

**פערי ריביות במשק קטן ופתוח –
קשרים של טווח ארוך, המקרה הישראלי**

נתן זוסמן – האוניברסיטה העברית ירושלים.
יוסי סעדון – תחום היציבות הפיננסית, בנק ישראל.

2006.01

יוני 2006

**Interest Rate Differentials in a Small Open Economy –
Long Run Relationship, the Israeli Case**

Nathan Sussman – The Hebrew University

Yossi Saadon – Financial Stability Area, Bank of Israel

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל.
דואר אלקטרוני: msussman@msec.huji.ac.il, yosis@boi.gov.il

© זכויות היוצרים בפרסום זה שמורות לבנק ישראל
הרוצה לצטט רשאי לעשות כן בתנאי שיציין את המקור.

תחום היציבות הפיננסית, בנק ישראל, ת"ד 780, ירושלים 91007.

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

פערי ריבית במשק קטן ופתוח – קשרים של טווח ארוך, המקרה הישראלי¹

בעבודה זו אנו מפתחים מודל של שוויון שיעורי ריבית לא מכוסה המניח פרטים שונאי סיכון ומביא בחשבון לא רק את שער החליפין הצפוי אלא גם את סיכוני שער החליפין ופרמיית נזילות. אנו אומדים את המודל לאחר פתיחת המשק הישראלי לתנועות הון ומראים שכקשר של טווח ארוך, מתקיים שוויון שיעורי ריבית לא מכוסה, ופער הריביות אשר נקבע על סמך הציפיות ארוכות הטווח לפיחות אשר נגזרות מקשר של שוויון כוח הקניה היחסי. פער הריביות בין ישראל לארה"ב מושפע גם משינויים בסיכוני שער החליפין, המגולמים בסטיות התקן של אופציות על הדולר ומפרמיית נזילות. בתקופת הדיסאינפלציה –עד 2000 - השפעת שוויון כוח הקנייה על פערי הריבית הייתה דומיננטית. החל משנת 2000 תרומתם של המשתנים המודדים את פרמיית הנזילות ואת פרמיית הסיכון בשער החליפין הם הדומיננטיים בהסבר ההתפתחויות בפערי הריביות. סטיות של הריבית בפועל מזו הנגזרת משיווי משקל של טווח ארוך מביאות ככל הנראה, לתגובה של בנק ישראל, הנובעת מהתמסורת בין סטיות אלו לשינויים בשער החליפין, וגורמות, מצידן, לסטיות של הציפיות לאינפלציה. תהליך ההתכנסות אל הטווח הארוך נאמד בכ-8 חודשים.

Interest Rate Differentials in a Small Open Economy – Long Run Relationship, the Israeli Case

In this paper we develop a model of uncovered interest rate parity assuming risk averse agents, that takes into consideration not only the expected change in the exchange rate but also exchange rate risk and the liquidity premium. We estimate the model using Israeli data from the period that followed the capital account liberalization (1996) and show that uncovered interest rate parity holds as a long run relationship. The interest rate differential is determined by expectations of the changes in the exchange rate which are derived from a long run relationship of relative purchasing power parity. The interest rate differential is also affected by exchange rate risk as captured by the standard deviation of U.S Dollar Shekel exchange rate options and a liquidity premium. During the disinflation period, until 2000, the effect of the expected exchange rate is dominant, thereafter the variables capturing exchange rate risk and the liquidity premium dominate. Short term deviations of the interest rate differential from their long run equilibrium levels cause a reaction by the Bank of Israel that stems from the effect of these deviation on the exchange rate and expected inflation.

¹ תודה ליאיר חיים על סיועו במהלך כתיבת העבודה, לכלכלני הציבות הפיננסית בבנק ישראל ובפרט לויצמן נגר ומיכאל קרמה, תודה למשתתפי הסמינר במחלקת המחקר על הערותיהם ובעיקר לפרופ' ניסן לוינתן (שהיה מתדיין לעבודה) ולד"ר מישל סטרבצ'ינסקי על הערותיהם שניכרות בגירסא זו של העבודה.

תוכן העניינים

4	1. מבוא
7	2. המסגרת התיאורטית
7	2.1 התשואות הריאליות מההשקעה באיגרות חוב של ארה"ב ובמק"ם לשנה
8	2.2 פער התשואות המבוקש על ידי המשקיע
8	2.2.1 העדפות המשקיע ופונקציית התועלת
9	2.2.2 חישוב פער התשואות המבוקש על ידי המשקיע שנכסיו מנוהלים בדולרים
11	2.2.3 חישוב פער התשואות המבוקש על ידי המשקיע אשר נכסיו מנוהלים בשקלים
12	2.2.4 מפגש המשקיעים השונים בשווקים
13	3. המסגרת האמפירית
13	3.1 הנתונים בבסיס האמידה
13	3.1.1 הפיחות הצפוי
13	3.1.2 אפקט הנזילות
15	3.1.3 סיכון שער החליפין
15	3.1.4 פערי התשואות
15	3.1.5 שיטת האמידה
16	3.2 התבוננות ראשונית בנתונים
17	4. תוצאות האמידה
17	4.1 משוואת הפיחות הצפוי (PPP)
18	4.1.1 משך ההתכנסות לטווח הארוך
19	4.2 משוואת הפער
20	4.2.1 תרומת המשתנים השונים להסבר פער התשואות
21	4.2.2 משך ההתכנסות לטווח הארוך
21	4.2.3 הסטיה מקשר הטווח הארוך והשפעתה על שער החליפין
22	5. המדיניות המוניטרית של בנק ישראל והשפעתה על פער התשואות
23	5.1 המדיניות המוניטרית ופער התשואות של הטווח הארוך
24	5.2 המדיניות המוניטרית ופער התשואות של הטווח הקצר
27	6. סיכום והמלצות מדיניות
28	ביבליוגרפיה
31	נספח 1: מבחני סטציונריות

רשימת האיורים

16	איור 1: דירוג האשראי של ישראל. המקור: אתר משרד האוצר, היחידה לניהול החוב הממשלתי.
17	איור 2: התנהגות המשתנים במשוואת הפער בתקופת המדגם.
19	איור 3: הפיחות הצפוי הנגזר מה-PPP והפיחות בפועל.
22	איור 4: הפער הנאמד וזה שבפועל.
23	איור 5: ההפרש בין ריבית בנק ישראל לתשואות המק"ם לשנה.

1. מבוא

בשני העשורים האחרונים הולכת וגוברת מגמת הגלובליזציה. ויחד עם התרחבות המסחר הבין-לאומי התגברו גם תנועות ההון בין מדינות. התרחבות שוק ההון העולמי בתנאים של תנועות הון חופשיות ושערי חליפין ניידים מעלה את השאלה מהם הגורמים המשפיעים על הריבית לטווח קצר, במשק קטן ופתוח. מחד גיסא, התיאוריה המקובלת מניחה כי בתנאים של שער חליפין נייד, לבנק המרכזי יש יכולת טובה יותר לשלוט במצרפים המוניטריים, וזו מאפשרת השגת יעדי אינפלציה יותר מאשר בתנאים של שער חליפין קבוע. מנגד, השימוש במכשיר הריבית לשליטה בכמות הכסף ובאינפלציה הוא בבחינת ניסיון להשפיע על מחיר הכסף בשוק תחרותי ומשוכלל, שבו, לכאורה, הבנק המרכזי של משק קטן ופתוח אינו יכול להשפיע על המחירים. על כן ההנחה, בהתאם למודלים המסורתיים, שניתן להתעלם מגורמים הקשורים לשוק ההון העולמי בניהול המדיניות המוניטרית עלולה לפגוע ביציבות הפיננסית.

מטרת עבודה זו היא לבחון את התנהגות שיעור הריבית במשק קטן ופתוח תוך התמקדות בקשרים של הטווח הארוך. הטווח הארוך מוגדר בכלכלה כטווח הזמן שבו מתקיימים אותם קשרים הבסיסיים בין המשתנים אשר נגזרים מתיאוריות המניחות גמישות מחירים בשווקים. זאת בניגוד לטווח הקצר, שבו ייתכנו קשיחויות וחיכוכים בשווקים השונים. אנו מניחים, בהתאם למודלים של overshooting (Dornbusch (1980)) שככל שהסטייה של ערכי המשתנים הכלכליים בטווח הקצר גדולה מערכם הבסיסי (של הטווח הארוך) התיקון יהיה גדול וחרף יותר. תיקונים חריפים עלולים להביא למשבר פיננסי. מכיוון שעיקרה של פונקצית תגובה של בנק מרכזי הוא טיפול בסטיות של טווח קצר מערכי שיווי המשקל של הטווח הארוך (יעדי הטווח הארוך), הבנת הקשרים של הטווח הארוך חשובה גם בניהול המדיניות לטווח קצר כדי למנוע סטייה גדולה מידי מערכי שיווי המשקל של הטווח הארוך.

נקודת המוצא היא שבטווח הארוך מתקיימות שתי משוואות התנהגות קלאסיות: הראשונה, היא משוואת שוויון כוח הקנייה היחסי, האומרת שהשינוי בשער החליפין שווה להפרש האינפלציות בין שני משקים. השנייה, היא משוואת שוויון שיעורי הריבית הלא מכוסה, כלומר שהפרש שיעורי הריבית בין שני משקים שווה לפיחות הצפוי של המטבע המקומי ביחס למטבע של המשק האחר. רוב המחקרים על שוויון שיעורי ריבית לא מכוסה, שנאמדו עבור משקים מפותחים, בודקים במקביל גם את השערת חוסר ההטיה (unbiasedness hypothesis) המניחה פרטים אדישים לסיכון ופרמיית סיכון השווה לאפס (או קבועה). במאמר זה אנו מפתחים משוואת פערי תשואות² המניחה פרטים שונאי סיכון. על כן, נוסף על הפיחות הצפוי, יש להתחשב בפרמיות הסיכון השונות המשפיעות על פער התשואות – פרמיית סיכון שער החליפין ופרמיית סיכון המדינה. מלבד זאת, אנו מוסיפים למודל באופן ישיר פרמיית נזילות (סחירות) הנובעת מהפער בנזילות בין שוק האג"ח האמריקאי לשוק הישראלי. יש לציין שבשוק המק"ם התחוללו במהלך התקופה

² הספרות המחקרית בנושא עוסקת בשוויון שיעורי ריבית (uncovered interest rate parity). בישראל נהוג להשתמש במונח תשואות, להלן נשתמש במונח תשואות.

הנחקרת מספר שינויים הקשורים למידת נזילותו – היתה התקדמות בהסרת המגבלות של בנק ישראל בכל הנוגע להנפקתו וכן תהליך הדיסאינפלציה שהעלה את הביקוש לאג"ח שקליות (לא צמודות). אנו מאמינים כי המודל שאנו אומדים מתאים בעיקר למשקים מתעוררים הנמצאים בתהליך דיסאינפלציה או חשופים למשברי שער חליפין ונזילות.

תחילה נבדק הקשר של שוויין-כוח-קנייה לשנים 1996-2005. אין אנו יכולים לדחות את ההשערה שהשינוי בשער החליפין העתידי של השקל מול הדולר מקיים קשר של טווח ארוך עם הפרשי האינפלציות הצפויים בין ישראל לארה"ב. מכאן שניתן להשתמש בהפרש האינפלציה הצפוי בין ישראל לארה"ב כאומד לשינוי בשער החליפין העתידי. בשלב השני השתמשנו באומד זה באמידת משוואת שוויין פערי התשואות בין המק"ם לשנה לבין שטר אוצר אמריקאי לתקופה מקבילה. נוסף על כך כללה משוואת פער התשואות את סטיית התקן הגלומה באופציות על הדולר, המשקפת את פרמיית סיכון שער החליפין, וכן מדד לנזילות שוק המק"ם. ממצאי האמידה מראים שלא ניתן לדחות את ההשערה כי בטווח הארוך הריבית על המק"ם לשנה נקבעת בהתאם לציפיות לגבי המשתנים הכלכליים הבסיסיים (fundamentals). בכך יש אישוש לתיאוריות הכלכליות הבסיסיות, וגם לגישת הציפיות הרציונליות. מבחינה סטטיסטית, זעזועים של הטווח הקצר המשפיעים על פער התשואות מתקנים את עצמם לתוואי של הטווח הארוך בתוך כשמונה חודשים.

לבסוף אמדנו את מהירות התגובה של ריבית בנק ישראל על סטיות משיווי המשקל של הטווח הארוך הנובעות מזעזועים הבאים לידי ביטוי במשוואת פער התשואות. יש לציין שאומדן זה אינו בודק ישירות את הטענה שבנק ישראל עקב אחר סטיות אלו והגיב עליהן באופן ישיר, זוהי בדיקת המבנה המצומצם (reduced form) של פונקצית התגובה בלבד. מהממצאים הראשוניים עולה שניתן להבחין בין שני משטרי מדיניות: בתקופת הדיסאינפלציה הגיבה ריבית בנק ישראל בתוך כ-8 חודשים על סטיות הנובעות ממשוואת פערי התשואות, ואילו לגבי התקופה שלאחר שנת 2000 לא ניתן לדחות את ההשערה כי התגובה הייתה איטית יותר.

עבודה זו מתקשרת למחקרים רבים שבדקו קשרי טווח ארוך של שוויין כוח קנייה. מחקרים רבים שוללים את שוויין כוח הקנייה, ואילו אחרים מוצאים לו תימוכין. בסכמם את מצב המחקר, מוצאים Sarano and Taylor, (2002) כי מרבית המחקרים שנערכו בשנים האחרונות תומכים בקיומו של קשר ארוך טווח של שוויין כוח קנייה בין משקים מפותחים. עם זאת, עדיין נדרש מחקר נוסף כדי להבין את הדינמיקה של הטווח הקצר ואת תהליכי ההתכנסות לשיווי משקל של הטווח הארוך.

הספרות על שיוויין שיעורי הריבית רחבה אף היא. בסקירת מצב המחקר בתחום זה (Froot and Thaler, 1990) נמצא שלא ניתן לאשש אמפירית את שוויין שיעורי הריבית הלא מכוסה (UIP). אחת הבעיות האמפיריות היא, שהריביות מקיימות תהליך סטוכסטי של מהלך מקרי (שורש יחידתי), ועל כן יש לערוך את הבדיקות האמפיריות על ידי מבחני קואינטגרציה. Siklos and Granger (1997) טוענים שיש להבחין בין משטרים שונים של שיעורי חליפין ומדיניות מוניטרית

של בנק מרכזי. בבדיקה של שוויון שיעורי ריבית לא מכוסה בין ארה"ב לקנדה הם מראים שכאשר בשתי המדינות שררה אותה מדיניות מוניטרית ניתן למצוא יחס קואינטגרטיבי בין הריביות של שני המשקים. (Kanioura and Turner (2005) טוענים שמבחינה קואינטגרציה של אנג'ל וגרג'ר נוטים לדחות קואינטגרציה עבור UIP. אם משתמשים במבחן F הם מציעים, ניתן למצוא קואינטגרציה של שיעורי הריבית של אנגליה וארה"ב.

גישה נוספת בספרות האמפירית של שוויון שיעורי ריבית מתמקדת באמידת הקשר תוך שימוש בריביות ארוכות יותר מאלו שנאמדו על ידי הספרות הקודמת ותוך שימוש בהגדרות שונות של אגרות החוב (Zero coupon, ואגרות בעלות מח"ם זהה) ומשתני עזר (Alexius (2001)). Chinn and Meredith (2004) גם אומדים משוואות קואינטגרציה של ריביות על אג"ח ארוכות טווח (מח"ם של 5 שנים), ומראים שלא ניתן לדחות את קיומו של שוויון שיעורי הריבית הלא מכוסה.

אחת הבעיות העיקריות במציאת קשר בין מחירי נכסים פיננסיים (שיעורי ריבית, שערי חליפין, ועוד) למשתנים בסיסיים בכלכלה היא העובדה שמרבית הנכסים מקיימים מהלך מקרי (Random walk), המתבטא סטטיסטית בקיומו של שורש יחידתי $I(1)$ כצפוי לפי התיאוריה המימונית, ואילו משתנים כלכליים אמורים לבטא ערכים של שיווי משקל (התכנסות). כך, למשל, בעולם של יציבות מחירים שוויון כוח קנייה גוזר יציבות גם על שער החליפין (סטציונריות). כנגד זאת, שער החליפין הוא נכס האמור לקיים מהלך מקרי (שורש יחידתי). במאמר חדש של Engel and West (2005) נעשה ניסיון להתמודד עם בעיה זו. הפתרון לפרדוקס האמור אינו יחיד: ייתכן שהמשתנים המקרו-כלכליים מקיימים אף הם שורש יחידתי (אין התכנסות מהירה לשיווי משקל), ייתכן שהזעזועים מקיימים שורש יחידתי (כלומר אינם מתפלגים בהתאם להנחות של מודל הרגרסיה הקלאסי), ייתכן גם ששער הניכיון הסובייקטיבי של הפרטים קרוב ל-1. אף שהממצאים במאמר דלעיל אינם חזקים, המחברים אינם דוחים את ההשערה כי הערכים הבסיסיים קשורים בהתפתחות שער החליפין, אך קוראים למחקר נוסף בכיוון זה. אנו מקווים, כי המחקר שלנו, מחזק את הגישה הבסיסית של Engel and West (2005).

הפרק השני בעבודה מציג את המודל הגוזר את משוואת שוויון שיעורי הריבית של משק קטן ופתוח תוך התבססות על הנחת שנאת סיכון של הפרטים. הפרק השלישי מציג את הנתונים בהם השתמשנו באמידה הסטטיסטית. הפרק הרביעי מציג את התוצאות. הפרק החמישי מנתח באופן אמפירי את תגובת בנק ישראל לסטיות ממשוואת הטווח הארוך שהוצגה בפרק השני. הפרק השישי מוקדש לסיכום ומסקנות.

2. המסגרת התיאורטית

בחלק זה של העבודה נגזור את משוואת שוויון שיעורי הריבית של משק קטן ופתוח בהנחות של פרטים שונאי סיכון ושוני בהעדפות בין המשקיעים המקומיים והזרים. אנו מניחים גם הבדלים במידת הנזילות של השווקים הפיננסיים ובין משקים מתפתחים למרכזים פיננסיים.

2.1 התשוואות הריאליות מההשקעה באיגרות חוב של ארה"ב ובמק"ם לשנה

נפריד בין שני סוגי משקיעים:

משקיע U: אמריקאי או ישראלי המחזיק את נכסיו בדולרים. משקיע זה, המשקיע באג"ח של ארה"ב לשנה, צופה תשואה ריאלית, r_{UU} , ששווה לתשואת אג"ח של ארה"ב לשנה בניכוי האינפלציה הצפויה בארה"ב:

$$r_{UU} = T_U - \pi_U^e \quad (2.1)$$

משקיע זה יכול להשקיע במק"ם בישראל וצופה תשואה ריאלית, r_{UI} , השווה לתשואת המק"ם בניכוי הפיחות הצפוי בשקל מול הדולר ובניכוי האינפלציה הצפויה בארה"ב:

$$r_{UI} = T_I - e^e - \pi_U^e \quad (2.2)$$

משקיע I: ישראלי, המשקיע במק"ם וצופה תשואה ריאלית, r_{II} , השווה לתשואת המק"ם בניכוי האינפלציה הצפויה בישראל:

$$r_{II} = T_I - \pi_I^e \quad (2.3)$$

משקיע זה, המשקיע באג"ח של ארה"ב לשנה, צופה תשואה, r_{IU} , השווה לתשואת אג"ח של ארה"ב בתוספת הפיחות בשקל מול הדולר ובניכוי האינפלציה הצפויה בישראל:

$$r_{IU} = T_U + e^e - \pi_I^e \quad (2.4)$$

ברור כי התועלת והסכום שיקבל המשקיע בפועל בכל אחד מהאפיקים האלה מושפעים מגורמים נוספים. כחלק מהגורמים הנוספים ניתן למנות את חוסר הוודאות לגבי התזרים העתידי, רמת הנזילות של הנכס הקובעת את הפרמיה בגין מימוש, הזמינות והחשיפה למידע עבור המשקיע, העדפת המקומיות (Home bias) וכמובן הצורה שבה המשתנים השונים מופיעים בפונקציית התועלת של המשקיע. בניסיון להתחקות אחר הגורמים המשפיעים על פערי התשוואות בין אג"ח קצרות בארה"ב (Treasury Bill) לאג"ח קצרות בישראל (מק"ם לשנה), ננתח את התשוואות הצפויות, שהוצגו לעיל, תוך שילובן במסגרת של מודל ה-CAPM.

התשוואות בפועל אותן יקבל המשקיע, ייקבעו בהתאם למצב הכלכלה ביום הפירעון. כדי ליצור מסגרת מושגית הניתנת לניתוח אנליטי, נשתמש בהנחת הציפיות הרציונליות, שלפיה תוחלת ערכי המשתנים החזויים שווה לתוחלת התחזיות עליהם, ואלו מתפלגות התפלגות נורמלית:

$$\pi_I^e \sim N(\overline{\pi_I^e}, \sigma_{\pi_I^e}^2), e^e \sim N(\overline{e^e}, \sigma_e^2), \pi_U^e \sim N(\overline{\pi_U^e}, \sigma_{\pi_U^e}^2)$$

הערכים בתוך הסוגריים הם פרמטרים.

2.2. פער התשואות המבוקש על ידי המשקיע

2.2.1. העדפות המשקיע ופונקציית התועלת

המסגרת המקובלת לניתוח התנהגות המשקיעים בתנאים של חוסר ודאות היא פונקציית תועלת קעורה ביחס לעושר w , המצביעה, בין היתר, על שנאת סיכון. תבונה פסיכולוגית זו ביחס לעושר הוצגה לראשונה על ידי דניאל ברנולי עוד במאה ה-18. Von-Neuman and Morgenstern (1947) הכניסו אותה למסגרת מתודולוגית באמצעות פונקציית תועלת $U(w)$, שבה w מייצג את העושר בהינתן מצבים שונים של חוסר ודאות, והפרט ממקסם את התועלת הצפויה, $E(U(w))$, גישה זו נקראת EUT. הצורה האנליטית של פונקציית התועלת של המשקיע עוצבה במספר רב של עבודות תיאורטיות ואמפיריות אשר ברובן הציגו פונקציית חזקה אשר הנפוצה שבהן היא $U(w) = w^{1-\alpha} / (1-\alpha)$. העושר w , הוא העושר הסופי בסיומה של ההגרלה. פרושו של דבר שאם תוצאת ההגרלה היא משתנה מקרי, ε , אזי: $w = w_0 + \varepsilon$. הפער בין תוחלת העושר עם ההגרלה לתועלת מההגרלה הוא פרמיית הסיכון הנדרשת עבור ההשתתפות בהגרלה. פרמיה זו נקבעת בהתאם לקעירותה של פונקציית התועלת, לפיזור תוצאות ההגרלה, לתוחלת העושר עם ההגרלה ולרמה ההתחלתית של העושר w_0 . משמע שלעושרו של המשקיע המשתתף בהגרלה השפעה חזקה על פרמיית הסיכון שהוא דורש. אם $w = w_0 + \varepsilon$ הוא משתנה מקרי בעל תוחלת w_0 ושונות σ_ε^2 , אזי פרמיית הסיכון הנדרשת עבור המשקיע (שעושרו ההתחלתי הוא w_0) היא:

$$\rho(w_0, \varepsilon) = -\frac{1}{2} \sigma_\varepsilon^2 \frac{u''(w_0)}{u'(w_0)}$$

ההנחה המרכזית בגישת ה-EUT היא כי ההתנהגות האנושית נורמטיבית, וכי בחירתו של המשקיע רציונלית. אולם על גישה זו, שהיוותה אחד מעמודי התווך של תורת המימון בכלכלה המודרנית, נמתחה ביקורת עוד לפני למעלה מחמישים שנה. הראשון שערער על תיאוריה זו היה Markowitz (1952b) הוא טען שהמשקיעים מגבשים את החלטותיהם בהתבסס על השינוי בעושר יותר מאשר אל הרמה הסופית של העושר. עם השנים נכתבו עבודות רבות שהמשיכו לערער על גישת ה-EUT³. במאמר שהיה פריצת דרך בתחום, גיבשו Kahneman and Tversky (1979), ממצאים ניסויים לגבי הבחירה בתנאי אי ודאות ואיחדו אותם לתיאוריה אחת שנקראה (PT) Prospect theory. ל-PT שלושה אלמנטים בסיסיים:

1. החלטותיהם של המשקיעים מתבססות על השינוי בעושר יותר מאשר על רמתו הסופית.

³ Preston and Barrata (1948), Mosteller and Noguee (1951), Allais (1953), Edwards (1953, 1954), Swalm (1966), Kahneman and Tversky (1979), Thaler (1985), Thaler and Johnson (1990), Kahneman, Knetsch, and Thaler (1990), Tversky and Kahneman (1992), Thaler (1993), Thaler (1994), Benartzi and Thaler (1999).

2. המשקיעים הם שונאי סיכון כאשר יש סיכוי לתוצאות חיוביות בלבד, אך אוהבי סיכון כשיש סיכוי לתוצאות שליליות בלבד. את התנהגות המשקיעים ניתן לאפיין על ידי מקסימיזציה של פונקציה של הערך הצפוי בצורת S המסומנת ב $V(x)$. פונקציה זו קמורה עבור ערכים שליליים ל- x וקעורה עבור ערכים חיוביים ל- x .

3. המשקיעים מעוותים באופן שיטתי את ההסתברות ומבססים את החלטותיהם על ההסתברות הסובייקטיבית שלהם יותר מאשר על ההסתברות האובייקטיבית. זאת בעיקר ברמות ההסתברות הנמוכות.

קעת נשתמש בתובנה הנובעת מגישת ה-PT, שלפיה הפרטים מביאים בחשבון את השינוי בעושר, ונשלב אותה עם גישת ה-EUT שלפיה המשקיעים דורשים פרמיית סיכון בגין נכס שהתקבול ממנו אינו ודאי. לכן, הניתוח להלן מתבסס על ההחלטה של המשקיע לגבי ההשקעה השולית שלו. במסגרת זו המשקיע מביא בחשבון את השינוי בעושרו (התשואה שיקבל) ולא את כל עושרו לאחר ההשקעה.

למשקיע אפשרות להשקיע בשוק המקומי או בשוק ח"ל. בניתוח זה נדון בשני שווקים – שוק המק"ם ושוק האג"ח האמריקאיות – ובשני סוגי משקיעים: משקיע ה"חושב" בשקלים ומשקיע ה"חושב" בדולרים.

המשקיע האמריקאי מפזר את תיק הנכסים שלו בין השקעה במק"ם בישראל ובין השקעה באג"ח של ארה"ב. לצורך הדיון נשווה בין אג"חים עם אותו מח"ם – שנה.

תועלתו של המשקיע מושפעת חיובית מהתשואה ושלילית מהסיכון הכרוך בהשקעה Dornbusch (1988):

$$U = u(r^{(+)}, V(r)^{(-)}), U'_1 > 0, U'_2 < 0$$

2.2.2. חישוב פער התשואות המבוקש על ידי המשקיע שנכסיו מנוהלים בדולרים.

התשואה של המשקיע האמריקאי המשקיע באג"ח של ארה"ב לשנה: $r_{UU} = T_U - \pi_U^e$

התשואה של המשקיע האמריקאי המשקיע במק"ם בישראל לשנה: $r_{UI} = T_I - e^e - \pi_U^e$

X – שיעור ההשקעה במק"ם.

$$r_U = (1-x) \cdot (T_U - \pi_U^e) + x \cdot (T_I - e^e - \pi_U^e)$$

$$\Rightarrow E(r_U) = \bar{r}_U = (1-x) \cdot (\bar{T}_U - \bar{\pi}_U^e) + x \cdot (\bar{T}_I - \bar{e}^e - \bar{\pi}_U^e - L_I - \theta - H_U)$$

נניח כי הנזילות בשוק האג"ח של ארה"ב מלאה (לא צפוי הפסד כספי בעת מימוש הנכס בגלל העדר נזילות בשוק) וכי אין סיכון מדינה. לעומת זאת ההשקעה באג"ח בישראל טומנת בחובה הפסד צפוי בעת מימוש הנכס, הפסד הנובע מנזילות נמוכה (יחסית), L_I , ומסיכון מדינה- θ .

θ, L_I) מייצגים את תוחלת ההפסד ביום המימוש בגין העדר נזילות וסיכון המדינה). אל שני גורמים אלה חובר לטענתנו גורם נוסף: העדפת המקומיות (home bias). המשקיע האמריקאי רואה את התשואה בשוק הישראלי בממוצע, כנמוכה יותר מפני נטייתו להשקיע "בבית". גורם זה נסמן ב- H_U . לשם הפשטות נניח כי הנזילות, סיכון המדינה והעדפת המקומיות ידועים וקבועים בעת החלטה (לשנה הקרובה-אופק ההשקעה שבדיון זה).

$$\Rightarrow V(r_U) = V(\pi_U^e) + x^2 \cdot V(e^e) + (2x - x^2) \cdot \text{cov}(e^e, \pi_U^e)$$

המשקיע ממקסם את התועלת U על ידי בחירת החלוקה האופטימלית בין השקעה באג"ח מקומית להשקעה במק"ם:

$$U'_x = U'_1 \cdot [-(T_U - \pi_U^e) + (T_I - e^e - \pi_U^e - L_I - \theta - H_U)] + U'_2 \cdot [2x \cdot V(e^e) + (2 - 2x) \cdot \text{cov}(e^e, \pi_U^e)] = 0$$

תחת ה-x האופטימלי שבחר המשקיע, פער התשואות בין מק"ם לאג"ח של ארה"ב לשנה שהוא ידרוש:

$$(T_I - T_U)_U = \bar{e}^e + L_I + \theta + H_U - \frac{U'_2}{U'_1} \cdot 2x \cdot V(e^e) - \frac{U'_2}{U'_1} \cdot (2 - 2x) \cdot \text{cov}(e^e, \pi_U^e)$$

מבדיקות אמפיריות עולה כי השונות המשותפת של האינפלציה בארה"ב והשינוי הצפוי בשער החליפין שקל דולר שואפת לאפס. לפיכך הפרש התשואות המבוקש על ידי המשקיע הדולרי הוא:

$$(T_I - T_U)_U = \bar{e}^e + L_I + \theta + H_U - \frac{U'_2}{U'_1} \cdot 2x \cdot V(e^e) \quad (2.5)$$

ככל שהפיחות הצפוי בשקל, פרמיית הנזילות בשוק המק"ם הישראלי, סיכון המדינה והעדפת המקומיות של המשקיע האמריקאי גבוהים יותר כך ידרש פער תשואות גבוה יותר בין המק"ם לאג"ח של ארה"ב לשנה. גם לחוסר הוודאות בשינוי הצפוי בשער החליפין שקל-דולר תרומה חיובית לפער ($U'_2/U'_1 < 0$). הדבר נובע מההשפעות הזהות שיש לאינפלציה בארה"ב ולפיחות בשקל על התשואה הריאלית של המשקיע האמריקאי.

2.2.3. חישוב פער התשואות המבוקש על ידי המשקיע אשר נכסיו מנוהלים בשקלים.

התשואה של המשקיע הישראלי המשקיע באג"ח של ארה"ב לשנה: $r_{IU} = T_U + e^e - \pi_I^e$

התשואה של המשקיע הישראלי המשקיע במק"ם לשנה: $r_{II} = T_I - \pi_I^e$

z – שיעור ההשקעה באג"ח של ארה"ב.

תשואת המשקיע הישראלי:

$$r_I = (1-z) \cdot (T_I - \pi_I^e) + z \cdot (T_U + e^e - \pi_I^e)$$

$$\Rightarrow E(r_I) = \bar{r}_I = (1-z) \cdot (T_I - \bar{\pi}_I^e - L_I - \theta) + z \cdot (T_U + \bar{e}^e - \bar{\pi}_I^e - H_I)$$

בגלל העדר נזילות מלאה בשוק המק"ם הישראלי, מימוש הנכס עשוי להיות כרוך, כאמור, בהפסד, המיוצג במדד לנזילות בשוק המק"ם בישראל L_I . ההשקעה בישראל כרוכה גם בסיכון מדינה, המיוצג ב- θ . ההעדפת המקומיות של המשקיע הישראלי מסומנת ב- H_I והיא מנוכה מתוחלת התשואה הצפויה מהשקעה בארה"ב⁴.

$$\Rightarrow V(\bar{r}_I) = V(\bar{\pi}_I^e) + z^2 \cdot V(\bar{e}^e) - 2z \cdot \text{cov}(\bar{e}^e, \bar{\pi}_I^e)$$

המשקיע ממקסם את התועלת U על ידי בחירת החלוקה האופטימלית בין השקעה באג"ח של ארה"ב להשקעה במק"ם:

$$U'_x = U'_1 \cdot \left[-(T_I - \bar{\pi}_I^e - L_I - \theta) + (T_U + \bar{e}^e - \bar{\pi}_I^e - H_I) \right] + U'_2 \cdot \left[2z \cdot V(\bar{e}^e) - 2 \cdot \text{cov}(\bar{e}^e, \bar{\pi}_I^e) \right]$$

תחת ה- z האופטימלי שבחר המשקיע, פער התשואות בין מק"ם לאג"ח של ארה"ב לשנה שהוא ידרוש:

$$(T_I - T_U)_I = \bar{e}^e + L_I + \theta - H_I + 2 \cdot \frac{U'_2}{U'_1} \cdot z \cdot V(\bar{e}^e) - 2 \cdot \frac{U'_2}{U'_1} \cdot \text{cov}(\bar{e}^e, \bar{\pi}_I^e)$$

לפי PPP היחסי, ניתן להניח כי הפיחות הצפוי שווה להפרשי האינפלציות, כלומר: $\bar{e}^e + \bar{\pi}_U^e = \bar{\pi}_I^e$ ולפיכך: $\text{cov}(\bar{e}^e, \bar{\pi}_I^e) = \text{cov}(\bar{e}^e, \bar{e}^e - \bar{\pi}_U^e) = V(\bar{e}^e) - \text{cov}(\bar{\pi}_U^e, \bar{e}^e)$ לעיל השונות המשותפת של האינפלציה בארה"ב והפיחות הצפוי שואפת לאפס. משמע שנוכל

להניח כי מתקיים: $\text{cov}(\bar{e}^e, \bar{\pi}_I^e) = V(\bar{e}^e)$. את פער התשואות ניתן לכתוב כך:

⁴ רמת חוסר ההעדפה של המדינה שבה משקיעים משתנה ממדינה למדינה, ולכן יש להסתכל על היחס בין העדפת המקומיות לחוסר ההעדפה של המדינה הזרה. העדפת המקומיות המוצגת כאן מייצגת יחס זה.

$$(T_I - T_U)_I = \bar{e}^e + L_I + 2 \cdot \frac{U'_2}{U'_1} \cdot (z-1) \cdot V(\bar{e}^e) + \theta - H_I \quad (2.6)$$

לכאורה היה צפוי שלחוסר הוודאות בשער החליפין תהיה השפעה שלילית על התשואה העודפת הנדרשת ממק"ם מפני ההשפעה שיש למשתנה זה על התועלת מהשקעה באג"ח של ארה"ב, ואולם, משתנה זה מקבל מקדם חיובי. הסיבה לכך נעוצה בהשפעה שיש לאינפלציה המקומית על התשואה של המק"ם שחוסר ודאות לגביה משפיע שלילית על התועלת מהשקעה באג"ח.

2.2.4. מפגש המשקיעים השונים בשווקים

כעת נניח כי שיעור המשקיעים מסוג U הוא ρ , ושיעור המשקיעים מסוג I הוא $1-\rho$.⁵ בשוויו משקל בשוק המק"ם נקבל את פערי התשואות בין מק"ם לשנה לאג"ח של ארה"ב לשנה כממוצע משוקלל בין הפערים הנדרשים על ידי שני סוגי המשקיעים.

$$T_I - T_U = \rho \cdot (T_I - T_U)_U + (1-\rho) \cdot (T_I - T_U)_I$$

$$\Rightarrow T_I - T_U = \bar{e}^e + V(\bar{e}^e) \cdot 2 \cdot \underbrace{\frac{U'_2}{U'_1} \cdot ((1-\rho) \cdot (z-1) - \rho \cdot x)}_{\alpha_2} + L_I + \underbrace{\theta - H_I(1-\rho) + H_U \rho}_{\alpha_0 + \varepsilon} \quad (2.7)$$

$$paar_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \bar{e}^e + \alpha_2 \cdot (\sigma_\varepsilon)_{t-1} + \alpha_3 \cdot \bar{l}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

ממשוואה (2.8) עולה כי הפער המתבקש בין תשואת המק"ם לשנה לתשואת אג"ח אמריקאית לשנה הוא פונקציה של הפיחות הצפוי, האינפלציה הצפויה, חוסר הוודאות בשער החליפין,⁶ סיכון המדינה, ההפרש בין רמות הנזילות של ארה"ב לזו של ישראל ופערי העדפת המקומיות (home bias).

⁵ נזכיר שוב כי זה אינו בהכרח ההרכב בפועל. לעצם נוכחותם של משקיעים מסוג U בשוק עשויה להיות השפעה חזקה על ההתנהגות של שאר השוק.

⁶ קביעת המקדם של משתנה זה כערך קבוע טומנת בחובה כמה הנחות. הראשונה: בתקופת המדגם, שיעור ההשקעה של תושבי חוץ במק"ם מתוך סך נכסיהם (z) היה זניח (שואף לאפס) וכנגד זאת, שיעור ההשקעה של תושבי ישראל באג"ח של ארה"ב מנכסיהם המושקעים באג"ח (x) זניח אף הוא (שואף לאפס). השניה, פונקציית התועלת של הפרט מקיימת מקדם שנאת סיכון קבוע; משמע שמקרה שלנו הערך U'_2/U'_1 קבוע.

3. המסגרת האמפירית

משוואה 2.8 מציגה את הקשר התיאורטי בין פערי התשואות של מק"ם ואג"ח של ארה"ב למשתנים כלכליים והיא מייצגת קשר של הטווח הארוך, שבו פער התשואות הוא פונקציה ליניארית של פרמיית הסיכון, השינוי הצפוי בשער החליפין, סיכון שער החליפין ופרמיית נזילות. שאריות המשוואה, ε_t , מייצגות את הסטיות מהקשר של הטווח הארוך ולכן משמשות אומדן לסטיות מקריות ולזעזועים של הטווח הקצר בסיכון המדינה, home bias ושאר הפרמטרים הקבועים. כדי לאמוד את המשוואה עלינו להשתמש במשתנים הנמדדים בפועל בשווקים הפיננסיים. בסעיף זה נגדיר את המשתנים שבהם נשתמש במהלך האמידה, ונציין את מקורותיהם.

3.1. הנתונים בבסיס האמידה

3.1.1. הפיחות הצפוי

בטווח הקצר, הפיחות הצפוי מושפע ממשתנים רבים. מציאת אומדן טוב לפיחות העתידי היא מלאכה מורכבת, שהעסיקה מחקרים רבים אשר בסופם לא היה ניתן להצביע על משתנה זה או אחר, היכול לשמש אומדן טוב (למשל, Fisher & al (1990), הכט, חיים ושרייבר, 2002, ועוד). גם ציפיות רציונליות כדוגמת ציפיות החזאים או הציפיות הנגזרות משוק ההון, וכן ציפיות אדפטיביות, הניבו ביצועים חלשים יחסית (שרייבר ובניטה, 2005). בעבודה זו בחרנו להשתמש בפיחות הצפוי הנגזר מה-PPP היחסי. לפי גישה זו, הפיחות במטבע של מדינה A ביחס למטבע של מדינה B מתקבל כהפרש בין האינפלציה במדינה A לאינפלציה במדינה B (או ייסוף במקרה של הפרש שלילי). מאחר שאנו מעוניינים בחיזוי הפיחות, נשתמש בפערי הציפיות לאינפלציה כאומדן לפיחות הצפוי. כדי לבדוק את ההצדקה לשימוש באומדן זה נערוך מבחני קואינטגרציה לקיומו של קשר זה.

PPP: בהתבסס על PPP היחסי, נחשב את הפיחות הצפוי כפער בין תחזיות האינפלציה בישראל לאלו בארה"ב. הציפיות לאינפלציה בישראל מחושבות משוק ההון דרך הפער בין אג"ח לא-צמודות לצמודות בעלות מח"ם של שנה. הציפיות לאינפלציה בארה"ב מתבססות על הציפיות שנאמדו באוניברסיטת מישיגן. לפיכך, הפיחות הצפוי מחושב כך:

$$\left(\overline{e^e}\right)_{t=2 \sim 13|t=1} = (\pi_t^e)_t - (\pi_U^e)_t$$

3.1.2. אפקט הנזילות

בדומה לרמת סיכון המדינה ובשונה מהפיחות הצפוי ומחוסר הוודאות בשער החליפין, ההעדפה הבסיסית של המשקיעים, כפי שהיא מתבטאת בפונקצית התועלת, מתחשבת במבנה השווקים. לפיכך, במסגרת זו אנו מעוניינים במדד המייצג את הרמה המבנית של הנזילות שהסטיות ממנה הן טרנזיטוריות. נזילות גבוהה מאפשרת למשקיע לממש את נכסיו במחיר הקרוב ביותר למחיר הנכס לפני המימוש. לפיכך, לרמת התנודתיות בנכס, לגובה המחזור בו ולשווי השוק (בצד פרמטרים נוספים שלא הוזכרו) השפעה רבה על רמת הנזילות.

רמת הנזילות של שוק המק"ם השתפרה בשנים האחרונות, ולכן לא ניתן להניח כי חלקה הבסיסי בפער הוא חלק מהקבוע α_0 , והשינויים ביחס לקבוע הם טרנזיטוריים. לפיכך, אם נניח כי רמת הנזילות של שוק האג"ח האמריקאי היא הגבוהה ביותר, נוכל להשתמש במדד הנזילות של ישראל כמשתנה "פערי הנזילות".

הנזילות כשלעצמה אינה נצפית, ולכן דרושים מדדים לחישוב רמתה. נסתייג ונאמר כי Black (1996) מצביע על הקושי שבמדדת הנזילות. לפי Black (1996), מדדים שונים לנזילות עשויים להצביע על תוצאות מנוגדות. יחד עם זאת, המדד המקובל ביותר לנזילות הוא מרווחי ה-Bid-Ask. לגבי אג"ח מדד נוסף מקובל הוא הפער בין שתי אג"ח בעלות אותו מח"ם ובעלות רמות נזילות שונות (למשל, Amihud (1991)). אולם בישראל לא ניתן לחשב אף אחד מהמדדים האלה על פני המדגם שלנו. בהעדר האפשרות לחשב את מדדי הנזילות האלה, בחרנו להשתמש במדדים המוגדרים יותר כמדדי עומק השוק, אשר לפי Fleming (2003), שבחן את התנהגותם של מדדים שונים לעומק ונזילות בשוק האג"ח בארה"ב, יש מתאם גבוה בין מדדי העומק למדדי הנזילות שהוזכרו לעיל. המשתנים העיקריים שעליהם מתבססים מדדי העומק הם התנודתיות במחירי הנכס, המחזור ומהירות המחזור. הרעיון המרכזי העומד בבסיסם של מדדים אלו הוא היחס בין התנודתיות במחיר הנכס למחזור או למהירות המחזור. השוק עמוק יותר ככל שיחס זה נמוך יותר; משמע, שלתנודתיות גבוהה צריך להתלוות מחזור ער שיפצה עליה.

בין מדדי העומק ניתן לציין את "מדד ILLIQ" (Amihud (2002)) המתקבל לאחר חלוקה של השינוי היומי במחיר המניה במחזור היומי בה. "מדד Kyle" (Kyle (1985)), בדומה ל"מדד ILLIQ" מתקבל לאחר חלוקה של השינוי במחיר המניה בעסקה בודדת מחולק בשווי העסקה. "מדד Hui" מחלק את ההפרש בין המחיר המרבי למחיר המזערי בחמשת הימים האחרונים במחיר המזערי, את התוצאה הוא מחלק במהירות המחזור הממוצעת באותם ימים. בעבודה זו משתנה הנזילות הוא אחד הגורמים העשויים להשפיע על התועלת של הפרט השוקל להשקיע במק"ם בישראל. סביר כי משקיע כזה יבחן את הנזילות בראיה ארוכת טווח ולא ברמה היומית, כפי שהיא משתקפת מהמדדים שהוזכרו. לשם הערכת רמת הנזילות ארוכת הטווח של שוק המק"ם ובכפיפות למגבלה של העדר נתוני מסחר מפורטים, נשתמש במדד המשלב בין תנודתיות התשואות הגלומות במק"ם למהירות המחזור ומתבסס על 250 ימי העסקים האחרונים (כשנה):

$$L_\tau = \frac{\sigma(r_{\tau|\tau=0\sim 249})/\bar{r}_{\tau|\tau=0\sim 249}}{\left(\sum_{s=0}^{249} C_{\tau-s}\right)/\bar{O}_{\tau|\tau=0\sim 249}} \quad (2.9)$$

כאשר τ הוא אינדקס ליום עסקים, σ מציין את סטיית התקן, r מציין את התשואה הגלומה במק"ם⁷ (מחושבת כממוצע משוקלל ביתרה בשוק של כל סוגי המק"ם), C מציין את המחזור היומי במק"ם, ו- \bar{O}_τ מציין את היתרה הממוצעת בשוק ב-250 הימים האחרונים. מאחר והמדגם

⁷ תכלית המק"ם, ככל אג"ח אחרת, היא התשואה שהיא מקנה. לפיכך, חשיבותו של השינוי במחיר המק"ם היא לדעתנו, משנית ביחס לתשואה הגלומה באיגרת.

שלנו מתבסס על נתונים חודשיים, ביצענו המרה ממדד יומי למדד חודשי באמצעות ממוצע חשבוני פשוט. את התוצאה נסמן ב- L_t .

הנזילות בשוק המק"ם - L_t . כאומדן לרמת הנזילות בשוק המק"ם נשתמש במדד הנזילות שהוצג במשוואה 2.9. מדד זה מתבסס על כל שוק המק"ם ומחושב על סמך כל המק"םים בעלי מח"ם שבין חודש ל-12 חודשים. העדפת מדד נזילות המתבסס על כלל השוק ולא על מק"ם לשנה בלבד נובעת משתי סיבות עיקריות: נתונים הלקוחים מכל שוק המק"םם כיחידה אחת, מכילים, מטבע הדברים, פחות הפרעות סטטיסטיות הנובעות משגיאות מדידה וכד'. נזילות שוק המק"םם כיחידה אחת מתאימה יותר לתיאור המצב המבני של הנזילות.

3.1.3. סיכון שער החליפין.

STD_GLUM: לאמידת חוסר הוודאות בשער החליפין בחרנו להשתמש בסטיית התקן הגלומה משוק האופציות על הדולר. לחלופין ניתן להשתמש בסטיית התקן בפועל של שער החליפין. הבחירה נבעה מהרצון להשתמש בציפיות השחקנים בשוק ההון, ציפיות שיכולות, בטווח הקצר, לסטות מאי-הוודאות בפועל. לפי בדיקות שנעשו בישראל (בניטה ושרייבר, 2003) סטיית התקן הגלומה מתאפיינת ברכיב אוטורגרסיווי משמעותי, המחליש את האפשרות לחזות את סטיית התקן של שער החליפין בפועל על סמך סטיות התקן הגלומות. מבחינתנו אין בכך חסרון, משום שמדובר בקיומו של שורש יחידתי במשתנה סטיות התקן הגלומות הבא לחזות את פער התשואות, שגם הוא בעל מאפיינים סטוכסטיים דומים.

3.1.4. פערי התשואות.

PAAR: הפרש התשואות בין המק"ם לשנה ל-treasury bill לשנה. נבחר כי תשואת המק"ם מתואמת רק באופן חלקי עם ריבית בנק ישראל, עובדה המאפשרת לנו להשתמש בפער בינה לבין תשואת שטרי אוצר של ארה"ב לשנה כאינדקטור של השווקים. באיור 5 מוצג עקום ההפרש בין ריבית בנק ישראל לתשואת המק"ם לשנה. השימוש בסדרה זו אינו שקול לשימוש בריבית בנק ישראל. משום שלאורך זמן, הסטיות מציר האפס היו חד-כיווניות (הפער בין ריבית בנק ישראל לריבית המק"ם לשנה אינו מקיים תכונה של "רעש לבן"). עם זאת, הפער מלמד על המדיניות שבנק ישראל נוקט בפועל, ועל זו המשתקפת מהצהרותיו ומפעולותיו.

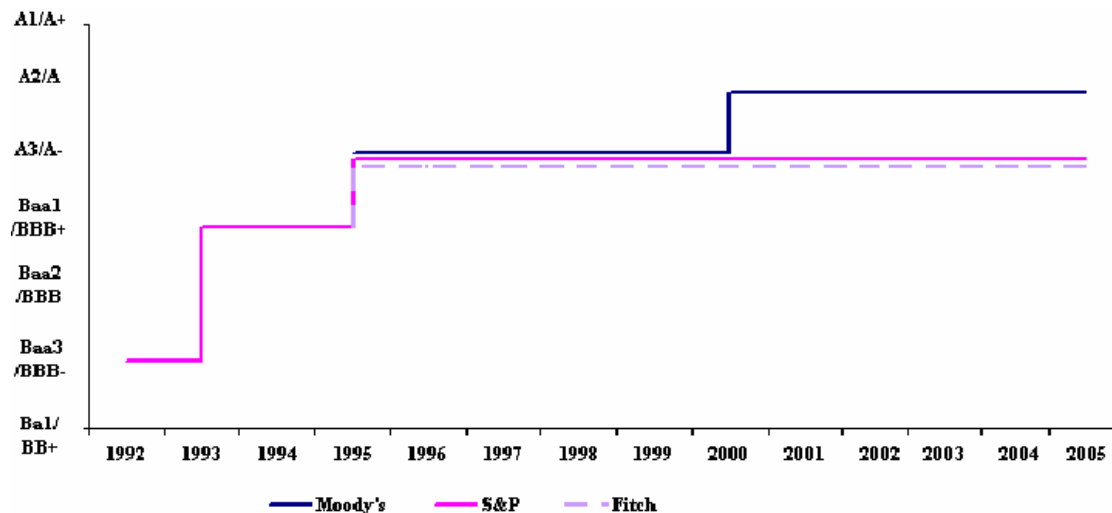
3.1.5. שיטת האמידה.

כדי לבחור את שיטת האמידה יש לבדוק את המבנה הסטוכסטי של סדרות הנתונים. כיוון שרוב המשתנים הפיננסיים מקיימים תהליך של מהלך מקרי יש להשתמש בשיטת הקואינטגרציה. בעזרת מבחני קואינטגרציה (Johansen Test, אנגל וגרנג'ר) נבדוק אם הקשר הנובע ממשוואה 2.8 אכן מתקיים במשק הישראלי. קיומו של קשר זה מלמד שהמשוואה מתקיימת בטווח הארוך. השאריות ממשוואת הטווח הארוך (שהן סטציונריות מתוקף קשר הקואינטגרציה) הן סטיות

קצרות טווח ויכולות לשמש אומדנים לתוספת הפרמיות קצרות הטווח הנדרשות עבור המשק הישראלי.⁸

3.2. התבוננות ראשונית בנתונים

רוב המחקרים העוסקים בשוויון שיעורי ריבית לא מכוסים מניחים פרמיית סיכון קבועה או אפסית. ואכן, הנחה זו סבירה באמידת משוואות אלו למדינות המפותחות. במשוואה 2.8 אנו מניחים פרמיית סיכון קבועה למשק הישראלי. אמנם, לנוכח התהפוכות הרבות שהתחוללו במשק ניתן לשער שהנחה זו בעייתית – אולם, דירוג האשראי של ישראל מטעם חברות הדירוג Fitch ו S&P – נותר קבוע ב-10 השנים האחרונות. רק חברת Moody's העלתה את הדירוג במחצית השניה של 2000 (איור 1). כמו כן ניתן להניח כי ההעדפת המקומיות נותרה אף היא ברמתה הבסיסית, ללא שינוי בשנים האחרונות. שני הפרמטרים h, θ (משוואה 2.7) נותרו קבועים. על כן ניתן לבטא אותם באמצעות הקבוע α_0 במשוואה 2.8.

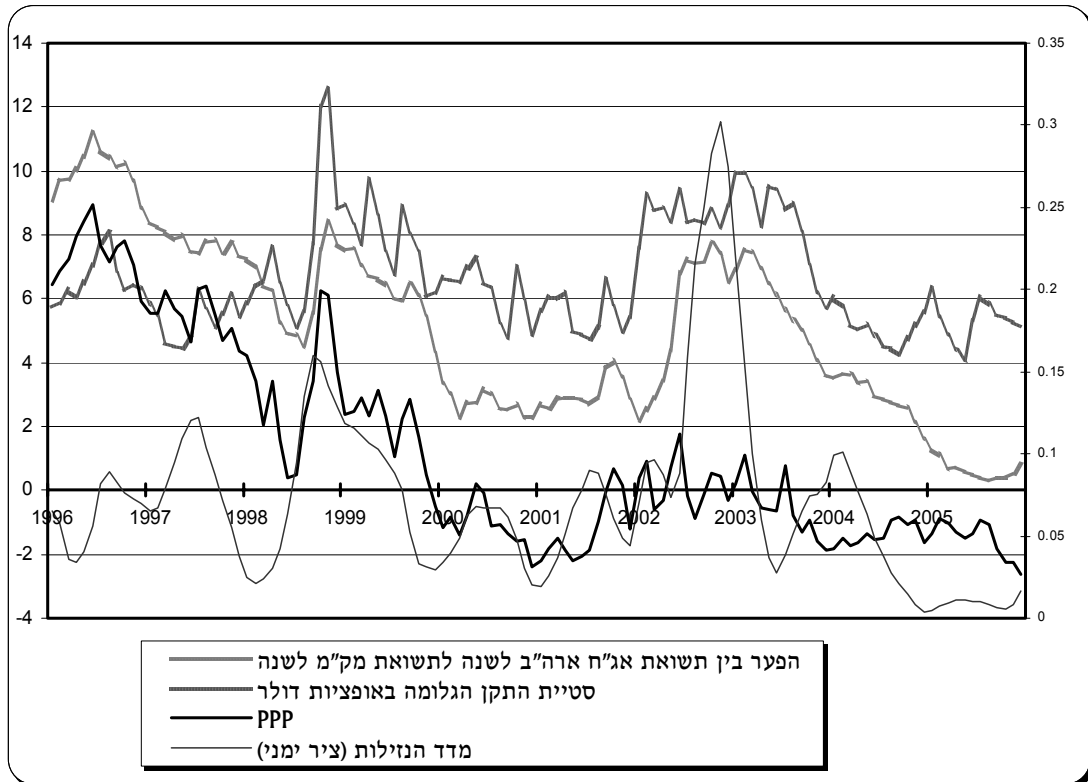


איור 1: דירוג האשראי של ישראל. המקור: אתר משרד האוצר, היחידה לניהול החוב הממשלתי.

בסיס הנתונים בו השתמשנו בעבודה זו הוא חודשי לתקופה 1996:01-2005:12. ניתן על פי התבוננות ראשונית בנתונים ללמוד על המגמות של המשתנים המסבירים. מהסתכלות באיור 2 עולה כי מגמת הירידה של פער התשואות מוסברת על ידי הירידה במגמה של ציפיות לפיחות ועליה בנזילות השוק למק"ם. מאידך עליית פער התשואות בתקופות המשבר, 1998, והאינתיפאדה, מוסברת בעיקרה בעליית אי הוודאות כפי שבאה לידי ביטוי בסטיית התקן הגלומה באופציות על הדולר.

⁸ בשיטת הקואינטגרציה נבדק הקשר ארוך הטווח בין המשתנים, ולכן אין התחשבות ברמת האנדוגניות של המשתנים המסבירים. משמע שעבור מדגם אינסופי קיומה של אנדוגניות בין המשתנים המסבירים לא אמורה להשפיע על אמידת קשר הקואינטגרציה.

מעניין כי כל משברי שער החליפין בתקופת המדגם (עליה בסטיית התקן הגלומה באופציות על הדולר) היו מאופיינים במשברי נזילות, הבאים לידי ביטוי בסטיות של מדד הנזילות מקו המגמה שלו. כך אירע באוקטובר 1998, באוקטובר 2000 עם פריצת האינתיפאדה, ובמרץ-אפריל 2002, עם מבצע "חומת מגן" (ולאחר הורדת הריבית של קליין). נציין כי בתקופה הנחקרת הוכנסו שני שינויים חשובים בשליטה של בנק ישראל בשוק המק"ם, אשר השפיעו על רמת הנזילות בשוק זה – אחד באוגוסט 1998 והשני בינואר 2002. שני שינויים אלו אמנם לוו בהפחתות ריבית, שערערו את היציבות הפיננסית, אולם בעקבותיהם השתפרה רמת הנזילות.



איור 2: התנהגות המשתנים במשוואת הפער בתקופת המדגם.

4. תוצאות האמידה

4.1 משוואת הפיחות הצפוי (PPP)

הנחת המודל היא, כאמור, שהשינוי הצפוי בשער החליפין נגזר בטווח הארוך ממשוואת שוויון כוח קנייה. נבדוק אם מתקיים קשר קואינטגרציה במשוואה:

$$\left(\frac{e_{t=12}}{e_{t=-1}} - 1 \right) = \alpha_1 \cdot \underbrace{\left((\pi_I^e)_t - (\pi_U^e)_t \right)}_{PPP_t} + \mu_t \quad (4.1)$$

תנאי לבדיקת קואינטגרציה בין משתנים הוא, שהם אינם סטציונריים מאותה רמה. שימוש במבחן ADF מלמד שהמשתנה PPP, וכן השינוי בשער החליפין בפועל, אינם סטציונריים, ושניהם מקיימים שורש יחידתי I(1). בשלב ראשון נריץ משוואת OLS פשוטה (משוואה 4.2).

$$\left(\frac{e_{t=12}}{e_{t=-1}} - 1 \right) = 1.009_{(0.00)} \cdot ppp_t \quad (4.2)$$

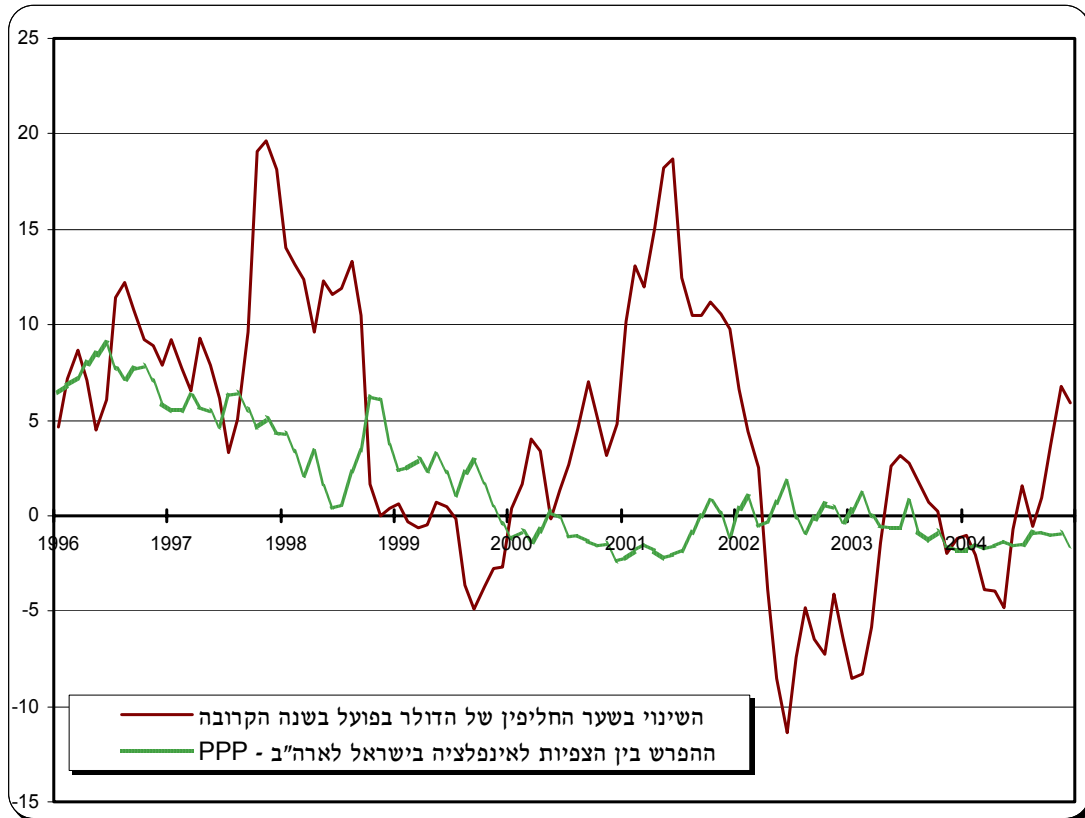
$T = 99 \quad 1996:01 - 2004:03$

בשלב שני נבדוק האם מתקיים קשר קואינטגרציה במשוואה (4.1); זאת בשתי דרכים – מבחן אנגל וגרנג'ר ומבחן ג'והנסן. לפי מבחן אנגל וגרנג'ר, עבור רמת מובהקות של בין 1% ל-5% מתקיים במשוואה האמורה קשר קואינטגרציה⁹. לפי מבחן ג'והנסן ההשערה כי אין קשר כזה נדחית ברמת מובהקות של 2.6%. משמעות התוצאה עבורנו היא, שניתן להשתמש בקשר זה של PPP כאומדן לשינוי בשער החליפין. באיור 3 רואים את השינוי בשער החליפין של הדולר ב-12 החודשים הבאים יחד עם השינוי הצפוי הנובע ממשוואת ה-PPP. כן רואים 3 באיור את התכנסות השינוי הצפוי בשער החליפין למשוואת הטווח הארוך.

4.1.1. משך ההתכנסות לטווח הארוך

הכללת המשתנה "תיקון הטעות" (Error Correction – EC) בגרסיה של הטווח הקצר (משוואת הפרשים מסוג VAR) מבטיחה התכנסות של פתרון הטווח הקצר לקשר של הטווח הארוך שנמצא. במלים אחרות: אם אכן קיים קשר קואינטגרציה המעיד על קשר של הטווח הארוך, אזי, לפי אנגל וגרנג'ר, משתנה ה-EC שמוכנס למשוואת הטווח הקצר צריך להיות שלילי ומובהק. המשמעות של טענה זו היא שבטווח הקצר מתקיים תהליך התכנסות למשוואת הטווח הארוך. ככל שמקדם ה-EC גבוה יותר בערך מוחלט ההתכנסות לטווח הארוך מהירה יותר. בהכללת ה-EC במשוואת הטווח הקצר מקדם ה-EC מקבל את הערך: -0.087821. משמע שהחזרה לקשר הטווח הארוך נעשית לאחר כ-12 חודשים.

⁹ הפיגורים במבחן השורש היחידתי נבחרו לפי קריטריון שוורץ.



איור 3: הפיחות הצפוי הנגזר מה-PPP והפיחות בפועל.

4.2. משוואת הפער

במשוואה (2.8) הפער מוגדר כהפרש בין תשואת המק"ם לשנה לבין תשואת אג"ח של ארה"ב לשנה. כנגד זאת, המשתנים המסבירים הם משתנה הפיחות הצפוי שעבורו נשתמש ב-PPP, משתנה חוסר הוודאות בשער החליפין, שעבורו נשתמש בסטיית התקן הגלומה במחירי האופציות שקל-דולר, משתנה פערי הנזילות, שעבורו נשתמש במדד הנזילות שהוצג שם (משוואה 2.9). כל המשתנים המופיעים במשוואה 2.8 אינם סטציונריים ומקיימים שורש יחידתי $I(1)$. עובדה זו מאפשרת לנו לבחון קיומו של קשר ארוך טווח בין המשתנים באמצעות מבחני קואינטגרציה¹⁰. מבחני אנגל וגרנג'ר מצביעים על קיומו של קשר קואינטגרציה במשוואה 2.8. במשוואה 4.3 ניתן לראות את המקדמים המתקבלים עבור משוואה 2.8 באמצעות רגרסית OLS¹¹.

¹⁰ למרות הרושם שהאינפלציה בישראל הודברה בשנת 2000, המשתנים אינם סטציונריים גם בתקופת המשנה 2000-2005. ראו הנספח הסטטיסטי.

¹¹ יתכן שהנזילות מתואמת עם הציפיות לאינפלציה, הבאות לידי ביטוי ב-PPP. לפיכך, אמדנו משוואה זו בשיטת שני שלבים, שבאמצעותה הבאנו בחשבון את האפשרות כי חלק מהשינוי בנזילות אנדוגני לפער התשואות. גם בשיטה זו, לאחר שהוכנסו משתני עזר התופסים, בין היתר, את ההתפתחות הכלכלית בתקופת המדגם, מתקבלות תוצאות דומות לאלה המוצגות במשוואה 4.3.

$$paar_t = 1.66 + 0.69 \cdot ppp_t + 0.29 \cdot \sigma_t^e + 11.3 \cdot L_t + u_t \quad (4.3)$$

(0.000) (0.000) (0.000) (0.011)

$T = 112 \quad 1996:01 - 2005:04$

השימוש במבחן ג'והנסן מאפשר לנו להוסיף משתנים אקסוגניים כדוגמת השינויים שבוצעו בשוק המק"ם. כמשתנים אקסוגניים הכנסנו שני משתני דמה – האחד, dum99, מקבל את הערך 1 מאז 1999. השני, dum02, מקבל את הערך 1 מאז 1999. את מבחן ג'והנסן ביצענו ללא פיגורים, עם חותך וללא מגמה. ממבחן זה עולה כי, ברמת מובהקות של 1%, המשתנים שהוכנסו למשוואה (2.8) מקיימים קשר קואינטגרציה יחיד. המקדמים המתקבלים בשיטה זו, פרט לחותך שאינו מובהק, דומים למקדמים המופיעים במשוואה 4.3. ממשוואה 4.3 עולה, כי כל המקדמים מובהקים וקיבלו סימנים התואמים את התיאוריה.

4.2.1 תרומת המשתנים השונים להסבר פער התשואות.

בסעיף זה ננתח את התרומות של המשתנים המסבירים להסבר פער התשואות. לשם הבהרה, בחרנו לחלק את תקופת האמידה לשתי תקופות משנה. האחת – מ-1996 ועד שנת 2000 – יכולה להיחשב כתקופת הדיסאינפלציה וכתקופה שבה עדיין שררו מגבלות על תנועות הון למשק הישראלי. תת-התקופה השנייה – משנת 2000 – יכולה להיחשב לתקופה של יציבות בקצב האינפלציה ופתיחות כמעט מלאה של המשק לתנועות הון¹².

לוח 1: ההשפעה הממוצעת של המשתנים השונים על פערי התשואות לפי תקופות.

התרומה הממוצעת לפער			הערכים הממוצעים של המשתנים בתקופת המדגם					התקופה
מדד הנזילות	סטיית התקן הגלומה	PPP	מדד הנזילות	סטיית התקן הגלומה	PPP	פער התשואות	מק"ם 12 חודש	
-1.29	2.05	3.19	0.078	6.8	4.5	7.6	12.9	1996.01-1999.12
-1.04	1.96	-0.66	0.063	6.5	-0.9	3.4	6.5	2000.01-2005.12
-1.21	1.99	0.88	0.073	6.64	1.24	5.1	9.0	1996.01-2005.12

בלוח 1 ניתן לראות את ההשפעה שיש לכל אחד מהמשתנים על הפער בתת-תקופות של המדגם. ראשית, החותך שהתקבל במשוואה זו (ראו לעיל) מצביע על פרמיית הסיכון הבסיסית של ישראל, אשר, לפי תוצאות אלה, עומדת על 1.66% במוצק לכל התקופה. זאת אומרת שאם כל המשתנים במשוואת הפער יקבלו את הערך 0, זהו פער התשואות שיידרש. פער זה ניתן לשייך לסיכוני מדינה וכד¹³.

תרומתו של שער החליפין הצפוי (פער האינפלציה בין ישראל לארה"ב) היא בעיקר בתקופת הדיסאינפלציה, שבה הלך ופחת פער האינפלציות, ואיתו הפיחות הצפוי ופער התשואות.

¹² יש לציין שרק בינואר 2005 הושו שיעורי המיסוי על השקעות בארץ ובחור"ל, כמו כן עדיין על גופים שונים מוטלות מגבלות השקעה בניירות ערך זרים.

¹³ דירוג הסיכון של ישראל היה, כאמור, קבוע לאורך תקופת המדגם. למרות זאת, כאשר אומדים את המשוואה עבור תת-תקופות וכאשר מאלצים את משתנה שער החליפין לקבל את הערך 1 (הנגזר מהתיאוריה), ניתן לקבל שינוי בפרמיית הסיכון: לגבי התקופה 1996-2000 שיעור הפרמיה כ 3%, ובתקופה 2000-2005 היא יורדת לכדי 0.7%.

בתיאוריה, כאשר פער האינפלציות הוא אפס (בשיווי משקל של טווח ארוך), נצפה כי גם תרומת משתנה זה להסבר הפער תהיה אפסית.

לסטיית התקן הגלומה באופציות על הדולר השפעה יציבה על פני תקופת המדגם. פרמיית סיכון שער החליפין נראית קבועה ובעלת ערך לא מבוטל – כשני אחוזים. פרמיית הנזילות תרמה לירידת פער התשואות עקב השיפור בנזילות שוק המק"ם בתקופה הנחקרת. נראה שגם תרומה זו יציבה בשתי תת התקופות.

4.2.2. משך ההתכנסות לטווח הארוך

כדי לבדוק את משך הזמן הדרוש לפער הנמדד מהשווקים להתכנס לפער הנובע ממשוואה 2.8, נאמוד משוואת תיקון טעות (error correction) נוספת, שבה המשתנה המוסבר הוא השינוי בפער $(d(paar) = paar_t - paar_{t-1})$, והמשתנים המסבירים הם השינויים בפיגור של המשתנים המסבירים במשוואה 2.8, ונוסף עליהם השגיאות ממשוואה זו u_t . מקדם שלילי ומובהק לשגיאות הוא אינדיקטור נוסף לקשר הקואינטגרציה וערכו מעיד על משך ההתכנסות לטווח הארוך. במקרה שלנו נאמדה משוואה כנ"ל, ומקדם השגיאות הוא מובהק ומקבל את הערך -0.111 . שתי תובנות חשובות עולות מתוצאה זו. האחת – עדות נוספת לקיומו של קשר ארוך הטווח העולה במשוואה 2.8. השניה – משך ההתכנסות לטווח הארוך עומד על כ-9 חודשים $(1/0.111)$. מטבע הדברים, הפער ששרר בפועל היה לעיתים מעל הפער המתאים לטווח הארוך, העולה ממשוואה 2.8, ולעיתים נמוך ממנו. עם זאת, באיור 4 ניתן לראות שבתקופה שמ-1996 עד סוף 2001 הסטיות מהפער היו קטנות יחסית וקצרות טווח. החל מ-2001 נראה שהסטיות גדולות וממושכות יותר. בפרק הבא (פרק 5) ננסה לקשור בין עובדות אלו למדיניותו של בנק ישראל.

4.2.3. הסטייה מקשר הטווח הארוך והשפעתה על שער החליפין

הימצאותו של הפער בפועל מעל לפער המשתקף מקשרי הטווח הארוך משקפת סטייה של הטווח הקצר מתנאי שיווי המשקל. במצב זה נצפה להשפעה של סטיות אלו על שער החליפין בטווח הקצר. בפרט, נצפה שבמקרה של סטייה חיובית בפער התשואות (בפרק הבא נרמז על תרומתו האפשרית של בנק ישראל לתופעה זו) יתרחש ייסוף של שער החליפין של השקל מול הדולר. לשם בדיקת השערה זו אמדנו משוואה שבה המשתנה המוסבר הוא השינוי החודשי בשער הדולר מול השקל. בצד המשתנים המסבירים הכנסנו את שגיאות משוואת הטווח הארוך, תיקון בגין מתאם סדרתי וכן חותך.

$$\Delta e_t = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot u_t + \alpha_2 \cdot AR(1) \quad (4.4)$$

ממשוואה 4.5 עולה כי סטייה חיובית, למשל, בין הפער בפועל לזה של הטווח הארוך, משפיעה לכיוון ירידה בשער החליפין ולהפך. צורת האמידה המופיעה במשוואה 4.5 היא אמנם מצומצמת, אך המקדם השלילי לסטייה מהפער של הטווח הארוך נשמר גם בצורות נוספות של אמידה¹⁴.

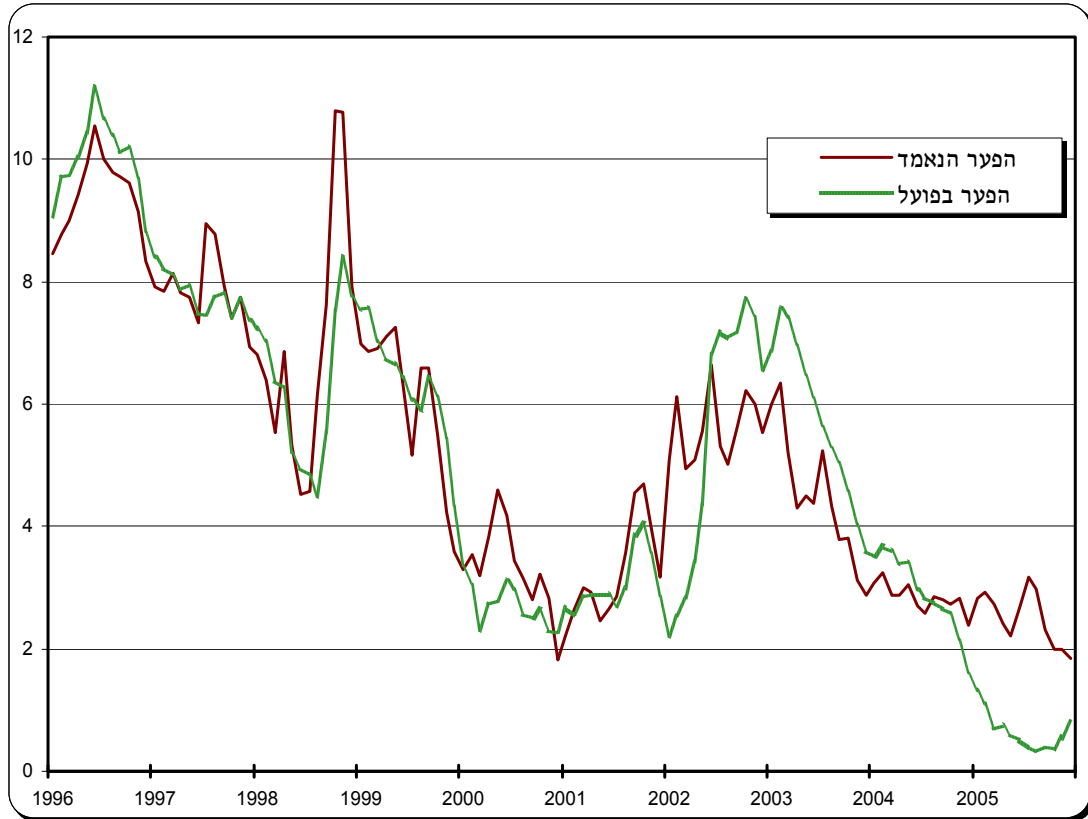
¹⁴ השינוי החודשי בשער החליפין הוא סטציונארי, ועל כן הוא באותה רמת אינטגרציה של הסטייה מהקשר של הטווח הארוך, ראו נספח.

$$\Delta e_t = 0.21 - 0.86 \cdot u_t + 0.24 \cdot AR(1) \quad (4.5)$$

(0.260) (0.000) (0.003)

$$T = 110 \quad 1996:01 - 2005:04 \quad DW = 1.91 \quad \overline{R^2} = 0.303$$

$$\Delta e_t = 100 \cdot \ln(e_t / e_{t-1})$$

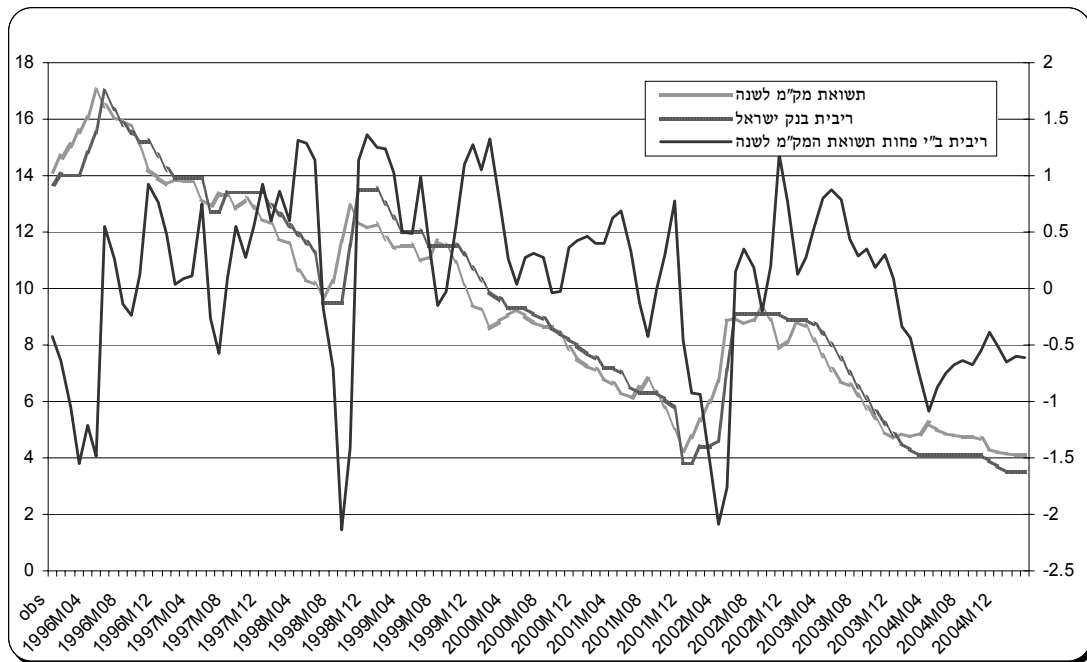


איור 4: הפער הנאמד וזה שבפועל (החודשים 5/05-12 הינם מחוץ למדגם, ולכן הפער הנאמד בתקופה זו הוא תחזית למודל זה).

5. המדיניות המוניטרית של בנק ישראל והשפעתה על פער התשואות

מאחר שתשואת המק"ם ל-12 חודשים מושפעת בין היתר מהריבית לזמן קצר, הנקבעת על ידי בנק ישראל וכן מההתפתחות הצפויה של ריבית זו, הפער בפועל עשוי לגלם את השפעת המדיניות המוניטרית של בנק ישראל – המבוצעת והעתידיה. ואכן, כפי שניתן לראות באיור 5, יש קשר הדוק בין ריבית בנק ישראל לתשואת המק"ם ל 12 חודשים, הסטיות הגדולות של הריביות קשורות בשינויים גדולים (בלתי צפויים) בריבית בנק ישראל, בפרט בולטות שתי הפחתות הריבית של 1998 וסוף 2001.

לנוכח הקשר שבין תשואת המק"ם לריבית בנק ישראל, נדון בשתי סוגיות: האחת – האם המדיניות המוניטרית של בנק ישראל משפיעה על פער הריביות בטווח הארוך?, השנייה – מהי האינטראקציה של הטווח הקצר בין ריבית בנק ישראל לפער התשואות?.



איור 5: ההפרש בין ריבית בנק ישראל לתשואת המק"מ לשנה

5.1 המדיניות המוניטרית ופער התשואות של הטווח הארוך

קשרי הטווח הארוך שהשתמשנו בהם במאמר זה נגזרים לכאורה ממערכת שיווי משקל כלכלי שבה אין מקום למדיניות של בנק מרכזי. האומנם אין לבנק המרכזי כל השפעה על הטווח הארוך? אכן הפינה של המודל בו השתמשנו היא שוויון-כח-קניה-יחסי. במשטר של שער חליפין נייד שער החליפין נקבע אנדוגנית בטווח הארוך על פי ההפרש בין האינפלציה המקומית הצפויה לזו הצפויה בחו"ל. תפקידה של המדיניות המוניטרית (בשילוב עם מדיניות פיסקאלית העולה עמה בקנה אחד) הוא לקבע את הציפיות האינפלציוניות. כאשר הציבור רוחש אמון לבנק המרכזי הוא מקבע את הציפיות לאינפלציה בתחום יעד האינפלציה המוכרז. או אז, הבנק המרכזי מקבע את פער התשואות בין שני המשקים. במצב זה יושפע פער התשואות משינויים בפרמיית הסיכון, מפרמיית הנזילות ומזעזועים מקריים בלבד. באופן פרדוקסלי, בשיווי משקל של טווח ארוך עם יעד אינפלציה אמין אין לבנק המרכזי כל צורך להגיב על סטיות מקריות בשער החליפין או בפער התשואות שכן הציבור מאמין כי בטווח ארוך פער התשואות ישמר ברמת שיווי המשקל.

המסגרת המושגית שהוצגה לעיל מאפשרת לנתח את הקשר שבין מדיניות בנק ישראל לפער התשואות בתקופה הנחקרת. המשתנה המרכזי המאותת על אמינות ועל יעדי המדיניות של הטווח הארוך הוא הפיחות הנגזר משוויון-כח-קניה, שכן משתנה זה נגזר מהציפיות לאינפלציה, שעליהן אמורה המדיניות המוניטרית להשפיע בטווח הארוך.

ישראל עברה, כזכור, תהליך של דיסאינפלציה שבו הציפיות לאינפלציה היו במגמה של ירידה, ולפיכך מגמת הפיחות הייתה אף בירידה, וכן גם פער התשואות הנגזר. בתקופה זו, שבאה לאחר שנים רבות של אינפלציה, נדרשה מדיניות מוניטרית אגרסיבית כדי לשכנע את הציבור

באמינות המדיניות. עם זאת, הורדת הריבית הבלתי צפויה, ב-1998 פגעה באמינותה של המדיניות והדבר התבטא בעלית פער התשואות, שנבעה מעליה בקצב הפיחות כפי שמתבקש ממשוואות שיווין כוח הקנייה; במלים אחרות, הפרש האינפלציה הצפויה בין ישראל לארה"ב גדל (ראו איור 3).

התנהגות המשתנה שוויון כוח הקנייה (איור 3) מראה, שהחל משנת 2000 הושג היעד של הדיסאינפלציה והוא ניתפס כאמין על ידי הציבור. במצב זה, על פי הניתוח לעיל, הבנק המרכזי היה יכול להתעלם מסטיות מקריות של המשתנים הנומינליים ולהגיב במתינות על סטיות של פער התשואות מזה של הטווח הארוך. בפועל, נוצר מצב שבו פערי האינפלציה הצפויה בין ישראל לארה"ב היו שליליים. עם השגת היעד, הורדה הריבית באופן בלתי צפוי בסוף 2001. הפעם שלא כמו בעת הורדת הריבית של 1998, הציבור האמין שהבנק המרכזי לא שינה את יעד האינפלציה. לראייה: משתנה שיווין כוח הקנייה (הטווח הארוך) הגיב תחילה במידה זעירה ביחס לפיחות בפועל (איור 3), ופער האינפלציה הצפויה בין ישראל לארה"ב ירד לרמה של אפס (המתיישרת עם שיווי המשקל של הטווח ארוך). החרפת האינפלציה וכן חששות מאובדן שליטה פיסקאלית (הורדת דירוג האשראי של ישראל) גרמו לפיחות מהיר ולחשש לאובדן האמינות של המדיניות המוניטרית, שהתבטא, בהתאם למודל, בעליית קצב הפיחות שנגזר משווין כוח הקנייה. העלאות הריבית בעקבות הפיחות שיקמו את האמינות המוניטרית, ולראיה: הפיחות הנגזר משווין-כח-קניה נותר ברמת אפס מסוף 2003 ואף ירד אל מתחת לאפס – מה שמעיד כי הבנק המרכזי בישראל החזיק ביעד אינפלציה נמוך מזה של ארה"ב.

יחד עם זאת, פער התשואות בין ישראל לארה"ב עלה בין 2002 ל 2004, בעיקר כתוצאה מעליית הסיכון הגלום בשער החליפין. נדגיש שבמסגרת הניתוח של הטווח הארוך אין כל קשר בין תנודתיות שער החליפין (סטיית התקן) לאמינות המדיניות המוניטרית, הנמדדת על ידי שינויים בקצב הפיחות הנגזר משווין-כח-קניה (רמת הפיחות). בשיווי משקל של טווח ארוך, שבו האמינות מלאה אין לבנק המרכזי כל צורך להתחשב בשינויים בשער החליפין של הטווח הקצר. אי תגובה של ריבית הבנק המרכזי על תנודות אלו מאפשרת, מטבע הדברים, קיומה של סטיית תקן גבוהה יותר. סטיות תקן נמוכות הן פועל יוצא של 'ביטוח' שמעניקה המדיניות המוניטרית המגיבה כאשר ישנן תנודות גדולות כלפי מעלה בשער החליפין.

5.2 המדיניות המוניטרית ופער התשואות של הטווח הקצר

בסעיף הקודם הנחנו שאמינות הבנק המרכזי באה לידי ביטוי באותו רכיב של פער התשואות הנובע מהציפיות לפיחות הנגזרות משווין-כח-קניה. רכישת אמינות זו מותנית באיתנות, לאורך זמן, על המחויבות ליעד האינפלציה המוכרז. אחד האיתנותים החשובים, בטווח הקצר ולמשך התקופה שבה נרכשת האמינות, הוא בתגובה של ריבית הבנק המרכזי על סטיות של הריבית מזו המתיישרת עם פער התשואות של הטווח הארוך. בסעיף זה ננסה לבחון את הקשר הסטטיסטי שבין הסטיות של פער הריבית בפועל מהפער הנאמד של הטווח הארוך לבין מדיניות הריבית של בנק ישראל. עלינו להדגיש כי בסעיף זה אין בכוונתנו לאמוד פונקצית תגובה של בנק מרכזי. כמו כן, כפי שנטען בהמשך, יתכן שבנק ישראל לא התחשב כלל בפער התשואות באופן ישיר בתהליך קבלת ההחלטות, אלא במשתנים שהתנהגותם נגזרה מפער זה: כדוגמת שער החליפין או

האינפלציה הצפויה. עם זאת, כיוון שהסטיות של פער התשואות הנגזרות ממשוואת הקו-אינטגרציה מקיימות, לפי הגדרה, את הנחות הרגרסיה הקלאסיות, ובפרט אינן מתואמות עם המשתנים, המסבירים ניתן לבדוק את השפעתם החלקית במודל OLS משום שהשמטת משתנים אחרים לא תטה את האומדנים.

לצורך בחינת השאלה נאמוד משוואה שבה המשתנה המוסבר הוא השינוי בריבית בנק ישראל. כנגד זאת, המשתנים המסבירים יהיו סטיות הפער בפועל מזה הנאמד במשוואה 2.8. נוסף על כך נשתמש בשינוי הריבית בפיגור, האמור לייצג את העקביות של מדיניות הריבית (persistence).

$$\Delta i_t = -0.208 \cdot u_{t-1} + 0.471 \cdot \Delta i_{t-1} \quad (4.6)$$

(0.000) (0.000)

$$T = 110 \quad DW = 1.97 \quad \bar{R}^2 = 0.29$$

מתוצאות האמידה של משוואה זו (כפי שמוצגות במשוואה 4.6) עולה, כי בתקופת המדגם בנק ישראל נטה להוריד את הריבית כשפער התשואות בפועל היה מעל זה של הטווח הארוך. נראה אפוא שהתנהגות בנק ישראל הביאה בחשבון את קשרי הטווח הארוך¹⁵. יחד עם זאת עלינו לזכור, כי סטיות מפער התשואות השפיעו על התפתחות שער החליפין בטווח הקצר (משוואה 4.5). יתכן, אפוא, שבנק ישראל הושפע מהתמסורת (pass-through) של הסטיות בשער החליפין לציפיות האינפלציוניות ועל כן, אפשר ותגובתו לסטייה מפער התשואות הייתה עקיפה בלבד. כדי להתוות את נתיב ההשפעה שיש לסטייה ממשוואה 2.8 על התנהגות הבנק המרכזי, נאמוד משוואה נוספת לזו שתוצאותיה מופיעות במשוואה 4.6, ובה המשתנה המוסבר הוא השינוי באינפלציה הצפויה. מאחר שהציפיות לאינפלציה אינן סטציונריות ומקיימות I(1), ואילו השינוי בשער החליפין של הדולר מקיים I(0), הכנסנו במשוואה הנאמדת את השינוי בציפיות לאינפלציה כמשתנה מוסבר ואת השינוי בשער החליפין כמשתנה מסביר. במשוואה 4.7 ניתן לראות את התוצאות, ולפיהן, השינוי בשער החליפין יש השפעה חזקה על הציפיות לאינפלציה. השינוי בשער החליפין מושפע מהסטייה ממשוואה 2.8 (משוואה 4.6). לפיכך ניתן לסמן את נתיב ההשפעה שיש לסטייה ממשוואה 2.8 כדלקמן: הסטייה ממשוואה 2.8 משפיעה על שיעור הפיחות, הפיחות משפיע על הציפיות לאינפלציה. ואלו משפיעות באופן ברור וגלוי על המדיניות המוניטרית.

$$\Delta \pi_t^e = -0.161 + 0.304 \cdot \Delta e_t \quad (4.7)$$

(0.005) (0.000)

$$T = 119 \quad DW = 1.74 \quad \bar{R}^2 = 0.438$$

¹⁵ למרות היותה של משוואה זו מצומצמת ביחס לפונקצית תגובה מקובלת עבור הבנק המרכזי (Taylor (1993), CGG(1997) ועבור בנק ישראל: בפמן ובר אפרת (2002), מלניק (2003) ועוד...) המקדם המובהק של הסטיות מקשר הטווח הארוך מצביע על כיוון ההשפעה שיש למשתנה זה על ריבית בנק ישראל. יחד עם זאת, בדיקות שערכנו עבור פונקציות תגובה רחבות יותר הצביעו על מקדם מובהק עם אותו סימן עבור משתנה זה.

לאור הניתוח של הטווח הארוך בסעיף הקודם, הממצא שהתקבל במשוואה 4.7 מראה שלסטיות של טווח קצר בפער התשואות, המתגלגלות לפיחות של הטווח הקצר, יש השפעה על הציפיות לאינפלציה. קיומה של תמסורת (pass-through) מפיחות של טווח קצר לציפיות לאינפלציה מרמז שהאמינות שהבנק המרכזי בעמדה ביעד האינפלציה השנתי אינה מלאה. כדי לא להגשים ציפיות אלו (ציפיות המניחות העדר באמינות מלאה) על בנק ישראל לחזק את אמינותה של המדיניות על ידי תגובה של הריבית להתפתחויות אלו.

בחלק מתקופת המדגם הסטיה ממשוואה 2.8 היתה גדולה יותר ונותרה כך לאורך זמן. יתכן שהדבר יכול להצביע על חוסר עקביות של המדיניות המוניטרית על פני שתי התקופות. ובאופן מפורש יותר: באיור 4, בסעיף הקודם, ניתן לראות שלאחר ההפחתה החדה של הריבית בתחילת 2002, הפער בפועל חרג מזה של הטווח הארוך. בהמשך, עם הזעזוע בשווקים הפיננסיים והמדיניות המוניטרית המצמצמת בעקבותיו, התהפכה התמונה, והפער בפועל היה גבוה מזה של הטווח הארוך לאורך כשנתיים. יוצא אפוא כי בין השנים 2002 ו-2004 מדיניות הריבית לא התאימה עצמה לסטייה זו. בתקופה זו יוסף שער החליפין, והאינפלציה ירדה אל מתחת יעד האינפלציה¹⁶.

כדי לבטא זאת במשוואה הנאמדת, הוספנו משתנה דמה, המקבל את הערך 1 החל משנת 2001 ועד לסוף המדגם 12/2005. משוואה 4.8 מתארת את תוצאות אמידה זו.

$$\Delta i_t = -0.360 \cdot u_{t-1} + 0.226 \cdot D_{-2001} \cdot u_{t-1} + 0.465 \cdot \Delta i_{t-1} \quad (4.8)$$

(0.000) (0.046) (0.000)

$$T = 110 \quad DW = 2.00 \quad \bar{R}^2 = 0.323$$

מהתוצאות המוצגות במשוואה 4.8 מתקבל כי מקדם הסטיות לתקופה הראשונה גדול בערכו המוחלט מזה של התקופה שלאחר 2001. ממצא זה מתיישב עם הניתוח בסעיף הקודם, שבו טענו כי עיקרה של האמינות נרכשה בתקופה שעד 2001. המשמעות של תוצאות הבדיקה האמפירית היא שבתקופת הדיסאינפלציה הגיבה הריבית של בנק ישראל במהירות גדולה יותר על סטיות מהקשר ארוך הטווח. זאת אומרת שמדיניות הריבית של בנק ישראל הגיבה במהירות גדולה יותר להשפעת הסטייה בפער, שבאה לידי ביטוי בשער החליפין ו/או הציפיות לאינפלציה. הסבר אפשרי לתגובה האיטית של המדיניות בתקופה שלאחר 2001 קשור לאובדן הזמני של האמינות במהלך 2002. בעקבות זאת בחר בנק ישראל לקבע, לאורך זמן, פער הריביות בפועל הגבוה מזה של הטווח הארוך. לפיכך התרחש ייסוף שלא סיכן את היציבות וחזק את האמינות (אי השגת יעד האינפלציה מלמעלה). במצב זה כנראה שלא הורגש צורך להגיב על הסטיות כמו בתקופות שבהן פער התשואות בפועל היה נמוך מזה הנאמד.

¹⁶ זוסמן (2004) הראה שבתקופה זו, המזוהה עם כהונת הנגיד קליין, לא הגיבה מדיניות הריבית לשינויים בציפיות לאינפלציה כפי שהגיבה קודם לכן.

6. סיכום והמלצות מדיניות

בעבודה זו הראינו שלאחר פתיחתו של המשק הישראלי לתנועות הון וניוד (חלקי בחלק מהתקופה) של שער החליפין התשואה על נכסים שקליים לטווח של שנה נקבעת על פי גורמים ארוכי טווח המקובלים בספרות המקרו כלכלית של משק פתוח. הגורמים המשפיעים הם הציפיות לפיחות, אי הוודאות בשוק המט"ח ומידת הנזילות של שוק המק"ם. בהינתן ממצאים אלו נראה, שהשגת יציבות בטווח הארוך קשורה להשגת אמינות מלאה בעמידה ביעדי האינפלציה. או אז, הרכיב המרכזי המשפיע על פער התשואות – הפיחות הצפוי – יושפע מיעדי המדיניות המוניטרית. המבחן האמפירי להשגת יעד זה הוא ירידתה של התמסורת משער החליפין לאינפלציה הצפויה לרמות אפסיות. עד השגת יעד זה, ובהמשך לעבודתם של זוסמן וספיבק (2004), רצוי שבנק ישראל יביא בחשבון את המשתנים הקובעים את פער התשואות בעת קביעת יעדי הריבית של המשק הישראלי כדי לחזק את אמינותו. אנו צופים כי עם השגת האמינות תעלה התנודתיות של שער החליפין אולם השפעתה על האינפלציה הצפויה תרד. בשלב האחרון, עם השגת האמינות המלאה, תוכל הריבית של בנק ישראל להתנתק מזו של ארה"ב, משום שפערי ריבית בין המשקים, שישפיעו על תנועות ההון ועל שער החליפין של הטווח הקצר, לא יתבטאו בציפיות לאינפלציה הקובעות את שער החליפין של הטווח הארוך.

ביבליוגרפיה

- בניטה גולן ובנצי שרייבר (2003), "על סטיית התקן הגלומה וסטיית התקן בפועל ומה שביניהן", סוגיות במטבע חוץ, סדרת מאמרים לדיון מס' 3/03, אוגוסט.
 - גלאי דן ובנצי שרייבר (2003), "האינפורמציה הגלומה באסטרטגיות ובאופציות שקל/דולר הנסחרות בשוק מעבר לדלפק (OTC) בישראל", סוגיות במטבע חוץ, סדרת מאמרים לדיון, מס' 6/03, דצמבר.
 - הכט יואל, יאיר חיים ובנצי שרייבר (2002), "מודל שוק מטבע חוץ, יישום לישראל", הפיקוח על מטבע חוץ, יחידת המחקר. פברואר.
-
- Alexius, Annika 2001, "Uncovered Interest Parity Revisited," *Review of International Economics*, Vol. 9, No. 3, 505–517.
 - Allays, Maurice (1953). "Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le risqué: Critique des Postulats et Axioms de l'Ecole Americana," *Econometrica*, 21.
 - Amihud, Y. and H. Mendelson, (1991), "Liquidity, Maturity and the Yields on U.S. Treasury Securities", *Journal of Finance* 46(4), 1411-1425.
 - Amihud, Y. (2002), "Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects", *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
 - Baker, H. K. (1996), "Trading Location and Liquidity: An Analysis of U.S. Dealer and Agency Markets for Common Stocks", *Financial Markets, Institutions & Instruments* 5(4), 1-51.
 - Benartzi, Shlomo, and Richard Thaler (1999). "Risk Aversion or Myopia? Choices in Repeated Gambles and Retirement Investment" *Management Science*, 45(3). 364-381
 - Chinn Menzie, D. And Guy Meredith (2004) "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity" , *IMF Staff Papers*, Vol. 51, No. 3, 409-430.
 - Dornbusch, R. Exchange rates and inflation, (1988)
 - Dornbusch, R. *Open Economy Macroeconomics*, Basic Book, Publishers, New York.
 - Edwards, Ward (1953). "Probability Preference Among Bets with Differing Expected Values", *American Journal of Psychology*, 67.
 - Edwards, Ward (1953). "Probability Preference in Gambling," *American Journal of Psychology*, 66.

- Engel, Charles and Kenneth D. West (2005) "Exchange Rates and Fundamentals", *Journal of Political Economy* 113, (3), June 2005. 485–517.
- Fisher, P. G., S. K. Tanna and D. S., Turner and K. F. Wallis and D. J. Whitley, (1990). "Econometric Evaluation of The Exchange Rate in Models of The UK Economy", *The Economic Journal*, 100 (December), 1230-1244.
- Fleming, Michael J. (2003) "Measuring Treasury Market Liquidity", *Economic Policy Review*, 9, (3). September 83-108.
- Froot, Kenneth A. and Richard H. Thaler, (1990) "Foreign Exchange", *Journal of Economic Perspectives*, 4 (Summer), 179–92.
- Kahneman, Daniel, and A. Tversky. (1979). "Prospect Theory of Decisions under Risk", *Econometrica*, 47(2) 291—263
- Kahneman, Daniel, J. Knetsch, and R. Thaler. (1990). "Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem", *Journal of Political Economy*, 98. 1325-1348
- Kanioura Athina and Paul Turner, (2005) "Critical Values for an F-test for Cointegration in a Multivariate Model," *Applied Economics*, 37, 265–270
- Laffont j. (1989). *The Economics of Uncertainty and Information*. The MIT Press.
- Levy Moshe and Haim Levy (2000). *Microscopic Simulation of Financial Markets: from Investor Behavior To Market Phenomena*. Academic Press.
- Markowitz, H. M. (1952b). "The Utility of wealth," *Journal of Political Economy* 60.
- Mosteller, F., and P. Noguee. (1951). "An Experimental Measurement of Utility," *Journal of Political Economy*, 59.
- Preston, G. and Philip Baratta (1948). "An Experimental Study of the Action-value of an Uncertain Outcome", *American Journal of Psychology*, 61.
- Siklos, Pierre L. and Clive W. J. Granger (1997). "Regime-Sensitive Cointegration with an Application to Interest-Rate Parity", *Macroeconomic Dynamics*, 1, 640-657.
- Sussman Nathan and Avia Spivak (2004) "Inflation targeting with free movement of capital: can central banks ignore international financial markets?", *Bank of Israel*, Working paper.
- Swalm, R. O. (1966), "Utility Theory-insights into Risk Taking," *Harvard Business Review*. 44, November/December 123-136.
- Thaler, Richard. (1985). "Mental Accounting and Consumer Choice," *Marketing Science*, 4(3) 199-214.

- Thaler, Richard (1994). *Quasi rational Economics*. New York: Russel Sage Foundation.
- Thaler, Richard. (ed.) (1993). *Advances in Behavioral Finance*, New York: Russel Sage Foundation.
- Thaler, Richard., and E. Johnson (1990). "Gambling with the House Money and Trying to Break Even: The Effect of the Prior Outcomes on Risky Choices", *Management Science*, 36. p. 643-660
- Tversky, Amos and Daniel Kahneman (1992). "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty," *Journal of Risk and Uncertainty*, 5. 297-323.
- Von Neuman, J. and O. Morgenstern. (1947). *Theory of Games and Economic Behavior*, NJ: Princeton University Press.

נספח: מבחנים סטטיסטיים

נספח 1: מבחני סטציונריות.

מסקנה	שיטה (עם/בלי חותך) ¹⁷	P_V	תקופה	המשתנה
I(1)	עם	0.30	1996.04-2004.03	D_E_Y (שינוי שנתי בשע"ח)
I(1)	עם	0.53	2000.01-2004.03	D_E_Y (שינוי שנתי בשע"ח)
I(1)	עם	0.33	1996.01-1999.12	D_E_Y (שינוי שנתי בשע"ח)
I(0)	עם	0.00	1996.01-2005.12	D_E (השינוי החודשי בשע"ח)
I(0)	עם	0.00	2000.01-2005.12	D_E (השינוי החודשי בשע"ח)
I(0)	עם	0.00	1996.01-1999.12	D_E (השינוי החודשי בשע"ח)
I(1)	עם	0.42	1996.01-2005.12	נזילות
I(1)	עם	0.23	2000.01-2005.12	נזילות
I(1)	עם	0.20	1996.01-1999.12	נזילות
I(1)	עם ¹⁸	0.07	1996.01-2005.12	סטיית תקן גלומה
I(1)	עם	0.34	2000.01-2005.12	סטיית תקן גלומה
I(1)	עם	0.11	1996.01-2005.12	סטיית תקן גלומה
I(1)	עם	0.38	1996.01-2005.12	PPP
I(1)	עם	0.32	2000.01-2005.12	PPP
I(1)	עם	0.63	1996.03-1999.12	PPP
I(1)	עם	0.38	1996.01-2005.12	פער התשואות
I(1)	עם	0.57	2000.01-2005.12	פער התשואות
I(1)	עם	0.66	1996.01-1999.12	פער התשואות
I(1)	עם	0.20	1996.01-2005.12	Paar-ppp
I(1)	עם	0.42	2000.01-2005.12	Paar-ppp
I(1)	עם	0.15	1996.02-1999.12	Paar-ppp
I(0)	עם	0.00	1996.01-2005.12	Δi
I(0)	עם	0.01	2000.01-2005.12	Δi
I(0)	עם	0.00	1996.02-1999.12	Δi

¹⁷ בחירת הפיגורים במבחן השורש היחידתי נעשתה לפי Schwartz Criteria.

¹⁸ עבור רמת מובהקות 5% המשתנה מקיים I(1). ללא חותך, ערך ה- P_V של מבחן שורש יחידתי הוא 0.43.