בנק ישראל חטיבת המחקר

שער החליפין שקל/דולר: פירוק לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי

בנצי שרייבר*

סדרת מאמרים לדיון 2010.03
פברואר 2010

* בנק ישראל, http://www.boi.org.il
החטיבה למידע ולסטטיסטיקה, בנצי שרייבר – טלפון: 02-6552595; דוא"ל: schreiber.ben@boi.org.il

ברצוני להודות לצחי פרנקוביץ על "הרעיון", לעמית פרידמן, איל ארגוב, אריאל מנצורה, למשתתפי סמינר חטיבת המחקר על הערותיהם המועילות ולנדב שטיינברג על עזרתו באיסוף הנתונים.

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

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

שער החליפין שקל\דולר: פירוק לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי

בנצי שרייבר

תקציר

עבודה זו מציעה מתודולוגיה לפירוק השינויים בשער השקל\דולר לרכיב גלובלי-אקסוגני למשק ולרכיב מקומי-שאריתי. פירוק זה הוא בעל חשיבות רבה למנהלי המדיניות המוניטארית, מנהלי מדיניות שער חליפין, ולאחראים על היציבות הפיננסית; זאת לאור ההתייחסות השונה בתגובת המדיניות להתפתחויות ושוקים שמקורם בכלכלה הגלובלית לעומת אירועים שאינם גלובליים.
מתודולוגית הפירוק, שמתאימה לשערי חליפין של משקים קטנים ופתוחים לעומת הדולר, מיושמת בעבודה על התוחלת והשונות של השינויים הרבעוניים בשער השקל\דולר, על שקילות פער הריביות (UIP), על שקילות כח הקניה (PPP), ועל מודל תגובת היתר של Dornbusch (1976) המניח מחירים קשיחים (sticky prices). לשקילויות ה-UIP, ה-PPP ולמודל תגובת היתר נוסף הרכיב הגלובלי שחושב על פי המתודולוגיה המוצעת, ומובהקותו, כמו גם מובהקות השקילויות ומודל תגובת היתר, נבדקו בעזרת פרוצדורות סטטיסטיות שונות (OLS, GARCH(1,1)-M ומשוואות קו-אינטגרציה) – פעם לפני הוספת הרכיב הגלובלי ופעם לאחר ההוספה.
הממצאים מלמדים כי בתקופה הנסקרת, I/1993-II/2009, הרכיב הגלובלי נמצא חיובי ומובהק והוא תרם בין 0.2 ל-0.3 לשינויים בשער החליפין שקל\דולר בכל היישומים והפרוצדורות שנבדקו. ממצאים מובהקים ועקביים אלו מצביעים על חשיבות הכללתו של הרכיב הגלובלי בשקילויות ובמודלים נפוצים במטבע חוץ אשר כוללים בדרך כלל יחסים בילטראליים בין הדולר למטבע מקומי של משק קטן ופתוח ועל כן אינם משקפים התפתחויות של הדולר האמריקאי מול מטבעות של משקים גלובליים.

A decomposition of the ILS/USD exchange rate into a global component and a local component

Ben Z. Schreiber

Abstract

This paper offers a methodology to decomposing the changes in the ILS/USD exchange rate into a global-exogenous component and a local-residual one. This decomposition is of interest to monetary policymakers, exchange rate policymakers, and for financial stability.
The decomposition methodology, which is appropriate for exchange rates of small open economies versus the US dollar, is implemented in this paper on the mean and the variance of the quarterly changes of the ILS/USD, on the Uncovered Interest rate Parity (UIP) and Purchasing Power Parity (PPP), and on Dornbush (1976) overshooting model. Each of these parities/models is examined with and without the global component and its significance is tested using several statistical methods (OLS, GARCH(1,1)-M, and Co-integration equations).

It is found that during the sampled period, I/1993 – II/2009, the global component was positive and significant in all parities/models and contributed 20 to 30 percent of the changes in ILS/USD exchange rate changes. This significant and persistent result points on the importance of including a global component in FX models and parities of small open economies. The fact that a global component is omitted in the current FX parities and models may partially explain their relatively low significant level as they do not consider the behavior of the US dollar against the global currencies.

הקדמה

השקילויות הנפוצות ביותר בספרות שערי חליפין הן: שקילות פער הריביות (UIP – Uncovered Interest rate Parity), שקילות כח הקניה (PPP – Purchasing Power Parity) ומודל תגובת היתר של Dornbusch (1976) המשלב בין שתי השקילויות. שקילות ה-UIP טוענת כי פערי הריביות בין שני משקים בזמן t מנבאים את הפיחות\ייסוף הצפוי בין זמן t לזמן t+1, כדלקמן:

(1) $\Delta s_{t+1} = E(s_{t+1})-s_t = i_t - i_t^*$

כאשר, s_t הוא הלוג של שער החליפין הנומינלי בזמן t, $E(s_{t+1})$ הוא לוג השער הצפוי בזמן t+1, ו- i_t ו- i_t^* הן הריביות הנומינליות – המקומית ובחו"ל בזמן t, בהתאמה. שקילות זו מניחה תנועות הון חופשיות, משטר שע"ח נייד וציפיות ראציונליות כך שבשיווי משקל, הרווח מניצול הפרשי הריביות בין שני מטבעות יתקזז לחלוטין עם ההפסד הצפוי מפיחות שער חליפין, אחרת ייווצרו תנאי ארביטראז'. השקילות הנפוצה השנייה בספרות שע"ח – PPP היחסי (relative PPP) טוענת כי הפרשי האינפלציה בין שני משקים מנבאים את שיעור הפיחות הצפוי, כדלקמן:

(2) $\Delta s_{t+1} = E(s_{t+1})-s_t = \pi_t - \pi_t^*$

כאשר, π, π^* הן שיעורי האינפלציות – המקומית ובחו"ל, בהתאמה. בדומה ל-UIP, גם שקילות זו מניחה סחר חופשי בין מדינות ונכסים סחירים[1]. ההשערה הנפוצה השלישית מאפשרת עדכון חלקי של המחירים כתוצאה מקשיחותם והיא מתבססת על מודל תגובת היתר של Dornbusch (1976). במודל זה, ההתכנסות של שער החליפין הנוכחי לזה של שיווי משקל אינה מיידית כתוצאה מקיומה של קשיחות מחירים (sticky prices). ההתכנסות לשיווי משקל מנוסחת כך:

(3) $\Delta s_{t+1} = E(s_{t+1}) - s_t = -\nu(s_t - \bar{s})$

כאשר, $\bar{s} = p_t - p_t^* = E(s_{t+1})$ הוא שער החליפין שעקבי עם שיווי המשקל לפי ה-PPP ו- p_t ו- p_t^* הן הלוג של רמות המחירים במשק ובחו"ל, בהתאמה[2]. חיבור של ביטוי זה עם משוואה (1) תוך ההנחה המקובלת שערכי שיווי משקל והערכים הצפויים נתונים על ידי ערכיהם הנוכחיים, מניב את הביטוי:

(4) $s_t = (p_t - p_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) = (p_t - p_t^*) + \lambda\Delta s_{t+1}$

---

[1] קיימות ורסיות שונות לכל שקילות. ב-UIP יש המוסיפים פרמיית סיכון, המשתנה על פני זמן, לפערי הריביות, ב-PPP יש המחליפים את פערי האינפלציות ששררו בפועל בציפיות אינפלציוניות ויש המוסיפים תהליך התאמה לשקילויות כך שההתאמה אינה מיידית. מאחר שמטרת נייר זה היא להציג את השפעות הפירוק המוצע על השקילויות הבסיסיות, יוצגו להלן רק חלק מן הורסיות.

[2] שיווי משקל זה מכונה גם PPP המוחלט (Absolute PPP) בניגוד ל-PPP היחסי המוצג במשוואה (2).

כאשר, $\lambda = -\frac{1}{\nu}$ היא מהירות החזרה של השער הנוכחי לשער שיווי משקל.

משוואה (4) היא אחת מאבני הבניין של מודל תגובת היתר של Dornbusch. על פי המשוואה, שער החליפין הנומינלי הוא פונקציה הן של הפערים בין רמות המחירים והן של פערי הריביות בין כל שני משקים. אולם, כתוצאה מקשיחות יחסית של המחירים קצב ההתאמה לשיווי משקל בעקבות שינויים בפערי הריביות איננו מיידי ותלוי ב-λ.

הממצאים מלמדים כי ה-UIP אינו מתקיים במרבית הזמן והמשקים. Meredith and Chin (1998) מסכמים את הממצאים לגבי ה-UIP כך:

"Few propositions are more widely accepted in international economics than that uncovered interest parity (UIP) is at best useless – or at worse perverse – as a predictor of future exchange rate movements".

בדומה ל-UIP גם ה-PPP אינו מתקיים בדרך כלל. עם זאת, בטווחים ארוכים מאוד ב-PPP ופחות מכך ב-UIP, במשקים מתעוררים ועם תהליך התאמה (מודל תגובת היתר של Dornbusch) יש תמיכה אמפירית רבה יותר לשקילויות אלו.

מדינות קטנות ופתוחות כדוגמת ישראל מושפעות מאוד משערי החליפין של המטבעות הסחירים ביותר לעומת הדולר. בפרט, שערי החליפין הנומינליים של מטבעות גלובליים כדוגמת האירו\דולר, המשקפים התפתחויות כלכליות גלובליות, אמורים להשפיע על שערי מטבעות של משקים קטנים ופתוחים בעלי משטר שער חליפין נייד. דוגמא להשפעת המטבעות הגלובליים היא התחזקות השקל לעומת הדולר בשנים 2006-7 כשחלק משמעותי מהתחזקות זו נזקף להחלשות הדולר בעולם.

מרבית העבודות המנסות לאמוד את שער החליפין בעזרת השקילויות דלעיל, מתרכזות ביחסים הבילטראליים שבין כל זוג מדינות ובפרט מול הדולר האמריקאי (ראו MacDonald and Marsh, 1999) ולא בשערים הצולבים. מכאן שחלק משמעותי מהסבר השינויים בשער החליפין של המשק הקטן והפתוח ביחס לדולר האמריקאי אינו נכלל במשוואות האמידה ולכן, יכולת ההסבר של אמידת שער החליפין על פי השקילויות לעיל ובכלל זה היכולת לחזות את השער, מוגבלת. זאת משום, שחלק ניכר מהתנודות בשער השקל\דולר הוא תוצאה של החלשות או התחזקות המטבע האמריקאי בעולם וללא קשר לישראל. לדוגמא, העלאת ריבית בגוש היורו (יתר הדברים קבועים) אמורה לפי ה-UIP להחליש את היורו ביחס לכל המטבעות ובפרט ביחס לדולר ולשקל. אולם, מעבר להשפעה הישירה של אירוע זה, נצפה להשפעות <u>עקיפות ובפיגור</u> שישפיעו על שער השקל\דולר (למשל, הסטת יצוא לארה"ב על חשבון

אירופה וההפך לגבי היבוא). אולם, אירוע זה – חשוב ככל שיהיה – איננו בא לידי ביטוי בבחינת שקילות ה-UIP של השקל לעומת הדולר, כאמור.

השפעת המטבעות הגלובליים לעומת הדולר, אמורה להתבטא בהתפלגות כולה אולם בעבודה זו נתמקד בשני המומנטים הראשונים בלבד – בתוחלת ובשונות. תרומת הנייר לספרות היא בהערכת ההשפעה של השערים הצולבים של המשקים המהווים מרכזים כלכליים גדולים מול הדולר האמריקאי על שערי חליפין של משקים קטנים ופתוחים כדוגמת שער השקל\דולר. בפרט, הנייר מציע מתודולוגיה לפירוק השינויים בשער השקל\דולר לשני רכיבים: רכיב גלובאלי שהנו אקסוגני למשק ורכיב מקומי-שאריתי, שהוא ההפרש בין סך השינוי בשער השקל\דולר לבין הרכיב האקסוגני. מאחר שבפרקטיקה הקיימת, השינוי בשער החליפין שקל\דולר יכול להיות מושפע מהשערים הצולבים וללא קשר למשק המקומי, כאמור, נבחן את הוספת הרכיב הגלובלי לשקילויות דלעיל. כלומר, נבדוק את קיומן של: (1) שקילות ה-UIP (בעזרת המתודולוגיה המוצעת) לאורך עקום התשואות (3 חודשים, 6 חודשים, שנה, שנתיים וחמש שנים), (2) שקילות ה-PPP תוך שימוש באינפלציה בפועל וזו הצפויה ו-(3) מודל תגובת היתר של Dornbusch; כל אלה תוך הוספת הרכיב הגלובלי למשואות האמידה. במידה ורכיב זה ימצא כמובהק ויעלה את רמת המובהקות של שתי השקילויות ושל מודל תגובת היתר, נוכל להסיק כי הרכיב הגלובלי חסר בהם; הן ברמה הכלכלית כפי שהוסבר לעיל והן ברמה הסטטיסטית (missing value).

לאור היותו של הדולר האמריקאי עוגן עולמי, לפירוק יש חשיבות לניהול המדיניות המוניטארית וזו של שע"ח של הבנק המרכזי, להערכת והבנת ההתפתחויות בשוקי המט"ח וההון והאינפלציה ולניטור היציבות הפיננסית במשק. לפיכך, פירוק כזה חשוב לפעילים בשוקי המט"ח וההון, לתעשיינים, ולקובעי המדיניות הכלכלית.

שאר הנייר מחולק לחמישה חלקים. בחלק הראשון נסקור את הספרות הרלבנטית בקצרה ובשני ננתח את ההשפעה של שני מטבעות גלובליים על מטבע מקומי בעזרת הערך המשולש כגון, שער האירו\דולר על שער השקל\דולר ושער השקל\אירו. בחלק השלישי נציג את מתודולוגית הפירוק של השינוי בשער המטבע המקומי לרכיב גלובלי-אקסוגני ולרכיב מקומי-שאריתי; זאת בעזרת אינדקס מטבעות גלובליים ונעמוד על ההבדלים בין הפירוק המוצע לבין שער החליפין האפקטיבי של השקל. החלק הרביעי יבחן את מתודולוגיית הפירוק על שקילות ה-UIP, ה-PPP ומודל תגובת היתר של Dornbusch תוך שימוש ברגרסיות OLS, רגרסיות GARCH(1,1)-M שאינן מניחות שונות קבועה ומשוואות קו-אינטגרציה ובעזרת בנתוני מדגם רבעוניים בתקופה I/1993-II/2009. בחלק החמישי יובאו סיכום ומסקנות.

א. סקירת ספרות

Cavalo (2006) טוען כי הסיבה המרכזית לשינויים בשער הדולר בשנים האחרונות היא פער הריביות בין הדולר למטבעות אחרים שהביא לפעילות משמעותית של carry trade. פעילות זו מאופיינת בנטילת הלוואות במטבע בו הריבית נמוכה והפקדתם במטבע בו הריבית גבוהה. לטענת Cavalo התחזקות הדולר מול הין והאירו ב-2005 והיחלשותו כלפיהם ב-2006 היו תוצאה של פערי הריביות שהשתנו וניצולן לפעילות carry trade. תופעה זו עומדת בניגוד גמור לשקילות פער הריביות (UIP) ובדומה לממצאים במקומות שונים בעולם ובזמנים שונים. כך לדוגמא, Fama (1984) ובעקבותיו אחרים (ראו סקירה ב-Sarno, 2005) מצאו קשר שלילי מובהק בין פערי הריביות בזמן t לפיחות\ייסוף ששרר בזמן t+1. תופעה זו נקראת בספרות תצרף פרמיית האקדמה (forward premium puzzle) בנוגע לתוחלת הפיחות\ייסוף[3]. בנוסף, נמצא שתנודתיות השינויים בשע"ח גדולה בהרבה מתנודתיות פערי הריביות או מתנודתיות פערי האינפלציות ובניגוד לשקילות ה-UIP וה-PPP. תופעה זו נקראת תצרף התנודתיות (volatility puzzle). שני התצרפים באים לידי ביטוי בפרט במשקים קטנים ופתוחים כדוגמת ישראל. ואכן בשנים האחרונות, עקב הגלובליזציה וניוד של משטרי שערי חליפין במשקים קטנים ופתוחים ובישראל בפרט, מדיניות מוניטארית עצמאית הפכה למשימה מורכבת (Saxena, 2008). זאת משום ששיעורי הריבית הגלובליים לטווח ארוך משפיעים על אלו המקומיים אף יותר מאשר המדיניות המוניטארית המקומית (ראו לדוגמא, Mehl, 2006).

מספר הסברים ניתנו לפער שבין השערת שקילות ה-UIP ושקילות ה-PPP לבין הממצאים האמפיריים. הסבר מקובל קשור לפרמיית סיכון המשתנה על פני זמן (לדוגמא, Sarantis, 2006). מאחר שהפרמיה מושפעת משוקים מוניטאריים בטווח הקצר יש להוסיפה לשקילות ה-UIP. הבעיה היא שפרמיה זו בלתי נצפית ולכן יש שאומדים אותה בעזרת פרוצדורת EGARCH-M (Berk and Knot, 2001). הסבר נוסף שניתן לפער הוא ההשערה המשותפת של רציונאליות המשקיעים ובדיקת השקילויות. אם המשקיעים אינם רציונאליים (למשל אדפטיביים הפועלים לפי כללים טכניים) אזי, חוסר היכולת לאושש את השקילויות הוא תוצאה של האדפטיביות שעומדת בניגוד להנחת הראציונליות שבשקילות ה-UIP. טיעון דומה ניתן לגבי ה-PPP במידה וחלק משמעותי מהכלכלה כולל נכסים שאינם סחירים. לבסוף, ההתפתחויות בריביות ובאינפלציה, מנקודת הזמן בה ניתנו התחזיות על סמך השקילויות לבין

---

[3] Froot (1990) בחן 75 מחקרים שבדקו את שקילות ה-UIP ומצא כי הממוצע של מקדם פער הריביות (השווה לפרמיית הפורוורד) ברגרסיות (משוואה 1) הנו שלילי בגובה 0.88; כלומר, בניגוד לצפוי על פי השקילות.

הנקודה בה נבדק השינוי בשער החליפין במועד מאוחר יותר, גורמות לדחיית השקילויות. טעויות אלו נקראת "טעויות תחזית" (exchange rate forecast errors) והן מתווספות לטעויות באמידת פרמיית הסיכון וטעויות בתחזית האינפלציה (Campbell et al., 2007).

הסתירה לכאורה בין השקילות לבין הממצאים האמפיריים דרבנה רבים ליישב בין השניים. ואכן, מחקרים מאוחרים מלמדים כי ה-UIP מתקיים בטווחים ארוכים יותר (Sarno, 2005) ובמשקים מתעוררים לעומת המשק האמריקאי או כאשר למטבע האמריקאי ריבית גבוהה מזו של המטבע במשק המפותח הנגדי (Bansal and Dahlquist, 2000). במחקר שכלל נתונים של יותר ממאה שנים מצאו Obsfeld and Rugoff (2000) תימוכין לשקילות כח הקניה (PPP) בטווחי זמן ארוכים במיוחד.

זוסמן וסעדון (2007) בדקו את השקילויות UIP ו-PPP בתוספת סיכונים שונים בישראל; זאת בהנחה שהמשקיעים שונאי סיכון ובמסגרת של משוואות קואינטגרציה. הם מצאו שבטווח הארוך ה-UIP מתקיים וכי פערי הריביות נגזרים, בין השאר, משקילות כח הקניה. לאחרונה, מצאו לויתן ופרידמן (2009) ממצא דומה לגבי פערי הריביות הריאליים של השקל מול הדולר האמריקאי. במחקרים על ישראל ובפרט בשנים האחרונות[4], הוספת פרמיית סיכון למשוואת ה-UIP, עלולה ליצור בעיה שכן, השקילות מניחה שהריביות בפער הריביות הנן חסרות סיכון בעוד שהריבית המקומית שנבחרה בעבודות אלו הנה ריבית מק"מ או אג"ח ממשלתי; ריבית אשר כוללת כנראה פרמיית סיכון מדינה או פרמיית נזילות. הבדל נוסף בין שני המחקרים על שקילות ה-UIP בישראל לבין עבודה זו הוא בהתייחסות לרמות שונות של אינטגרציה. רמת האינטגרציה של הריביות לאורך עקום התשואות וזו של פערי האינפלציה הייתה I(1) בתקופת המדגם בעוד ששיעור השינוי בשער החליפין שקל\דולר היה סטציונרי I(0). נציין כי האינפלציות והריביות שנבדקו בעבודות השונות היו בחלקן I(1) ובחלקן I(0) (ראו Caporale et al., 2001) בעוד שהשינויים בשערי החליפין היו כולם I(0). למרות קיומם של הבדלים אלו, בדיקות השקילויות הנפוצות (משוואות 1 ו-2), נערכו משתי סיבות: (1) לשם חיזוי שער החליפין העתידי אין הכרח שהמודל הנבדק יהיה באותה רמת אינטגרציה. (2) מטרת העבודות היא בדיקת השקילויות הקיימות ולא ניסוח מודלים "כשרים למהדרין" מהבחינה האקונומטרית. לבסוף, המודל של Dornbusch נבדק בעזרת מערכת משוואות קואינטגרטיבית עם דינמיקה של הטווח הקצר (VEC); דבר שאמור לחזק או להחליש את המסקנות מבדיקת תקפותן של השקילויות הנפוצות (משוואות 1 ו-2).

[4] עם המעבר לעקרונות באזל 2 ומעורבותם הגוברת של זרים בשווקים הפיננסיים בישראל.

רמז לכך שהרצה בילטראלית בין מטבע מקומי לדולר איננה אופטימאלית להסבר שקילות ה-UIP מספק Tai (2001). בבדיקה של ה-UIP בין מטבעות של ארבע מדינות אסיאתיות לעומת הדולר, נמצא כי כאשר מריצים כל מטבע בנפרד מול הדולר, פרמיית הסיכון אינה מובהקת בעוד שהרצה בפאנל הופכת את פרמיית הסיכון למובהקת ובכיוונים הצפויים. גם Mehl (2006) מצא השפעה גדולה של עקום הריביות של ארה"ב ושל גוש היורו על האינפלציה והצמיחה במשקים מתעוררים.

ב. השפעת המטבעות הגלובליים על שער החליפין הנומינלי במשק קטן ופתוח

על פי הערך המשולש בשערי חליפין[5], קיימות בשוקי מט"ח משוכללים רק שתי דרגות חופש שכן אם ידועים שני שערי חליפין, השלישי נגזר מהשניים האחרים. הערך המשולש מתקיים בין כל שלושה מטבעות ובפרט בין מטבע של משק קטן ופתוח (להלן "מטבע מקומי") כדוגמת השקל – ILS/USD, שהנו בעל סחירות דלה, למטבע בעל סחירות רבה לעומת הדולר (להלן "מטבע גלובלי") כגון: האירו[6] - EUR/USD. שוויון הערך המשולש נשמר גם עבור לוג השינוי מזמן t-1 ל-t, כלומר: $c_{S\$} = c_{SE} + c_{E\$}$

כאשר, $c_{S\$} = Ln\left(\frac{(ILS/USD)}{(ILS/USD)_{-1}}\right)$ הוא לוג השינוי בשער המטבע המקומי לעומת הדולר, $c_{SE} = Ln\left(\frac{(ILS/EUR)}{(ILS/EUR)_{-1}}\right)$ הוא לוג השינוי בשער המטבע המקומי לעומת האירו ו- $c_{\$E} = Ln\left(\frac{(EUR/USD)}{(EUR/USD)_{-1}}\right)$ מייצג את לוג השינוי בשער האירו\דולר. אולם, למרות הקשרים הסימולטניים בין שלושת המטבעות, מהבחינה האקונומטרית, למטבעות $ ו-E יש השפעה על S אך לא ההיפך כלומר, $c_{S\$}, c_{SE} = f(c_{\$E})$ אך $c_{\$E} \neq f(c_{S\$}, c_{SE})$. מהערך המשולש ניכר שאם מחזיקים את שער המטבע המקומי לעומת האירו קבוע ($c_{SE} = 0$) אזי למטבע המקומי לעומת הדולר – $c_{S\$}$ יש מתאם שלילי מלא עם שער הדולר\אירו – $c_{\$E}$ ומנגד, אם אנו מחזיקים את שער המטבע המקומי לעומת הדולר ($c_{S\$} = 0$) קבוע אזי למטבע המקומי לעומת האירו (c_{SE}) יש מתאם חיובי מלא עם שער הדולר\אירו - $c_{\$E}$. שתי הנחות קיצוניות והפוכות אלו משקפות מציאות קוטבית. אם ניקח לדוגמא את השקל כמטבע

---

[5] על פי הערך המשולש ניתן למשל, לפרק את שער השקל\דולר בעזרת שער השקל\אירו כדלקמן: $\frac{ILS}{USD} = \frac{ILS}{EUR} * \frac{EUR}{USD}$.

[6] הדולר האמריקאי משמש כנומירר בדוגמא זו מאחר והוא המטבע הנפוץ ביותר, כיום. עם זאת, ניתן להשתמש בכל מטבע גלובלי אחר כנומירר.

מקומי אזי, משמעות ההנחה הראשונה היא שלמרות העלייה בשער הדולר\אירו (האירו מתחזק ביחס לדולר) שער השקל\אירו נותר קבוע קרי, השקל דומה לאירו ולכן הוא אמור להתחזק ביחס לדולר. על פי ההנחה השנייה שער השקל\דולר נותר קבוע על אף התחזקות האירו ביחס לדולר ולכן נצפה לפיחות של השקל ביחס לאירו. לוח 1 מציג דוגמאות לאפשרויות השונות של המתאמים בין השקל\דולר, שקל\אירו ודולר\אירו על פי שני מצבי הקיצון דלעיל בהנחה ששער הדולר\אירו שהנו אקסוגני למשק, עלה ב-20% (האירו התחזק ביחס לדולר) ביחס למצב המוצא.

לוח 1

	דולר\אירו (USD/EUR)	שקל\דולר (NIS/USD)	שקל\אירו (ILS/EUR)
1. מצב מוצא	1	4	4
2. השקל עוקב רק אחר הדולר	1.2	4	4*1.2 = 4.8
3. השקל עוקב רק אחר האירו	1.2	4/1.2 = 3.33	4
4. השקל מושפע מהדולר והאירו במידה שווה	1.2	3.33+.5*(4-3.33) = 3.67	4+.5*(4.8-4) = 4.4
5. השקל מושפע מהדולר ב-70% ומהאירו ב-30%	1.2	3.33+.7*(4-3.33) = 3.80	4+.3*(4.8-4) = 4.24

על פי מצב המוצא שער הדולר\אירו שווה ל-1 כלומר, שער השקל\דולר (4 שקלים לדולר) שווה לשער השקל\אירו (4 שקלים לאירו). השורות השנייה והשלישית בלוח מייצגות מקרי קיצון דלעיל. בשורה השנייה השקל עוקב אחר הדולר ולכן התחזקות האירו לעומת הדולר מתורגמת להתחזקות בשיעור זהה של האירו ביחס לשקל בעוד ששער השקל\דולר לא משתנה. בשורה השלישית ההנחה הקיצונית היא בכיוון ההפוך קרי, השקל עוקב אחר האירו ולכן, התחזקות האירו משפיעה רק על שער השקל\דולר (ייסוף של 20%) בעוד ששער השקל\אירו לא משתנה (4 שקלים לאירו). שורות 4 ו-5 בלוח מייצגות מקרים פרטיים מתוך ספקטרום רחב של אפשרויות. בשורה 4, התחזקות האירו לעומת הדולר באה לידי ביטוי חלקי: 50% בשער השקל\דולר ו-50% בשער הדולר\אירו, כך ששלושת הצלעות במשולש: שקל\דולר, שקל\אירו ודולר\אירו, משתנות בו-זמנית. לפיכך, השער שקל\דולר יעמוד על מחצית המרחק שבין שני מצבי הקיצון – 3.67 (הממוצע בין 4 שקלים לדולר ו-3.33) ואילו שער השקל\אירו יעמוד על 4.4 שקלים לאירו (הממוצע בין 4 שקלים לאירו ו-4.8). בשורה האחרונה מקבל הדולר משקל של 70% בהשפעתו על השקל בהשוואה להשפעת האירו (30%). שורה זו תואמת יותר מהאחרות את המצב הרווח בישראל בו משקל הדולר בתנועות ההון, הסחר והשירותים הוא הגבוה

ביותר[7]. עם זאת, קשה לאמוד במדויק את המשקל מחוסר נתונים. שער השקל\דולר בשורה האחרונה בלוח עומד על 3.80 שקל לדולר – נתון המהווה 70% מהמרחק בין שני מצבי הקיצון דלעיל. במקביל, שער השקל\אירו נקבע על 4.24 – נתון המהווה 30% מהמרחק בין שני מצבי הקיצון דלעיל (4 שקלים לאירו לעומת 4.80).

חמש האפשרויות שבלוח, לא זו בלבד שאינן ניתנות לחיזוי א-פריורי אלא גם משתנות לאורך זמן ולכן מקשות על אמידת הקשרים בין שלושת צלעות המשולש. עם זאת, ניתן לבדוק את ההשפעה הממוצעת של מטבע או אינדקס מטבעות גלובליים על שער השקל\דולר, הן בתוחלת והן בשונות. פירוק התוחלת והשונות של השינוי בשער החליפין של שער השקל\דולר לרכיבים גלובליים-אקסוגניים ולרכיבים מקומיים-שאריתיים מתואר בסעיף הבא.

ג. פירוק תוחלת ושונות שיעור השינוי של מטבע מקומי לעומת הדולר, לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי

מדינות קטנות ופתוחות כדוגמת ישראל מושפעות מאוד משערי החליפין של המטבעות הגלובליים אך אינן משפיעות עליהן, כאמור. לפי הנחה זו, הדולר נסחר ביחס ל-m מטבעות גלובליים מובילים בשוק הגלובלי ושם נקבע ערכו. נסמן תחילה את הממוצע המשוקלל (במחזורי המסחר במטבעות) של m שערי המטבעות הגלובליים בעלי היקפי המסחר הגבוהים ביותר לעומת הדולר האמריקאי, כך:

$$G = \sum_{j=1}^{m} w_j G_j$$

כאשר, G_j הוא לוג שער המטבע הגלובלי j לדולר אחד, ומשקל מטבע j - w_j נקבע לפי מחזורי המסחר במטבע – Vol_j[8]: $w_j = \frac{Vol_j}{TotVol}$; $TotVol = \sum_{j=1}^{m} Vol_j$; $\sum_{j=1}^{m} w_j = 1$. כמו כן נסמן את לוג שער החליפין שקל\דולר ב-S, ועל פי הערך המשולש, את לוג הרכיב המקומי-שאריתי של השקל לעומת המטבעות הגלובליים ב-L כך ש: S = G + L. מאחר שהרכיב הגלובלי – G משקף את ערכו של הדולר בעולם, אזי הרכיב המקומי-שאריתי – L אמור לשקף התפתחויות שאינן קשורות ישירות לערכו של הדולר בעולם. נסמן את השינויים על פני זמן ב-S, G, ו-L בכתיב תחתי כך:

$$C_G = \sum_{j=1}^{m} w_j C_j \qquad (5)$$

---

[7] יש לשים לב להבחנה בין הפעילות בחדרי עסקאות המתבצעת כמעט תמיד מול הדולר – גם אם זו פעילות למשל של יבוא מיפן לבין הכוחות הכלכליים המשפיעים על השערים של השקל לעומת שאר המטבעות. לפיכך, הפעילות הטכנית של ההמרה בין מטבעות המתבצעת בחדרי עסקאות אינה אמורה לשנות את מגמת שערי החליפין, לא של השקל\דולר ולא של השקל לעומת מטבעות אחרים.

[8] ייתכנו גם שקלולים נוספים כגון: היקפי הסחר או שקלול שווה. עם זאת, מהנתונים עולה שלצורת השקלול השפעה קטנה יחסית על התוצאות.

ו- $C_j = Ln\left(\frac{(Curr_j / USD)}{(Curr_j / USD)_{-1}}\right)$ הוא שיעור השינוי של מטבע גלובלי j {j=1..m} לעומת הדולר.

אינדקס המטבעות הגלובליים – C_G משקף את הממוצע המשוקלל של השינוי בשער הדולר בעולם ולכן ניתן לייחסו לגורמים גלובליים שהנם אקסוגניים למטבע המקומי של משק קטן ופתוח. בצורה דומה, מחולץ הרכיב המקומי-שאריתי (C_L) לפי ההפרש שבין סך השינוי בשער השקל\דולר לשינוי באינדקס המטבעות הגלובליים לעומת הדולר, $C_L = C_S - C_G$ ובמונחי תוחלת נקבל: $E(C_L) = E(C_S) - E(C_G)$.

בצורה דומה לפירוק התוחלת, ניתן לפרק לרכיב מקומי ולרכיב גלובלי, גם את השונות של השינוי בשער החליפין. נסמן תחילה את השונות הגלובלית של השינויים ב-m המטבעות הגלובליים כלפי הדולר:

$$\sigma_G^2 = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} w_i w_j Cov(C_i, C_j)$$

שונות הרכיב המקומי-שאריתי שווה לפיכך:

$$\begin{aligned}\sigma_L^2 &= \sigma^2(C_S - C_G) = \sigma_S^2 + \sigma_G^2 - 2Cov(C_S, C_G) = \\ &= \sigma_S^2 + \sigma_G^2 - 2\sum_{j=1}^{m} w_j Cov(C_S, C_j)\end{aligned} \tag{6}$$

ניתן לראות שהשונות המקומית נעה יחד הן עם השונות הכוללת של המטבע המקומי (σ_S^2) והן עם השונות הגלובלית (σ_G^2) אך נעה בכיוונים מנוגדים למתאם בין שערי המטבעות הגלובליים לעומת הדולר לבין המטבע המקומי. ככל שהמתאם בין המטבע המקומי למטבעות הגלובליים גדול יותר (יתר הדברים קבועים) כך נעריך שמקור השינויים בשונות הנו גלובלי. מזווית אחרת ניתן להסביר את השינוי בשונות הכוללת של המטבע המקומי בעזרת העברת אגפים והשוויון Cov(x,x) = Var(x):

$$\begin{aligned}\sigma_S^2 &= \sigma_L^2 - \sigma_G^2 + 2Cov(C_S, C_G) = \sigma_L^2 - \sigma_G^2 + 2Cov(C_G + C_L, C_G) \\ &= \sigma_L^2 + \sigma_G^2 + 2\sum_{j=1}^{m} w_j Cov(C_L, C_j)\end{aligned} \tag{7}$$

השונות הכוללת של השינויים בשער המטבע המקומי תהיה גבוהה יותר ככל שהשונות הגלובלית והמקומית-שאריתית גבוהות יותר וככל שהמתאם בין המטבעות הגלובליים לבין הרכיב המקומי-שאריתי גדול יותר.

בעבר נעשו מספר ניסיונות לפרק את השינויים בשער החליפין שקל\דולר לרכיב גלובלי ומקומי, בדומה לנעשה בעבודה זו. יש שראו בממוצע\חציון של השווקים המתעוררים את הרכיב הגלובלי, אחרים ראו בשווקים המפותחים את הרכיב הגלובלי ויש שבחרו מדגם של מדינות אשר ההתפלגות הסטטיסטית של מטבעותיהן הייתה דומה לזו של השקל\דולר (ראה זילברברג וסוציאנו, 2006). למתודולוגיה

המוצעת שני יתרונות: (1) מטבע שסחירותו דלה מול הדולר אינו משפיע על שערי המטבעות הגלובליים מול הדולר ולכן ניתן לייצר רכיב גלובלי עולמי המשקף את התחזקות\החלשות הדולר בעולם ויחד עם זאת הינו אקסוגני לעומת השקל (2) ניתן לשחרר את ההנחה המקדמית כי שער השקל שייך לקבוצת ייחוס (סמן) זו או אחרת. עם זאת, יתכן שהשקלול של אינדקס המטבעות הגלובליים לפי מחזורי המסחר אינו האופטימאלי.

במקרים רבים ניתן לזהות התחזקות או החלשות של הדולר לעומת שאר המטבעות. מקרים אלו מאופיינים בהתחזקות או החלשות של הדולר כלפי השקל והרכיב הגלובלי בשיעורים דומים. לגבי מטבעות אחרים כגון האירו, השינוי ברכיב הגלובלי אמור להסתכם לשינוי באירו כפול משקל האירו בסל. לפיכך, ככל שמשקל המטבע ברכיב הגלובלי גדול יותר כך תהיה השפעתו גדולה יותר. עם זאת, ייתכן מצב בו חל שינוי בשער הדולר\אירו ועדיין שער הרכיב הגלובלי לא ישתנה ($C_G = 0$ במשוואה 5) או אפילו יפחת. התנאי לכך הוא שהעלייה בשער הדולר\אירו תקוזז בירידה בו-זמנית של שאר המטבעות הנכללים ברכיב הגלובלי, בעצמה שווה.

<u>ההבדל בין הפירוק המוצע לבין שער חליפין אפקטיבי</u>

שער החליפין האפקטיבי של השקל המחושב על בסיס יומי בישראל כיום (נקרא גם שער חליפין נומינלי אפקטיבי – NEER) מחושב כממוצע גיאומטרי[9] פשוט כאשר, חישוב המשקלות של המטבעות המרכיבים את הסל נעשה לפי נתוני הסחר של ישראל (נכלל סחר מולטילטראלי כלומר, סחר גם בין מדינות שלישוניות לישראל) והיקף הסחר המינימאלי הוא מעל 0.5% מסך כל הסחר של ישראל (33 מדינות ו-24 מטבעות). כדי לעמוד על ההבדלים בין הפירוק המוצע לבין השער האפקטיבי, נסמן ב-B את שער החליפין האפקטיבי הנקבע לפי סל בן N מטבעות גלובליים (כולל הדולר האמריקאי), כדלקמן:

$$B = \prod_{j=1}^{N} \left(\frac{ILS}{Curr_j}\right)^{W_j} \qquad (8)$$

כאשר, $ILS/Curr_j$ הוא שער החליפין של השקל לעומת מטבע j, W_j הוא משקל המטבע (לפי היקפי הסחר של ישראל, כאמור – $W_j = Tr_j/\Sigma Tr_j$ כאשר, Tr_j הוא היקף הסחר של ישראל עם מדינה j). נניח לשם הפשטות ש-N המטבעות הם אותם m המטבעות הנכללים בפירוק המוצע כולל הדולר כלומר, $N = m + 1$. משמעות הדבר היא שהמטבעות בעלי מחזורי המסחר הגדולים ביותר לעומת הדולר הם

[9] ראו סופר (2005). המדינות שמטבעותיהן נכללו בסל הן: ארה"ב; המדינות המפותחות: גוש האירו, אנגליה, יפן, אוסטרליה, קנדה, שוויץ, דנמרק, ושבדיה; המשקים המתעוררים: ברזיל, סין, קפריסין, הונג-קונג, הודו, מלזיה, מקסיקו, פיליפינים, פולין, רוסיה, סינגפור, דרום אפריקה, קוריאה הדרומית, טאיוון, תאילנד, טורקיה.

אותם משקים בעלי היקף הסחר הרב ביותר עם ישראל (למעט הדולר). נוציא לוג משני צידי המשוואה ונקבל:

$$Ln(B) = W_1 Ln(\frac{ILS}{Curr_1}) + W_2 Ln(\frac{ILS}{Curr_2}) + ... + W_N Ln(\frac{ILS}{Curr_N}) \quad (9)$$

אם נפרק על פי הערך המשולש את שאר המטבעות מלבד השקל\דולר, נקבל:

$$Ln(B) = W_1 Ln(\frac{ILS}{USD}) + W_2 Ln(\frac{ILS}{USD}\frac{USD}{Curr_2}) + ... + W_N Ln(\frac{ILS}{USD}\frac{USD}{Curr_N})$$

ולאחר קיבוץ איברים עבור שער השקל\דולר ($W_1+W_2+\ldots+W_N = 1$):

$$\begin{aligned} Ln(B) &= Ln(\frac{ILS}{USD}) + W_2 Ln(\frac{USD}{Curr_2}) + ... + W_N Ln(\frac{USD}{Curr_N}) \\ &= Ln(\frac{ILS}{USD}) - W_2 Ln(\frac{Curr_2}{USD}) - ... - W_N Ln(\frac{Curr_N}{USD}) \end{aligned}$$

כלומר, שער הסל שווה לשער השקל\דולר פחות אינדקס השערים הצולבים של m המטבעות הגלובליים לעומת הדולר. ולאחר העברת אגפים:

$$Ln(\frac{ILS}{USD}) = Ln(B) + W_2 Ln(\frac{Curr_2}{USD}) + ... + W_N Ln(\frac{Curr_N}{USD}) \quad (10)$$

אפשר לבטא את משוואה (10) במונחי שינויים בין תקופה t-1 לתקופה t. כלומר, במונחים של הפירוק המוצע, השינוי בשער השקל\דולר הוא תוצאה של השינוי ברכיב הגלובלי וברכיב המקומי-שאריתי, כדלקמן: $C_S = C_L^* + C_G^*$ כאשר, $C_S = Ln(\frac{ILS}{USD}\Big|_t) - Ln(\frac{ILS}{USD}\Big|_{t-1})$ הוא השינוי בשער השקל\דולר כמו קודם, $C_G^* = W_2 \Delta Ln(\frac{Curr_2}{USD}) + ... + W_N \Delta Ln(\frac{Curr_N}{USD})$ הוא ממוצע משוקלל של השינויים במטבעות הצולבים מול הדולר (הרכיב הגלובלי) ו- $C_L^* = \Delta Ln(B)$ הוא הרכיב המקומי-שאריתי (Δ מייצג שינויים – לוג השער בזמן t פחות לוג השער בזמן t-1). כעת נחפש את התנאים לשוויון בין הרכיב הגלובלי לפי הפירוק המוצע – C_G (משוואה 5) לבין הרכיב הגלובלי שנגזר משער החליפין האפקטיבי – C_G^*. זאת משום, שאם $C_G^* = C_G$ אזי $C_L^* = \Delta Ln(B) = C_L$ כלומר, הרכיב המקומי-שאריתי בפירוק המוצע ישווה לשער החליפין האפקטיבי. כזכור, הרכיב הגלובלי כלל את m המטבעות הגלובליים למעט הדולר בעוד ששער החליפין הנומינלי כולל את $N = m + 1$ המטבעות הגלובליים כולל הדולר. ההבדל בין שתי סדרות המשקלות; זו של שער חליפין אפקטיבי (משוואה 8) לעומת זו של הפירוק המוצע (משוואה 5), קשורה אם כך לחסרונו של השקל ברכיב הגלובלי. ראשית, יש לתקנן את מחזורי המסחר

של המטבעות לחסרונו של השקל כך: $Vol_j = \frac{Tr_j}{1-W_1} \ \forall j$ כאשר, Vol_j משקף את מחזורי המסחר של המטבעות הגלובליים לעומת הדולר (ברכיב הגלובלי של הפירוק המוצע), Tr_j הם היקפי הסחר של אותן מדינות גלובליות עם ישראל (ברכיב הגלובלי של שער החליפין האפקטיבי) ו-W_1 הוא משקל הדולר בכלל היקפי הסחר של ישראל. בהינתן התקנון, אם מחזורי המסחר של המטבעות הגלובליים לעומת הדולר (ברכיב הגלובלי של הפירוק המוצע) המתוקננים לשער הדולר יהיו שווים להיקפי הסחר של אותן מדינות גלובליות עם ישראל (ברכיב הגלובלי של שער החליפין האפקטיבי), אזי יהיה שוויון בין השער האפקטיבי לפירוק המוצע. רק במקרה כזה, משקולות מחזורי המסחר של המטבעות הגלובליים מול הדולר שוות למשקולות היקפי הסחר של ישראל לעומת מדינות אלו ($C_G^* = C_G$) והרכיב המקומי-שאריתי בפירוק המוצע הינו השער האפקטיבי. עם זאת, תנאים אלו סביר שלא יתקיימו בדרך כלל (ההבדלים ששררו בפועל החל מ-2008 בין השער האפקטיבי לרכיב הגלובלי יוצגו בסעיף הבא – דיאגרמה 2).

<u>שילוב הפירוק המוצע במודל תגובת היתר של Dornbsuch</u>

לסיום חלק זה, נראה איך הפירוק המוצע לרכיב גלובלי ומקומי-שאריתי בא לידי ביטוי במודל תגובת היתר (משוואה 4) ובפרט מהי החשיבות של מהירות החזרה לשיווי משקל של מטבעות שונים. כזכור, לפי מודל תגובת היתר, שער החליפין הבילטראלי הוא פונקציה של פערי המחירים ופערי הריביות עם מהירות חזרה – λ של השער הנוכחי לשער שיווי משקל. אם נתעלם ממימד הזמן ונבטא, כדלעיל, את לוג שער החליפין שקל\דולר – S בעזרת הרכיב הגלובלי (לוג אינדקס המטבעות הגלובליים לעומת הדולר – G) והמקומי-שאריתי (לוג שער השקל לעומת המטבעות הגלובליים – L), נקבל:

$$G = (p_G - p_S) + \lambda_{GS}(i_G - i_S)$$

$$L = (p_L - p_G) + \lambda_{LG}(i_L - i_G)$$

$$S = G + L = (p_L - p_S) + \lambda_{GS}(i_G - i_S) + \lambda_{LG}(i_L - i_G) = (p_L - p_S) + \lambda_{LS}(i_L - i_S) \quad (11)$$

כאשר, כתיב תחתי S, G, ו-L מייצגים את הדולר, המטבעות הגלובליים והשקל, בהתאמה, i ו-p מייצגים את הריביות והאינפלציות והמקדמים λ_{GS}, λ_{LG}, ו- λ_{LS} משקפים את מהירות החזרה לשער שיווי משקל. משוואה (11) מייצגת את הקשרים הבילטראליים בין כל זוג מטבעות (או אינדקסים) בשיווי משקל ולכן חייב להתקיים:

$$\lambda_{GS}(i_G - i_S) + \lambda_{LG}(i_L - i_G) = \lambda_{LS}(i_L - i_S) \quad (12)$$

אם נניח, בשלב ראשון, שכל מקדמי החזרה לשיווי משקל שווים: $\lambda_{GS} = \lambda_{LG} = \lambda_{LS} = \lambda$, כפי שמניח מודל תגובת היתר, אזי נקבל מיידית את השוויון ב-(12). מנגד, ללא הנחה כזו, למהירות החזרה לשיווי משקל יש משמעות רבה. בספרות (לדוגמא, Ferreira et al., 2007) נמצא כי מהירות החזרה – λ לשער שיווי משקל במשקים מתעוררים הנה מהירה יותר מזו של מדינות מפותחות. לפיכך, נניח, ש: $\lambda_{GS} > \lambda_{LG} \cong \lambda_{LS}$. כעת, אם נציב את משוואה (1) במשוואה (11) נקבל:

$$\Delta S_{t+1} = \frac{\lambda_{GS}}{\lambda_{LS}} \Delta G_{t+1} + \frac{\lambda_{LG}}{\lambda_{LS}} \Delta L_{t+1} \quad (13)$$

בניסוח זה, השינוי הצפוי בשער השקל\דולר הוא פונקציה של השינוי הצפוי ברכיב הגלובלי והשינוי הצפוי ברכיב המקומי-שאריתי. אולם, מאחר ועל פי הנחתנו $\lambda_{GS} > \lambda_{LG} \cong \lambda_{LS}$, אזי למקדם הרכיב הגלובלי – $\frac{\lambda_{GS}}{\lambda_{LS}}$ משקל גדול יותר מזה של הרכיב המקומי-שאריתי – $\frac{\lambda_{LG}}{\lambda_{LS}}$ (יתר הדברים קבועים). תוצאה זו מלמדת על חשיבותו של הרכיב הגלובלי בהסבר שע"ח העתידי גם במסגרת מודל תגובת היתר של Dornbusch (1976).

ד. בחינת הפירוק המוצע על מדגם של נתונים יומיים לתקופה I/1993 – II/2009

כדי לבחון את הפירוק המוצע נלקחו שערי חליפין יומיים של 12 מטבעות. המשקולות המשקפים את היקפי המסחר בשוק המט"ח העולמי נלקחו מסקר תלת שנתי של ה-BIS שפורסם בספטמבר 2007 (Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivative market Activity). על פי סקר זה, המטבעות שנפח המסחר היומי בהן עלה על 1% מסך כל המסחר במט"ח (כולל עסקאות ספוט, פורוורד, אופציות וסוואפ) באפריל 2007 היו: אירו, ין, לישי"ט, פרנק שוויצרי, דולר אוסטרלי, דולר קנדי, כתר שבדי, קרונה נורבגית, דולר ניו-זילנדי, פזו מקסיקני, דולר סינגפורי והוון הקוריאני[10]. על סמך משקולות אלו ושיעורי השינוי החודשיים של כל מטבע נקבעו: אינדקס המטבעות הגלובלי (הרכיב הגלובלי) לפי משוואה 5 (12 מטבעות), הרכיב המקומי-שאריתי, והרכיב הגלובלי והמקומי-שאריתי של השונות של השינוי בשער השקל\דולר לפי משוואה 7. לוח 1 מציג סטטיסטים בסיסיים של 12 המטבעות ושל הרכיב הגלובלי והמקומי-שאריתי בשער השקל\דולר וכן סטטיסטים בסיסיים על שיעורי התשואה והאינפלציה.

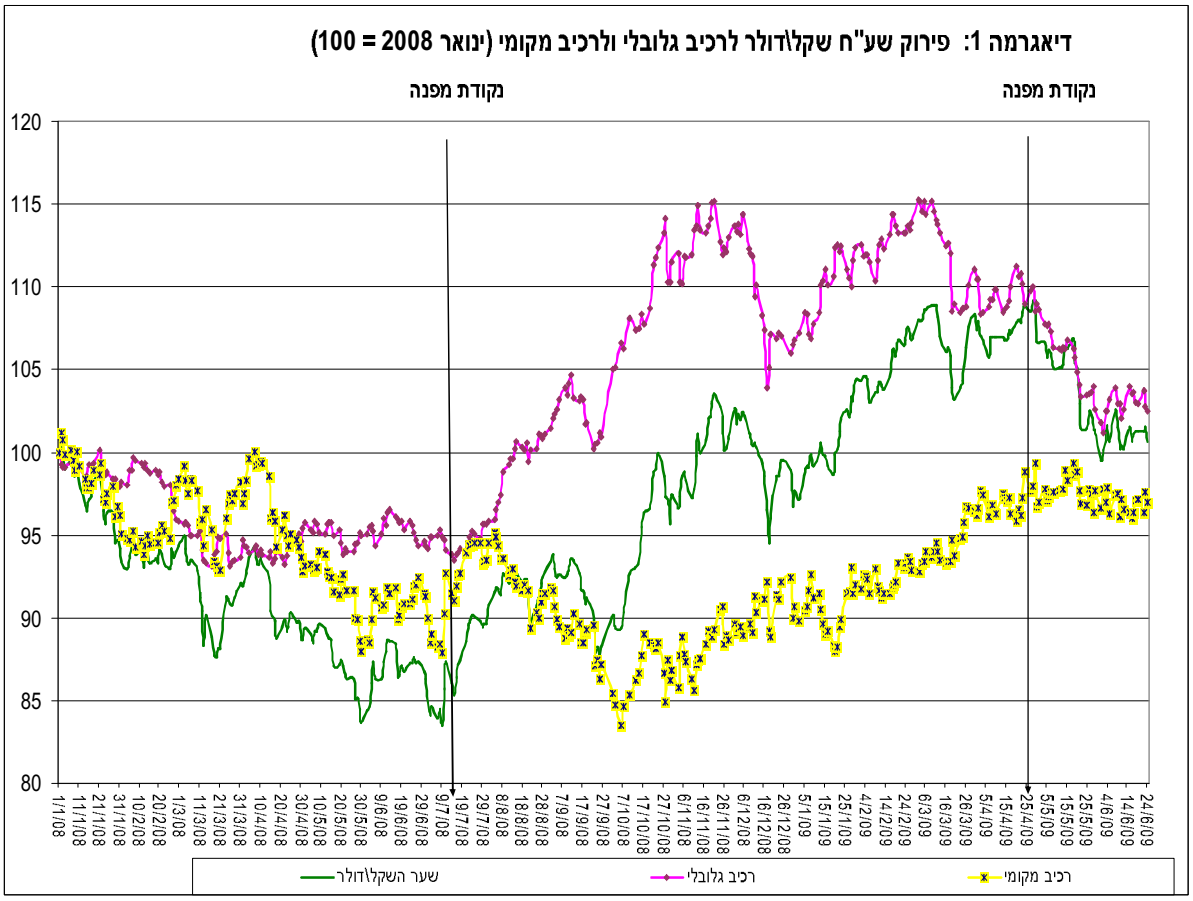
[10] הדולר ההונג-קונגי שנכלל אף הוא בין המטבעות הגלובליים הוצא מהאינדקס משום שהוא צמוד לדולר האמריקאי.

[הכנס כאן לוח 2]

מהלוח עולה שכשלושה רבעים ממשקל האינדקס הגלובלי שייך ל-4 מטבעות בלבד: האירו, הין, הליש״ט והפרנק השוויצרי. בתקופת המדגם התחזק הדולר לעומת אינדקס המטבעות הגלובלי בשיעור זעום בן 0.04% בממוצע רבעוני; זאת לעומת 0.53% לעומת השקל. קיימת הטרוגניות רבה בין המטבעות המרכיבים את אינדקס המטבעות הגלובלי. כך, מבין המטבעות הגלובליים (למעט הפזו המקסיקני) התחזקו הין היפני והפרנק השוויצרי לעומת הדולר בשיעורים רבעוניים של 0.39% ו-46%, בהתאמה בעוד שהדולר האוסטרלי והדולר הניו-זילנדי נחלשו בשיעורים רבעוניים של 0.24% ו-0.36%, בהתאמה. נציין כי מטבעות אלו שמשו במהלך תקופת המדגם כמטבעות carry-trade פופולאריים כאשר הין והפרנק השוויצרי היו המטבעות בהן נלקחו ההלוואות (תשואה ממוצעת ל-12 חודשים של 0.8% ו-2.3%, בהתאמה) בעוד הדולר הניו-זילנדי והדולר האוסטרלי היו המטבעות בהם הופקדו הפיקדונות (תשואה ממוצעת ל-12 חודשים של 7.1% ו-5.9%, בהתאמה). מציאות זו עקבית עם טענתו של Cavalo (2006) שהסיבה המרכזית לשינויים בשער הדולר בשנים האחרונות היה פער הריביות בין הדולר למטבעות אחרים שהביא לפעילות carry trade אינטנסיבית.

החלק התחתון בלוח 1 מציג תשואות נומינאליות על אגרות חוב ממשלתיות בישראל וארה״ב לתקופות שונות וכן פערי אינפלציות ופערי תשואות ריאליות. כפי שניתן לראות, התשואות בישראל היו גבוהות משמעותית מאלו האמריקאיות כאשר, גודל הפער מתואם שלילית עם אורך התקופה לפדיון. כך עמד הפער הממוצע ל-3 חודשים על 4.47% לעומת פער של 2.86% לתקופה של 5 שנים לפדיון. מאחר שגם פערי האינפלציות היו חיוביים, בייחוד בתחילת התקופה, פער התשואות הריאלי היה חיובי אף הוא. נציין כי על פי שקילויות ה-UIP וה-PPP צפוי היה פיחות בשער החליפין שקל\דולר; כפי שאכן קרה בפועל.

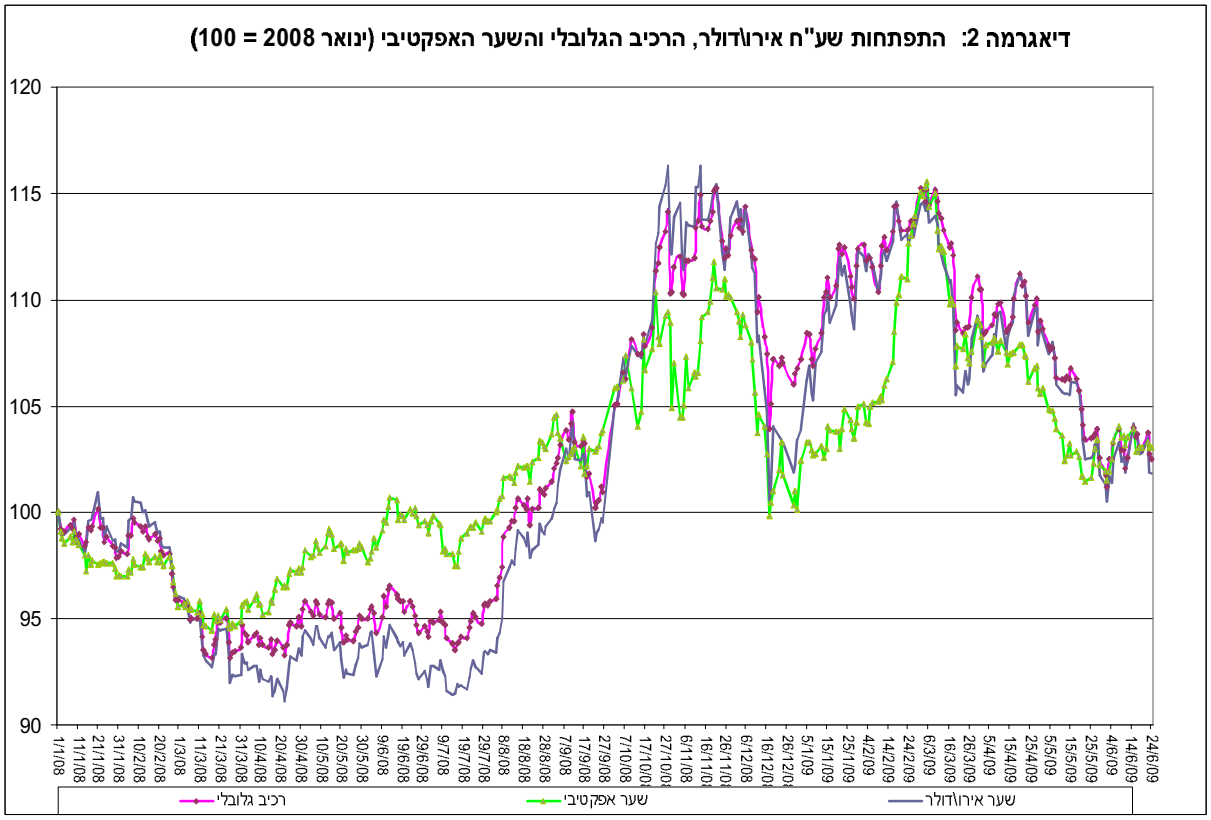
דוגמא לתובנות המתקבלות מהפירוק המוצע ניתן לראות בהתפתחות הרכיב הגלובלי והרכיב המקומי-שאריתי בתקופה שבין ינואר 2008 ועד יוני 2009 (דיאגרמה 1).



כפי שניתן לראות בדיאגרמה, במהלך התקופה חלו שתי תפניות במגמת שער השקל\דולר (הקו הירוק). מתחילת 2008 ועד חודש יולי, השער יוסף (השקל התחזק), מחודש יולי 2008 ועד חודש אפריל 2009 השער פוחת ומאז ועד סוף יוני 2009 הוא שב ויוסף. התפתחויות אלו ניתן לנתח בעזרת הפירוק לרכיב גלובלי-אקסוגני ולרכיב מקומי-שאריתי. נציין כי הגורם המקומי מכיל את ההשפעה של גורמים רבים, כגון: פרמיית הסיכון של המשק הישראלי, השפעת המדיניות המקרו-כלכלית המקומית והתערבות בנק ישראל בשוק המט"ח. למרות שהמחקר לא מבחין בין הגורמים השונים המשפיעים על הרכיב המקומי, מעניין לנתח את ההתפתחויות בעזרת הפירוק לעיל. הייסוף החד יחסית בתחילת התקופה עד נקודת המפנה הראשונה (כ-15%) היה תוצאה של התלכדות הרכיב הגלובלי (החלשות מתונה של הדולר בעולם, כ-5%) יחד עם זה המקומי-שאריתי (כ-10%). נציין כי ירידת הרכיב המקומי-שאריתי התרחשה למרות רכישות יומיות בגובה 25 מיליוני דולר על ידי בנק ישראל, כלומר, באותה תקופה השפעת הגורמים המקומיים האחרים, שפעלו לייסוף, הייתה חזקה מהשפעת רכישות בנק ישראל בשוק המט"ח, שפעלו לפיחות. בנקודת המפנה הראשונה, בה עבר שער השקל\דולר מפנה ממגמת ייסוף למגמת פיחות, אירעו (כמעט באותו יום) שתי התפתחויות: הדולר החל להתחזק ביחס לשאר המטבעות ובנק ישראל הגדיל את היקף הרכישות היומיות מ-25 מיליוני דולרים ל-100 מיליונים. עד השבוע הראשון של אוגוסט הן

הרכיב המקומי והן הרכיב הגלובלי פעלו לפיחות בשער החליפין. החל מהשבוע השני של אוגוסט, הרכיב המקומי-שאריתי, ירד עד לתחתית שאירעה בתחילת אוקטובר 2008 (83).. בזמן זה, נפל בנק ההשקעות להמן-ברזרס וחלחלה ההכרה בישראל שמשבר הסאב-פריים רציני יוצר ממה שנראה עד לאותה נקודה והוא עלול להשפיע בצורה מהותית יותר על הכלכלה המקומית מאשר נטו לחשוב לפני כן. ואכן, מאותה נקודה ועד לסוף התקופה עלה הרכיב המקומי-שאריתי בכ-14% (מ-83 עד 97) כאשר בנק ישראל ממשיך לרכוש מידי יום 100 מיליוני דולרים. נקודת המפנה השנייה בשער השקל\דולר התרחשה באפריל 2009 והיא תוצאה של החלשות הדולר בעולם (הרכיב הגלובלי) יחד עם יציבות ברכיב המקומי-שאריתי. המתאם בין הרכיב הגלובלי והמקומי-שאריתי לא היה קבוע על פני התקופה. כך, מתוך 377 תצפיות יומיות, בכשני שליש מהמקרים נעו הרכיב הגלובלי והמקומי-שאריתי באותו כיוון (עלייה או ירידה) ובכשליש מהמקרים הם נעו בכיוונים מנוגדים. ניתן לסכם את הניתוח בהערכה כי הרכיב הגלובלי היה מאוד משמעותי בהשפעתו על התפתחות השקל\דולר והוא אף הקדים וקבע את מגמת השער במרבית התקופה, בהשוואה לרכיב המקומי-שאריתי.

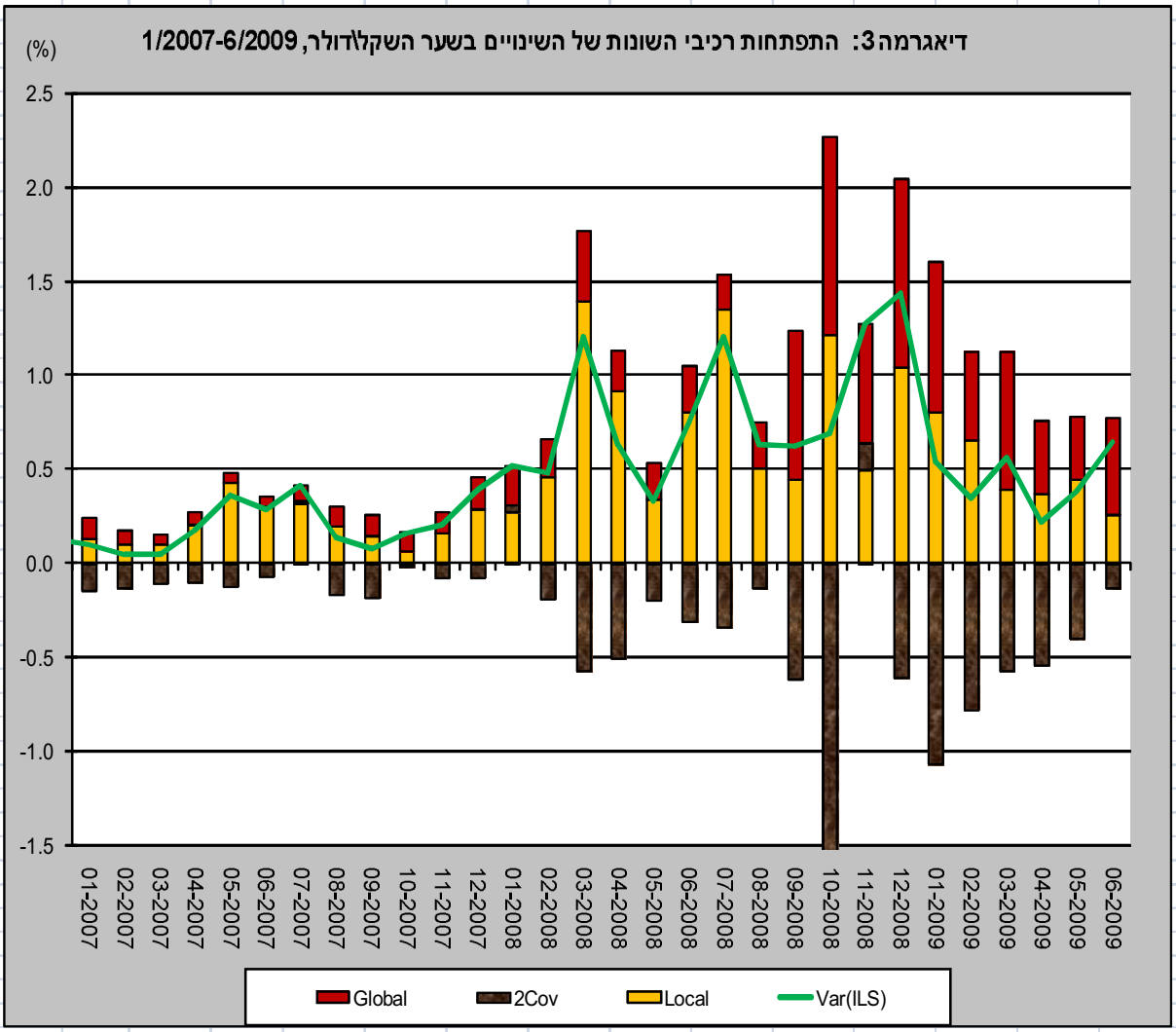
להשלמת התמונה, דיאגרמה 2 מציגה את ההבדלים בין התפתחות השער האפקטיבי (מקור: אתר בנק ישראל), שער האירו\דולר והרכיב הגלובלי, לאותה תקופה כמו זו שבדיאגרמה 1.



מהדיאגרמה עולה שהרכיב הגלובלי ושער האירו\דולר נעו בצורה דומה. זאת משום שמשקל האירו\דולר ברכיב הגלובלי עומד על כ-36%. עם זאת ניכרים הבדלים בין שתי הסדרות; במיוחד

בתחילת התקופה. לעומת שתי סדרות אלו, השער האפקטיבי של השקל, הכולל הן את הדולר והן את שאר 12 המטבעות הגלובליים, היה פחות תנודתי במהלך התקופה. כך היו סטיות התקן של שער האירו\דולר והרכיב הגלובלי גבוהות מ-7% לעומת זו של השער האפקטיבי שעמדה על 4.85%. הסיבה לכך היא שהתחזקות או החלשות הדולר מול המטבעות הגלובליים מתקזזים חלקית בשער האפקטיבי (מול השקל) ולא באים לידי ביטוי כמו ברכיב הגלובלי.

בדומה לפירוק תוחלת השינוי בשער השקל\דולר לרכיב גלובלי ומקומי-שאריתי, ניתן לפרק גם את השונות על פי משוואה 5. את פירוק השונות של השינויים בשער השקל\דולר ניתן לראות בדיאגרמה 3, להלן.



בדיאגרמה מוצגים הרכיבים של שונות השינויים בשער השקל\דולר: Var(ILS) $\sigma^2_{ILS} = \sigma^2_L + \sigma^2_G + 2\sum_{j=1}^{m} w_j \mathrm{Cov}(C_L, C_j)$ לפי משוואה 3 בטקסט,

כאשר, σ^2_L מייצג את הרכיב המקומי (Local) בשונות, σ^2_G מייצג את השונות של אינדקס המטבעות הגלובליים (Global) ו-Cov הוא המתאם מוכפל ב- 2 (2Cov) בין הרכיב המקומי (C_L) לבין המטבעות הגלובליים (w_j הוא המשקל לפי היקפי המסחר של מטבע גלובלי j בסך m המטבעות הגלובליים). מהדיאגרמה עולה שהשונות המקומית הייתה רכיב דומיננטי בשונות הכוללת לצד השונות הגלובלית בעוד שהמתאמים בין הרכיב הגלובלי למקומי השפיעו לשלילה על השונות הכוללת; בעיקר בחודשי משבר הסאב-פריים.

השונות של השינויים בשער השקל\דולר – Var(ILS) חושבה על בסיס השינויים היומיים של כל חודש קלנדרי. שונות זו היא פונקציה חיובית של שונות השינויים ברכיב הגלובלי-אקסוגני (Global), של שונות השינויים ברכיב המקומי-שאריתי (Local), ושל המתאמים בין הרכיב המקומי למטבעות הגלובליים (2Cov). כפי שניתן לראות, השונות הכוללת בשנת 2008 הייתה גדולה מאוד בהשוואה לזו ששררה בשנת 2007 ובשנת 2009. ההתערבות של בנק ישראל במסחר בחודש מרץ 2008, הגדילה מאוד את הרכיב המקומי של השונות ולכן את השונות הכוללת. זאת, כנראה על רקע שינוי במדיניות האי-התערבות שהייתה נהוגה בשנים האחרונות. בדצמבר 2008 הגיעה שונות השקל\דולר לשיא – בעיקר עקב עליית המתאמים בין השקל למטבעות הגלובליים יחד עם הגידול בשונות המטבעות הגלובליים. עליית שונות המטבעות הגלובליים אירעה כאשר הדולר הפסיק בפתאומיות את מגמת ההתחזקות שלו כלפי מטבעות אלו (ראו דיאגרמה 1) והגידול במתאמים של מטבעות אלו עם השקל מוסבר בכך שהייתה זו תופעה גלובלית של הדולר מול כל המטבעות הגלובליים ובכלל זה מול השקל. מאז תחילת 2009 ניתן לראות ירידה בשונות הכוללת וחזרה לערכים נורמאליים; אם כי גבוהים מאלו ששררו ב-2007.

<u>בחינת שקילות ה- UIP וה-PPP בעזרת רגרסיות OLS</u>

להלן נבחן את תקיפות שקילות ה-UIP וה-PPP היחסי (relative PPP) בעזרת רגרסיות OLS ובהתאם למשוואות (1) ו- (2). בחינות אלו המוצגות בלוח 3 להלן, הנן הנפוצות ביותר לבדיקת השקילויות בספרות.

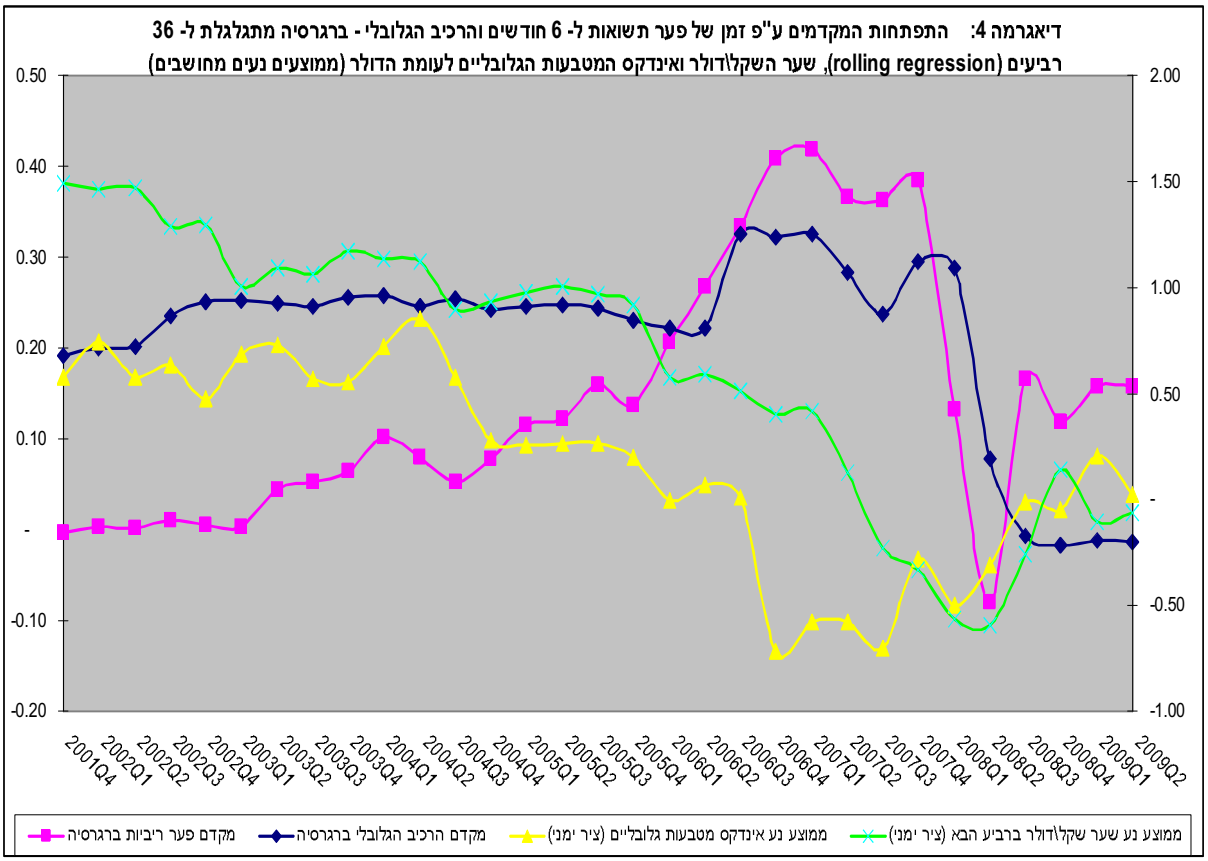
[הכנס כאן לוח 3]

חלקו העליון של הלוח בוחן את שקילות ה-UIP בשתי צורות. הראשונה היא הצורה הבסיסית – על פי משוואה (1): $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \varepsilon_t$ כאשר, $i_{USA,t}$ הוא שיעור הריבית האמריקאית. הצורה השנייה כוללת גם את הרכיב הגלובלי – G ומשתנה דמי למשבר הסאב-פריים – Sub המקבל את הערך 1 החל מהרביע השלישי של שנת 2008 ועד סוף התקופה: $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \gamma G_t + D09 + \varepsilon_t$. הוספת הרכיב הגלובלי אמורה לשפר את רמת ההסבר של הרגרסיה; בפרט באותן סיטואציות של שינויים בילטראליים בין המטבעות הגלובליים לבין הדולר (למשל העלאת שיעורי הריבית בגוש היורו) שהנן אקוסגניות לשער השקל\דולר. לרגרסיה נוספו גם 3 גורמי אוטוקורלציה לטיפול במתאם סדרתי. שקילות ה-PPP נבחנת בצורה דומה בחלקו התחתון של הלוח (פאנל ב).

מניתוח התוצאות עולה שכיווני המקדמים ברגרסיה הבסיסית (פאנל א.1) עקביים עם השערת ה-UIP כלומר, $\beta_1 > 0$; $\beta_2 < 0$ ו- $\alpha \approx 0$. עם זאת, אף לא ברגרסיה אחת הם היו מובהקים; דבר המסביר את רמת ההסבר הכוללת הנמוכה בכל הרגרסיות (Adj. $R^2 \approx 0$). וכמובן, במבחן WALD לבדיקת השקילות לא ניתן לאושש את ההשערה ש: $\beta_1 = 1$; $\beta_2 = -1$. לרגרסיות המוצגות בפאנל א.1 נוסף בפאנל א.2 רכיב גלובלי – G (ומשתנה דמי למשבר הסאב-פריים); זאת כדי להעריך את תרומתו של הרכיב הגלובלי להסבר השינוי בשער החליפין שקל\דולר ברביע הבא. הוספת רכיב גלובלי לרגרסיות הבוחנות את השערת ה-UIP, העלתה את רמת ההסבר הכוללת ובכל הרגרסיות המקדם γ היה חיובי ומובהק והוא נע בטווח צר מאוד (0.21-0.24). תוצאה זו מלמדת על חשיבותם של המטבעות הגלובליים בהסבר ה-UIP. יתר על כן, למעט הרגרסיה של פערי ריביות לחמש שנים, המקדמים β_1 ו-β_2 היו בערכים דומים לאורך כל המבנה העיתי של פערי הריביות. הפאנל התחתון בלוח 3 מציג שלוש גרסאות של ה-PPP. בפאנל ב.1 מוצגות תוצאות הרגרסיה הבסיסית, אשר בדומה לרגרסיה הבסיסית של ה-UIP, סימני המקדמים עקביים עם השקילות ($\beta_1 > 0$; $\beta_2 < 0$ ו- $\alpha \approx 0$) אך רמת המובהקות נמוכה מאוד; כך גם רמת ההסבר הכוללת של המשוואה. הוספת הרכיב הגלובלי בפאנל ב.2. משפרת את רמת ההסבר של הרגרסיה בעיקר בגלל המובהקות של מקדם הרכיב הגלובלי (γ) שנמצא חיובי ברמות הדומות לאלו שנמצאו ברגרסיות הבוחנות את שקילות ה-UIP (פאנל א.2). ועדיין במבחן WALD על שקילות ה-PPP לא ניתן לאושש את ההשערה ש: $\beta_1 = 1$; $\beta_2 = -1$. לבסוף, החלפת פערי האינפלציה בפועל (שנה אחורה) עם הפערים של התחזיות האינפלציוניות לשנה קדימה בישראל ובארה"ב לא שינו משמעותית את התוצאות (פאנל ב.2.). לפיכך, ניתן לאמר שגם בפאנל ב, הוספת הרכיב הגלובלי הייתה משמעותית ומובהקת[11] בתרומתה להסבר השינויים בשער השקל\דולר ברביע הבא והיא נעה בין 0.19 ל-0.20 נקודות אחוז – בדומה לרמות שבפאנל א.2.

לאור השינויים המשמעותיים שחלו בשנים האחרונות במעמדם של השקל והדולר בעולם, סביר שהמקדמים ברגרסיה השתנו על פני זמן. התפתחות מקדמי פער הריביות והרכיב הגלובלי ברגרסיה יחד עם השינויים המצטברים בשער השקל\דולר ברביע הבא וברכיב הגלובלי, מוצגים בדיאגרמה 4.

[11] במבחן למשתנים חסרים (redundant variable) בכל הרגרסיות היה משתנה זה מובהק ברמות של לפחות 5%.



את התפתחות הסדרות בדיאגרמה ניתן לחלק לשתי תת תקופות: מתחילת תקופת המדגם[12] ועד שנת 2005 (להלן התקופה הראשונה) ניכרת יציבות במקדמים ותהליך מתון של התחזקות השקל; זאת לעומת החלק הימני של הדיאגרמה (להלן התקופה השנייה) המעיד על תנודתיות רבה; זאת בין השאר על רקע כניסת הזרים לשוק הישראלי ומשבר הסאב-פריים. בתקופה הראשונה הרכיב הגלובלי ברגרסיה יציב למדי ועומד על כ-0.2 בעוד שרכיב פער הריביות עולה בצורה מדודה. עלייה זו מתרחשת בו זמנית עם כניסה של משקיעים זרים לישראל וניצול פערי הריביות שבין השקל לדולר (carry trade). לאורך כל התקופה הראשונה נרשמה יציבות בשער השקל\דולר וירידה מתונה באינדקס המטבעות הגלובליים לעומת הדולר (על בסיס שינויים מצטברים באחוזים החל מרביע I/1993). התפתחות זו מעידה על כך שהשקל נותר יציב לעומת הדולר אך התחזק מול המטבעות הגלובליים. מתחילת התקופה השנייה (2005) ועד 2008 עולים הן מקדם הרכיב הגלובלי ברגרסיה ואף יותר מכך מקדם פער הריביות ברגרסיה. תופעה זו מוסברת, כאמור, בהשפעתם הגוברת והולכת של הזרים על שע"ח שקל\דולר דרך השקעתם הפיננסית (אג"ח ומניות) בשוק המקומי ויציאתם ממנו; זאת בהשוואה לתחילת התקופה הראשונה בה הם כמעט לא היו מעורבים בשוק. במקביל התחזק השקל הן לעומת הדולר והן לעומת

[12] מאחר שזו רגרסיה מתגלגלת של 36 רביעים התאריך הראשון בדיאגרמה הוא 2001Q4 כלומר, הרגרסיה בנקודה זו מתייחסת לתקופה 1993Q1–2001Q4.

המטבעות הגלובליים (שנותרו פחות או יותר באותה רמה לעומת הדולר). החל מאמצע 2008 ועד כמעט סוף התקופה נחלש השקל הן כלפי הדולר והן כלפי המטבעות הגלובליים בעוד שמקדם הרכיב הגלובלי ברגרסיה מתאפס ומקדם פער הריביות יורד לרמה נמוכה של 0.16 – רמה בה שהה באמצע 2005. שינויים אלו מלמדים שהתמורות שחלו במשתנים הכלכליים בייחוד במהלך משבר הסאב-פריים אכן השפיעו על המקדמים ברגרסיה הבוחנת את שקילות ה-UIP. עוד עולה מהדיאגרמה שלאורך כל התקופה, אינדקס המטבעות הגלובלי מקדים את שער השקל\דולר לפחות ברביע אחד[13]. ממצא זה עקבי עם היותו של הרכיב הגלובלי חיובי ומובהק בכל הרגרסיות.

<u>בחינת שקילות ה-UIP וה-PPP בעזרת רגרסיות GARCH(1,1)-M</u>

למרות התרומה של הרכיב הגלובלי, יכולת התחזית של הרגרסיות לפי שקילות ה-UIP וה-PPP נמוכה מאוד. יש הטוענים (למשל Berk and Knot, 2001) כי הסיבה העיקרית לחוסר היכולת לאושש את שקילות ה-UIP וה-PPP היא השונות המשתנה על פני זמן או פרמיית הסיכון שחסרה ברגרסיות הבסיסיות. לשם כך, יש המריצים רגרסיות מסוג ARCH/GARCH המאפשרות הן אמידה של שונות המשתנה על פני זמן (heteroskedasticity) והן פרמיית סיכון בלתי נצפית בשווקים (latent variable).

כדי לבודד את השפעת הרכיב הגלובלי במסגרת גמישה זו של GARCH/ARCH, משוואות האמידה הורצו פעם בצורה הסטנדרטית – GARCH(1,1)-M ופעם בתוספת הרכיב הגלובלי הן במשוואת התוחלת והן במשוואת השונות, כדלקמן:

(14) רגרסיה בסיסית:

$$\Delta s_{t+1} = \mu + \gamma\sigma_t + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2$$

כאשר, המשוואה העליונה היא משוואת התוחלת של השינוי העתידי בשער החליפין (ΔS_{t+1}) והמשוואה התחתונה היא משוואת השונות המותנית (σ_t^2), μ ו-α_0 הם הקבועים, γ הוא המקדם של פרמיית הסיכון (צפוי להיות שלילי לריבית המקומית – i_t אשר כוללת לכאורה פרמיית סיכון), $i_{USA,t}$ היא הריבית הדולרית, α_1 מייצג את השוק\שונות מהתקופה הקודמת ו-β משקף את מידת ההתמדה בשונות המותנית (persistency). לרגרסיה הבסיסית נוספו כמקודם, משתנה הדמי – Sub והרכיב הגלובלי – C_G, כדלקמן:

[13] במבחן גריינג'ר לסיבתיות סטטיסטית (Granger Causality test) לא ניתן לדחות את ההשערה שאינדקס המטבעות הגלובליים אינו גורר סטטיסטית את שער השקל\דולר ברמת מובהקות של 0.01 אך לא ההיפך.

(15) רגרסיה מורחבת:

$$\Delta s_{t+1} = \mu + \gamma\sigma_t + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \delta_1 C_{G,t} + \phi \cdot Sub + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \delta_2 C_{G,t}$$

בפאנל התחתון של לוח 4 מוצגות אותן משוואות הרלבנטיות לבחינת שקילות כח הקניה (PPP) כאשר, במקום פערי הריבית מופיעים בפאנל ב.2 פערי האינפלציות בין ישראל לארה"ב ששררו בפועל בשנה האחרונה (π_t - $\pi_{USA,t}$) ובפאנל ב.3. פערי האינפלציות הצפויות לשנה קדימה [$E(\pi_t)$ - $E(\pi_{USA,t})$].

[הכנס כאן לוח 4]

מהלוח עולים מספר ממצאים כדלקמן[14]:

1. על פי הרגרסיה הבסיסית (משוואה (14) ופאנלים א.1 ו-ב.1) סימני המקדמים של פערי הריביות במשוואות התוחלת עקביים רק לפעמים עם שקילויות ה-UIP וה-PPP ($\beta_1 > 0$; $\beta_2 < 0$ ו- $\mu \approx 0$) בעוד שעל פי הרגרסיה המורחבת (משוואה (15) ופאנלים א.2, ב.2 ו-ב.3) הכיוונים עקביים בכל המקרים (למעט פערי ריביות לשנתיים).

2. הרכיב הגלובלי ברגרסיות המורחבות היה כצפוי, חיובי במשוואת התוחלת ($\delta_1 > 0$) ושלילי במשוואת השונות ($\delta_2 < 0$) בכל המקרים. למעט שני מקרים, היה רכיב זה גם מובהק. משמעות ממצא זה הנה שבמשוואת התוחלת של ה-UIP תרומת הרכיב הגלובלי הנה כ-0.2, במשוואת התוחלת של ה-PPP הנה כ-0.3, בעוד שבמשוואות השונות של שתי השקילויות התרומה פחותה בהרבה ודומה (כ-0.004-); אם כי מובהקת מאוד. נציין עוד, שהמקדמים של הרכיב הגלובלי בכל המשוואות היו דומים זה לזה וכן לתוצאות שהתקבלו בהרצת הרגרסיה OLS (לוח 3); דבר המחזק לכאורה את מהימנות התוצאות.

3. מקדם פרמיית הסיכון שנאמדה (γ) היה שלילי כצפוי במשוואות התוחלת של ה-UIP (למעט לשלושה חודשים) אך חיובי במשוואות התוחלת של ה-PPP. עם זאת, המובהקות של מקדמים חיוביים הייתה נמוכה ורק ברגרסיות בהן היו מקדמים שליליים נמצאה מובהקות גבוהה.

4. משתנה הדמי – Sub, המשקף את משבר הסאב-פריים נמצא שלילי בכל הרגרסיות כצפוי והוא גרע בין 0.10 ל- 0.19 מהשינוי הצפוי בשער החליפין שקל\דולר ברביע הבא.

---

[14] כדי לוודא שהתוצאות שהתקבלו עומדות במבחנים הסטטיסטיים המקובלים, השאריות נבדקו בכל רגרסיה בעזרת מבחני קורלוגרמה Q-Test עם 28 פיגורים, קורלוגרמה על השאריות בריבוע עד 28 פיגורים, מבחן מתאם סדרתי (LM) עד 4 פיגורים ומבחן לנורמליות (Jarque-Berra) של השאריות אשר עברו סטנדרטיזציה. בכל המקרים השאריות התנהגו כרעש לבן כלומר, עברו את ארבעת המבחנים דלעיל.

בחינת מודל תגובת היתר של Dornbusch (1976) במערכת VEC

אחת הבעיות בשקילויות ה-UIP וה-PPP היא שהם לוקחים בחשבון קשרים חלקיים בין פערי ריביות ושע"ח או פערי אינפלציות ושע"ח אך לא את הקשרים הסימולטניים בין שלושת צלעות המשולש: שע"ח, פערי ריביות ופערי אינפלציות. פתרון אפשרי להכללת כל שלושת המשתנים במסגרת ניתוחית אחת המאפשרת גם התחשבות בהשפעה בפיגור של המחירים כתוצאה מקיומם של מחירים קשיחים (sticky prices) הוצע על ידי Dornbusch (1976). למעשה, ישנם חמישה משתנים בעלי אופי קו-אינטגרטיבי שנרצה לבדוק איך סטייה של כל אחד מהם משפיעה על שאר המשתנים בטווח הקצר, בהנחה שהקשרים של הטווח הארוך מתקיימים. ניסוח כללי של הקשרים בין חמשת המשתנים הנכללים בוקטור: $X_t^{'} = (s_t, i_t, i_t^*, p_t, p_t^*)$, מאפשר לקחת בחשבון דינאמיקה של טווח קצר יחד עם שמירה על השקילויות של הטווח הארוך ב-UIP ($i_t = i_t^*$) וב-PPP ($s_t = p_t - p_t^*$). מאחר שראינו לעיל כי הרכיב הגלובלי תורם להסבר השינוי העתידי בשער החליפין שקל\דולר, נוסיף אותו לווקטור X כך שנקבל את הווקטור $X_t^{'} = (s_t, i_t, i_t^*, p_t, p_t^*, g_t)$ המכיל k = 6 משתנים.

ניסוח זה של מודל כללי מסוג VEC (Vector Error Correction) נראה כך (ראו Caporale et al., 2001):

$$\Delta s_t = \delta_1(s_t - p_t + p_t^*) + \delta_2(i_t - i_t^*) + f_1(\Delta X_{t-j}) + \varepsilon_{1t} \quad (16)$$

$$\Delta p_t = \delta_3(s_t - p_t + p_t^*) + \delta_4(i_t - i_t^*) + f_2(\Delta X_{t-j}) + \varepsilon_{2t} \quad (17)$$

$$\Delta p_t^* = \delta_5(s_t - p_t + p_t^*) + \delta_6(i_t - i_t^*) + f_3(\Delta X_{t-j}) + \varepsilon_{3t} \quad (18)$$

$$\Delta i_t = \delta_7(s_t - p_t + p_t^*) + \delta_8(i_t - i_t^*) + f_4(\Delta X_{t-j}) + \varepsilon_{4t} \quad (19)$$

$$\Delta i_t^* = \delta_9(s_t - p_t + p_t^*) + \delta_{10}(i_t - i_t^*) + f_5(\Delta X_{t-j}) + \varepsilon_{5t} \quad (20)$$

$$\Delta g_t = \delta_{11}(s_t - p_t + p_t^*) + \delta_{12}(i_t - i_t^*) + f_6(\Delta X_{t-j}) + \varepsilon_{5t} \quad (21)$$

כאשר, ΔX_{t-j} {j = 0..n} מייצג את הדינמיקה של הטווח הקצר, ו-e_{kt} {k = 1..6} הוא רכיב הרעש. בעזרת מערכת המשוואות (16)-(21) ניתן לבחון את הדינמיקה של הטווח הקצר כאשר השינויים בזמן t בכל משוואה הם פונקציה של השקילויות בתקופות קודמת ושל פיגורים ובהנחה (שאוששה אמפירית) שהשקילויות, UIP ו-PPP מתקיימות בטווח הארוך. על פי מודל תגובת היתר, נצפה לכך שקצב החזרה לשיווי משקל של ה-UIP לאחר זעזועשוק יהיה גבוה מזה של ה-PPP שכן ארביטראז' בשוק הסחורות

יקר יותר ופחות ישים בהשוואה לארביטראז' בשוק הריביות. בנוסף, נצפה ש- $\delta_1 < 0$; $\delta_2 < 0$ לפי מודל תגובת היתר שכן, פיחות ריאלי בשער החליפין יחד עם צמצום בפער הריביות (למשל בגלל הרחבה מוניטארית) צפויים לגרום לפיחות נומינאלי; זאת משום שהמודל מניח "מחירים קשיחים"[15].

<u>ניסוח אקונומטרי של המודל</u>

נניח מודל VAR מסדר p: $X_t = A_1 X_{t-1} + ... + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t$ כאשר, X_t הוא הווקטור ברמת אינטגרציה I(1) בעל מימד k=6 ו- e_t הוא גורם רעש המתפלג $e \sim NIID(0,\Sigma)$. ניתן להציג את הווקטור כך:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + ... + \Gamma_p \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \qquad (22)$$

כאשר, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j \quad ; \quad \Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I$. כמו כן ידוע כי אם למטריצת המקדמים Π קיימת דרגת אינטגרציה r (k > r) אזי קיימות מטריצות α ו-β במימד $k \times r$ כך ש- $\Pi = \alpha\beta'$ והמכפלה – $\beta' X_t$ הנה ברמת אינטגרציה I(0). r מייצג למעשה את מספר הקשרים הקו-אינטגרטיביים במערכת המשוואות X_t וכל עמודה ב-β היא ווקטור קו-אינטגרציה בעוד שהעמודות של α הן "מקדמי התאמה" מאחר והם ממפים את הווקטורים של הקו-אינטגרציה אל המשוואות השונות במערכת המשוואות (21)-(16), דלעיל.

השלב הראשון בהרצת ה-VEC הוא בדיקה שכל הסדרות אינן סטציונריות בעזרת מבחני שורש יחידתי. בפועל, הסדרות בווקטור X נבדקו בעזרת המבחנים הבאים: ADF (Augmented Dickey Fuller), PP (Phillips Perron, 1998), DFLGS (Dickey Fuller GLS) של Elliot, Rothenberg, and Stock (1996), ו-KPSS של Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992). בכל המבחנים נדחתה השערת הסטציונריות ברמת מובהקות של 1%; בין אם המבחן כלל מגמה (trend) ובין אם לאו.

השלב הבא היה התאמת מבחן קו-אינטגרציה ללא מגבלות (unrestricted) של ג'והנסן (1991) כדי למצוא את המודל המתאים ביותר לסדרות שבווקטור X. המודל שנבחר על פי קריטריון האינפורמציה של שוורץ (SIC) אינו כולל קבוע או מגמה ליניארית (linear trend) ומספר הפיגורים בו עמד על p=2.

---

[15] ניתוח כולל של הקשרים והמקדמים במערכת משוואות הקו-אינטגרציה (5)-(9), הוא מעבר למטרות העבודה (לפירוט ודיון ראו Dornbusch, 1976).

כמו כן, על 6 המשתנים דלעיל נוסף כמקודם משתנה הדמי – Sub, המייצג את משבר הסאב-פריים. הרצת המודל שנבחר והמבחנים trace test ו-maximum eigenvalue לימדו שבווקטור X קיימת משוואת קו-אינטגרציה יחידה ברמת מובהקות של 5%. תוצאות המודל והאילוצים של הטווח הארוך (PPP ו-UIP) על פי משוואות (21)-(16) מוצגים בלוח 5.

[הכנס כאן לוח 5]

מהלוח עולה כי מקדמי משוואת הקו-אינטגרציה היחידה (β'_1 בפאנל א.3.) עקביים עם שקילות ה-PPP אך לא עם שקילות ה-UIP. בפרט, הריבית המקומית (i_t) הנה בעלת סימן הפוך למה שהיה צפוי על פי השקילות. עוד עולה מווקטור הקו-אינטגרציה כי הרכיב הגלובלי חיובי ומובהק מאוד בהשפעתו על שער החליפין שקל\דולר. מקדם ההתאמה של שער החליפין עומד על 0.21- כלומר, החזרה לשיווי משקל אורכת כ-5 רביעים; מעט יותר ממה שנמצא בעבודה של זוסמן וסעדון (2007)[16]. כמו כן, מקדם ההתאמה של הרכיב הגלובלי עומד על 0.16 קרי, חזרה לשיווי משקל לאחר כשנה וחצי. ככלל, זמן החזרה לשיווי משקל של המחירים והריביות בארץ מהיר יותר מאלו שבארה"ב; תופעה שנמצאה גם במשקים מתפתחים אחרים (Ferreira et al., 2007). עוד ניתן ללמוד ממקדמי ההתאמה ש- $\delta_1 < 0$; $\delta_2 < 0$, כצפוי.

הטלת אילוצים של הטווח הארוך כדוגמת ה-UIP וה-PPP נדחתה ברמת מובהקות גבוהה (פאנל ב.). כך, ההסתברות לקבלת ה-UIP נדחתה על פי מבחן חי בריבוע (χ^2) עם דרגת חופש אחת ברמה של 0.03 בעוד שההסתברות לקבלת ה-PPP נדחתה ברמה מובהקת פחות של 0.08. לעומת אלו, הטלת אילוץ של שתי השקילויות ה-UIP וה-PPP יחדיו, לא נדחתה במבחן חי בריבוע עם שתי דרגות חופש (0.10). תוצאה זו מעידה לכאורה על כך שיכולת ההסבר של כל שקילות בנפרד פחותה מיכולת ההסבר של שתיהן כאשר הן משולבות.

כדי לבדוק האם הרכיב הגלובלי – g_t חשוב להסבר שער השקל\דולר במשוואת הקו-אינטגרציה הוטל אילוץ המאפס רכיב זה (פאנל ב.4.). הדחייה של האילוץ ברמת מובהקות גבוהה מלמדת לכאורה על חשיבותו של הרכיב הגלובלי, בדומה לכל הרגרסיות שהורצו לעיל בפרוצדורות סטטיסטיות שונות

[16] למרות הדמיון בין התוצאה שנמצאה אצל זוסמן וסעדון (12 החודשים) ל-5 רביעים, ישנם מספר הבדלים בין העבודה הנוכחית לזו של זוסמן וסעדון. ראשית, עבודה זו בוחנת את לוג שער החליפין שקל\דולר ומדדי מחירים בהתאם למודל של Dornbusch (1976) ולא שיעורי שינוי שנתיים. שנית, הנתונים אצלם הנם חודשיים לעומת נתונים רבעוניים בעבודה זו וכן תקופת המדגם שונה. בפרט, השנים 2008 ו-2009 הושפעו מאוד ממשבר הסאב-פריים.

(OLS ו-GARCH-M). נציין עוד כי הטלת האילוצים, למעט זה של הרכיב הגלובלי, שינתה את סימני המקדמים (צד שמאל של הלוח בפאנל ב) בהשוואה למקדמים במשוואה ללא אילוצים (פאנל א.3.).

ה. סיכום ומסקנות

בעבודה זו הוצגה מתודולוגיה לפירוק שערי חליפין של מטבעות משקים קטנים ופתוחים, כדוגמת ישראל, לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי-שאריתי. הרכיב הגלובלי, שהנו אקסוגני למשק המקומי, מיוצג על ידי אינדקס מטבעות גלובליים המשוקללים לפי מחזורי המסחר היומיים בשווקים הגלובליים (12 מטבעות שמחזורי המסחר בהם היו הגדולים ביותר, בתקופה 1/2002 עד 12/2007, על פי נתוני ה-BIS). הרכיב המקומי-שאריתי הוא ההפרש שבין שער המטבע המקומי מול הדולר לבין הרכיב הגלובלי. צורת פירוק זו מתאימה בעיקר למטבעות של שווקים קטנים המושפעים אך אינם משפיעים על שער הדולר בעולם והיא מאפשרת לנתח את ההתפתחויות בתוחלת ובשונות של השינויים בשער המטבע המקומי לעומת הדולר.

בעבודה הוצגו גם ההבדלים בין שער החליפין האפקטיבי של השקל, הכולל את הדולר האמריקאי, לבין הפירוק המוצע.

לפירוק המוצע חשיבות רבה למנהלי המדיניות המוניטארית, מדיניות שער חליפין, ולאחראים על היציבות הפיננסית במשקים קטנים ופתוחים המושפעים מהתפתחויות גלובליות, כדוגמת ישראל. זאת, משום שההתייחסות לגורמים מקומיים-שאריתיים, שהנם אנדוגניים שונה לגמרי מההתייחסות להתפתחויות ושוקים שמקורם בכלכלה העולמית – התפתחויות שאינן באות תמיד לידי ביטוי בשער החליפין האפקטיבי.

הפירוק המוצע נבחן על שתי שקילויות נפוצות במטבע חוץ – שקילות פערי הריביות (UIP) ושקילות כח הקניה (PPP) וכן על מודל תגובת היתר של Dornbusch (1976), המניח "מחירים קשיחים". זאת בעזרת בעזרת שתי פרוצדורות סטטיסטיות שונות (OLS ו-GARCH(1,1)-M) ומערכת משוואות קו-אינטגרציה. המדגם כלל נתונים יומיים של שערי חליפין, ריביות ומחירים לתקופה I/1993-II/2009. בכל המבחנים נוסף הרכיב הגלובלי למשוואות האמידה ונבחנה מובהקותו ומובהקות המשוואות לפני ואחרי הוספת הרכיב הגלובלי.

הממצאים מלמדים כי הרכיב הגלובלי נמצא חיובי ומובהק בהשפעתו על שער השקל\דולר והשינויים בו בשתי השקילויות דלעיל, במודל תגובת היתר ובכל הפרוצדורות הסטטיסטיות שנבדקו והוא תרם בין 0.2 ל-0.3 לשינויים בשער החליפין שקל\דולר.

השפעת הרכיב הגלובלי לא הייתה אחידה לאורך תקופת המדגם. מאז 2005, עם כניסת המשקיעים הזרים והמשך השתלבות ישראל בכלכלה הגלובלית, גדלה השפעת הרכיב הגלובלי יחד עם השפעת פערי הריביות על תוחלת שער השקל\דולר ופחות מכך על התנודתיות שבו. עם זאת, משבר הסאב-פריים גרם לשינויים חדים בהשפעת הרכיב הגלובלי ועל כן יש לראות בו יוצא מן הכלל.

ממצא מובהק ועקבי זה מצביע על חשיבות הכללתו של הרכיב הגלובלי בשקילויות ובמודלים נפוצים במטבע חוץ אשר כוללים בדרך כלל יחסים בילטראליים בין הדולר למטבע מקומי של משק קטן ופתוח ועל כן אינם משקפים התפתחויות של הדולר האמריקאי מול מטבעות של משקים גלובליים.

ביבליוגרפיה

זילבלרברג, מ. וא. סוציאנו, 2006, מדד המניות הישראלי ומדדי מניות שונים בעולם: קשרים וסיכוני השקעה, נובמבר, המחלקה לפעילות המשק במט"ח, בנק ישראל.

זוסמן נ. וי. סעדון, 2007, פערי ריביות במשק קטן ופתוח – קשרים של טווח ארוך, המקרה הישראלי, *סקר בנק ישראל 80*, 7-41.

סופר, י., 2005, מדידת שער החליפין הריאלי בישראל והשפעותיו על היצוא והיבוא, סוגיות במט"ח 1/05, המחלקה לפעילות המשק במט"ח.

Bansal, R. and M. Dahlquist (2000). "Viewpoint: Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?", *Canadian Journal of Economics*, 38, 673-708.

Cambell, R., Koedijk K., Lothian J.R., and R. Mahieu (2007). Irving Fischer, expectational errors and the UIP puzzle, CRIF Seminar series Working Paper, Fordham University.

Caporale, G.M., Sarantis K., and N. Pittis (2001). *Journal of Policy Modeling* 23

Cavalo, M., (2006). Interest rates, carry trade, and exchange rate movements, *RFBSF Economic Letters*, November 2006-31.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*.

Elliot, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 813-836.

Ferreira, A.L. and M.A. Leon-Ledesma (2007). Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence for developed and emerging markets, *Journal of International Money and Finance* 26, 364-382.

Froot, K.A. (1990). Short rates and expected asset returns, NBER Working papers No. 3247.

Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root," Journal of Econometrics, 54, 159-178.

Liviatan N. and A. Friedman (2009). The Real Exchange Rate and the Current Account: A Retrospect, Working Paper, Research Division, Bank of Israel.

MacDonald, R. and I.W. Marsh, 1999, Exchange rate modeling, Boston MA Kluwer.

Mehl, A. (2006). The yield curve as a predictor and emerging economies, Working Paper Series No. 691, ECB, November.

Meredith, G. and M.D. Chinn (1998). Long-horizon uncovered interest rate parity, NBER Working Paper No. 6797.

Moreno, R. (2008). Monetary policy transmission and long-term interest rate in emerging markets, BIS Papers, no. 35, Bank for International Settlement.

Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988). Testing for unit roots in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.

Sarno, L. (2005). "Empirical Exchange Rate Models and Currency Risk: Some Evidence from Density Forecasts," *Journal of International Money and Finance*, 24, 363-85

Saxena, S. (2008). Capital flows, exchange rate regime and monetary policy, BIS Papers, No. 35, Bank for International Settlements.

Tai, C.S. (2001). A multivariate GARCH in mean approach to testing uncovered interest parity: Evidence from Asia-Pacific foreign exchange markets, The Quarterly Review of Economics and Finance 41, 441-460.

לוח 2

נתונים וסטטיסטים בסיסיים (%) על המטבעות הגלובליים מול הדולר האמריקאי, פערי התשואות ופערי האינפלציות, I/1993 - II/2009

מטבע גלובלי	סמל	המשקל לפי נפח מסחר יומי (BIS)	ממוצע השינוי (רבעוני)	סטיית תקן	אי-סימטריה (skewness)	גבנוניות (Kurthosis)	מינימום	מקסימום
מטבעות גלובליים								
יורו	EUR	38.3	0.19	4.86	0.13	-0.12	-11.16	12.88
ין יפני	JPY	17.1	-0.39	6.42	-0.52	0.73	-18.33	16.41
ליש"ט	GBP	15.5	0.13	4.51	-0.93	6.32	-19.89	13.89
פרנק שוויצרי	CHF	7.0	-0.46	5.35	-0.59	0.15	-14.81	9.44
דולר אוסטרלי	AUD	6.9	0.24	5.99	-0.65	1.24	-19.03	15.40
דולר קנדי	CAD	4.3	-0.13	3.74	0.16	2.04	-8.57	13.55
כתר שבדי	SKR	3.0	0.12	5.29	0.35	0.31	-12.30	14.02
קרונה נורבגית	NOR	2.2	-0.12	5.25	0.23	2.40	-16.50	17.07
דולר ניו-זילנדי	NZL	2.0	0.34	5.87	-0.36	0.45	-14.53	14.33
פזו מקסיקני	MEX	1.3	2.18	7.73	2.87	10.39	-7.93	40.19
דולר סינגפורי	SIG	1.2	-0.19	2.90	1.01	1.06	-5.08	9.31
ון קוריאני	KOR	1.1	0.73	8.56	4.18	27.53	-14.54	56.31
אינדקס מטבעות גלובליים (רכיב גלובלי)		**100**	**0.04**	**5.68**	**1.12**	**6.22**	**-16.06**	**25.93**
שקל ישראלי	**ILS**	0.15	0.53	3.85	0.11	0.42	-8.32	11.00
רכיב מקומי			0.49	6.68	-0.03	4.35	-25.07	24.04
תשואות אג"ח ממשלתיות ישראליות								
3 חודשים			8.65	4.47	17.85	-113.87	0.31	17.55
6 חודשים			8.57	4.47	20.00	-113.70	0.59	17.21
12 חודשים			8.52	4.18	21.55	-110.82	1.01	16.24
שנתיים (56 רבעונים)			8.27	4.02	62.83	-63.01	1.74	17.19
5 שנים (44 רבעונים)			7.94	2.93	57.21	-66.10	3.20	15.04
10 שנים (33 רבעונים)			7.08	1.71	122.98	95.56	4.71	11.41
תשואות אג"ח ממשלתיות אמריקאיות								
3 חודשים			4.18	1.82	-49.69	-117.73	0.60	6.81
6 חודשים			4.29	1.80	-46.98	-115.07	1.11	7.00
12 חודשים			4.47	1.78	-40.36	-101.38	1.19	7.75
שנתיים			4.24	1.75	-38.03	-86.30	0.76	7.70
5 שנים			4.74	1.45	-18.79	-62.62	1.55	7.83
10 שנים			5.15	1.20	5.60	-36.27	2.21	7.82
פערי תשואות בין ישראל וארה"ב								
3 חודשים			4.47	3.65	5.01	-132.83	-1.53	11.44
6 חודשים			4.15	3.78	1.74	-127.86	-2.97	11.42
12 חודשים			4.05	3.40	5.48	-135.18	-1.56	10.11
שנתיים (56 רבעונים)			4.24	3.17	53.46	-87.20	-0.60	11.08
5 שנים (44 רבעונים)			3.12	2.14	84.35	-22.04	-0.17	7.88
10 שנים (33 רבעונים)			2.86	1.85	126.13	108.03	0.35	7.59
פער אינפלציות בין ישראל וארה"ב								
על פני 12 החודשים האחרונים			2.39	4.61	21.94	-128.53	-4.44	11.75
פערי תשואות ריאליות בין ישראל וארה"ב								
3 חודשים			2.08	2.75	-7.60	77.38	-5.28	8.56
6 חודשים			1.76	2.79	-42.57	95.17	-6.11	7.78
12 חודשים			1.67	2.82	-10.31	73.68	-5.27	8.23

הלוח מציג את המשקלות של 12 מטבעות גלובליים לעומת הדולר לפי היקפי המסחר היומי בהם וסטטיסטים בסיסיים עליהם. מטבע (למעט הדולר האמריקאי) הוגדר בעבודה כגלובלי אם היקף המסחר היומי (כולל עסקאות ספות, פורוורד, אופציות וסוואפ) בו עלה על 1% כאשר סך כל המסחר העולמי במטבעות שווה ל- 200% ומתוכו היקף המסחר בדולר האמריקאי הגיע ל- 86% (BIS, 2007). מהלוח ניכרת התחזקות הדולר מול השקל על פני כל התקופה ורציבות מול המטבעות הגלובליים. תשואות ניירות הערך הממשלתיים עד שנה נלקחו ממק"מ ו- T-bill בהתאמה ומעל שנה מאגרות חוב שחר ו- T-notes, בהתאמה. פערי תשואות ריאליות חושבו כתשואות הנומינליות פחות שיעור האינפלציה.

לוח 3

השפעת המטבעות הגלובליים מול הדולר על השקילויות UIP ו- PPP בשער השקל\דולר, I/1993 - II/2009

א. בחינת שקילות ה- UIP:

א.1. רגרסיה בסיסית: $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \varepsilon_t$

	3 חודשים		6 חודשים		12 חודשים		שנתיים		חמש שנים	
משתנים מסבירים	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat
α	-0.01	-0.60	-0.01	-0.62	-0.01	-0.80	-0.01	-0.85	-0.02	-0.89
β_1	0.20	1.51	0.20	1.61	0.22	1.56	0.21	1.10	0.00	0.85
β_2	-0.14	-0.43	-0.13	-0.41	-0.10	-0.29	-0.02	-0.06	0.13	0.21
AR(1)	0.11	0.83	0.12	0.92	0.13	0.96	0.15	0.98	0.18	1.12
AR(2)	0.02	0.12	0.00	0.01	0.01	0.10	-0.00	-0.00	0.01	0.07
AR(3)	-0.31	**-2.01**	-0.32	**-2.07**	-0.32	**-2.10**	-0.31	-1.82	-0.30	-1.71
Adj. R^2	0.01		0.01		0.01		-0.01		-0.02	
D.W.	1.99		1.99		1.99		2.01		2.02	
Wald (β_1 = 1, β_2 = -1)	-		-		-		0.0001		-	

א.2. רגרסיה הכוללת רכיב גלובלי במשתנים המסבירים: $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \gamma C_{G,t} + \phi Sub + \varepsilon_t$

	3 חודשים		6 חודשים		12 חודשים		שנתיים		חמש שנים	
משתנים מסבירים	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat
α	0.00	0.27	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.21	0.00	0.03
β_1	0.14	1.03	0.14	1.01	0.14	0.94	0.13	0.63	0.00	0.79
β_2	-0.25	-0.76	-0.20	-0.60	-0.16	-0.46	-0.23	-0.51	-0.32	-0.52
γ	0.22	**3.33**	0.22	**3.27**	0.21	**3.23**	0.24	**3.25**	0.23	**2.94**
AR(1)	-0.12	**-2.81**	-0.12	**-2.78**	-0.12	**-2.78**	-0.14	**-2.85**	-0.14	**-2.81**
AR(2)	0.22	1.61	0.23	1.67	0.24	1.72	0.28	1.82	0.30	1.93
AR(3)	0.17	1.13	0.16	1.07	0.17	1.15	0.19	1.19	0.19	1.18
ϕ	-0.43	**-2.93**	-0.43	**-2.94**	-0.44	**-2.98**	-0.45	**-2.79**	-0.46	**-2.71**
Adj. R^2	0.19		0.19		0.19		0.19		0.18	
D.W.	2.04		2.04		2.04		2.08		2.13	
Wald (β_1 = 1, β_2 = -1)	-		-		-		-		-	

ב. בחינת שקילות ה- PPP

	ב.1. רגרסיה בסיסית		ב.2. רגרסיה הכוללת <u>רכיב גלובלי</u>		ב.3. רגרסיה הכוללת רכיב גלובלי ותחזיות אינפלציה	
	$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{USA,t} + \varepsilon_t$		$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{USA,t} + \gamma C_{G,t} + \phi Sub + \varepsilon_t$		$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1 E(\pi_t) + \beta_2 E(\pi_{USA,t}) + \gamma C_{G,t} + \phi Sub + \varepsilon_t$	
משתנים מסבירים	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat	מקדם (coef)	T-Stat
α	0.01	0.49	0.02	1.31	0.03	0.94
β_1	0.10	0.99	0.07	0.62	0.00	0.16
β_2	-0.35	-0.58	-0.71	-1.29	-0.01	-0.83
γ			0.22	**3.34**	0.24	**3.39**
AR(1)	0.10	0.66	-0.14	**-3.34**	-0.14	**-3.00**
AR(2)	0.01	0.06	0.19	1.31	0.28	1.82
AR(3)	-0.27	-1.75	0.16	1.07	0.18	1.10
ϕ			-0.38	**-2.63**	-0.45	**-2.75**
Adj. R^2	-0.01		0.21		0.20	
D.W.	1.93		2.05		2.08	
Wald (β_1 = 1, β_2 = -1)	-		-		-	

לוח זה מציג את מבחני השקילויות ה- UIP (פאנל א) על פני עקום התשואות ואת ה- PPP (פאנל ב) בצורתם הסטנדרטית אך ללא פרמיית סיכון. ברגרסיות ה- OLS, המשתנה המוסבר הוא השינוי בשער השקל\דולר ברביע הבא (ΔS_{t+1}), המשתנה C_G הנו הרכיב הגלובלי, α הנו הקבוע והמקדמים β_1 ו- β_2 מייצגים את התשואה על השקל ועל הדולר, בהתאמה על פי השערת ה- UIP ואת האינפלציה השקלית והאמריקאית, בהתאמה על פי השערת ה- PPP. ככל ש- β_1 קרוב ל- 1 ו- β_2 קרוב ל- 1- נאמר שהשקילויות אינן נדחות. משתנה הדמי Sub מקבל את הערך 1 ברבעונים הראשון והשני של 2009 והוא משקף את תוצאות משבר הסאב-פריים.
הרכיבים AR מייצגים תיקון לאוטורגרסיביות והאופרטור E מייצג ציפיות אינפלציוניות במקום האינפלציה עצמה - π.
כפי שניתן לראות בלוח, הרכיב הגלובלי מובהק בכל הרגרסיות ולכן חשיבותו. כמו כן, מקדמי הריביות והאינפלציות בכיוון הצפוי לפי השקילויות.
עם זאת, לפי מבחני Wald (חי בריבוע עם שתי דרגות חופש) השקילויות לא מתקיימות (β_1 <> 1, β_2 <> -1).

לוח 4

השפעת המטבעות הגלובליים מול הדולר על התוחלת והשונות של השקילויות UIP ו- PPP בשער השקל\דולר - רגרסיות GARCH-M

א. בחינת שקילות ה- UIP ב- GARCH(1,1)-M:

א.1. רגרסיה בסיסית

$$\Delta s_{t+1} = \mu + \gamma\sigma_t + \beta_1 i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\cdot\sigma_{t-1}^2$$

	3 חודשים		6 חודשים		12 חודשים		שנתיים		חמש שנים	
משתנים מסבירים - משוואת תוחלת	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat
χ	-2.28	**-5.16**	-2.35	**-5.81**	-4.03	**-4.60**	-3.69	**-4.26**	-1.54	**-4.45**
μ	0.07	**4.66**	0.09	**4.89**	0.14	**4.90**	0.11	**3.97**	0.04	**2.51**
$\beta 1$	0.07	0.88	0.15	**2.43**	0.17	**2.97**	0.27	**6.13**	-0.00	**-2.36**
$\beta 2$	0.03	0.14	-0.31	-1.39	-0.01	-0.07	-0.04	-0.23	0.67	**2.84**
משתנים מסבירים - משוואת שונות										
α_0	0.00	**7.39**	0.00	**8.49**	0.00	**14.63**	0.00	**29.31**	0.00	**6.59**
α_1	0.28	**3.67**	0.35	**3.66**	0.26	**3.07**	0.31	**4.05**	0.26	**3.56**
β	-0.79	**-12.41**	-0.78	**-10.11**	-0.84	**-14.91**	-0.77	**-18.76**	-0.94	**-27.31**
SIC	-3.33		-3.34		-3.35		-3.24		-3.11	
D.W.	2.08		2.10		2.03		1.82		1.85	

א.2. רגרסיה הכוללת רכיב גלובלי במשתנים המסבירים

$$\Delta s_{t+1} = \mu + \gamma\sigma_t + \beta i_t + \beta_2 i_{USA,t} + \delta_1 G_t + \phi\cdot Sub + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\cdot\sigma_{t-1}^2 + \delta_2 G_t$$

	3 חודשים		6 חודשים		12 חודשים		שנתיים		חמש שנים	
משתנים מסבירים - משוואת תוחלת	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat	מקדם (coef)	Z-Stat
χ	0.10	0.04	-0.27	-0.27	-0.73	-0.61	-2.22	**-2.41**	-0.27	-0.39
μ	0.00	0.02	0.01	0.27	0.02	0.54	0.09	**2.55**	-0.01	-0.17
$\beta 1$	0.14	0.93	0.19	1.61	0.19	1.59	-0.08	-0.50	0.00	1.61
$\beta 2$	-0.30	-1.22	-0.31	-0.92	-0.25	-0.84	-0.05	-0.13	-0.10	-0.21
$\delta 1$	0.19	**2.00**	0.20	**2.42**	0.20	**3.21**	0.19	**3.40**	0.19	**3.13**
ϕ	-0.11	-0.27	-0.12	**-4.27**	-0.10	**-4.42**	-0.15	**-5.60**	-0.13	**-4.50**
משתנים מסבירים - משוואת שונות										
α_0	0.00	**294.02**	0.00	1.01	0.00	0.71	0.00	0.86	0.00	1.50
α_1	-0.06	-0.30	-0.02	-0.40	0.03	0.27	-0.08	-1.27	-0.11	-0.93
β	0.24	1.03	0.18	0.22	0.59	1.05	1.00	**17.81**	0.52	1.08
δ_2	-0.004	-0.56	-0.004	**-3.02**	-0.001	-0.94	-0.003	**-3.83**	-0.004	**-5.46**
SIC	-3.21		-3.07		-3.16		-3.00		-2.74	
D.W.	2.02		1.96		2.07		2.04		2.06	

ב. בחינת שקילות ה- PPP ב- GARCH(1,1)-M

ב.1. רגרסיה בסיסית

$$\Delta s_{t+1} = \mu + \gamma\sigma_t + \beta_1 E(\pi_t) + \beta_2 E(\pi_{USA,t}) + \delta_1 C_{G,t} + \phi Sub + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\cdot\sigma_{t-1}^2 + \delta_2 C_{G,t}$$

משתנים מסבירים - משוואת תוחלת	מקדם (coef)	T-Stat
χ	-0.73	**-3.42**
μ	0.04	**3.13**
$\beta 1$	0.05	0.81
$\beta 2$	-0.48	-1.69
$\delta 1$		
ϕ		
משתנים מסבירים - משוואת שונות		
α_0	0.00	**3.88**
α_1	0.63	**3.90**
β	-0.40	**-3.86**
δ_2		
SIC	-3.26	
D.W.	1.76	

ב.2. רגרסיה הכוללת רכיב גלובלי

$$\Delta s_{t+1} = \gamma\sigma_t + \beta_1\pi_t + \beta_2\pi_{USA,t} + \delta_1 C_{G,t} + \phi Sub + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\cdot\sigma_{t-1}^2 + \delta_2 C_{G,t}$$

מקדם (coef)	T-Stat
1.57	0.92
-0.03	-0.51
0.12	1.46
-0.90	-1.57
0.31	**2.91**
-0.16	**-5.83**
0.00	**9.62**
0.06	0.59
0.16	0.71
-0.004	**-6.38**
-3.21	
1.90	

ב.3. רגרסיה הכוללת רכיב גלובלי ותחזיות אינפלציה

$$\Delta s_{t+1} = \mu + \gamma\sigma_t + \beta_1\pi_t + \beta_2\pi_{USA,t} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\cdot\sigma_{t-1}^2$$

מקדם (coef)	T-Stat
1.12	0.89
-0.00	-0.08
0.00	1.10
-0.01	-1.50
0.28	**2.80**
-0.19	**-3.18**
0.00	**10,772**
0.12	0.62
0.27	1.45
-0.004	**-5.47**
-3.01	
1.76	

לוח זה, בדומה ללוח 3, מציג את מבחני השקילויות ה- UIP (פאנל א) וה- PPP (פאנל ב) הכוללים פרמית סיכון גלומה והנאמדים בעזרת פרוצדורת GARCH(1,1)-M.
משתנה הדמי Sub מקבל את הערך 1 החל מהרביע השלישי של 2008 ו- 0 אחרת. לרגרסיות נוספו בד"כ 3 גורמי אוטורגרסיביות לטיפול במתאם סדרתי.
הוספת הרכיב הגלובלי (שנמצא מובהק בד"כ) שיפרה את רמת ההסבר. גם המקדמים b_1, $b2$, d_1, d_2 היו בד"כ בכיוון הצפוי כמו גם פרמיית הסיכון (g) שנמצאה שלילית ומובהקת.

לוח 5

מבחני קו-אינטגרציה

א.1. מטריצת מקדמי הקו-אינטגרציה - β ללא אילוצים (Unrestricted Cointegrating coefficients)

משוואת הקו-אינטגרציה	$\Pi(g_{t-1})$	$\Pi(i^*_{t-1})$	$\Pi(i_{t-1})$	$\Pi(p^*_{t-1})$	$\Pi(p_{t-1})$	$\Pi(s_{t-1})$
β_1'	7.44	-38.77	-39.45	-2.56	1.70	-17.74
β_2'	2.64	-30.29	-5.88	-7.86	5.18	-10.87
β_3'	0.61	20.32	65.05	4.67	-2.98	-0.95
β_4'	-3.68	7.13	19.18	1.38	-0.88	5.66
β_5'	-3.03	-78.49	94.70	5.98	-3.35	7.15
β_6'	-2.84	24.20	-18.55	-3.62	-2.68	15.15

א.2. מטריצת מקדמי ההתאמה - α ללא אילוצים (Unrestricted adjustment parameters)

השינוי במשתנים	α_6	α_5	α_4	α_3	α_2	α_1
Δs_t	0.002	-0.004	0.002	0.000	0.012	0.012
Δp_t	0.000	0.001	-0.001	0.004	-0.003	0.004
Δp^*_t	0.001	0.000	-0.002	0.002	-0.000	-0.001
Δi_t	0.001	-0.001	0.000	0.000	-0.003	0.003
Δi^*_t	0.001	0.001	-0.000	-0.001	-0.000	0.001
Δg_t	0.004	0.002	0.014	0.009	0.002	-0.009

א.3. משוואת הקו-אינטגרציה (β'_1 ו-α'_1) מנורמלת ללא אילוצים

	$\Pi(g_{t-1})$	$\Pi(i^*_{t-1})$	$\Pi(i_{t-1})$	$\Pi(p^*_{t-1})$	$\Pi(p_{t-1})$	$\Pi(s_{t-1})$
מקדמי הקו-אינטגרציה - β'_1	-0.42	2.19	2.22	0.14	-0.10	1
(S.E.) - הטעות הסטנדרטית	(0.03568)	(0.96468)	(1.20552)	(0.1139)	(0.05316)	

	$\Delta(g_{t-1})$	$\Delta(i^*_{t-1})$	$\Delta(i_{t-1})$	$\Delta(p^*_{t-1})$	$\Delta(p_{t-1})$	$\Delta(s_{t-1})$
מקדמי ההתאמה - α'_1	0.16	-0.01	-0.05	0.02	-0.08	-0.21
(S.E.) - הטעות הסטנדרטית	(0.12911)	(0.01483)	(0.02256)	(0.01783)	(0.03155)	(0.0816)

ב. בחינת מובהקות האילוצים לטווח ארוך (שקילויות PPP, UIP והרכיב הגלובלי) ומקדמי הקו-אינטגרציה תחת האילוצים

מובהקות האילוצים	מקדמי הקו-אינטגרציה תחת אילוצים						
		$\Pi(g_{t-1})$	$\Pi(i^*_{t-1})$	$\Pi(i_{t-1})$	$\Pi(p^*_{t-1})$	$\Pi(p_{t-1})$	$\Pi(s_{t-1})$
ב.1. שקילות ה- UIP:	$i_t = i^*_t$						
מבחן חי בריבוע (χ^2) דרגת חופש אחת	4.53	-0.58	0.77	-0.77	-0.68	0.45	1
הסתברות לקבלת האילוץ	0.03						
ב.2. שקילות ה- PPP:	$s_t = p_t - p^*_t$						
מבחן חי בריבוע (χ^2) דרגת חופש אחת	3.09	-0.64	2.56	2.68	-0.58	0.42	1
הסתברות לקבלת האילוץ	0.08						
ב.3. שקילות UIP + PPP:	$i_t=i^*_t$; $s_t=p_t-p^*_t$						
מבחן חי בריבוע (χ^2) שתי דרגות חופש	4.54	-0.56	0.79	-0.79	-0.61	0.39	1
הסתברות לקבלת האילוץ	0.10						
ב.4. הרכיב הגלובלי לא משמעותי	$g_t = 0$						
מבחן חי בריבוע (χ^2) דרגת חופש אחת	6.26	-	2.15	-1.60	1.50	-1.02	1
הסתברות לקבלת האילוץ	0.01						

פאנל א. מציג את משוואות הקו-אינטגרציה (מקדמי הקו-אינטגרציה ומקדמי ההתאמה) ללא אילוצים ופאנל ב. את מובהקות האילוצים של הטווח הארוך.
לכל המשוואות נוסף משתנה דמי Sub המייצג את תקופת משבר הסאב-פריים (מקבל את הערך 1 החל מרביע שלישי של 2008 ועד סוף תקופת המדגם).
בפאנל א. המטריצות נורמלו כך: $\beta'S_{11}\beta = I$ כאשר, S_{11} היא המטריצה לפי ג'והנסן (1991). מקדמי הקו-אינטגרציה ללא אילוצים עקביים עם השערת ה- PPP אך לא עם השערת ה- UIP. לפיכך, אילוץ המקדמים לפי השערת ה- UIP נדחה ברמת מובהקות של 0.03 בעוד שהשערת ה- PPP לא נדחתה; כך גם הטלת אילוץ כפול לפי ה- PPP וה- UIP שאינם נדחים. בכל ההרצות המקדם של הרכיב הגלובלי הנו בכיוון הצפוי והוא מאוד מובהק; דבר המלמד על חשיבות הכללתו במשוואת הקו-אינטגרציה.