתיות, וסה"כ ברמת מובהקות של אחד) אך לא בכיוון ההפוך, בשעה שמדדי ה-CTR האחרים אינם עושים זאת.

**לוח V: מבחני גרינג'ר לסיבתיות לא סטציונרית: מדדי CTR שונים ואחזקות של זרים במהלך תת-התקופה השנייה**

CTR	Position	$UR_{CTR}$	$UR_{POS}$	coint.	$select_{lag}$	$optimal_{lag}$	Grang	$best_{CTR}$	$best_{pos}$
CTR1	bond	-4	-4	1	1	1	0.011	0.006	0.384
CTR1	mak	-4	-3	1	1	1	0	0	0
CTR1	tot	-4	-4	1	1	3	0.03	0.059	0.01
CTR2	bond	-5	-4	2	1	2	0.143	0.059	0.14
CTR2	mak	-5	-3	0	1	1	0.002	0.003	0.009
CTR2	tot	-5	-4	0	1	4	0.462	0.125	0.007
CTR3	bond	-6	-4	2	1	1	0.103	0.004	0.649
CTR3	mak	-6	-3	0	1	1	0	0	0.104
CTR3	tot	-6	-4	1	1	2	0.011	0.002	0.116

$UR$ : מייחס למבחני שורש יחידתי (ADF), 'coint' מתייחס לרמת הקו-אינטגרציה, 'Grang' למבחני גרינג'ר מקובלים לסיבתיות (למטרות השוואה בלבד), ו-'best' מתייחס למבחן Wald למקדם סיבתיות על פי ההליך של טודה ויממוטו (Toda and Yamamoto, 1995).

## ה. דיון בתוצאות

מטרת מחקר זה היא למצוא CTR שיכול לנבא בהצלחה פעילות של מסחר בתשואה המשתקפת בפוזיציות של משקיעים זרים במק"מ ובאג"ח ממשלתיות ישראליות. מחקרים מעטים ניסו למצוא קשרים מסוג זה ואף מעטים מהם מדווחים על תוצאות מוצלחות. בשעה שקורקורו ועמיתים (Curcuru, 2010) לא מצאו ראיות משכנעות לקשרים אלה, סנטיאלה ועמיתים (Santealla et al., 2015) מצאו קשרים חיוביים בו-זמניים בין השקעות של משקיעים זרים ובין מדדי אטרקטיביות של מסחר בתשואה (בעיקר CTR2) במדינות אמריקה הלטינית. אולם, הם לא מצאו יכולת ניבוי עבור כל CTR שנבחן.

הסברים אפשריים לניסיונות שלא צלחו הן בנוגע למסחר בתשואה והן בנוגע ל-UIP הם (ראו: אלפר ועמיתים (Alper et al., 2009): (1) היעדר נתונים ציבוריים על פוזיציות של משקיעים זרים ופעילות במסחר בתשואה, (2) מדדי CTR שאינם מתאימים, כגון מדדים סימטריים כמו CTR2, (3) סילוק נקודות שבירה בתקופת המדגם, (4) הנחה שה-CIP מתקיימת, (5) בדיקת אסטרטגיות מסחר בתשואה בטווח הקצר.

על ידי בקרה על כל אחת מנקודות אלה, עלה בידינו להשיג תוצאות מובהקות בעבודה זו. ה-CTR3 המוצע על ידינו מסוגל לחזות פוזיציות של משקיעים זרים באג"ח ממשלתיות במהלך התקופה השנייה, היות שהוא אסימטרי ומתפתח בהדרגה, כמו המסחר בתשואה עצמו (Baillie and Chang, 2011). בנוסף, על ידי בדיקת התנהגויות שונות של ה-CIP וה-UIP בתתי-המדגם השונים באמצעות ההליך של באי ופרון (Bai and Perron, 1998), אנו מחלקים את תקופת המדגם לשתי תתי-תקופות שונות. התקופה הראשונה מתאפיינת בפער ריביות גדול יחסית אך בהיעדר משקיעים זרים בשוק המקומי (לוח I ואיור 2). לעומת זאת, במהלך התקופה השנייה, נוכחותם של משקיעים זרים הייתה בולטת למדי (לדוגמה, דפוסי ההשקעה שלהם במק"מ), למרות פער הריביות הקטן יותר. בנוסף, פעילותם המשמעותית במסחר בתשואה גרמה באופן חלקי לחיכוכים בשוק שבאו לידי ביטוי בסטיות מה-CIP.<sup>13</sup> תופעה זו הייתה מובהקת יותר עבור אופק של שנים-עשר חודשים מאשר לאופק של חודש אחד (לוח II ואיור 2). הדפוסים הדרמטיים והייחודיים של השקעות זרים במק"מ והתגובה (המוצלחת) של בנק ישראל הם קרוב לוודאי הסיבה לכך שאף אחד ממדדי ה-CTR שנבחנו לא הצליח לנבא את פוזיציות הזרים במק"מ במהלך התקופה השנייה (איורים 5-7). בניגוד למק"מ, מספר מדדי CTR ניבאו את הפוזיציות של זרים באג"ח ממשלתיות במהלך התקופה השנייה (CTR2 באיור 6 ו-CTR2/CTR3 בלוח IV). אולם, CTR3 היה היחיד שעלה בהדרגה לפני הצטברות פוזיציות הזרים באותן אג"ח והגיע לשיא יחד אתן (איור 7 ולוח 4). הביצועים הטובים של CTR3 נראים גם במבחן גרניג'ר לסיביות לא סטציונרית (לוח V) שהציגו טודה ויממוטו (Toda and Yamamoto, 1995). CTR3 גם היה היחיד שגרם על פי הסיביות הסטטיסטית של גרניג'ר לפוזיציות של משקיעים זרים, אך לא בכיוון ההפוך.

תוצאותינו אינן עולות בקנה אחד עם קומאר וטרוק (Kumar and Trück, 2014) ואינסי ולו (Inci and Lu, 2007), שמצאו כי פרמיות אקדמה לשלושה חודשים מגלמות מידע רב יותר על שיעורי הספוט העתידיים מאשר פרמיות אקדמה לחודש אחד, בשל חשיבותה היחסית של פרמיית סיכון משתנה בזמן. לפיכך, סביר כי ה-UIP תתקיים עבור חוזים לטווח קצר אך לא סביר שתתקיים עבור חוזים לטווח ארוך יותר. לאור לוח III, לא ניתן לדחות את ה-UIP, דהיינו  $\beta = 1$  רק עבור פרמיית אקדמה ופער ריביות לשנים-עשר חודשים, בשעה שהשערה זו נדחת בקלות עבור אופק של חודש אחד. תוצאה זו נראית גם בנספח B

<sup>13</sup> הפרכת השערת ה-CIP עדיין יכולה להיות עקבית עם הטעונו של 'חוסר הזדמנות ארביטרוז', מפני שהזדמנויות ארביטרוז' חייבות להיבחן ביחס למשקיע ספציפי ונקודת זמן מסוימת ולא כממוצע של משקיעים רבים לאורך החודש. בדיקה כזאת צריכה להביא בחשבון הן את המרווחים בין מחיר מבוקש למחיר מוצע (bid-ask) והן את העמלות ביחס למשקיע הספציפי.

(ראו סדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל 2016.04), כאשר  $P$ , שנאמד על ידי פער הריבית לשנים-עשר חודשים, הוא פחות שלילי מה- $P$  המקביל שנאמד תוך שימוש בפער ריביות של חודש אחד. בניגוד לקומאר וטרוק (Kumar and Trück, 2014) ואינסי ולו (Inci and Lu, 2007), תוצאותינו בנוגע לאופק של שנים-עשר חודשים תואמות את ציין ומרדית' (Chinn & Meredith, 2005), שמצאו כי ה-UIP מתקיים באופקי זמן ממושכים יותר (לכל הפחות לנתונים רבעוניים ולמעלה משנה). על פי קומאר וטרוק (Kumar and Trück, 2014) ואינסי ולו (Inci and Lu, 2007), אם יש בשוק מגדרים רבים בהשוואה לספקולנטים, סביר שפרמיית הסיכון תהיה גורם חשוב עבור פרמיית האקדמה. וכך, סביר שה-UIP לא יתקיים, ואילו ההפך הוא הנכון אם יש ספקולנטים רבים בשוק. ההשערה שלהם, שטרם נבדקה בספרות באופן ישיר, מחייבת בדיקה על נתוני מיקרו מבניים (micro-structure) ונותרת למחקר עתידי.

### ה.1. בדיקות איתנות (Robustness Checks)

בפרק זה אנו מציגים בדיקות איתנות ביחס ל-CTR3 – הממד המנבא שאנו מציעים לפוזיציות של משקיעים זרים. תחילה, אנו בוחנים את השפעת גודל החלון של CTR3 על יכולת הניבוי שלו. שנית, אנו מנטרלים את השפעתה של האפיזודה הייחודית של רכישות מסיביות של מק"מ על ידי משקיעים זרים בשנים 2009-2010 והצעדים של בנק ישראל במהלך 2011 (יתוארו בהמשך). עבור שתי הבדיקות אנו מוסיפים מדד מנבא נוסף, CTR4, הדומה ל-CTR2 אך עם FP במקום IRD במונה, כדלקמן:

$$CTR 4_t = \frac{FP_t}{IV_t} \quad (14)$$

מדד זה הכרחי כאשר ה-CIP אינו מתקיים, דהיינו,  $FP \neq IRD$ . בנוסף, כדי להעריך את חשיבות פערי הריביות עצמם, אנו משנים בלוחות הבאים את CTR1 כך שהוא IRD בלבד (קרי, אינו מחולק בתנודתיות ההיסטורית).

#### ה.1.1. הרגישות של CTR3 לגודל החלון

לוח VI מציג את מקדמי המתאם הצולב (ccc) של ארבעת מדדי ה-CTR: (1) חמישה חודשים לפני (-) 5M, (2) באותו החודש (0), ו-(3) חמישה חודשים אחרי (+5M), לעומת העיתוי של פוזיציות הזרים באג"ח ממשלתיות, מק"מ, והסך הכול. כזכור אנו מעוניינים במדדי CTR שמבשרים את פוזיציות המשקיעים הזרים או מתואמים עמם בו-זמנית ויש להם צורת U הפוכה, דהיינו ccc מקסימלי (חיובי) שמתרחש ממש לפני או בפיגור 0 ודועך לאחר מכן. דפוס כזה עשוי להעיד על מועמד מתאים למנבא של פוזיציות הזרים. פאנל A של לוח VI משווה בין ארבעת מדדי ה-CTR כאשר גודל החלון הרלוונטי רק ל-CTR3 נקבע על 2 חודשים. תוצאה בולטת עבור כל מדדי ה-CTR שנבדקו היא ש-ccc חיובי נמצא בתקופה השנייה, בלבד. CTR3 ביחס לאג"ח ממשלתי במהלך אותה תקופה מניב את ה-ccc הגבוה

ביותר בפיגור 0 ודועך לאחר מכן (0.74 בפיגור 0, ו-0.26 בפיגור +5M) בשעה ש-CTR2 משיג את ה-ccc הגבוה ביותר בפיגור 0 עבור סה"כ פוזיציות הזרים (0.84 בפיגור 0 לעומת 0.31 ו-0.69 בפיגור -5M ו-+5M, בהתאמה). במובן זה, CTR4 מראה דמיון ל-CTR2 ומשמעו ש-FP במקום IRD אינו משפר את יכולת הניבוי של CTR2. זהו המקרה גם עם CTR1 שהוא פחות טוב מ-CTR2, דהיינו, הוספת סיכון ל-IRD (CTR1) משפרת את יכולת הניבוי שלו. פאנל B בוחן את רגישותו של CTR3 לגודל החלון מ-2 חודשים ועד 10 חודשים. ניתן לראות כי צורת U הפוכה מופיעה מ-2 חודשים עד 10 חודשים, וה-ccc (החיובי) הגבוה ביותר בגודל חלון של 5-6 חודשים הוא עבור אג"ח ממשלתיות בלבד. ראיות אלה משקפות את חוסר הרגישות של CTR3 לגודל החלון שנבחר.

### לוח VI: גודל החלון של CTR3 לעומת פוזיציות הזרים: מתאמים צולבים

CTR	period	window	bnd-5M	bnd0	bnd+5M	mak-5M	mak0	mak+5M	tot-5M	tot0	tot+5M
PANEL A: COMPARISON OF CTRs											
CTR1	all	NA	-0.19	-0.25	-0.10	0.00	0.12	0.24	-0.35	-0.32	-0.08
CTR2	all	NA	-0.30	-0.35	-0.22	-0.04	0.04	0.12	-0.46	-0.46	-0.26
CTR3	all	2	-0.40	-0.39	-0.26	-0.19	-0.12	-0.03	-0.60	-0.57	-0.37
CTR4	all	NA	-0.36	-0.35	-0.25	-0.17	-0.10	-0.02	-0.55	-0.52	-0.35
CTR1	first	NA	-0.70	-0.68	-0.39	-0.20	-0.32	-0.25	-0.74	-0.74	-0.46
CTR2	first	NA	-0.75	-0.77	-0.53	-0.25	-0.34	-0.25	-0.80	-0.85	-0.59
CTR3	first	2	-0.73	-0.73	-0.53	-0.23	-0.27	-0.25	-0.81	-0.82	-0.58
CTR4	first	NA	-0.70	-0.71	-0.52	-0.19	-0.25	-0.25	-0.76	-0.80	-0.57
CTR1	second	NA	0.62	0.39	-0.05	0.02	0.61	0.79	0.26	0.78	0.73
CTR2	second	NA	0.55	0.40	-0.03	0.12	0.62	0.70	0.31	0.84	0.69
CTR3	second	2	0.67	0.74	0.26	-0.27	0.20	0.43	0.05	0.65	0.56
CTR4	second	NA	0.39	0.43	0.06	-0.12	0.17	0.24	0.06	0.42	0.26
PANEL B: CTR3's WINDOW SIZE											
CTR3	second	3	0.67	0.79	0.35	-0.32	0.13	0.41	-0.00	0.60	0.60
CTR3	second	4	0.66	0.80	0.40	-0.35	0.09	0.40	-0.04	0.56	0.62
CTR3	second	5	0.64	0.81	0.46	-0.38	0.05	0.39	-0.08	0.51	0.65
CTR3	second	6	0.63	0.81	0.54	-0.43	-0.02	0.35	-0.13	0.43	0.66
CTR3	second	7	0.60	0.80	0.59	-0.46	-0.07	0.33	-0.18	0.36	0.68
CTR3	second	8	0.58	0.78	0.66	-0.50	-0.13	0.29	-0.23	0.28	0.68
CTR3	second	9	0.58	0.79	0.72	-0.56	-0.20	0.23	-0.28	0.20	0.66
CTR3	second	10	0.57	0.76	0.75	-0.60	-0.24	0.22	-0.32	0.12	0.64

הלוח מתאר את המתאמים הצולבים הבאים:  $t, t-5M$ , ו- $t, t+5M$ , כאשר 5M הוא פיגור/הקדמה של 5 חודשים ביחס לחודש t (המתאם הצולב של t הוא פשוט מקדם המתאם הבו-זמני). סימוני הכתב התחתי 'mak' ו-'bnd' מתייחסים לפוזיציות של משקיעים זרים במק"מ ואג"ח ממשלתיות, בהתאמה. גודל החלון רלוונטי ל-CTR3 בלבד והוא בחודשים.

### ה.2.1. בקרה על צעדי בנק ישראל

ככל שהמדיניות המוניטרית נעשתה פחות ופחות מרחיבה במהלך התקופה 2009-2011, פער הריביות בין ישראל לבין המדינות המפותחות הלך והתרחב, וזרימת ההון פנימה התחזקה. מאוגוסט 2009 עד אפריל 2011, שווי תיק הנכסים של המשקיעים הזרים גדל ב-700%. מרבית הפעילות של הזרים

התרכזה במק"מ במשך תקופה זו.<sup>14</sup> במהלך 2011 בנק ישראל נקט צעדים להשבת הריביות קצרות הטווח לשיווי משקל על ידי הטלת דרישה על הבנקים המקומיים להחזיק רזרבות של 10% כנגד עסקאות של זרים בנגזרי מט"ח, ודרישת דיווח לגבי עסקאות שונות. צעדים אלה הקטינו למעשה את פוזיציות הזרים במק"מ עד קרוב לאפס ב-2013 (ראו איור 4). כדי לנטרל את השפעת צעדי בנק ישראל בתקופה, דהיינו, מ-2011 ואילך, אנו מציגים בלוח VII את תוצאות הלוח הקודם, במהלך התקופה השנייה אך עד דצמבר 2011.

ההתמקדות בתקופה שלפני צעדי בנק ישראל מניבה תוצאות שונות לגמרי עבור כל מדדי ה-CTR ובפרט עבור CTR3. בהשוואה ללוח VI, ה-ccc המרבי של פוזיציות הזרים במק"מ, גבוה יותר במיוחד סביב פיגור 0. יתרה מכך, עבור מרבית מדדי ה-CTR3 בפאנל B של המק"מ ניתן לראות צורת U הפוכה בשעה שאותם מדדים של אג"ח ממשלתיות הם פחות תקפים (Robust) בהשוואה ללוח VI. דבר זה עשוי להעיד על תחלופה בין פוזיציות במק"מ ובאג"ח ממשלתיות במהלך התקופה. נציין עם זאת, שהתקופה הנבדקת הקצרה אינה סטציונרית, ועל כן השימוש במתאם צולב ומתאם בו-זמני גם יחד כסטטיסטיים של טיב התאמה, עלול להטעות.

#### לוח VII: גודל החלון של CTR3 לעומת פוזיציות הזרים לפני צעדי בנק ישראל

CTR	window	bnd-5M	bnd0	bnd+5M	mak-5M	mak0	mak+5M	tot-5M	tot0	tot+5M
PANEL A: COMPARISON OF CTRs										
CTR1	NA	-0.09	0.80	0.46	0.28	0.97	0.26	0.23	0.98	0.30
CTR2	NA	-0.08	0.82	0.42	0.32	0.92	0.19	0.28	0.94	0.23
CTR3	2	0.12	0.70	0.27	0.69	0.63	-0.12	0.63	0.66	-0.07
CTR4	NA	0.18	0.37	-0.01	0.40	0.30	-0.19	0.38	0.32	-0.18
PANEL B: CTR3'S WINDOW SIZE										
CTR3	3	0.05	0.68	0.39	0.62	0.68	-0.04	0.57	0.70	0.02
CTR3	4	0.00	0.59	0.52	0.53	0.68	0.04	0.47	0.69	0.11
CTR3	5	-0.06	0.49	0.59	0.42	0.67	0.13	0.36	0.67	0.19
CTR3	6	-0.12	0.33	0.68	0.27	0.66	0.24	0.22	0.64	0.31
CTR3	7	-0.17	0.17	0.74	0.11	0.64	0.36	0.07	0.59	0.42
CTR3	8	-0.21	-0.06	0.75	-0.08	0.52	0.43	-0.10	0.45	0.49
CTR3	9	-0.22	-0.19	0.75	-0.20	0.41	0.46	-0.21	0.34	0.52
CTR3	10	-0.22	-0.39	0.64	-0.34	0.24	0.48	-0.33	0.16	0.51

הלוח מתאר את המתאמים הצולבים הבאים:  $t-5M$ ,  $t$ , ו- $t+5M$ , כאשר 5M הוא פיגור/הקדמה של 5 חודשים ביחס לחודש  $t$  (המתאם הצולב של  $t$  הוא פשוט מקדם המתאם הבו-זמני) במהלך התקופה 4/2009-12/2010. סימוני הכתב התחתני mak' ו-bnd' מתייחסים לפוזיציות של משקיעים זרים במק"מ ואג"ח ממשלתיות, בהתאמה. גודל החלון רלוונטי ל-CTR3 בלבד והוא בחודשים.

<sup>14</sup> חלקם של המשקיעים הזרים בשוקי המק"מ והאג"ח הממשלתיות קצרות הטווח גדל מ-1.8 ו-0 אחוז באוגוסט 2008 ל-34.5 ו-17.2 אחוז במאי 2011, בהתאמה.

## 1. מסקנות

עבודה זו בוחנת את האטרקטיביות של אסטרטגיות מסחר בתשואה (Carry Trade) בשוק המט"ח הישראלי בתקופה שבין ינואר 2003 לדצמבר 2014. אנו בודקים מספר מדדים מקובלים של תשואה לסיכון (CTR), בהם מדדים שמביאים בחשבון את הסיכון מלכתחילה (*ex ante*). בפרט, אנו בוחנים את יכולתם של מדדי CTR שונים לחזות פעילות של מסחר בתשואה, המיוצגת על ידי השקעה של זרים במק"מ ובאיגרות חוב ממשלתיות. אנו מציעים מדד CTR חדש המבוסס על פרמיית סיכון מטבע משתנה בזמן (בלתי נצפית). אנו אומדים CTR זה בעזרת מסנן קלמן ודגימת גיבס. בכך אנו משלבים שני זרמים בספרות: אטרקטיביות של מסחר בתשואה תוך שימוש בהפרשי ריביות המותאמים למדדי הסיכון השונים, ואמידת פרמיית סיכון מטבעי משתנה בזמן. כדי לאמוד את פרמיית סיכון המטבע אנו בוחנים גם את שקלויות פער הריביות המכוסה (CIP) ופער הריביות הלא מכוסה (UIP). באמצעות ההליך של באי ופרון (Bai and Perron, 1998), לבדיקת נקודות שבירה אפשריות בפרמטרים של רגרסיית ה-UIP, אנו מוצאים שתי תתי-תקופות שונות. אנו מוצאים כי ה-UIP לא התקיימה במחצית השנייה של תקופת המדגם, ואילו ה-UIP התקיימה עבור אופק של שנים-עשר חודשים בלבד. אף שהאחרון עולה בקנה אחד עם מרבית הראיות האמפיריות, הראשון פחות נפוץ והוא מוסבר על ידי ההשקעות החריונות של משקיעים זרים במק"מ, תופעה שיצרה חיכוכים בשוק כגון מחסור במכשירים פיננסיים המסופקים על ידי בנקים מקומיים. בפונקציות מתאם צולב, רגרסיות OLS עם פיגורים, ומבחני סיבתיות של סדרות לא סטציונריות, אנו מוצאים כי ה-CTR המוצע על ידינו ניבא את פוזיציות הזרים באג"ח ממשלתיות במהלך תת-התקופה השנייה, אך לא בכיוון ההפוך. ממצא זה הוא איתן יותר וגם נמשך חודשים רבים יותר מיתר מדדי ה-CTR שנבדקו.

## ביבליוגרפיה

- מנצורה א. ושרייבר ב. (2016) "אטרקטיביות של מסחר בתשואה: גישת פרמיית סיכון מטבעי משתנה בזמן". בנק ישראל, סדרת מאמרים לדיון.
- Akram, Q. F., Rime, D., Sarno, L., 2008. Arbitrage in the foreign exchange market: Turning on the microscope. *Journal of International Economics* 76 (2), 237-253.
- Alper, C. E., Ardic, O. P., Fendoglu, S., 2009. The economics of the uncovered interest parity condition for emerging markets. *Journal of Economic Surveys* 23 (1), 115-138.
- Baba, N., Packer, F., 2009. Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007-08. *Journal of Banking & Finance* 33 (11), 1953-1962.
- Bai, J., Perron, P., 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.
- Baillie, R. T., 2011. Possible solutions to the forward bias paradox. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 21 (4), 617-622.
- Baillie, R. T., Chang, S. S., 2011. Carry trades, momentum trading and the forward premium anomaly. *Journal of Financial Markets* 14 (3), 441-464.
- Baillie, R. T., Cho, D., 2014. Time variation in the standard forward premium regression: Some new models and tests. *Journal of Empirical Finance* 29 (0), 52-63.
- Brunnermeier, M. K., Nagel, S., Pedersen, L. H., 2008. Carry trades and currency crashes. *Tech. rep., National Bureau of Economic Research*.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. S., Rebelo, S., 2007. Understanding the forward premium puzzle: A microstructure approach. *Tech. rep., National Bureau of Economic Research*.
- Campbell, R. A., Koedijk, K. G., Lothian, J. R., Mahieu, R. J., 2009. Irving Fisher and the UIP puzzle. Manuscript. Maastricht University, Tilburg University and Fordham University.
- Chakraborty, A., Evans, G. W., April 2008. Can perpetual learning explain the forward premium puzzle? *Journal of Monetary Economics* 55 (3), 477-490.
- Cheng, Y.-W., 1993. Exchange rate risk premiums. *Journal of International Money and Finance* 12 (2), 182-194.
- Chinn, M. D., Meredith, G., 2005. Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-bretton woods era.
- Clarida, R., Davis, J., Pedersen, N., 2009. Currency carry trade regimes: Beyond the Fama regression. *Journal of International Money and Finance* 28 (8), 1375-1389.
- Curcuro, S., Vega, C., Hoek, J., 2010. Measuring carry trade activity. *IFC Bulletin* 25.
- Dobrynskaya, V., 2014. Downside market risk of carry trades. *Review of Finance*.32

- Doskov, N., Swinkels, L., 2015. Empirical evidence on the currency carry trade, 1900-2012. *Journal of International Money and Finance* 51, 370-389.
- Economist, T., 2007. Economics focus: Carry on speculating. Feb. 22.
- Engel, C., 1996. The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance* 3 (2), 123-192.
- Fama, E. F., November 1984. Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics* 14 (3), 319-338.
- Fong, W.-M., Valente, G., Fung, J. K., 2010. Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk. *Journal of banking & finance* 34 (5), 1098-1107.
- Frankel, J., Poonawala, J., 2010. The forward market in emerging currencies: Less biased than in major currencies. *Journal of International Money and Finance* 29 (3), 585-598.
- Froot, K. A., Thaler, R. H., 1990. Anomalies: foreign exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, 179-192.
- Gyntelberg, J., Remolona, E. M., December 2007. Risk in carry trades: a look at target currencies in Asia and the Pacific. *BIS Quarterly Review*.
- Harris, R. D., Yilmaz, F., 2009. A momentum trading strategy based on the low frequency component of the exchange rate. *Journal of Banking & Finance* 33 (9), 1575-1585.
- Inci, A. C., Lu, B., 2007. Currency futures-spot basis and risk premium. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 17 (2), 180-197.
- Jurek, J. W., 2014. Crash-neutral currency carry trades. *Journal of Financial Economics* 113 (3), 325-347.
- Kim, C.-J., Nelson, C. R., 1999. State-space models with regime switching: classical and gibbs-sampling approaches with applications. MIT Press Books 1.
- Kim, D., Song, C. Y., 2014. Country fundamentals and currency excess returns. *Journal of East Asian Economic Integration* 18 (2), 111-142.
- Kumar, S., Trück, S., 2014. Unbiasedness and risk premiums in the indian currency futures market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 29, 13-32.
- Lewis, K. K., 1989. Can learning affect exchange-rate behavior?: The case of the dollar in the early 1980's. *Journal of Monetary Economics* 23 (1), 79-100.
- Lustig, H., Stathopoulos, A., Verdelhan, A., 2013. The term structure of currency carry trade risk premia. *Tech. rep., National Bureau of Economic Research*.
- Santealla, J., Araujo, M., Sotz, C., Cardozo, P., Alvarez, R., Humala, A., Searls, S., 2015. Currency carry trades in latin america. *BIS Papers* 81, 1-42.



- Sarantis, N., 2006. Testing the uncovered interest parity using traded volatility, a timevarying risk premium and heterogeneous expectations. *Journal of International Money and Finance* 25 (7), 1168-1186.
- Toda, H. Y., Yamamoto, T., 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics* 66 (1), 225-250.
- Wolf, C. C., May 1987. Forward Foreign Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia: A Signal-Extraction Approach. *CEPR Discussion Papers 189, C.E.P.R. Discussion Papers*