

האם בנק ישראל השפיע על שער החליפין?

אביחי שורצקי*

סדרת מאמרים לדיון 2010.10
ספטמבר 2010

בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר, אביחי שורצקי – avihay.sorezcky@boi.org.il, טלפון: 02-6552651
תודה לגיא סגל, סיגל ריבון, אליעזר בורנשטיין, אלון בנימיני, יוסי יכין, איל ארגוב, יוסי גיברה,
עמי ברנע, רוני פריש ומשתתפי סמינר חטיבת המחקר בבנק ישראל על עזרתם והערותיהם המועילות.

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

האם בנק ישראל השפיע על שער החליפין?

אביחי שורצקי

תקציר

בחודש מארס 2008 החל בנק ישראל ברכישות מט"ח, שאחת ממטרותיה הייתה השפעה על שער החליפין. במחקר זה נבחנה השפעת התערבותו של בנק ישראל בשוק המט"ח על שער החליפין הנומינלי שקל/דולר. זאת בדרך של השוואת תחזית, דינמית וסטטית, של שער החליפין, לפי מודל VAR לא מוגבל שנאמד בשיטה בייסיאנית, לשער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות. קודם לביצוע ההשוואה נבחן טיב התחזיות של המודל האמור ונמצא כי הוא מניב תחזיות טובות (בהינתן הערכים בפועל של המשתנים האקסוגניים במודל). בפרט נמצא כי תחזיותיו טובות מהתוצאות המתקבלות ממודל של מהלך מקרי. מממצאי המחקר עולה כי תחילתן של רכישות המט"ח על ידי בנק ישראל במארס 2008, הרחבת היקפן ביולי 2008 והמעבר לרכישות מט"ח לא קבועות באוגוסט 2009, הביאו לפיחות בשער החליפין. ההשפעה הנאמדת החזקה ביותר על שער החליפין הייתה בתקופה שלאחר יולי 2008, עם הרחבת הרכישות – אז סטיית שער החליפין בפועל מערכו החזוי הייתה גבוהה מ-10%. עוד עולה מתוצאות העבודה, כי בסוף שנת 2008 החלה להצטמצם השפעת בנק ישראל על שער החליפין, ובמהלך המחצית הראשונה של שנת 2009 נסגר הפער בין רמת שער החליפין בפועל לרמתו הצפויה ללא התערבות בנק ישראל, עד שהוא נפתח שוב לאחר שינוי המדיניות של בנק ישראל בשוק המט"ח והמעבר לרכישות מט"ח לא קבועות.

Did The Bank of Israel Affect the Exchange Rate?

Avihay Sorezcky

Abstract

In March 2008 the Bank of Israel started buying foreign currency, one of the aims of which was to affect the exchange rate. This study examines the effect on the NIS/US\$ nominal exchange rate of the Bank's intervention in the foreign currency market. It does so by comparing the dynamic and static forecasts of the exchange rate, using an unrestricted VAR model estimated using the Bayesian method, with the actual exchange rate in the intervention period. Before performing the comparison the quality of the model's forecasts was examined, and it was found that it produced good forecasts (given the actual values of the model's exogenous variables). In particular it was found that the forecasts were better than those obtained from the random walk model. This study found that the changes in the Bank of Israel's policy of intervention in the foreign currency market in March 2008, July 2008 and August 2009 resulted in shekel depreciation. The strongest estimated effect was recorded in the period after July 2008 when the scale of the purchases was increased, and the deviation of the actual exchange rate from its forecast level exceeded 10 percent. It was also found that the effect started to wane at the end of 2008, and that in the first half of 2009 the gap between the actual exchange rate and its expected level in the absence of Bank of Israel intervention closed, until it widened again when the Bank changed its intervention policy from one of fixed daily purchases to ad hoc purchases.

1. הקדמה

בראשית שנת 2008 החל בנק ישראל להתערב בשוק המט"ח. במסגרת התערבות זו הוא רכש מיליארדי דולרים, ואחת ממטרותיו הייתה להשפיע על רמת שער החליפין. מטרת עבודה זו היא להעריך את השפעתן של רכישות אלו על שער החליפין הנומינלי שקל/דולר.

הערכת השפעה של מדיניות כלכלית בכלל, ושל מדיניות בנק ישראל בשוק המט"ח בפרט, אינה פשוטה, משום שלא ניתן לצפות במצב שהיה נוצר אלמלא אותה מדיניות. הגישה שנקטה במחקר זה לבחינת ההשפעה של מדיניות בנק ישראל על שער החליפין, היא ניסיון להעריך מה הייתה רמת שער החליפין ללא התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח, ולהשוותה לרמת שער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות.¹ יתרונה העיקרי של גישה זו, שהיא אינה מחייבת אמידת משוואה לשער החליפין בתקופת ההתערבות, אמידה שכרוכות בה מספר בעיות אקונומטריות - (א) סימולטניות אפשרית בין רכישות המט"ח לרמתו של שער החליפין; (ב) הנחה המובלעת באמידת משוואה לשער החליפין, הכוללת את רכישות המט"ח כמשתנה מסביר, אשר לפיה כל סכום של רכישה משפיע על שער החליפין באופן דומה וליניארי.²

כדי להעריך את השפעת רכישות המט"ח של בנק ישראל על שער החליפין נערכו מספר מבחנים המבוססים על השוואת תחזית לשער החליפין ללא ההתערבות לשער החליפין בפועל. המודל העיקרי שבאמצעותו חושבה התחזית לשער החליפין הוא מודל VAR לא מוגבל המבוסס על עבודתם של (Azoulay and Ribon (2009 ונאמד בשיטה בייסיאנית, בדומה לאמידה אצל (Segal (2010 - מודל BVAR. המבחן הראשון שנערך הוא חישוב תחזית דינמית לשער החליפין, והשוואתה לרמת שער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות. נוסף, על כך חושבו תחזית סטטית לשיעור הפיחות בתקופת ההתערבות (תחזית לחודש אחד, המבוססת על מקדמים שנאמדו לפני תחילת ההתערבות) ורווח בר-סמך לתחזית. לבסוף, חושבה תחזית דינמית לשער החליפין באמצעות מודלים מקרו-כלכליים מבניים, הנבדלים זה מזה במשוואות שער החליפין שבמודל, בהיקפו, בתדירות הנתונים ובשיטת האמידה.

לפני השוואת שער החליפין בפועל לרמתו החזויה יש לבחון את טיב התחזיות לשער החליפין. לשם בחינת טיב תחזיות מודל ה-BVAR מחוץ לתקופת המדגם בוצעה סימולציה דינמית של המודל (תוך שימוש בערכיהם של המשתנים האקסוגניים בפועל), וחושב ערך ה-RMSE עבור התחזית לרמת שער החליפין באופקים שונים של תחזית. מהממצאים עולה כי מודל ה-BVAR מניב תחזיות טובות לשער החליפין שקל/דולר, בעיקר לאופק שעד 6 חודשים. בפרט נמצא כי מודל ה-BVAR מצליח לשפר את תחזיות שער החליפין המתקבלות ממודל של מהלך מקרי. מלבד זאת נבחן טיב תחזיות המודל לשיעור הפיחות כעבור חודש אחד, ונמצא כי עבור רווח בר-סמך ברמת ביטחון של 99% נרשמה, מתוך 38 תצפיות, חריגה אחת בלבד של שיעור הפיחות בפועל, ממצא המעיד על תקפותו של הרווח בר-סמך. תוצאות הבדיקות לבחינת טיב התחזית עומדות בניגוד לזרם המרכזי בספרות, שלפיו קשה לשפר את התחזיות המתקבלות

¹ גישה דומה לבחינת אפקטיביות של מדיניות בוצעה על ידי ה-Council of Economic Advisers (2010), שבחנו את השפעת תוכנית החילוץ של הממשל האמריקאי על ידי השוואת שיעור התעסוקה והצמיחה בפועל לתחזיות לפי מודל VAR לא מוגבל.

² להרחבה ראו Galati et al, 2005 ו-Disyatat and Galati, 2007.

ממודל של מהלך מקרי באופק תחזית קצר.³ הסבר אפשרי לתוצאות אלו הוא הכללת משתנה המבטא את חוזקו של הדולר בעולם במודל ה-BVAR: הואיל וחוזקו של הדולר בעולם הוא משתנה אקסוגני למשק הישראלי, ובעל השפעה משמעותית על שער החליפין שקל/דולר,⁴ הכללתו במודל היא שמביאה, כנראה, לשיפור החיזוי של השער שקל/דולר.

מהשוואת שער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות לרמתו החזויה לפי מודל ה-BVAR נמצא כי לאחר שינויים במדיניות בנק ישראל בשוק המט"ח (בחודשים מארס 2008, יולי 2008 ואוגוסט 2009)⁵ שער החליפין מפוחת ביחס לרמתו החזויה. באוגוסט 2008, לאחר הרחבת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח, הגיעה סטיית התחזית משער החליפין בפועל ל-10.5% בעקבות פיחות חד בחודש זה, שאינו נחזה על ידי המודל. בהמשך, החל הפער בין שער החליפין בפועל לרמתו הצפויה ללא ההתערבות להצטמצם, ובמהלך המחצית הראשונה של שנת 2009 הוא נסגר (עד שהוא נפתח שוב לאחר המעבר לרכישות מט"ח לא קבועות). תוצאות אלו נשמרו גם במבחני רגישות לתחזית שער החליפין לפי מודל ה-BVAR.

בחשוב תחזית סטטית לשיעור הפיחות בתקופת ההתערבות ורווח בר-סמך לתחזית נמצא כי שיעור הפיחות בפועל חרג חמש פעמים מגבולו העליון של הרווח בר-סמך, והחריגה הגדולה ביותר, כ-2.5 נקודות האחוז, נרשמה בחודש באוגוסט 2008. סטיית שיעור הפיחות בפועל בחודש אוגוסט 2008 מגבולו העליון של הרווח בר-סמך נשמרה גם במבחני רגישות לתחזית. ממצאים נוספים העולים מחישוב התחזית הסטטית הם, שלפי כל המבחנים שבוצעו, ביוני 2008 חרג שיעור הפיחות מגבולו העליון של הרווח בר-סמך, ובדצמבר 2008 חרג שיעור הפיחות מגבולו התחתון של הרווח. לאחר שבנק ישראל עבר לרכישות מט"ח לא קבועות, באוגוסט 2009, נמצא שיעור השינוי בשער החליפין מעל לערכו החזוי בכל אחד מהחודשים הבאים (עד לסוף תקופת המדגם, בחודש דצמבר 2009).

מחישוב תחזיות לשער החליפין לפי מודלים מקרו-כלכליים מבניים נמצא כי התחזיות שמודלים אלו מניבים נמוכות משער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות, ממצא המחזק את תוצאות המבחנים שהתקבלו עבור מודל ה-BVAR

מהממצאים שלפיהם לאחר שינוי מדיניות בנק ישראל בשוק המט"ח נפתח פער בין שער החליפין בפועל לערכו החזוי, פער שאינו מוסבר על ידי גורמים שונים ומיגוון של מודלים, ניתן לגזור כי שינוי המדיניות של בנק ישראל בחודשים מארס 2008, יולי 2008 ואוגוסט 2009 הוא שהביא לפיחות בשער החליפין. ההשפעה החזקה ביותר על שער החליפין הייתה באוגוסט 2008, לאחר הרחבתה של התערבות בנק ישראל. עוד ניתן להסיק כי בסוף שנת 2008 החלה השפעת ההתערבות להצטמצם, ובמחצית הראשונה של שנת 2009 הגיע שער החליפין בפועל לרמתו החזויה ללא ההתערבות.

³ להרחבה ראו Meese and Rogoff (1983a, and 1983b), Kilian and Taylor (2003) ו-Mark and Sul (2001).

⁴ להרחבה על השפעת חוזקו של הדולר על שער החליפין שקל/דולר ראו שרייבר (2010).

⁵ לפירוט היקף הרכישות על ידי בנק ישראל ראה בספח א'.

התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח באפיזודה האחרונה בפרט ובהיסטוריה בכלל, נבחנה במחקרים נוספים.⁶ גמרסני, נתן ושטיין (2009) בחנו את השפעת רכישות המט"ח על ידי בנק ישראל מתחילת שנת 2008 ועד לתחילת 2009, באמצעות גישה שונה מזו שנקטה כאן, גישה הדומה לזו של Kamil (2008). הם בחנו את השפעת הרכישות באמצעות משוואה שבה רכישות המט"ח (ומשתנים מסבירים נוספים) מסבירות את שיעור השינוי בשער החליפין,⁷ ומצאו כי רכישות המט"ח של בנק ישראל השפיעו על שיעור השינוי בשער החליפין באופן חיובי ומובהק, בעוצמה גבוהה משמעותית מזו שנמצאה במחקר הנוכחי. הסיבה לכך, היא, ככל הנראה, שבמחקרם נאמד מקדם ההשפעה של כל דולר רכישה על שער החליפין, וההשפעה המצטברת חושבה על ידי הכפלת סכום הרכישות במקדם זה; כיוון שסכום הרכישות בתקופה זו גדול, נתקבלה השפעה מצטברת גבוהה.

פסח ורזין (1992) בחנו את ההשפעה של הכללים שהנחו את מדיניות המט"ח בשנים 1978-1990 על שער החליפין בפועל. באותה תקופה התאפיין שוק המט"ח בישראל בתקרות לפיחותים, לעיתים סמויות ולעיתים גלויות. פסח ורזין (1992) מציעים מסגרת ניתוח שבעזרתה ניתן להפריד בין התפתחות שער חליפין שמקורה בגורמי יסוד במשק הישראלי לבין התנהגות הנובעת מהשפעות מדיניות שער החליפין. המסקנה העיקרית מהמחקר היא שבמספר תקופות, שבהן חלו תפניות קריטיות במשק הישראלי, הגבילה תקרת הפיחותים את התנודות בשער החליפין הגבלה אפקטיבית. כן נמצא במחקרם כי תקרות הפיחותים לא זכו לאמון מלא, מה שאילץ את קובעי המדיניות לשנותן כך שהן יתאימו יותר לגורמי היסוד במשק. מסגרת הניתוח במחקרם של פסח ורזין (1992) מתאימה פחות לניתוח מדיניות שער החליפין באפיזודה האחרונה, מפני אופיה השונה של ההתערבות בתקופה שהם חקרו ומשום שאופיו של שוק המט"ח דאז היה שונה מזה של היום.

המשך המאמר בנוי כדלקמן: פרק 2 מתאר את מודל ה-BVAR, המודל העיקרי ששימש לחישוב התחזיות לשער החליפין; פרק 3 מציג את תוצאות המבחנים להערכת טיב התחזיות הדינמיות לפי מודל ה-BVAR; בפרק 4 מוצגת תחזית דינמית לפי מודל ה-BVAR עבור רמת שער החליפין בתקופה שבה התערב בנק ישראל בשוק המט"ח, ונערכת השוואה לשער החליפין בפועל; פרק 5 מציג את מבחני הרגישות לממצאי התחזית הדינמית לפי מודל ה-BVAR; פרק 6 מתמקד בתחזיות הסטטיות לפי מודל ה-BVAR, ומציג השוואה בין תחזיות אלו לשיעור הפיחות בפועל בתקופת ההתערבות, וכן מבחני רגישות לתוצאות; בפרק 7 מתוארים מודלים מקרו-כלכליים נוספים ששימשו לחישוב תחזיות לשער החליפין, מוצגים מבחנים לבחינת טיב התחזיות לפי המודלים האלה, וכן תחזית של המודלים לשער החליפין בתקופת ההתערבות. פרק 8 מסכם את המאמר.

⁶ יעילות ההתערבות בשוק המט"ח נחקרה גם לגבי במדינות נוספות, ביניהן יפן (Fatun and Galati et al, 2005) ו- (Hutchison, 2006), צ'כיה (Disyatat and Galati, 2007), קולומביה (Kamil, 2008), אוסטרליה וקנדה (Kearns and Rigobon, 2002 ו- Rogers and Siklos 2003).

⁷ באמידת מקדם ההשפעה של רכישות המט"ח של בנק ישראל בתקופה 03:2008 עד 07:2009 כרוך קושי, שכן אין שונות רבה בהיקפי הרכישות. הגישה המוצעת במחקר זה מתגברת על הבעיה, שכן האמידות השונות נסבות על התקופה שלפני תחילת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח, כפי שיוסבר בהמשך.

2. מודל ה-BVAR

מודל זה, המבוסס על עבודתם של (Azoulay and Ribon, 2009), הוא מודל VAR לא מוגבל⁸ הכולל חמישה משתנים אנדוגניים - האינפלציה, שיעור השינוי בתוצר, שיעור השינוי בשער החליפין, ריבית בנק ישראל וציפיות האינפלציונית לשנה - ומספר משתנים אקסוגניים למצב הכלכלי בארה"ב, למצב הביטחוני בישראל ולעונתיות. תדירות הנתונים היא חודשית, ונקודת ההתחלה של המדגם היא 01:2000. התחלה מאוחרת תורמת לתוצאות האמידה, שכן נעשה שימוש במידע הרלוונטי ביותר. עם זאת, מדגם קצר עלול לפגום בתוצאות האמידה בשל מספר מיעוט של דרגות חופש. כדי להתגבר על בעיה זו נאמד המודל בשיטה בייסיאנית, בדומה לשיטתו של (Segal, 2010). באמידה הבייסיאנית שימש האלגוריתם של (Theil and Goldberger, 1961). ה-prior לאמידה הבייסיאנית נוסח לפי אלגוריתם ה-Minnesota Prior (Duan, Litterman and Sims, 1984). היות שמודל ה-BVAR מתואר בפירוט במאמרים קודמים, הוא מוצג כאן בצורה כללית בלבד.

2.1. משוואות המודל

את מודל ה-VAR ניתן לכתוב כך:

$$Y_t = C + A(L)Y_{t-1} + B(L)X_t + \varepsilon_t,$$

כאשר Y_t הוא וקטור המשתנים האנדוגניים הכולל את האינפלציה במדד המחירים לצרכן ($DLCPI$), שיעור השינוי במדד המשולב של בנק ישראל ($DLCI$),⁹ שיעור השינוי בשער החליפין שקל/דולר (DLE), ריבית בנק ישראל ($IBOI$) וציפיות האינפלציה לשנה הנגזרות משוק ההון (INF_EXP).

X_t הוא וקטור המשתנים האקסוגניים: ריבית הבנק המרכזי בארצות הברית ($IFED$ - נכלל כממוצע נע של שני חודשים), שיעור השינוי במחיר הדולרי של המוצרים המיובאים ($DLPM$ - חושב במשקולות של 0.2 למוצרי הצריכה ו-0.8 למוצרי ההשקעה, ונכלל כממוצע נע של שני חודשים). סדרה זו מפורסמת בתדירות רבעונית, והומרה לתדירות חודשית), שיעור השינוי בייצור התעשייתי בארה"ב ($DLIPUS$ - נכלל בפיגור של חודשיים וכממוצע נע של שלושה חודשים), שיעור השינוי בשער החליפין הצולב של הדולר מול מטבעות נוספים בעולם ($DLCROSS$),¹⁰ היקף ההשקעות הישירות נטו של זרים בישראל (NET_DIRECT - נכלל כממוצע נע של שני חודשים), סדרה זו מפורסמת בתדירות רבעונית, והומרה לתדירות חודשית),¹¹ משתנה למצב הביטחוני והפוליטי בישראל ($SECURITY$ - שיעור השינוי ביחס בין כניסות תיירים לישראל

⁸ המודל הוא מודל VAR מבני, בשל מגבלות המוטלות על הקשרים הבו-זמניים, וזאת כדי לקבל את תגובת המשתנים האנדוגניים לזעזועים. כיוון שמחקר זה משתמש במודל ה-SVAR לצורך תחזית בלבד, אין צורך להטיל את המגבלות על הקשרים הבו-זמניים.

⁹ המדד המשולב של בנק ישראל מבוסס על עבודתם של (Marom, Menashe and Suchoy, 2003). שיעור השינוי במדד המשולב הוא קירוב לשיעור השינוי בתוצר, כאשר תדירות הנתונים היא חודשית.

¹⁰ ממוצע שיעור השינוי בשער החליפין של הדולר מול האירו, הלירה שטרלינג והיין.

¹¹ בשנת 2006 התחוללו בהשקעות הישירות נטו תנודות חריגות בעקבות מכירת חברת "ישקר" ורכישות של חברת "טבע". כדי שלא לפגום בתוצאות האמידה ובתחזיות, עסקאות אלו נוכו מסדרת ההשקעות הישירות נטו.

ליציאות תיירים מארצות הברית. נכלל כממוצע נע של שני חודשים), מרכז יעד האינפלציה של בנק ישראל (TARGET), ומשתני דמה לעונתיות בחודשים אפריל וספטמבר. תיאור גרפי של סדרות הנתונים, ונתוני הסטטיסטיקה התיאורית שלהם מוצגים בנספח ב'. ה-Prior ששימש באמידה הבייסיאנית מתואר בנספח ג'. תוצאות אמידת המודל עבור תקופת המדגם, 02:2008-01:2000 (אשר, כפי שיוסבר בהמשך, שימשו לחישובה של תחזית לשער החליפין בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח), מוצגות בנספח ד'.

3. הערכת טיב התחזיות הדינמיות לשער החליפין לפי מודל ה-BVAR

בפרק זה מוצגים המבחנים שבוצעו לצורך הערכת טיב תחזיות מודל ה-BVAR לשער החליפין, כדי לבדוק אם הן אמינות די צורכן, כך שיהיה ניתן להסיק מהן על השפעת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח.

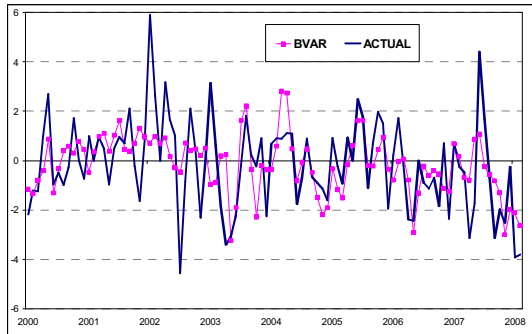
תחילה נבדק טיבן של תחזיות המודל בתקופת המדגם - תנאי הכרחי לאמינותן של התחזיות. ואולם, תנאי זה אינו מספיק. (Meese and Rogoff (1983a, and 1983b) הראו כי מודלים לחיזוי שער החליפין עשויים להניב תחזיות טובות בתוך תקופת המדגם, אך להציג תחזיות פחות טובות ממהלך מקרי מחוץ לתקופת המדגם. לכן מוצגים בפרק זה מבחנים להערכת טיב התחזיות לשער החליפין לפי מודל ה-BVAR גם מחוץ לתקופת המדגם.

3.1. טיב התחזיות בתוך תקופת המדגם

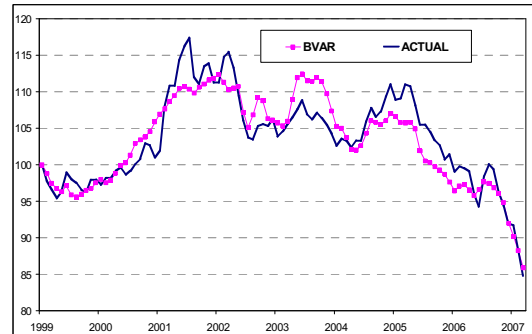
כדי לבחון את התחזיות בתוך תקופת המדגם נאמד מודל ה-BVAR עבור תקופת המדגם 02:2008-01:2000 (נקודת הסיום של תקופת המדגם היא חודש אחד לפני תחילת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח). לאחר מכן חושבה בתקופת המדגם תחזית דינמית עבור המשתנים האנדוגניים במודל, תוך שימוש בערכם של המשתנים האקסוגניים בפועל. תרגיל זה חשוב להתרשמות מתחזיות המודל לשער החליפין, כדי לראות אם הוא מצליח להסביר את התנודות בו. איור 1 מציג את תחזיות מודל ה-BVAR בתוך תקופת המדגם עם שער החליפין בפועל, גם בשיעורי שינוי וגם כרמה (הנגזרת משיעורי השינוי). האיור מלמד שהמודל מניב תחזיות טובות בתוך תקופת המדגם ומצליח לעקוב אחר התנודות בשער חליפין. כמו כן מראה הגרף של רמת שער החליפין כי המודל מצליח לעקוב אחר מגמות שער החליפין הן בתקופות של ייסוף והן בתקופות של פיחות. הסטייה המקסימלית של תחזית המודל משער החליפין בפועל נרשמה בחודש יוני 2002, סטייה של 6%.

איור 1: תחזיות בתוך תקופת המדגם

שיעור השינוי בשער החליפין



רמת שער החליפין (12:1999=100)



3.2. טיב התחזיות מחוץ לתקופת המדגם

בתת-פרק זה מוצגת בדיקה דומה לזו שערכו Meese and Rogoff (1983a). על ידי מודל ה-BVAR בוצעו סימולציות דינמיות עבור כל המשתנים האנדוגניים, תוך שימוש בערכיהם של המשתנים האקסוגניים בפועל. הסימולציות בוצעו עבור תקופת מדגם "מתגלגלת". נקודת תחילת הסימולציה הייתה כל אחד מהחודשים 01:2005-02:2008, תקופה הכוללת בתוכה הן תקופות של פיחותים משמעותיים והן תקופות של ייסופים משמעותיים. תקופת הסימולציה הייתה 18 חודשים, או עד 02:2008, חודש לפני תחילת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח. מתוצאות הסימולציה מתקבלת תחזית לשיעור השינוי בשער החליפין, ובעזרתה חושבה תחזית לרמת שער החליפין. לפני ביצוע הסימולציה נערכו אמידות עד לנקודת תחילת הסימולציה, כך שהתחזית שחושבה היא מחוץ לתקופת המדגם.

טיב תחזיות המודלים מחוץ לתקופת המדגם עבור אופקים שונים של תחזית נבחן לפי קריטריון ה-RMSE, המוגדר באופן הבא:

$$RMSE = \left\{ \frac{\sum_{s=0}^{N_k-1} [F(t+s+k) - A(t+s+k)]^2}{N_k} \right\}^{\frac{1}{2}},$$

כאשר:

$k = 1, 3, 6, 9, 12, 15, 18$ - אופק התחזית (בחודשים);

N_k - מספר התחזיות לאופק k עבורם חושב ערך ה-RMSE;

t - נקודת תחילת התחזית;

$A(t)$ - רמת שער החליפין בפועל בתקופה t ;

$F(t)$ - רמת שער החליפין החזויה בתקופה t .

ערך ה-RMSE חושב גם עבור תחזיות ממודלים "נאיביים" - מודל של מהלך מקרי-RW (שלפיו שער החליפין צפוי להישאר ללא שינוי בעתיד), משוואה אוטו-רגרסיבית עם שלושה פיגורים - AR (מספר הפיגורים נבחר לפי קריטריון AIC) ומשוואה שבה שיעור השינוי בשער

החליפין הצולב של הדולר מסביר את שיעור השינוי בשער החליפין שקל/דולר - CROSS. ערכי ה-RMSE עבור תחזיות המודלים השונים לאופקי התחזיות השונים מוצגים בלוח 1. המספר בסוגריים ליד אופק התחזית בחודשים הוא מספר התצפיות ששימשו לחישוב ערך ה-RMSE (N_k), הערכים המודגשים מבטאים את ערך ה-RMSE הנמוך ביותר עבור כל אופק של תחזית. שער החליפין בנקודת ההתחלה של כל סימולציה מודד לרמה של 100, לכן לערכי ה-RMSE ניתן לייחס משמעות של קירוב לסטייה באחוזים.

מהתבוננות בלוח ניתן לראות כי מודל ה-BVAR מניב תוצאות טובות יותר מהתחזיות לפי מהלך מקרי עבור אופק תחזית של חודש עד 15 חודשים. נוסף על כך ניתן לראות כי החל מאופק של 9 חודשים, התחזיות לפי מודל ה-CROSS מניבות את התוצאות הטובות ביותר. טיב התחזיות יורד ככל שהאופק שלהן מתארך.

טיב התחזיות של מודל ה-BVAR מחוץ לתקופת המדגם נבחן גם עבור אמידות שבהן נקודת תחילת המדגם היא החודש 01:2001, וכן עבור תקופות נוספות שעבורן נערכו הסימולציות. בכל הבדיקות לבחינת טיב התחזית מחוץ לתקופת המדגם נמצא כי התוצאות שמניבות תחזיות מודל ה-BVAR טובות מאלו של מהלך מקרי לאופק של עד 15 חודשים. במספר בדיקות נמצא כי תחזיות מודל ה-BVAR טובות מאלה של מודל ה-CROSS גם עבור אופק ארוך מ-9 חודשים.

Meese and Rogoff (1983a), במחקרם הקלסי, מצאו כי מודלים המבוססים על יסודות מקרו-כלכליים אינם מצליחים לשפר את התחזיות המתקבלות ממודל של מהלך מקרי (המניח כי שער החליפין יישאר ללא שינוי). מחקר זה הוביל להתפתחות של ספרות ענפה בנושא יכולת החיזוי של שער החליפין על ידי מודלים כלכליים. אף שמספר מחקרים תמכו בממצאם של Meese and Rogoff (1983a) (לדוגמה Diebold et al, 1994, ו-Engel, 1994) הרי לפי הזרם המרכזי בספרות מודלים לשער החליפין מצליחים לשפר את התחזיות לפי מהלך מקרי עבור אופק בינוני וארוך, ואילו עבור אופק קצר תחזיות לפי מהלך מקרי טובות יותר (לדוגמה Chinn and Kilian and Taylor (2003), Mark, 1995, MacDonald and Taylor, 1994, Meese, 1995, ו-Mark and Sul, 2001).¹² לפיכך התוצאות שהוצגו לעיל, שלפיהן מודל ה-BVAR מניב תחזיות טובות יותר מאלו של מהלך מקרי גם עבור אופק תחזית קצר, עומדות בניגוד לזרם המרכזי בספרות. הסבר אפשרי לכך הוא שהספרות מתרכזת בשערי חליפין בין הדולר האמריקאי למטבעות של משקים גדולים אחרים (בעיקר היין היפני, הלירה שטרלינג והמרק הגרמני); שערי החליפין בין הדולר למטבע של משק קטן ופתוח, כדוגמת המשק הישראלי, מושפעים מאוד משער החליפין הצולב של הדולר, אשר מתפתח בצורה אקסוגנית למשק הקטן. (להרחבה אודות השפעת שער החליפין הצולב של הדולר על שער החליפין שקל/דולר ראו שרייבר, 2010). לפיכך ייתכן כי הסיבה העיקרית לעדיפותן של תחזיות מודל ה-BVAR על התחזיות של מודל המהלך המקרי הוא הכללת שער החליפין הצולב של הדולר כמשתנה אקסוגני במודל.

¹² MacDonald and Marsh (1997) הציגו מודל לשער חליפין, המבוסס על משתנים יסודיים במשק וקשרים ארוכי טווח, שתחזיותיו טובות מאלו של מהלך מקרי גם עבור אופק תחזית קצר.

מתוצאות המבחנים לבדיקת טיב תחזית מודל ה-BVAR מחוץ לתקופת המדגם עולה, כי המודל מניב תוצאות טובות עבור אופק תחזית של עד 6 חודשים. עבור אופק תחזית זה ערך ה-RMSE של תחזיות מודל ה-BVAR הוא הנמוך ביותר. באופק של 6-12 חודשים אמנם נרשמה הרעה בתחזיות מודל ה-BVAR, והן פחות טובות מהתחזיות לפי מודל ה-CROSS, אך הן עדיין מניבות תוצאות סבירות. לאחר אופק של 12 חודשים הייתה הרעה משמעותית בטיב התחזיות לפי מודל ה-BVAR. לפיכך נראה שנכון להשתמש בתחזיות מודל ה-BVAR לצורך הסקת מסקנות עד לאופק של 12 חודשים.

לוח 1: ערכי ה-RMSE המתקבלים מתחזיות המודלים

Model Horizon (N_k)	BVAR	AR	CROSS	RW
1 (38)	1.53	1.82	1.68	1.89
3 (36)	2.76	3.68	3.15	3.65
6 (33)	3.97	5.39	4.43	5.45
9 (30)	4.98	6.31	4.93	6.37
12 (27)	6.59	7.80	6.06	7.83
15 (24)	8.79	8.93	6.89	8.93
18 (21)	11.47	9.98	7.78	10.01

4. השוואת שער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות לתחזית הדינאמית לפי מודל ה-BVAR

לאחר שבפרק 3 נבחן טיב התחזיות של מודל ה-BVAR לרמת שער החליפין, ונמצא כי מודל זה מניב תחזיות טובות, נערכה, בפרק זה, השוואה של תחזיות המודל לשער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח. גישה דומה להערכת השפעתה של מדיניות כלכלית ערכו ה-Council of Economic Advisers (2010). הם השוואו את שיעורי הצמיחה והתעסוקה בפועל לשיעורים החזויים לפי מודל VAR לא מוגבל. סטיות התחזית משיעורי הצמיחה והתעסוקה בפועל יוחסו לתוכנית החילוץ של הממשל האמריקאי בשנת 2009.

לחישוב התחזיות לשער החליפין נאמד מודל ה-BVAR תוך שימוש במדגם המסתיים ב-02:2008, חודש אחד לפני תחילתן של רכישות המט"ח. לאחר מכן בוצעה סימולציה דינמית מחוץ לתקופת המדגם עבור כל המשתנים האנדוגניים במודל, תוך שימוש בערכם של המשתנים האקסוגניים בפועל. מהסימולציה הדינאמית התקבל תוואי חזוי לשיעור השינוי בשער החליפין, שממנו חושבה רמתו החזויה של השער.

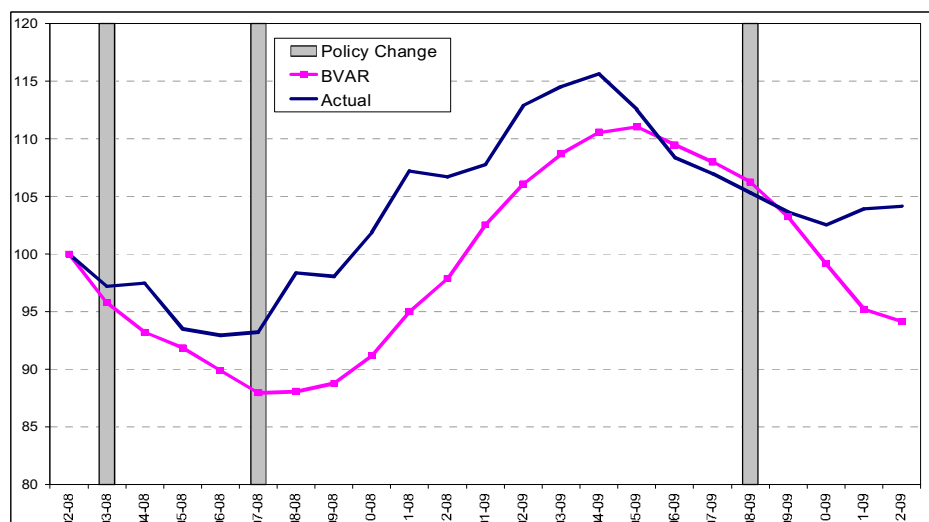
איור 2 מציג את רמת שער החליפין בפועל יחד עם תחזיות מודל ה-BVAR, מהחודש שבו החלה התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח (03:2008) ועד סוף שנת 2009 (התחזית לשיעור השינוי בשער החליפין, שממנה נגזרה התחזית לרמת שער החליפין, מוצגת בנספח ה'). באיור מצוינות הנקודות המרכזיות של שינוי מדיניות ההתערבות של בנק ישראל. ניתן לראות כי עם תחילת הרכישות שער החליפין בפועל מפוחת ביחס לרמתו החזויה לפי מודל ה-BVAR. באוגוסט 2008, לאחר הרחבת התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח, מתרחב באופן משמעותי הפער בין שער

החליפין בפועל לרמתו החזויה.¹³ מאוגוסט 2008 חוזה מודל ה-BVAR פיחות בשער החליפין, כך שהפער נשאר כמעט ללא שינוי במשך מספר חודשים, ובסוף שנת 2008 הוא מתחיל להצטמצם. מחודש 06:2009 ועד ל-09:2009 רמת שער החליפין קרובה לרמתו החזויה, ולאחר מכן שוב נפתח פער בין תחזית מודל ה-BVAR לרמת שער החליפין בפועל.

לוח 2 מציג את שיעור הסטייה של תחזית מודל ה-BVAR מרמת שער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות. מהתבוננות בתוצאות עולה כי לאחר שישה חודשים מתחילת ההתערבות (08:2008), אופק שלגביו תחזיות מודל ה-BVAR מניבות תוצאות טובות, גדל משמעותית הפער שבין רמת שער החליפין בפועל לרמה החזויה, בעקבות פיחות חד בשער החליפין שאינו נתפס על ידי המודל. סטיית התחזית משער החליפין בפועל מגיעה לשיאה לאחר 9 חודשים מתחילת הרכישות, סטייה של כ-11.5%. לאחר מכן מצטמצם הפער, כך שלאחר שנה מתחילת ההתערבות הוא עומד על כ-6%.

חשוב לציין שבמהלך התקופה שלגביה נבדק טיב התחזיות של מודל ה-BVAR מחוץ לתקופת המדגם (02:2008-01:2005) התחזיות סוטות משמעותית משער החליפין בפועל. ואולם, הסטייה שנרשמה בתקופת ההתערבות, בחודשים 11:2008-08:2008, גבוהה מכל תצפית שנבדקה לפני ההתערבות, עבור אופק תחזית מקביל. ממצא זה לא ניתן לייחס לתנודות החדות בשער החליפין בתקופות ההתערבות, שכן בתקופה שלגביה נבדק טיב התחזיות מחוץ לתקופת המדגם יש מספר תת-תקופות שבהן נרשמו תנודות משמעותיות הרבה יותר בשער החליפין. יתר על כן, סטיית שער החליפין מרמתו החזויה בחודשים 11:2008-08:2008 גבוהה משמעותית מערך ה-RMSE שחושב בבחינת טיב התחזיות מחוץ לתקופת המדגם, עבור אופק תחזית מקביל.

איור 2: תחזיות מודל ה-BVAR ושער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות (02:2008=100)



¹³ במחצית השנייה של חודש יולי 2008, לאחר הרחבת התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח, פוחת משמעותית שער החליפין שקל/דולר. מודל ה-BVAR מנוסה עבור ממוצע חודשי של שיעור הפיחות, ולכן הפיחות בא לידי ביטוי בחודש אוגוסט 2008, בשל השפעות קצה. גרף בתדירות יומית של שער החליפין שקל/דולר עבור החודשים 06-09:2008 מוצג בנספח ו'.

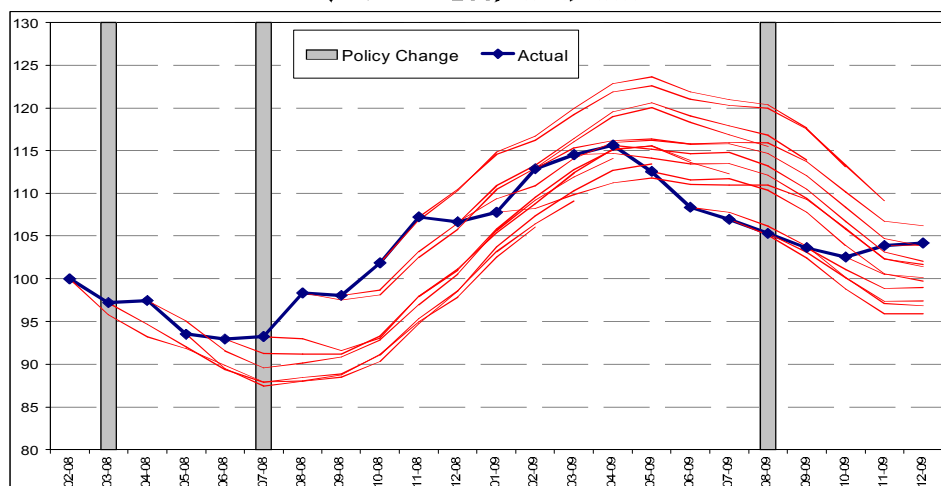
לוח 2: שיעור הסטייה של תחזיות מודל ה-BVAR משער החליפין בפועל

Month	Horizon (in month)	Deviation
05:2008	3	-1.7
08:2008	6	-10.4
11:2008	9	-11.4
02:2009	12	-6.0

חשוב להזכיר, כי מהמבחנים לבדיקת טיב תחזית מודל ה-BVAR נמצא כי ניתן להשתמש בתחזיות המודל עד לאופק של 12 חודשים; לכן ניתן להתבסס על התוצאות המוצגות באיור 2 עד לחודש פברואר 2009. כדי שיהיה ניתן להסיק על השפעת התערבות בנק ישראל מעבר לאופק תחזית זה, חושבו סימולציות עבור תקופת מדגם "מתגלגלת". נקודת תחילת הסימולציה הייתה כל אחד מהחודשים 12:2009-03:2008. תקופת הסימולציה הייתה 12 חודשים (האופק המרבי כפי שנמצא במבחנים להערכת טיב התחזיות) או 12:2009. כל הסימולציות בוצעו על ידי שימוש במקדמים שהתקבלו מאמידת המודל עבור תקופת המדגם 02:2008-01:2000, כלומר לפני תחילת התערבותו של בנק ישראל בשוק המט"ח.

תחזיות מודל ה-BVAR לשער החליפין, כפי שחושבו על ידי הסימולציות שתוארו לעיל, מוצגות באיור 3. ניתן לראות כי התוצאות עולות בקנה אחד עם אלו המוצגות באיור 2. לאחר הודעת בנק ישראל על שינוי מדיניות ההתערבות בשוק המט"ח נפתח פער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה. כך ניתן לראות כי עם תחילת ההתערבות שער החליפין מפוחת ביחס לרמתו החזויה. באוגוסט, לאחר הרחבת התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח, נפתח פער משמעותי יותר בין שער החליפין בפועל לערכו החזוי. באופן דומה, לאחר המעבר של בנק ישראל לרכישות מט"ח לא קבועות נפתח שוב פער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה. עוד ניתן לראות, כי בדצמבר 2008 החל הפער להצטמצם, מה שבא לידי ביטוי בתחזית גבוהה מן השער בפועל.

איור 3: תחזיות מודל ה-BVAR עבור תקופת מדגם "מתגלגלת" ושער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות (02:2008=100)



5. מבחני רגישות לתחזית הדינמית בתקופת ההתערבות לפי מודל ה-BVAR

הגורם העיקרי לסטייה של תחזית מודל ה-BVAR משער החליפין בפועל הוא, ככל הנראה, התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח. עם זאת, במודל ה-BVAR אין זעזוע מבני לרכישות המט"ח, ולכן לא ניתן לשלול את האפשרות שגורמים נוספים השפיעו על רמתו של שער החליפין. פרק זה תר אחר גורמים כאלה ובודק אם הם השפיעו על הפער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה.

נפתח בגורמים גלובאליים. זעזועים עולמיים יכולים להשפיע על רמתו של שער החליפין שקל/דולר. עם זאת, כיוון שבסימולציות נעשה שימוש בערכם של המשתנים האקסוגניים בפועל, השפעתם של זעזועים אלו כבר מגולמת בתחזיות, ואינה המקור לרמה המפוחתת של שער החליפין בפועל יחסית לרמתו החזויה. אף על פי כן, תקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח הייתה תקופה של משבר עולמי (ומקומי) חמור, שעשוי שהיה בו כדי לגרור שנויים במידת ההשפעה של המשתנים האקסוגניים מהעולם על המשק הישראלי. המשתנה האקסוגני העיקרי ששינוי במידת השפעתו שלו על שער החליפין שקל/דולר עשוי להביא לשינוי משמעותי בתחזיות מודל ה-BVAR, הוא שער החליפין הצולב של הדולר (המבטא את כוחו של הדולר בעולם). לכן נבחנו הרגישות של תחזית מודל ה-BVAR למקדם שער החליפין הצולב.

מבחנים נוספים נערכו כדי לבדוק אם עליית הסיכון הפיננסי של ישראל ביחס לארצות הברית, כתוצאה מהמשבר, היא הגורם העיקרי לסטיית התחזית לפי מודל ה-BVAR משער החליפין בפועל. לבסוף נבדק אם רמתו המפוחתת של שער החליפין בפועל ביחס לרמתו החזויה מקורה בשגיאות תחזית של המשתנים האנדוגניים הנוספים במודל. בהמשך הפרק מתוארים בהרחבה מבחני הרגישות שבוצעו, ובסוף הפרק מוצגות תוצאותיהם.

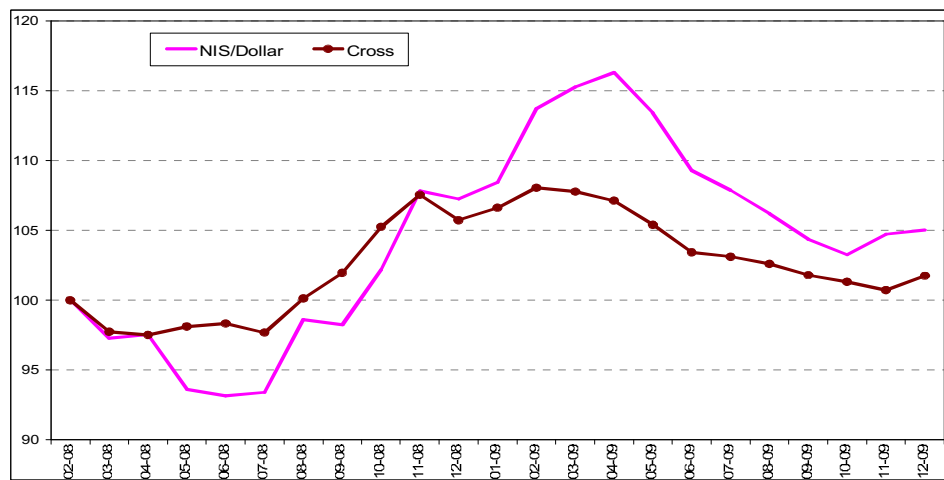
5.1 רגישות התחזית הדינמית בתקופת ההתערבות למקדם שער החליפין הצולב של הדולר

כפי שניתן לראות בנספח ד', מאמידת מודל ה-BVAR בתקופת המדגם 2000:01-2008:02, התקופה ששימשה לחישוב התחזית הדינמית בתקופת ההתערבות, מקדם שער החליפין הצולב של הדולר מקבל את הערך 0.65. המשמעות היא שפיחות של 1% בערך הדולר בעולם צפוי להביא לייסוף של 0.65% בשער החליפין שקל/דולר.

התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח התנהלה על רקע משבר גלובלי חמור, בעיקר לאחר קריסת בנק ההשקעות "Lehman Brothers", בספטמבר 2008. איור 4 מציג את שער החליפין שקל/דולר (NIS/Dollar) עם שער החליפין הצולב של הדולר (Cross). ניתן לראות כי בחודשים שלאחר קריסת בנק ההשקעות נרשמה התחזקות משמעותית של הדולר בעולם, במקביל להתחזקות הדולר מול השקל. לפיכך, אפשר שבתקופת המשבר התחזקה השפעת שער החליפין הצולב של הדולר על שער החליפין שקל/דולר. לעומת זאת, במחקר שבדק את ההשפעה של הרכיב הגלובלי על שער החליפין שקל/דולר נמצא כי השפעת הרכיב הגלובלי דווקא נחלשה בשנת 2008 (שרייבר, 2010). גמרסני, נתן ושטיין (2009) אמדו את השפעת חוזקו של הדולר בעולם על שער החליפין שקל/דולר בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח, עבור נתונים בתדירות יומית, וקיבלו מקדם של 0.5.

כדי לבחון את רגישות התחזית של מודל ה-BVAR בתקופת ההתערבות למקדם של שער החליפין הצולב של הדולר, נערך תרגיל דומה לזה שתואר בפרק 4, תוך שימוש בערכים שונים עבור מקדם שער החליפין הצולב של הדולר. לצורך התרגיל נאמד מודל ה-BVAR עבור תקופת המדגם 2000:01-2008:02, ולאחר מכן כויל מקדם שער החליפין הצולב של הדולר במשוואת שער החליפין שקל/דולר לערכים של 0.2 ± 0.65 . בשלב הבא בוצעה סימולציה דינמית עבור המשתנים האנדוגניים במודל, עם שימוש בערכיהם של המשתנים האקסוגניים בפועל. התחזית לשער החליפין שהתקבלה מביצוע הסימולציות מוצגות בסוף הפרק, באיור 6.

איור 4: שער החליפין שקל/דולר ושער החליפין הצולב של הדולר (2008=100)



5.2. ההשפעה של עליית הסיכון הפיננסי על התחזית הדינמית בתקופת ההתערבות

התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח התנהלה, כאמור, על רקע משבר חמור, שהתעצם בספטמבר 2008. משבר זה הביא לעלייה בסיכון של נכסים פיננסיים בארץ ובעולם. עלייה זו של הסיכון התבטאה בעלייה חדה של מירווח ה-CDS (Credit Default Swap) של ישראל. ייתכן שעלייה זו בסיכון של ישראל הביאה ליציאה של משקיעים, ובעקבות זאת- להיחלשות השקל. מאחר שבמודל ה-BVAR אין משתנה המייצג סיכון פיננסי, אין במודל ייצוג ישיר למנגנון הסיכון הפיננסי, מה שיכול להסביר את סטיית התחזית משער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח. עם זאת חשוב לציין כי עלייה חדה של מירווחי ה-CDS הייתה במדינות רבות בעולם. לכן אם למנגנון שתואר לעיל יש השפעה משמעותית על שערי חליפין, הוא עשוי להסביר את התחזקותו של הדולר בעולם. הואיל ובמודל ה-BVAR נכלל משתנה המבטא את כוחו של הדולר בעולם, הוא מבטא בעקיפין גם את השפעת העלייה בסיכון הפיננסי על שער החליפין.

כדי לבחון באופן ישיר את השפעת העלייה בסיכון הפיננסי על תחזיות מודל ה-BVAR בתקופת ההתערבות, הוסף למודל משתנה המבטא את הסיכון. סדרת הנתונים המקובלת לייצוג סיכון פיננסי היא מירווחי ה-CDS, אולם נתונים לסדרה זו זמינים רק מסוף שנת 2002. לכן הסדרה שנבחרה לתיאור הסיכון הפיננסי היא שיעור הפיחות בשער החליפין של הדולר מול

המדינות המתפתחות (Emerging).¹⁴ באיור 5 מוצגות סדרות הנתונים של מירווחי ה-CDS ל-5 שנים של ישראל ושער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות. ניתן לראות כי עם החרפת המשבר בחודש ספטמבר 2008, התפתחות סדרות הנתונים דומה, כך שמקדם המיתאם בין שיעורי השינוי של הסדרות בתקופת המשבר עומד על 0.65. הסיבה לכך היא, ככל הנראה, שבמדינות המתפתחות, בדומה לישראל, עלה הסיכון הפיננסי, דבר שהביא לפיחות במטבעותיהן ביחס לדולר. המשמעות היא ששער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות משקף את מנגנון הסיכון הפיננסי. לכן, כדי לכלול את מנגנון הסיכון הפיננסי במודל ה-BVAR, הוסף שיעור השינוי בשער החליפין הצולב של הדולר מול מטבעות המדינות המתפתחות כמשתנה אקסוגני במודל. חשוב לציין, שלפני תקופת המשבר יש מיתאם חיובי ונמוך בין שיעורי הפיחות בשער החליפין שקל/דולר לשער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות. (מקדם המיתאם בשנים 2008-2005 הוא 0.1). לעומת זאת בין שיעורי השינוי בשער החליפין שקל/דולר לשיעורי השינוי במירווחי ה-CDS יש מיתאם שלילי נמוך (מקדם מיתאם של -0.25). לפיכך, במשוואת שער החליפין במודל ה-BVAR מקדם שיעור הפיחות של הדולר מול המדינות המתפתחות מקבל ערך גבוה מזה שהיה מתקבל עבור מירווחי ה-CDS. לכן הכללת שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות יותר מחזקת את ההשפעה של מנגנון הסיכון הפיננסי בתקופת ההתערבות ביחס להשפעה שהייתה מתקבלת לו נעשה שימוש במירווחי ה-CDS.

בנוסף, בעשור האחרון חל תהליך מעבר של ישראל ממשק מתפתח למשק מפותח, תהליך שהגיע לשיאו במאי 2010, עם קבלת ישראל לארגון OECD והכללתה במדד MSCI של המדינות המפותחות. על כן, סביר להניח שהשפעת מנגנון הסיכון הפיננסי על המשק הישראלי הייתה מתונה יותר ביחס למדינות המתפתחות.

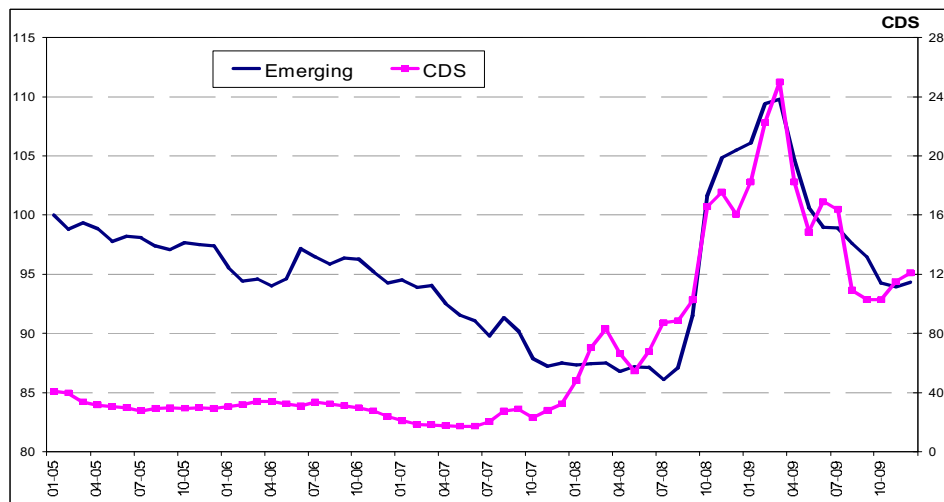
מהסיבות שצוינו לעיל, ניתן לומר כי הכללת שיעור הפיחות בשער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות כמשתנה אקסוגני במודל ה-BVAR מביאה להתחשבות המרבית בהשפעת המשבר ומנגנון הסיכון הפיננסי על שער החליפין שקל/דולר בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח.

תחזית דינמית לשער החליפין בתקופת ההתערבות לפי מודל ה-BVAR, המבוססת על אמידת המודל עם שיעור השינוי בשער החליפין הצולב של הדולר מול המדינות המתפתחות כמשתנה אקסוגני, מוצגת באיור 6.

¹⁴ שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות חושב לפי ממוצע משוקלל של שיערי החליפין של הדולר מול המטבעות של ברזיל, סין, הודו, קוריאה, מקסיקו, מלזיה, פיליפינים, רוסיה, תאילנד, טורקיה, טיוואן ודרום אפריקה. משקלה של כל מדינה נקבע לפי משקלה במדד MSCI למדינות המתפתחות.

איור 5: מירווחי ה-CDS של ישראל ושער החליפין של הדולר מול מטבעות המדינות

המתפתחות 2005-01-12:2009



5.3 השפעת השימוש בערכיהם-בפועל של המשתנים האנדוגניים הנוספים על התחזית הדינמית

תוצאות התחזית לשער החליפין המוצגות בפרק 4 מבוססות על סימולציה דינמית עבור כל המשתנים האנדוגניים במודל ה-BVAR (שער החליפין, שיעור השינוי במדד המשולב, ריבית בנק ישראל, האינפלציה במדד המחירים לצרכן והציפיות לאינפלציה משוק ההון). הסיבה לביצוע הסימולציה עבור כל המשתנים האנדוגניים במודל היא, שרכישות המט"ח על ידי בנק ישראל עשויות להשפיע על המשתנים האנדוגניים הנוספים במשך דרך השפעתן על שער החליפין. עם זאת ייתכן כי סטייה משמעותית של התחזית עבור המשתנים האנדוגניים הנוספים מערכיהם בפועל, היא שגרמה לסטיית התחזית מערכו של שער החליפין בפועל. בפרט ייתכן כי סטייה של תחזית ריבית בנק ישראל היא שהביאה לסטיית של תחזית שער החליפין בתקופת ההתערבות. בתקופה זו הוריד בנק ישראל בחדות את הריבית, בדומה לבנקים מרכזיים נוספים בעולם, בתגובה למשבר העולמי החמור, כך שבחודש אפריל 2009 הגיעה ריבית בנק ישראל לרמתה הנמוכה בהיסטוריה - 0.5%. הורדת הריבית פועלת, לפי תיאורית ה-UIP (uncovered interest rate parity), לפיחות שער החליפין. לכן, זעזוע במדיניות המוניטרית אשר אינו נתפס על ידי מודל ה-BVAR עשוי להסביר את רמתו המפוחתת של שער החליפין בפועל לעומת זו החזויה.

כדי לבדוק אם סטיית התחזית של מודל ה-BVAR משער החליפין בפועל נובעת מסטיית התחזית עבור המשתנים האנדוגניים הנוספים בוצעה סימולציה דינמית עבור שער החליפין, העושה שימוש בערכים של המשתנים האנדוגניים הנוספים (והמשתנים האקסוגניים) בפועל. התחזית לשער החליפין המתקבלת מביצוע סימולציה זו מוצגת באיור 6.

5.4 תוצאות מבחני הרגישות

באיור 6 מוצגות התחזיות הדינמיות עבור שער החליפין בתקופת ההתערבות לפי מבחני הרגישות. באיור מוצגות התחזיות כאשר במודל ה-BVAR נכלל שיעור הפיחות בשער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות (emerging), כאשר ערך מקדם שער החליפין הצולב של הדולר הוא

0.85 (dlcross_coef+0.2) ו- 0.45 (dlcross_coef-0.2), וכאשר ונעשה שימוש בערכיהם של המשתנים האנדוגניים הנוספים בפועל (actual_endogenous). הגרף מראה שתחזיות מודל ה-BVAR לפי מבחני הרגישות למקדם שער החליפין הצולב של הדולר קרובות לתחזיות המקורית (Baseline). התחזית המתקבלת כאשר משתמשים בערכיהם של המשתנים האנדוגניים הנוספים בפועל נמוכה משמעותית מהתחזית המקורית.¹⁵

לעומת זאת, תחזית מודל ה-BVAR בהכללת שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות שונה מהתחזית המקורית. עד חודש אוגוסט שתי התחזיות קרובות זו לזו; עם תחילת ההתערבות נפתח פער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה, והוא מתרחב משמעותית באוגוסט 2008 (לאחר הגדלת היקפן של רכישות המט"ח היומיות). לאחר ספטמבר 2008 ניכר הבדל מהותי בין התחזיות: לפי תרחיש ה-Emerging הפער שנפתח בין שער החליפין לרמתו החזויה נסגר כבר בינואר 2009, מהר יותר מאשר בתרחיש המקורי, שלפיו הוא נסגר רק ביוני 2009.

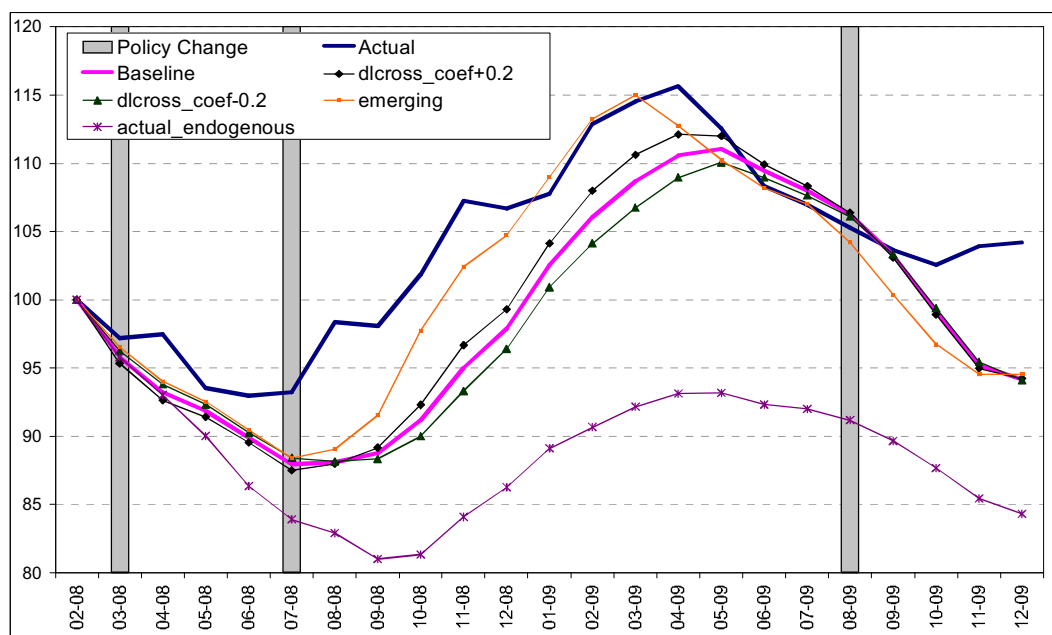
כפי שצוין, בהכללת שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות מתקבלת ההשפעה המרבית של המשבר ושל מנגנון הסיכון הפיננסי על שער החליפין בתקופת ההתערבות. על כן סביר שהשפעת הגורמים האלו בפועל הייתה פחותה. לפיכך תחזית לפי תרחיש ה-Emerging מהווה גבול תחתון לפער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה בתקופת ההתערבות, וסביר שסגירת הפער בין שער החליפין בפועל לערכו החזוי התרחשה לאחר חודש ינואר 2009.

לוח 3 מציג את שיעור הסטייה של התחזיות לפי מבחני הרגישות משער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות. ניתן לראות שלפי כל המבחנים הפער המשמעותי ביותר נפתח בחודש אוגוסט 2008, לאחר הרחבת התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח, והפער הנמוך ביותר בחודש זה עומד על כ- 9.5%. לאחר מכן, לפי מבחני הרגישות למקדם שער החליפין הצולב, נשאר הפער יציב, ולאחר 12 חודשים מתחילת ההתערבות הוא מתחיל להצטמצם. לפי מבחן הרגישות המכליל במודל את שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות, הפער בין שער החליפין בפועל לערכו החזוי הצטמצם משמעותית כבר בנובמבר 2008, וכשנה לאחר תחילת ההתערבות הוא נסגר לחלוטין.

ממצא נוסף העולה ממבחני הרגישות הוא, שלפי כל התרחישים, לאחר שינוי מדיניות בנק ישראל בחודש אוגוסט 2009 (מעבר לרכישות מט"ח לא קבועות) שער החליפין בפועל מפוחת ביחס לרמתו החזויה. ממצא זה אומנם עולה בקנה אחד עם תחזיות מודל ה-BVAR לפי התרחיש המקורי, אולם מהמבחנים לבחינת טיב תחזיות מודל ה-BVAR נמצא כי ניתן להשתמש בתחזיותיו רק עד לאופק של 12 חודשים. לפיכך לא ניתן להסתמך על התחזיות לפי מבחני הרגישות מעבר לחודש פברואר 2009.

¹⁵ נבחנה גם תחזית לפי סימולציה דינמית, ובה נעשה שימוש בערכה של ריבית בנק ישראל בפועל והמשתנים האנדוגניים הנוספים נפתרו במודל. תחזית זו הניבה תוצאות קרובות לאלו של התחזית המקורית.

איור 6: תחזית מודל ה-BVAR לפי מבחני הרגישות ושער החליפין בפועל (100=2008:02)



לוח 3: שיעור הסטייה של תחזיות מודל ה-BVAR משער החליפין בפועל לפי מבחני הרגישות

Month	Horizon (in month)	Deviation				
		dlcross coef+0.2	dlcross coef-0.2	emerging	actual endogenous	Range
05:2008	3	-2.3	-1.3	-1.0	-3.7	(-3.7) - (-1.0)
08:2008	6	-10.5	-10.4	-9.5	-15.7	(-15.7) - (-9.5)
11:2008	9	-9.9	-13.0	-4.5	-21.6	(-21.6) - (-4.5)
02:2009	12	-4.3	-7.8	0.3	-19.7	(-19.7) - (0.3)

מהשוואת התחזית הדינמית לשער החליפין לפי מודל ה-BVAR לשער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות נמצא, כי בנקודות של שינוי במדיניות ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח נפתח פער בין שער החליפין החזוי לערכו בפועל. הפער המשמעותי ביותר נפתח באוגוסט 2008, לאחר הרחבת רכישות המט"ח של בנק ישראל. תוצאה זו התקבלה לפי כל מבחני הרגישות שבוצעו. ניתן אפוא להסיק כי המקור לערכו המפוחת של שער החליפין ביחס לרמתו החזויה הוא התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח.

הפער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה נסגר לאחר מספר חודשים, אף כי מבחני הרגישות מניבים תוצאות שונות באשר לקצב סגירת הפער. התרחיש הכולל את מנגנון הסיכון הפיננסי מהווה את הגבול התחתון לקצב סגירתו כך שסביר כי הפער בין שער החליפין בפועל לערכו החזוי נסגר במהלך המחצית הראשונה של שנת 2009.

6. תחזית סטטית לשער החליפין לפי מודל ה-BVAR

כדי לבחון את השפעת ההתערבות של בנק ישראל בחודשים נקודתיים, ולא את השפעתה המצטברת, חושבה תחזית סטטית לשיעור השינוי בשער החליפין בתקופת ההתערבות. לאחר מכן

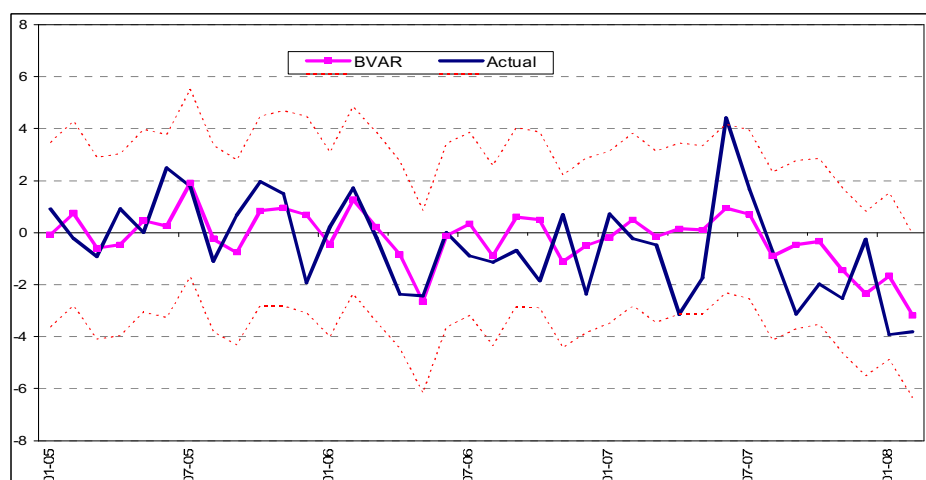
חושב רווח בר-סמך לתחזית, ונערכה השוואה לשיעור השינוי של שער החליפין בפועל. תרגיל זה מאפשר לזהות היכן היו הסטיות המשמעותיות ביותר של שיעור הפיחות בפועל מזה החזוי, ולבדוק אם הן התרחשו בעקבות הודעות בנק ישראל על שינוי באופן התערבותו בשוק המט"ח. כדי שיהיה ניתן להבחין בסטיות שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך שאינן נובעות מסטיית התקן של תחזיות מודל ה-BVAR, חושב הרווח בר-הסמך עבור רמת ביטחון גבוהה - 99%. בדיקה זו מאפשרת לבדוק אם ניתן להסביר את הסטיות החרגות של שיעור הפיחות החזוי משיעור הפיחות בפועל בשונות הטעויות האקראיות של המודל. כדי להקנות תוקף לתרגיל האמור, יש לבחון תחילה את טיב התחזיות והרווח בר-הסמך לפני תקופת ההתערבות, ולבדוק אם שיעור השינוי בפועל בשער החליפין לפני תחילת הרכישות נמצא בתחום הרווח בר-הסמך של התחזית.

6.1. תחזית לשיעור השינוי בשער החליפין, לחודש אחד, לפני תקופת ההתערבות

תחזית מודל ה-BVAR לשיעור השינוי בשער החליפין חושבה על ידי אמידת המודל אשר נסבה על תקופת מדגם המתחילה ב-01:2000 ומסתיימת בכל אחד מהחודשים 12:2004 ו-01:2008. לאחר האמידה בוצעה סימולציה של המודל עבור חודש אחד מחוץ לתקופת המדגם, וכן חושב הרווח בר-הסמך של התחזית עבור רמת ביטחון של 99%.^{17,16}

תחזיות מודל ה-BVAR לשיעור השינוי בשער החליפין, הרווח בר-הסמך לתחזית ושיעור הפיחות בפועל עבור התקופה 01:2005-02:2008 מוצגים באיור 7. הגרף מראה ששיעור השינוי בפועל בשער החליפין סוטה מהרווח בר-הסמך של התחזית פעם אחת, ביוני 2007, סטייה של 0.2 נקודת האחוז. ברמת ביטחון של 99%, צפויה בתוחלת סטייה של שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך אחת ל-100 חודשים. לכן סטייה אחת של שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך בתקופה של 38 חודשים מעידה על תקפותו של הרווח בר-הסמך.

איור 7: תחזית מודל ה-BVAR לחודש אחד והרווח בר-הסמך לפני תחילת ההתערבות



¹⁶ הרווח בר-הסמך לתחזית חושב בשיטת Bootstrap.

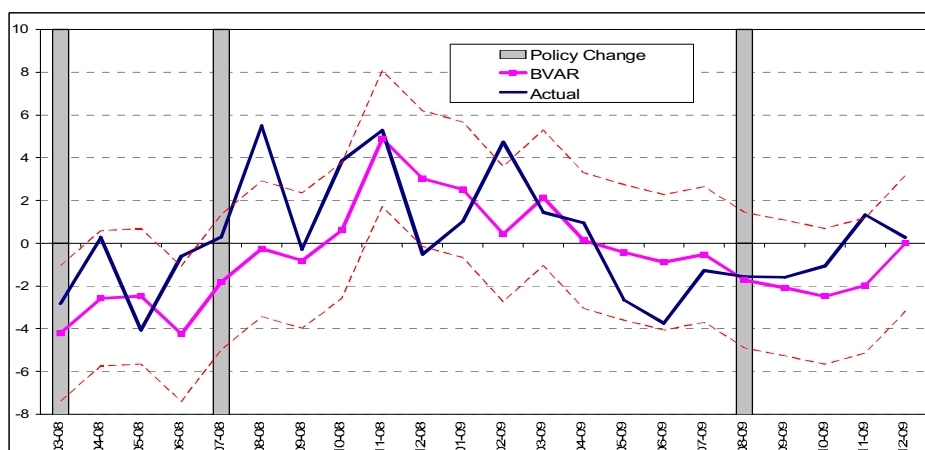
¹⁷ סטיית-התקן של התחזיות גובעת משני מקורות של חוסר וודאות - שונות הטעויות האקראיות ושונות הפרמטרים הנאמדים. משיקולים טכניים הרווח בר-הסמך חושב רק לפי שונות הטעויות. עם זאת, אמידת מודל ה-VAR בשיטת OLS והישוב הרווח בר-הסמך לפי שני המקורות לסטיית התקן הניבה תוצאות קרובות.

6.2. תחזית סטטית לשיעור השינוי בשער החליפין בתקופת ההתערבות

ההשפעה המשמעותית ביותר של התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח צפויה להיות לאחר הודעות הבנק על תחילת ההתערבות או שינוי מדיניות. כדי לבחון את ההשפעה הנקודתית של התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח חושבה תחזית סטטית לשיעור השינוי בשער החליפין, על סמך תוצאות האמידה עבור תקופת המדגם 02:2008-01:2000 (חודש לפני תחילת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח). משמעות התחזית שחושבה היא, שבהינתן הריאליזציה של המשתנים עד תקופה (t) , ובהינתן הקשרים שהיו בין המשתנים לפני תחילת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח, מה צפוי להיות שער החליפין בתקופה $(t + 1)$ לפי מודל ה-BVAR.¹⁸

התחזית הסטטית לשיעור הפיחות בתקופת ההתערבות, הרווח בר-הסמך לתחזית ושיעור השינוי בפועל בשער החליפין מוצגים באיור 8. שיעור הסטייה של הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך בחודשים שבהם נרשמה סטייה מוצגים בלוח 4. כפי שצוין, הרווח בר-הסמך חושב עבור רמת ביטחון של 99%, כך שסביר מאוד כי סטיות שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך אינן נובעות מסטיית התקן של התחזית. מהתבוננות בתוצאות ניתן לראות כי בתקופת ההתערבות סטה שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך שש פעמים, חמש מהן כלפי מעלה. הסטייה המשמעותית ביותר נרשמה בחודש אוגוסט 2008, לאחר הודעת בנק ישראל על הרחבת התערבותו בשוק המט"ח.¹⁹ בחודש זה היה פיחות הגבוה ב-2.6 נקודות אחוז מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך, סטייה הגבוהה משמעותית מכל תצפית שנבדקה לפני תחילת הרכישות. סטיות משמעותיות נוספות נרשמו בחודשים יוני 2008 ופברואר 2009, אף על פי שסביב חודשים אלו לא נרשם שינוי במדיניות בנק ישראל. מאוגוסט 2009, לאחר המעבר של בנק ישראל לרכישות מט"ח לא קבועות, שיעור הפיחות בפועל הוא מעל לשיעור החזוי, בכל אחד מהחודשים אוגוסט-דצמבר 2009. בנובמבר 2009 אף סטה שיעור הפיחות בפועל מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך, אמנם במידה מתונה.

איור 8: תחזית סטטית לפי מודל ה-BVAR והרווח בר-הסמך בתקופת ההתערבות



¹⁸ תחזית לשיעור הפיחות בתקופת ההתערבות בוצעה גם על ידי עדכון תקופת המדגם וחישוב תחזית לחודש אחד, והגיבה תוצאות קרובות. ואולם, בחישוב התחזית על סמך עדכון תקופת המדגם בעיתיות כרוכה בעיה, שכן האמידות נסבות על תקופת מדגם הכוללת את התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח.

¹⁹ במחצית השנייה של חודש יולי 2008, לאחר הרחבת היקפן של רכישות המט"ח, נרשם פיחות משמעותי בשער החליפין (כפי שניתן לראות בנספח ו'). הואיל ומודל ה-BVAR מנוסח עבור שיעור שינוי ממוצע בשער החליפין, הפיחות בא לידי ביטוי בחודש אוגוסט 2008, בשל השפעות קצה.

**לוח 4: סטיית הפיחות בפועל מהרווח בר-סמך בתקופת ההתערבות
(ערך חיובי מבטא סטייה מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך)**

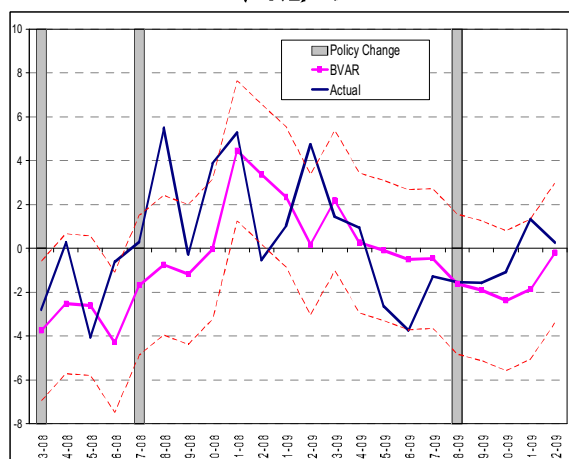
Month	Deviation (percentage points)
06:2008	0.5
08:2008	2.6
10:2008	0.1
12:2008	-0.4
02:2009	1.1
11:2009	0.1

6.3. מבחני רגישות לתחזית הסטטית לשיעור הפיחות בתקופת ההתערבות

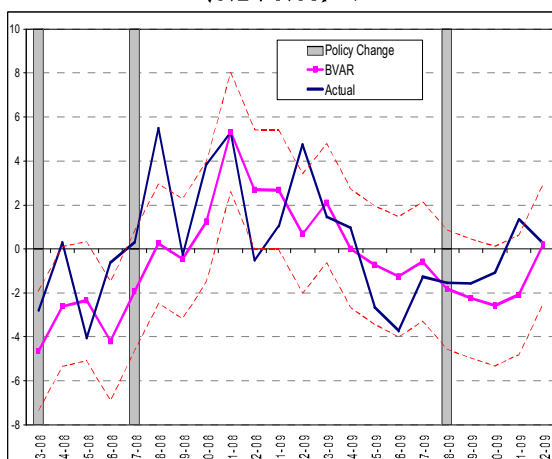
התערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח התנהלה, כאמור, על רקע משבר גלובלי חמור, בעיקר בחודשים 03:2009-09:2008. מהתבוננות בלוח 4, ניתן לראות כי בחודשים אלו סטה שיעור הפיחות בפועל ארבע פעמים מהרווח בר-הסמך. המשבר העולמי עשוי להשפיע על שער החליפין שקל/דולר דרך ערוץ הסיכון הפיננסי, אשר תואר בפרק 5. כמו כן אפשר שבתקופת המשבר חל שינוי בהשפעת חוזקו של הדולר בעולם על שער החליפין שקל/דולר. כדי לבדוק אם סביר שתרחישים אלו הם שהביאו לסטייה של שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך נערכו מבחני רגישות דומים לאלו שתוארו בפרק 5. כדי לבחון את השפעת מנגנון הסיכון הפיננסי, נוסף למודל שיעור הפיחות בשער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות. המודל נאמד מחדש עבור תקופת המדגם 02:2008-01:2000, וחושבה תחזית סטטית ורווח בר-סמך לתקופת ההתערבות. כדי לבחון את רגישות התחזית למקדם שער החליפין הצולב של הדולר במשוואת שער החליפין כויל המקדם לערך שהתקבל באמידה ± 0.2 . (מקדם שער החליפין הצולב המתקבל באמידה הוא 0.65).

תוצאות מבחני הרגישות מוצגות באיורים 9-11. ניתן לראות כי מבחני הרגישות עבור מקדם שער החליפין הצולב במשוואת שער החליפין אינן מביאות לשינוי מהותי בתחזית שיעור השינוי בשער החליפין או בסטיות שיעור הפיחות בפועל מהרווח בר-הסמך. לעומת זאת, כאשר מוסיפים למודל את שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות כמשתנה אקסוגני, מתקבלים הבדלים ביחס לתחזית המקורית. הכללת מנגנון הסיכון הפיננסי מביאה לצמצום משמעותי של הסטייה מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך שנרשמה בחודש 02:2009, ושיעור הפיחות בחודשים 10:2008 ו-11:2009 נכנס לתחומו של הרווח בר-הסמך. עם זאת, גם לאחר הכללת מנגנון הסיכון הפיננסי במודל, סטיית שיעור הפיחות מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך בחודש אוגוסט 2008 נותרה כמעט ללא שינוי. כמו כן, סטיית שיעור הפיחות בפועל מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך ביוני 2008 וסטייתו מהגבול התחתון של הרווח בר-הסמך בדצמבר 2008 נשמרו בכל מבחני הרגישות שבוצעו.

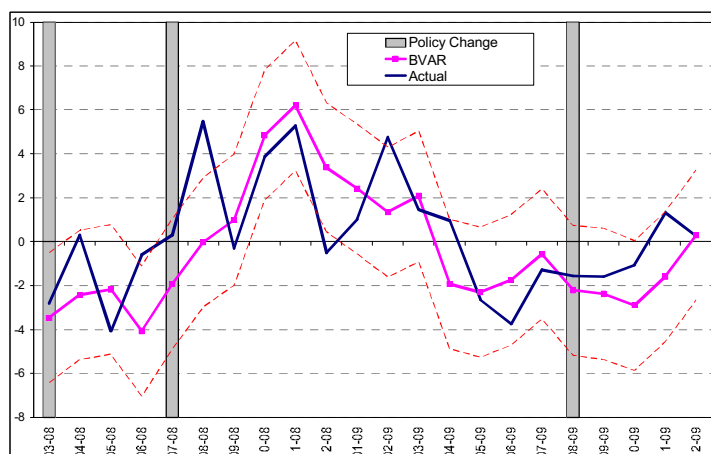
איור 10: כיול מקדם שער החליפין הצולב ל- (-0.2)



איור 9: כיול מקדם שער החליפין הצולב ל- (0.2+0.65)



איור 11: הוספת שער החליפין של הדולר מול המדינות המתפתחות כמשנתה אקסוגני במודל



מהמבחנים שהוצגו לעיל עולה, כי באוגוסט 2009 סטה שיעור השינוי בשער החליפין סטייה חדה מערכו החזוי. סטייה זו גבוהה מכל תצפית אחרת בתקופת התערבות בנק ישראל, וכן מכל תצפית שנבדקה בעבר. כמו כן אין היא מוסברת על ידי אף אחד ממבחני הרגישות שבוצעו. מהעובדה שסטייה משמעותית זו נוצרה לאחר הרחבת התערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח, והיא אינה מוסברת על ידי גורמים נוספים, ניתן לגזור כי רכישות המט"ח הן שהביאו לפיחות החד בחודש זה.

בדצמבר 2008 נרשמה סטייה של שיעור הפיחות בפועל מגבולו התחתון של הרווח בר-הסמך, לפי התחזית המקורית ולפי כל אחד ממבחני הרגישות שבוצעו. ייתכן שסטייה זו מעידה על ירידה בהשפעת ההתערבות של בנק ישראל ועל סגירת הפער בין שער החליפין בפועל לזה שהיה מתקבל ללא ההתערבות.

לאחר המעבר של בנק ישראל לרכישות מט"ח לא קבועות, בחודש אוגוסט 2009, נמצא שיעור הפיחות בפועל מעל לשיעור הפיחות החזוי בכל אחד מהחודשים שלאחר מכן, לפי כל מבחני הרגישות שבוצעו.

7. מודלים נוספים לחיזוי שער החליפין

בפרק זה מוצגות תחזיות לשער החליפין שקל/דולר שחושבו על ידי מודלים נוספים. תחזיות שער החליפין שמודלים אלו, שהם מודלים מבניים, הניבו לתקופה שנבדקה טובות מהתחזיות לפי מהלך מקרי (כפי שיוצג בהמשך). עם זאת, הדינמיקה של שער החליפין במודלים מתבססת על עקרון ה-UIP, שעל פי מחקרים אינו מתקיים בטווח הקצר (Meredith and Chinn, 1998). כמו כן, אין במודלים המבניים הגמישות למבחני הרגישות שבוצעו עבור מודל ה-BVAR ותוארו לעיל. מטרתה של בחינת התחזית לשער החליפין לפי מודלים אלו היא לבדוק אם מודלים הכוללים קשרים מבניים בין המשתנים מניבים תוצאה המתיישבת עם זו המתקבלת ממודל ה-BVAR, שלפיה שער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות מפוחת ביחס לרמתו החזויה. המודלים נבדלים זה מזה בהיקפם, ברמת מורכבותם וכן במנגנון שבאמצעותו נקבע שער החליפין במודל. הם שונים גם בתדירות הנתונים ובשיטות האמידה. לשימוש במגוון של מודלים נודעת חשיבות רבה, במנעה ייחוס של הממצאים לתכונה או הנחה של מודל מסוים.

המודלים הנוספים לפיהם חושבה התחזית לשער החליפין הם מודל מבני חודשי (MSM) המבוסס על עבודתו של אילק (2006), מודל "תיקון טעויות" (EC) המבוסס על מחקרם של Barnea and Djivre (2004), ומודל מבני רבעוני (QSM) המבוסס על מחקרם של Argov et al. (2006).

מודל ה-MSM מורכב ממספר משוואות מבניות המתבססות על עקרונות ניאו-קיינסיאניים. במודל חמישה משתנים אנדוגניים עיקריים - שער החליפין, ריבית בנק ישראל, פער התוצר, ציפיות האינפלציונה לשנה והאינפלציה על פי מדד הליבה. המודל מנוסח עבור שער החליפין שקל/דולר, ומשוואת שער החליפין במודל מבוססת על תיאורית ה-UIP ועל ההנחה שהציפיות של חלק מהציבור לגבי התפתחות שער החליפין הן אדפטיביות (מבוססות על התפתחות שער החליפין בעבר). המשוואות במודל נאמדו כל אחת בנפרד, בשיטות שונות. משוואת שער החליפין נאמדה על ידי GMM עבור תקופת המדגם 1998:01-2006:07.

במודל ה-EC מספר משוואות טווח ארוך, והשאריות ממשוואות אלו משמשות רכיב תיקון טעות במשוואות לטווח הקצר. לגבי הטווח הקצר ישנם מספר משתנים אנדוגניים עיקריים, בדומה למודל ה-MSM. המודל מנוסח עבור שער החליפין הריאלי. משוואת שער החליפין הריאלי מבוססת על תיאורית ה-UIP, על משוואה המתארת את הגירעון בחשבון השוטף של מאזן התשלומים, ועל כך שבשווי משקל במשטר של שער חליפין נייד יבוא ההון במשק שווה לגירעון בחשבון השוטף. על ידי שימוש בשער החליפין הריאלי, באינפלציה המקומית ובאינפלציה בעולם, ניתן לחשב את שער החליפין שקל/דולר על ידי שימוש בעקרון ה-PPP (purchasing power parity). המודל נאמד כמערכת משוואות בשיטת הריבועים הפחותים בשלושה שלבים (3SLS), תוך שימוש בנתונים בתדירות רבעונית. נקודת תחילת המדגם היא 1997:q4.

מודל ה-QSM הוא מודל ניאו-קיינסיאני קטן שנוסח למשק הישראלי ומורכב מארבע משוואות עיקריות - משוואת פער תוצר, משוואת אינפלציה, משוואת שער חליפין וכלל הריבית של בנק ישראל. המודל מנוסח עבור שער החליפין הנומינלי האפקטיבי של ישראל. לכן, התחזיות המתקבלות מביצוע הסימולציות הן עבור שער חליפין זה. על ידי שימוש בשער החליפין

האפקטיבי של הדולר, המבטא את חוזקו של הדולר בעולם, ניתן לגזור את התחזית לשער החליפין שקל/דולר. משוואת שער החליפין מבוססת על עקרון ה-UIP ועל ההנחה כי הציפיות להתפתחות שער החליפין הן רציונליות עם התאמה חלקית (הנחה הדומה לזו של מודל ה-MSM). המודל נאמד על ידי GMM, כל משוואה בנפרד, תוך שימוש בתקופת המדגם q3:1997-q4:2005 עבור משוואת שער החליפין, ו- q1:1992-q2:2006 עבור המשוואות הנוספות במודל.

7.1. בחינת טיבן של תחזיות המודלים מחוץ לתקופת המדגם

בתת-פרק זה מוצגות תוצאות המבחנים לבחינת טיב התחזיות מחוץ לתקופת המדגם של המודלים המבניים - MSM, EC, ו-QSM, וכן של מודל SVAR - מודל בעל מבנה דומה לזה של מודל ה-BVAR, אך נאמד בשיטת OLS כל משוואה בנפרד (בדומה לשיטה שנקטו Azoulay and Ribon, 2009). מודל ה-SVAR אמנם דומה במבנהו למודל ה-BVAR, אך השימוש בשיטת אמידה שונה מניב תוצאות שונות במקצת, ולכן יש מקום לדווח כאן על תחזיות שער החליפין של מודל זה.

כדי להעריך את טיב התחזיות מחוץ לתקופת המדגם של המודלים שהוצגו לעיל, בוצע מבחן דומה לזה שבוצע עבור מודל ה-BVAR. לכל אחד מהמודלים בוצעה סימולציה דינמית עבור כל המשתנים האנדוגניים במודל, תוך שימוש בערכיהם בפועל של המשתנים האקסוגניים. הסימולציות נסבות על תקופת מדגם "מתגלגלת". עבור המודלים החודשיים, נקודת תחילת הסימולציה הייתה כל אחד מהחודשים 02:2008-06:2006. עבור המודלים הרבעוניים, נקודת ההתחלה הייתה כל אחד מהרבעים q1:2008-q3:2006.²⁰ תקופת הסימולציה הייתה 12 חודשים (עבור המודלים הרבעוניים הרבעוניים 5 רבעים) או עד תקופה אחת לפני תחילת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח. מודל ה-EC ומודל ה-SVAR נאמדו לפני כל סימולציה, ונקודת סוף המדגם לאמידה הייתה תקופה אחת לפני תחילת הסימולציה. עבור מודל ה-MSM ומודל ה-QSM נעשה שימוש בערכי הפרמטרים המוצגים בעבודותיהם של אילק (2006) ו-Argov et al (2006).

ערכי ה-RMSE שהתקבלו עבור התחזיות מהמודלים השונים, יחד עם ערכי ה-RMSE לתחזיות לפי מהלך מקרי, מוצגים בלוח 5. (המספרים בסוגריים מציינים את מספר התצפיות ששימשו לחישוב ערך ה-RMSE). הלוח מראה כי תוצאות המודלים, עבור אופקי התחזית השונים, טובות מאלו המתקבלות על ידי מהלך מקרי. ממצא זה עומד, כאמור, בניגוד לזרם המרכזי בספרות בנושא תחזיות מודלים לשער חליפין.

²⁰ כפי שצוין, תקופת סיום המדגם באמידת המודלים MSM ו-QSM הייתה המחצית השנייה של 2006. לכן, כדי לבחון את טיב התחזיות מחוץ לתקופת המדגם בוצעו הסימולציות החל מהמחצית השנייה של 2006.

לוח 5: ערכי ה-RMSE המתקבלים מתחזיות המודלים

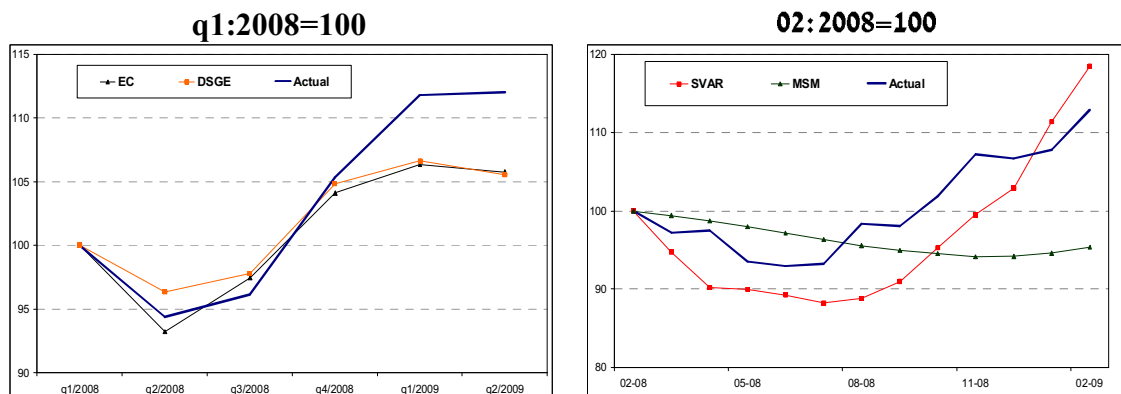
Model	EC	QSM	RW
Horizon-Quarter (N_k)			
1 (7)	2.45	3.58	4.39
2 (6)	3.86	5.48	6.57
3 (5)	4.55	6.89	7.17
4 (4)	4.71	7.70	9.39
5 (3)	4.63	8.22	11.06

Model	MSM	SVAR	RW
Horizon-Month (N_k)			
1 (21)	2.01	2.01	2.16
3 (19)	3.61	4.01	4.32
6 (16)	3.75	4.92	6.09
9 (13)	2.70	5.69	6.53
12 (10)	2.45	7.04	8.77

7.2. תחזיות המודלים בתקופת רכישות המט"ח

תחזיות המודלים לרמת שער החליפין שקל/דולר בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח²¹ מוצגות באיור 12. ניתן לראות כי לאחר תשעה חודשים (שלושה רבעים) מתחילת רכישות המט"ח מצויות תחזיות כל המודלים מתחת לרמתו של שער החליפין בפועל. בהמשך תחזיות המודלים המבניים נשארות באופן עקבי מתחת לשער החליפין בפועל, ואילו לאחר 11 חודשים מתחילת ההתערבות תחזית מודל ה-SVAR עולה מעבר לשער החליפין בפועל. ניתן לראות כי המודלים מניבים תחזיות שונות לשער החליפין, בשל ההבדלים ביניהם ובשל המנגנונים השונים להתפתחות שער החליפין במודלים. תחזיות המודלים הרבעוניים (EC ו-QSM) חוזות תחילה את הפיחות בשער החליפין, אולם לאחר שלושה רבעים גם הן יורדות אל מתחת לשער החליפין בפועל. הפיחות החד שחל בחודש אוגוסט 2008 אינו נתפס על ידי המודלים החודשיים (בדומה למודל ה-BVAR). באמצע חודש יולי 2008 הרחיב בנק ישראל, כזכור, את התערבותו בשוק המט"ח. הממצא בדבר פיחות משמעותי באוגוסט, שאינו נתפס על ידי המודלים החודשיים הנוספים, מחזק את ההשערה שהפיחות הוא תוצאת רכישות המט"ח של בנק ישראל.

איור 12- תחזיות המודלים ושער החליפין בפועל בתקופת ההתערבות



²¹ התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח החלה בסוף מארס 2008, כך שבמרבית הרבע הראשון של שנת 2008 לא התערב בנק ישראל בשוק המט"ח; לפיכך נכלל רביע זה כרביע ללא התערבות.

8. סיכום ומסקנות

במחקר זה נבחנה השפעת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח על שער החליפין הנומינלי שקל/דולר. כדי להעריך את השפעת ההתערבות נערכו מספר מבחנים, המבוססים על השוואת תחזית שער החליפין לשער החליפין בפועל. היתרון המרכזי בגישה זו, הוא שלא נדרשת אמידה בתקופת מדגם הכוללת את התערבות בנק ישראל בשוק המט"ח, אמידה שכרוכות בה כמה בעיות אקונומטריות. המודל העיקרי שבאמצעותו חושבה התחזית לשער החליפין הוא מודל VAR לא מוגבל שנאמד בשיטה בייסיאנית. תחילה, לפני השוואת תחזית המודל לרמת שער החליפין בפועל, נבחן טיבן של תחזיות המודל, ונמצא כי הוא מניב תחזיות טובות הן בתוך תקופת המדגם והן מחוץ לה. בפרט נמצא כי תחזיות המודל מחוץ לתקופת המדגם טובות מתחזיות לפי מהלך מקרי, וזאת בשונה ממצאי מחקרים אחרים. נבחן גם טיב תחזיות המודל לשיעור השינוי בשער החליפין חודש אחד קדימה, ונמצא כי מתוך שלושים ושמונה תצפיות סטה שיעור הפיחות בפועל פעם אחת בלבד מהרווח בר-הסמך.

המבחן הראשון שבוצע לבחינת ההשפעה של התערבות בנק ישראל על שער החליפין הוא חישוב תחזית דינמית לרמת שער החליפין והשוואתה לרמתו בפועל בתקופת ההתערבות. מהממצאים עולה כי לאחר נקודות שבהן שינה בנק ישראל את מדיניותו בשוק המט"ח רמת שער החליפין בפועל מפוחתת ביחס לזו החזויה על ידי המודל. בפרט, באוגוסט 2008, לאחר שבנק ישראל הרחיב משמעותית את רכישות המט"ח, נוצר פיחות חד, שאינו נחזה על ידי המודל, וסטיית שער החליפין בפועל מרמתו החזויה הגיעה ל-10.5%. בהמשך החל הפער בין שער החליפין בפועל לרמתו החזויה להצטמצם, ובמחצית הראשונה של 2009 הגיעה רמתו בפועל לרמה החזויה ללא ההתערבות. תוצאות אלו גם עמדו במבחני רגישות לתחזית שער החליפין לפי מודל ה-BVAR.

המבחן הבא שבוצע הוא חישוב תחזית סטטית ורווח בר-סמך לשיעור השינוי בשער החליפין. מהממצאים עולה כי בתקופת התערבותו של בנק ישראל בשוק המט"ח סטה שיעור הפיחות בפועל חמש פעמים מגבולו העליון של הרווח בר-הסמך. הסטייה המשמעותית ביותר הייתה בחודש אוגוסט 2008, לאחר הרחבת התערבותו של בנק ישראל בשוק המט"ח, תוצאה שגם היא עמדה במבחני הרגישות השונים. תוצאה נוספת שהתקבלה מחישוב התחזית הסטטית לפי מודל ה-BVAR היא שבדצמבר 2008 חרג שיעור הפיחות בפועל מגבולו התחתון של הרווח בר-הסמך, תוצאה שנמצאה עקבית גם על פי מבחני הרגישות השונים. נמצא גם כי לאחר המעבר של בנק ישראל לרכישות מט"ח לא קבועות, באוגוסט 2009, שיעור הפיחות בפועל נמצא באופן עקבי מעל לשיעור החזוי לפי המודל.

לבסוף, חושבה התחזית לרמת שער החליפין על ידי מספר מודלים מבניים. המודלים שנבחנו שונים זה מזה במנגנון היקבעותו של שער החליפין, בהיקפם, בתדירות הנתונים ובשיטות האמידה. נמצא בהם כי לאחר שישה חודשים מתחילת ההתערבות שער החליפין בפועל מפוחת ביחס לרמתו החזויה לפי המודלים החודשיים, ולאחר שלושה רביעים מתחילת ההתערבות שער החליפין מפוחת ביחס לרמתו החזויה לפי המודלים הרבעוניים.

מתוצאות המבחנים שבוצעו ניתן להסיק כי תחילת רכישות המט"ח על ידי בנק ישראל במארכ 2008, הרחבת היקף הרכישות ביולי 2008 והמעבר לרכישות מט"ח לא קבועות באוגוסט 2009 הביאו לפיחות בשער החליפין. הפיחות המשמעותי ביותר נרשם באוגוסט 2008, לאחר

הרחבת היקף הרכישות. עוד עולה מהממצאים כי בסוף שנת 2008 החלה השפעתו של בנק ישראל על שער החליפין להצטמצם, ובמהלך המחצית הראשונה של שנת 2009 הגיע רמתו של השער בפועל לרמה הצפויה ללא ההתערבות.

מן המבחנים השונים במחקר זה מתקבלת אפוא תוצאה עקבית, שלפיה שער החליפין בתקופת ההתערבות של בנק ישראל בשוק המט"ח מפוחת ביחס לרמתו החזויה. עם זאת, אין בתוצאות תוצאות ייחוס מפורש של סטיית שער החליפין מרמתו החזויה להתערבות בנק ישראל בשוק המט"ח. זיהוי מדויק של השפעת ההתערבות על שער החליפין יתאפשר באמצעות ניסוח ואמידה של מודל מבני הכולל זעזוע לרכישות המט"ח של בנק ישראל.

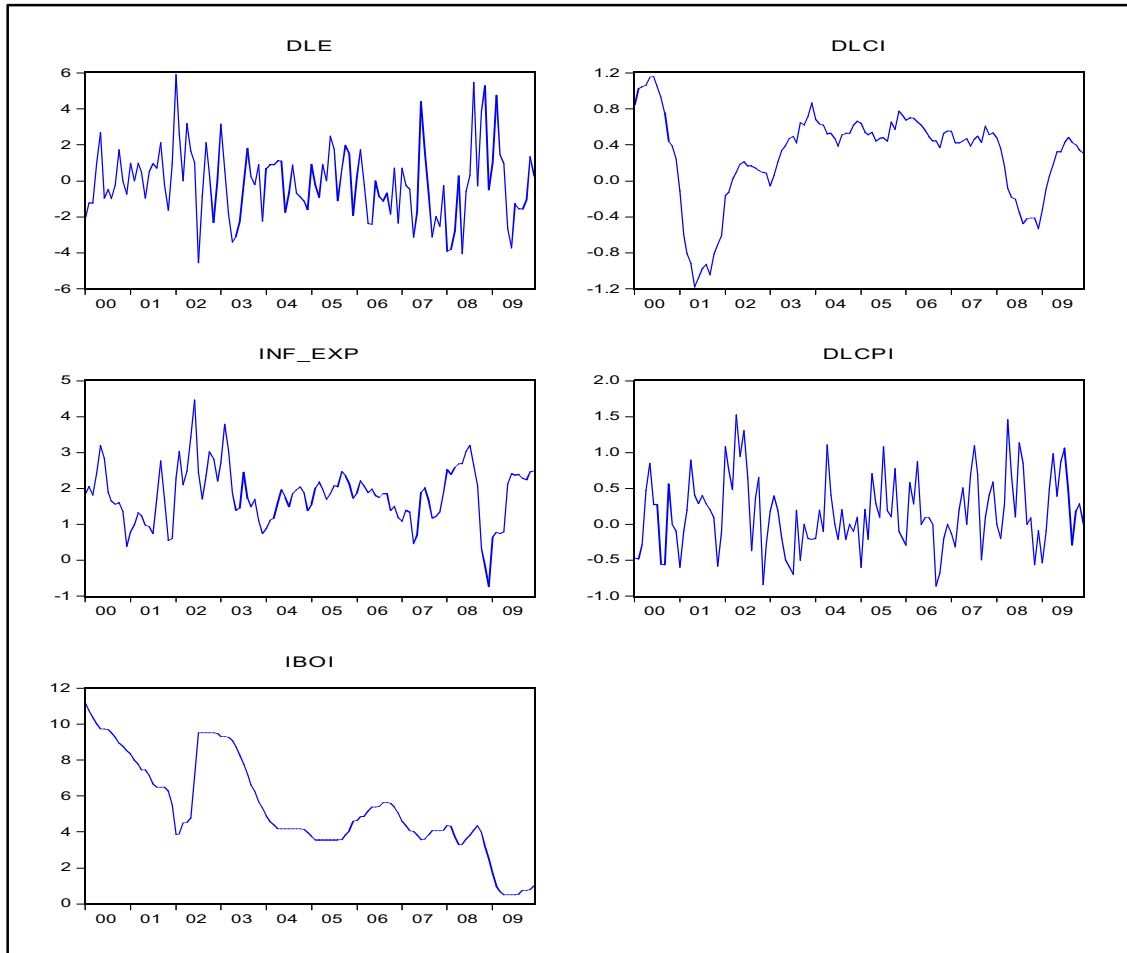
נספחים

א- תיאור רכישות המט"ח על ידי בנק ישראל

התאריך	הסכום במיליוני דולרים	פירוט
13 - 14 /03/2008	כ- 600	
24/03/2008 - 09/07/2008	25 (ממוצע ליום)	חלק מתוכנית להגדלת יתרות המט"ח לרמה של 35-40 מיליארד דולרים
10/07/2008 - 30/11/2008	100 (ממוצע ליום)	חלק מתוכנית להגדלת יתרות המט"ח לרמה של 35-40 מיליארד דולרים
01/12/2008 - 25/03/2009	100 (ממוצע ליום)	חלק מתוכנית להגדלת יתרות המט"ח, יעד יתרות המט"ח שונה לרמה של 40-44 מיליארד דולרים
26/03/2009 - 10/08/2009	100 (ממוצע ליום)	המשך רכישות המטח היומיות, ללא הצבת יעד חדש ליתרות המט"ח
11/08/2009		שינוי מדיניות רכישות המט"ח- מעבר לרכישות לא קבועות
08/2009	4073	בעיקר רכישות לא קבועות
09/2009	1649	רכישות לא קבועות
10/2009	1274	רכישות לא קבועות
11/2009	0	
12/2009	132	רכישות לא קבועות

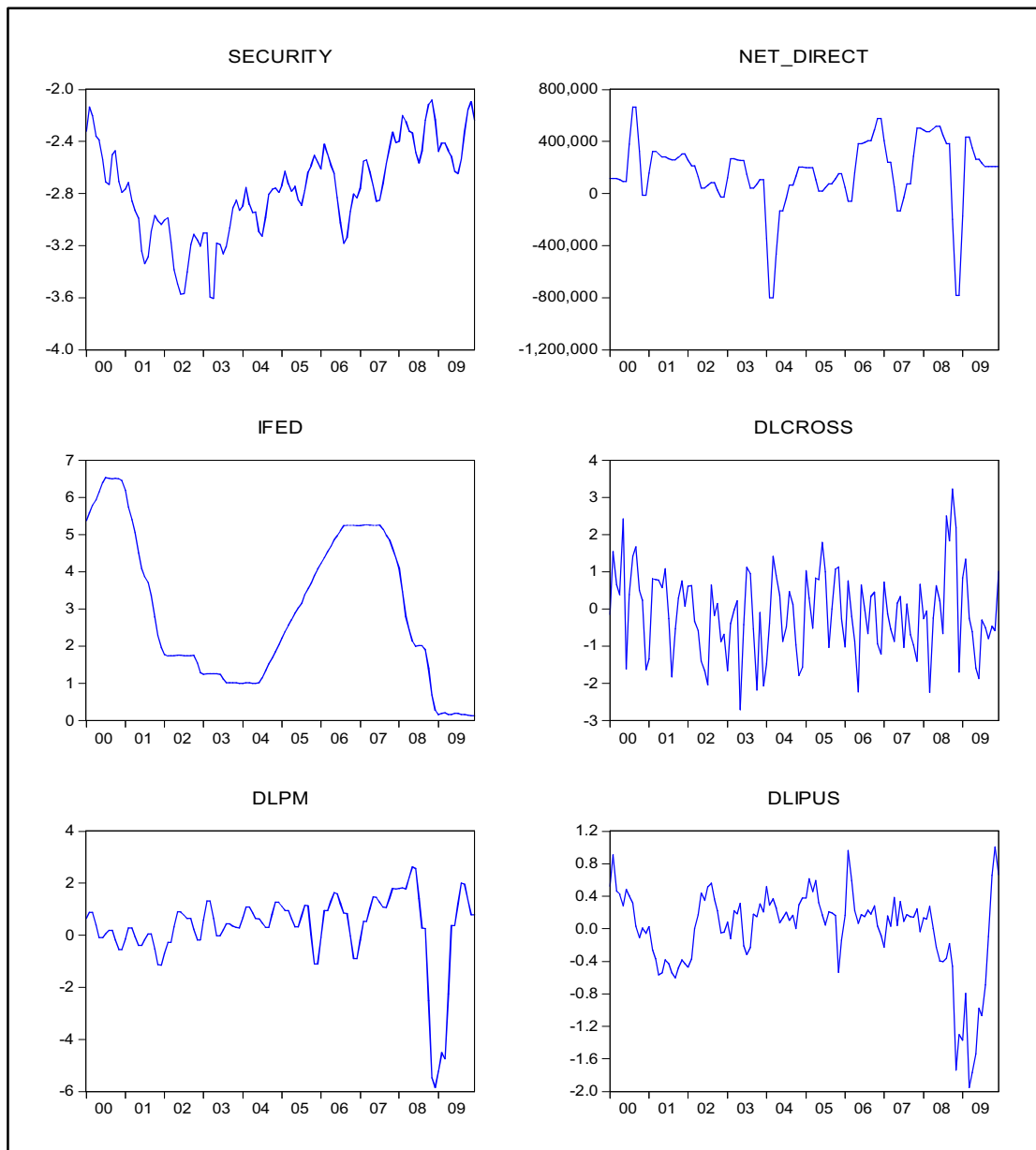
ב- תיאור נתוני מודל ה- BVAR בתקופה 2000-01:2009

המשתנים האנדוגניים:



	DLE	DLCI	INF_EXP	DLCPI
Mean	-0.08	0.28	1.82	0.17
Median	-0.22	0.43	1.86	0.10
Maximum	5.90	1.16	4.46	1.52
Minimum	-4.56	-1.18	-0.73	-0.86
Std. Dev.	2.00	0.50	0.79	0.51
Skewness	0.43	-1.05	-0.01	0.37
Kurtosis	3.62	3.74	3.96	2.73

המשתנים האקסוגניים:



	SECURITY	NET_DIRECT	IFED	DLCROSS	DLPM
Mean	-2.77	161305	2.98	-0.10	0.29
Median	-2.76	199041	2.42	-0.12	0.50
Maximum	-2.08	664679	6.54	3.22	2.64
Minimum	-3.61	-800728	0.12	-2.71	-5.86
Std. Dev.	0.36	265693	2.00	1.12	1.43
Skewness	-0.22	-1.42	0.25	0.11	-2.33
Kurtosis	2.53	6.70	1.69	2.96	10.00

נספח ג- בחירת ה- Prior לאמידה הבייסיאנית של מודל ה-BVAR

לשם ניסוח ה- prior באמידה הבייסיאנית נעשה שימוש באלגוריתם ה-Minnesota prior (Duan, Litterman and Sims, 1984). ההנחה המקורית לפי prior זה היא מודל של מהלך מקרי. הואיל והמשתנים במודל הנאמד הם סטציונאריים, נעשה שימוש ב- prior השונה ממהלך מקרי, בדומה ל- Segal (2010).

ה- prior למומנט הראשון של הפיגור העצמי הראשון בכל משוואה במודל נבחר באופן הבא:

DLCI	-0.8,
DLE	-0.0,
INF_EXP	-0.5,
DLCPI	-0.0,
IBOI	-0.9.

לפי ה- Minnesota Prior, ה- prior לסטיית-התקן עבור המקדם של המשתנה ה- j , בפיגור k , במשוואה i נקבע באופן הבא:

$$\sigma_{i,j,k} = \lambda \omega(i,j) k^{-\phi} \left(\frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\sigma}_j} \right),$$

כאשר:

- λ - prior על סטיית-התקן של מקדם הפיגור העצמי,
- $\omega(i,j)$ - prior על סטיית-התקן של מקדם המשתנה j במשוואה i ,
- ϕ - פרמטר המשפיע על דעיכת ה- prior לסטיית-התקן ככל שמספר הפיגורים גדל.
- $\left(\frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\sigma}_j} \right)$ - ביטוי המנרמל את היחידות השונות של המשתנים השונים.

ה- prior בו נעשה שימוש באמידה הוא:

$$\lambda = 0.1,$$

$$\phi = 1,$$

$$\omega(i,j) = \begin{Bmatrix} \begin{matrix} DLCI & DLE & INF_EXP & DLCPI & IBOI \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 & 0.2 & 0.6 & 0.2 & 0.2 \\ 0.2 & 1 & 0.5 & 0.5 & 0.5 \\ 0.2 & 0.5 & 1 & 0.5 & 0.5 \\ 0.1 & 0.7 & 0.5 & 1 & 0.5 \\ 0.1 & 0.5 & 0.6 & 0.2 & 1 \end{matrix} \end{Bmatrix}.$$

ערך גבוה של $\omega(i,j)$ מחוץ לאלכסון מבטא חשיבות גבוהה של המשתנה j ביחס למשתנים הנוספים במשוואה i .

משוואת שער החליפין - DLE

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
DLCI (t-1)	0.511	0.574	0.567
DLCI (t-2)	0.884	1.050	0.296
DLCI (t-3)	-0.463	-0.747	0.457
DLCI (t-4)	-0.502	-1.059	0.292
DLCI (t-5)	-0.188	-0.493	0.623
DLCI (t-6)	-0.256	-0.812	0.419
DLE (t-1)	0.233	2.026	0.046
DLE (t-2)	-0.005	-0.044	0.965
DLE (t-3)	0.038	0.370	0.712
DLE (t-4)	0.066	0.724	0.471
DLE (t-5)	0.031	0.378	0.706
DLE (t-6)	-0.173	-2.182	0.032
INF-EXP (t-1)	-0.133	-0.379	0.706
INF-EXP (t-2)	-0.434	-1.140	0.257
INF-EXP (t-3)	0.290	0.964	0.337
INF-EXP (t-4)	0.117	0.486	0.628
INF-EXP (t-5)	-0.190	-0.913	0.363
INF-EXP (t-6)	0.182	1.036	0.303
DLCPI (t-1)	-0.604	-1.616	0.109
DLCPI (t-2)	-0.680	-1.989	0.050
DLCPI (t-3)	0.088	0.312	0.756
DLCPI (t-4)	-0.131	-0.550	0.584
DLCPI (t-5)	-0.067	-0.305	0.761
DLCPI (t-6)	0.082	0.452	0.652
IBOI (t-1)	-0.453	-1.019	0.311
IBOI (t-2)	0.519	0.949	0.345
IBOI (t-3)	-0.174	-0.412	0.681
IBOI (t-4)	-0.123	-0.361	0.719
IBOI (t-5)	-0.013	-0.048	0.961
IBOI (t-6)	-0.065	-0.320	0.750
TARGET	1.325	2.154	0.034
DLIPUS	-0.865	-1.122	0.265
DLPM	0.150	0.505	0.615
DLCROSS	0.653	4.905	0.000
IFED	0.118	0.925	0.357
NET_DIRECT	0.000	-2.832	0.006
SECURITY	-2.181	-3.165	0.002
D4	-0.110	-0.215	0.830
D9	0.029	0.060	0.952
constant	-6.999	-2.644	0.010
R-squared	0.58		
Adjusted R-squared	0.30		

משוואת הצמיחה במדד המשולב - *DLCI*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
DLCI (t-1)	0.945	9.530	0.000
DLCI (t-2)	0.094	0.743	0.460
DLCI (t-3)	0.075	0.629	0.531
DLCI (t-4)	-0.250	-2.333	0.022
DLCI (t-5)	-0.055	-0.553	0.582
DLCI (t-6)	0.041	0.551	0.583
DLE (t-1)	-0.002	-0.320	0.749
DLE (t-2)	-0.002	-0.346	0.730
DLE (t-3)	-0.002	-0.487	0.627
DLE (t-4)	0.000	-0.033	0.974
DLE (t-5)	-0.001	-0.404	0.687
DLE (t-6)	0.000	0.033	0.974
INF-EXP (t-1)	-0.002	-0.061	0.952
INF-EXP (t-2)	0.064	2.230	0.028
INF-EXP (t-3)	-0.011	-0.458	0.648
INF-EXP (t-4)	0.038	1.929	0.057
INF-EXP (t-5)	0.007	0.441	0.660
INF-EXP (t-6)	-0.006	-0.444	0.658
DLCPI (t-1)	0.030	1.289	0.200
DLCPI (t-2)	-0.005	-0.298	0.766
DLCPI (t-3)	-0.012	-1.037	0.302
DLCPI (t-4)	0.003	0.307	0.759
DLCPI (t-5)	0.000	0.036	0.971
DLCPI (t-6)	0.000	0.033	0.973
IBOI (t-1)	-0.040	-1.677	0.097
IBOI (t-2)	0.014	0.615	0.540
IBOI (t-3)	0.007	0.449	0.654
IBOI (t-4)	0.002	0.198	0.844
IBOI (t-5)	0.007	0.698	0.487
IBOI (t-6)	0.005	0.668	0.506
TARGET	-0.075	-1.793	0.076
DLIPUS	0.058	1.009	0.315
DLPM	-0.024	-1.154	0.251
DLCROSS	0.008	0.815	0.417
IFED	0.002	0.226	0.821
NET_DIRECT	0.000	-0.606	0.546
SECURITY	0.069	1.359	0.177
D4	0.027	0.697	0.488
D9	0.036	1.011	0.315
constant	0.269	1.430	0.156
R-squared	0.97		
Adjusted R-squared	0.95		

משוואת הציפיות לאינפלציה - INF_EXP

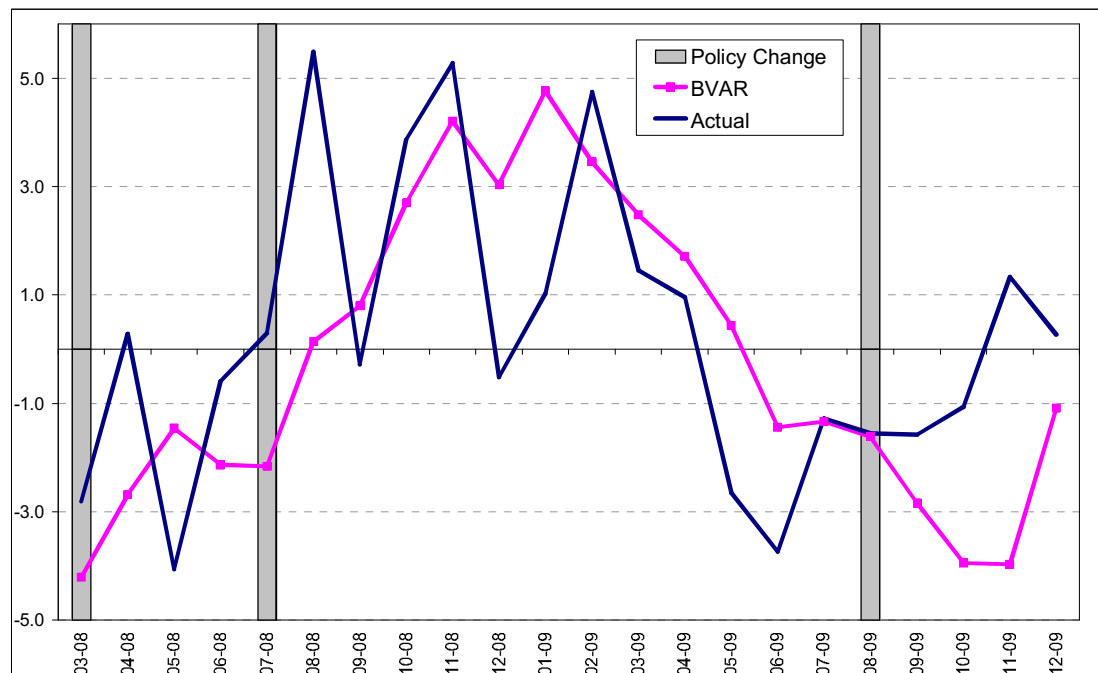
Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
DLCI (t-1)	0.190	0.659	0.511
DLCI (t-2)	0.231	0.849	0.398
DLCI (t-3)	-0.053	-0.267	0.790
DLCI (t-4)	-0.178	-1.167	0.246
DLCI (t-5)	-0.054	-0.442	0.660
DLCI (t-6)	-0.080	-0.787	0.433
DLE (t-1)	0.044	1.202	0.232
DLE (t-2)	0.010	0.321	0.749
DLE (t-3)	-0.017	-0.635	0.527
DLE (t-4)	0.004	0.165	0.869
DLE (t-5)	0.006	0.304	0.762
DLE (t-6)	-0.006	-0.368	0.714
INF-EXP (t-1)	0.749	6.277	0.000
INF-EXP (t-2)	-0.447	-3.029	0.003
INF-EXP (t-3)	0.257	1.972	0.051
INF-EXP (t-4)	0.117	1.058	0.293
INF-EXP (t-5)	-0.094	-0.962	0.338
INF-EXP (t-6)	0.055	0.676	0.501
DLCPI (t-1)	0.135	1.123	0.264
DLCPI (t-2)	0.013	0.121	0.904
DLCPI (t-3)	-0.034	-0.378	0.706
DLCPI (t-4)	0.057	0.744	0.459
DLCPI (t-5)	0.031	0.448	0.655
DLCPI (t-6)	0.045	0.762	0.448
IBOI (t-1)	-0.176	-1.231	0.221
IBOI (t-2)	0.237	1.351	0.180
IBOI (t-3)	-0.027	-0.201	0.841
IBOI (t-4)	-0.019	-0.171	0.865
IBOI (t-5)	-0.012	-0.132	0.895
IBOI (t-6)	-0.027	-0.406	0.685
TARGET	0.162	0.828	0.410
DLIPUS	-0.193	-0.781	0.437
DLPM	0.229	2.376	0.019
DLCROSS	0.054	1.268	0.208
IFED	-0.033	-0.797	0.427
NET_DIRECT	0.000	0.547	0.586
SECURITY	-0.214	-0.959	0.340
D4	0.168	1.031	0.305
D9	0.026	0.166	0.868
constant	-0.233	-0.271	0.787
R-squared	0.72		
Adjusted R-squared	0.52		

משוואת האינפלציה- *DLCPI*

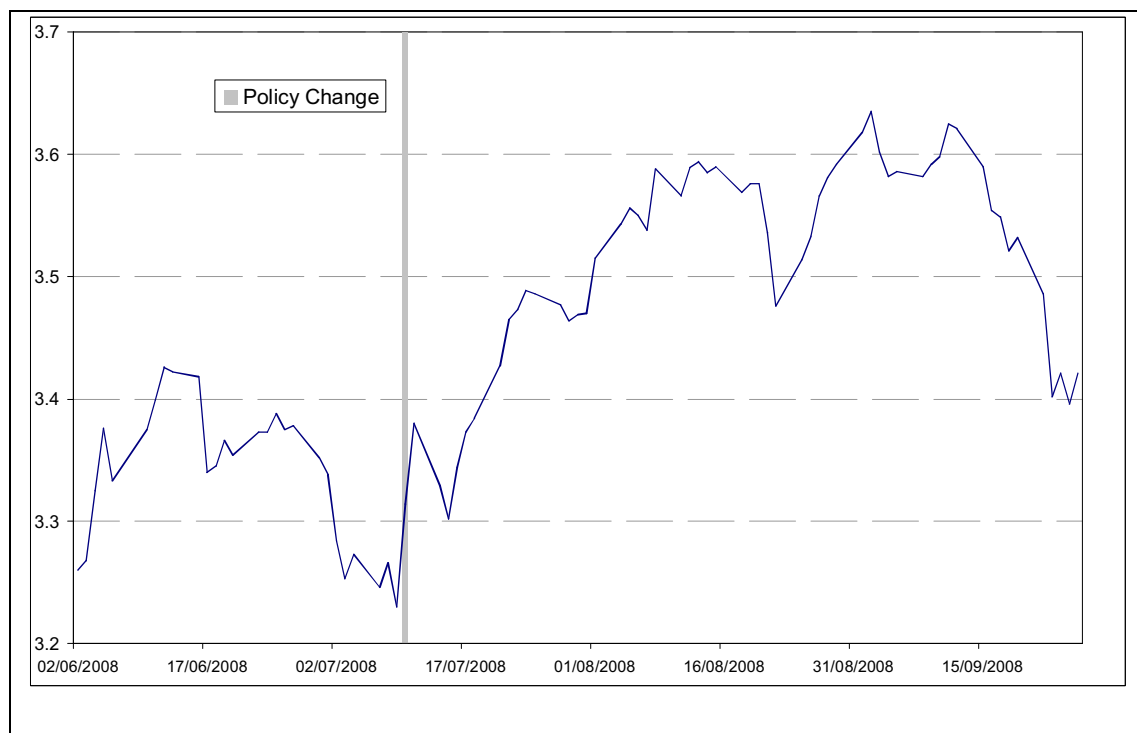
Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
DLCI (t-1)	0.061	0.413	0.681
DLCI (t-2)	-0.021	-0.186	0.853
DLCI (t-3)	-0.034	-0.421	0.675
DLCI (t-4)	-0.044	-0.715	0.477
DLCI (t-5)	-0.019	-0.388	0.699
DLCI (t-6)	-0.025	-0.603	0.548
DLE (t-1)	0.098	3.508	0.001
DLE (t-2)	-0.018	-0.722	0.472
DLE (t-3)	-0.003	-0.117	0.907
DLE (t-4)	0.017	0.866	0.388
DLE (t-5)	0.013	0.743	0.459
DLE (t-6)	-0.001	-0.069	0.945
INF-EXP (t-1)	0.186	2.148	0.034
INF-EXP (t-2)	-0.170	-1.840	0.069
INF-EXP (t-3)	0.069	0.955	0.342
INF-EXP (t-4)	0.010	0.165	0.870
INF-EXP (t-5)	-0.067	-1.345	0.182
INF-EXP (t-6)	0.010	0.240	0.810
DLCPI (t-1)	-0.036	-0.381	0.704
DLCPI (t-2)	-0.008	-0.080	0.936
DLCPI (t-3)	0.038	0.456	0.650
DLCPI (t-4)	-0.064	-0.837	0.405
DLCPI (t-5)	0.055	0.694	0.489
DLCPI (t-6)	-0.032	-0.476	0.635
IBOI (t-1)	-0.021	-0.196	0.845
IBOI (t-2)	0.031	0.233	0.816
IBOI (t-3)	0.006	0.055	0.956
IBOI (t-4)	-0.097	-1.177	0.242
IBOI (t-5)	-0.046	-0.678	0.499
IBOI (t-6)	0.049	0.996	0.322
TARGET	0.318	2.052	0.043
DLIPUS	-0.167	-0.886	0.378
DLPM	0.192	2.641	0.010
DLCROSS	0.018	0.569	0.571
IFED	0.030	0.977	0.331
NET_DIRECT	0.000	-1.293	0.199
SECURITY	-0.186	-1.098	0.275
D4	0.744	5.928	0.000
D9	-0.447	-3.619	0.000
constant	-0.835	-1.272	0.206
R-squared	0.67		
Adjusted R-squared	0.45		

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
DLCI (t-1)	0.001	0.010	0.992
DLCI (t-2)	0.026	0.302	0.763
DLCI (t-3)	0.020	0.328	0.744
DLCI (t-4)	0.015	0.330	0.742
DLCI (t-5)	0.021	0.563	0.575
DLCI (t-6)	0.005	0.160	0.874
DLE (t-1)	0.005	0.249	0.804
DLE (t-2)	-0.004	-0.209	0.835
DLE (t-3)	0.009	0.586	0.559
DLE (t-4)	0.005	0.399	0.691
DLE (t-5)	0.024	2.301	0.024
DLE (t-6)	0.006	0.649	0.518
INF-EXP (t-1)	0.344	5.472	0.000
INF-EXP (t-2)	-0.033	-0.452	0.652
INF-EXP (t-3)	-0.009	-0.149	0.882
INF-EXP (t-4)	-0.058	-1.218	0.226
INF-EXP (t-5)	0.046	1.125	0.264
INF-EXP (t-6)	-0.005	-0.155	0.877
DLCPI (t-1)	-0.009	-0.157	0.876
DLCPI (t-2)	0.045	1.173	0.244
DLCPI (t-3)	0.003	0.093	0.926
DLCPI (t-4)	0.004	0.204	0.839
DLCPI (t-5)	0.008	0.428	0.670
DLCPI (t-6)	0.001	0.034	0.973
IBOI (t-1)	1.220	13.724	0.000
IBOI (t-2)	-0.385	-2.985	0.004
IBOI (t-3)	0.215	1.889	0.062
IBOI (t-4)	-0.097	-0.996	0.322
IBOI (t-5)	-0.143	-1.703	0.092
IBOI (t-6)	0.104	1.946	0.055
TARGET	0.168	1.658	0.101
DLIPUS	-0.035	-0.265	0.792
DLPM	0.043	0.867	0.388
DLCROSS	-0.076	-3.209	0.002
IFED	0.053	2.366	0.020
NET_DIRECT	0.000	-1.095	0.276
SECURITY	-0.315	-2.611	0.010
D4	-0.033	-0.367	0.715
D9	0.023	0.267	0.790
constant	-1.561	-3.447	0.001
R-squared	0.99		
Adjusted R-squared	0.99		

נספח ה- תחזיות מודל ה-BVAR לשיעור הפיחות ושיעור הפיחות בפועל בתקופת ההתערבות



נספח ו'- שער החליפין שקל/דולר בתדירות יומית בחודשים 06-09



רשימת מקורות

אילק, א'. (2006). מודל חודשי להערכת האינפלציה והמדיניות המוניטרית בישראל, בנק ישראל, מאמר לדיון, 2006.04.

גמרסני, י., נתן, ד'. ושטיין, ר'. (2009). בדיקת השפעת ההתערבות בשוק המט"ח, תזכיר פנימי, בנק ישראל.

פסח, ש'. ורזין, א'. (1992). ייצוב שערי חליפין בישראל, מכון ישראלי בינלאומי לסקר מדיניות כלכלית ושימושית.

שרייבר, ב'. (2010). שער החליפין שקל/דולר: פירוק לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי, בנק ישראל, מאמר לדיון, 2010.03.

Argov, E., Binyamini, A., Elkayam, D. and Rozenshtrom, I. (2006). A Small Macroeconomic Model to Support Inflation Targeting in Israel. *Bank of Israel*, Monetary Department.

Azoulay, E. and Ribon, S. (2010). A Basic Structural VAR of Monetary Policy in Israel Using Monthly Frequency Data, *Bank of Israel*, Discussion Paper, 2010.04.

Barnea, A. and Djivre, J. (2004). Changes in Monetary and Exchange Rate Policies and the Transmission Mechanism in Israel, 1989.IV – 2002.I, *Bank of Israel*, Discussion Paper, 2004.13.

Chinn, M. D. and Meese, R. A. (1995). Banking on Currency Forecasts: How Predictable Is Change in Money?, *Journal of International Economics*, 38, 161-178.

Council of Economic Advisers. (2010). The Economic Impact of the American Recovery and Reinvestment Act of 2009, *Second Quarterly Report to Congress*.

Diebold, F. X., Gardeazabal, J. and Yilmaz, K. (1994). On Cointegration and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Finance*, 49, 727-735.

Doan, T., Litterman, R. B. and Sims, C. (1984). Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions, *Econometrics Reviews*, 3, 1-100.

Engel, C. (1994). Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?, *Journal of International Economics*, 36, 151-165.

Fatum, R. and Hutchison, M. (2006). Effectiveness of Official Daily Foreign Exchange Market Intervention Operations in Japan, *Journal of International Money and Finance*, 25, 199-219.

Galati, G. and Disyatat, P. (2007). The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: Evidence From the Czech Koruna, *Journal of International Money and Finance*, 26, 383-402.

Galati, G., Melick. W. and Micu M. (2005). Foreign exchange market intervention and expectations: The yen/dollar exchange rate, *Journal of International Money and Finance*, 24, 982-1011.

Kamil, H. (2008). Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia, *IMF*, Working Paper, 08/88.

Kearns, J. and Rigobon, R. (2002), Identifying the Efficacy of Central Bank Interventions: The Australian Case, *NBER*, Working Paper, 9062.

Kilian, L. and Taylor, M. P. (2003). Why is it So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?, *Journal of International Economics*, 60, 85-107.

Macdonald, R. and Marsh, I. W. (1997). On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective, *The Review of Economics and Statistics*, 79, 655-664.

Macdonald, R. and Taylor, M. P. (1994). The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk, *Journal of International Money and Finance*, 13, 276-290.

Mark, N. C. (1995). Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Run Horizon Predictability, *American Economic Review*, 85, 201-218.

Mark, N. C. and Sul, D. (2001). Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals Evidence From a Small Post-Bretton Woods Panel, *Journal of International Economics*, 53, 29-52.

Marom, A., Menashe, Y. and Suchoy, T. (2003). The State-of-The-Economy Index and The probability of Recession: The Markov Regime-Switching Model, *Bank of Israel*, Discussion Paper, 2003.05.

Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983a). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out-Of-Sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3-24.

Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983b). The Out-Of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?, in: Frenkel, J. (editor), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago: University of Chicago Press, 67-105.

Meredith, G. and Chinn, M. D. (1998). Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity, *NBER*, Working Paper, 6797.

Rogers, J. M. and Siklos, P. L. (2003). Foreign Exchange Market Intervention in Two Small Open Economies: The Canadian and Australian Experience, *Journal of International Money and Finance*, 22, 393-416.

Segal, G. (2010). A Basic Bayesian VAR for Israel, *Mimeo*, Bank of Israel.

Theil, H. and Goldberger, A. S. (1961). On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics. *International Economic Review*, 2, 65-78.