

**השפעתן של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל,
ושל הכלכלה הגלובלית, על התשואות הריאליות
של האג"ח הממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת לאחר עשור¹**

עדי ברנדר* וסיגל ריבון**

סדרת מאמרים לדיון 2015.02
ינואר 2015

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* סיגל ריבון, חטיבת המחקר – sigal.ribon@boi.org.il, טל' – 02-6552610

** עדי ברנדר, חטיבת המחקר – adi.brender@boi.org.il, טל' – 02-6552618

¹ אנו מודים לרועי שטיין ולמשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל ולערן ישיב ומשתתפי הסמינר בבית הספר לממשל ולמדיניות ע"ש הרולד הרטוך באוניברסיטת תל-אביב על הערותיהם המועילות.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

**השפעתן של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל, ושל הכלכלה הגלובלית,
על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת לאחר עשור**

עדי ברנדר וסיגל ריבון

תקציר

המחקר בוחן כיצד המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל, וכן הפעילות הכלכלית והסביבה העולמית, השפיעו על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל בין 2001 לספטמבר 2013. אנו מוצאים כי למדיניות הפיסקלית, כפי שהיא מתבטאת ביחס החוב הציבורי לתוצר הפוטנציאלי, יש השפעה על התשואות, וכי ההשפעה על האופקים הארוכים גדולה יותר. למדיניות המוניטרית השפעה ניכרת על התשואות הקצרות, אך גם השפעה מובהקת – אם כי קטנה – על התשואות הארוכות. לסביבה הפיננסית העולמית, כפי שהיא משתקפת בתשואות הארוכות בארה"ב, השפעה חיובית ומובהקת על התשואות הריאליות המקומיות בכל האופקים. טכניקת האמידה שבחרנו מאפשרת השפעות לא-לינאריות של המשתנים, והיא מלמדת כי ההשפעות של החוב הממשלתי והתשואות בארה"ב התעצמו במהלך תקופת המדגם. כאשר מנתחים את התרומות להתפתחות התשואות בעשור האחרון, מוצאים כי הירידה בריבית המוניטרית מסבירה חלק ניכר מהירידה שחלה באמצע העשור בתשואות הקצרות והבינוניות, ואילו הירידה בחוב הממשלתי מסבירה חלק גדול מהירידה בתשואות הארוכות. הסביבה הכלכלית הגלובלית תרמה משמעותית לשינויים שחלו בתשואות בכל התקופות ובכל האופקים. הממצאים דומים איכותית לאלו שהעלו לפני כעשור (Ber, Brender and Ribon (2004), אך משקפים גידול בהשפעת הכלכלה העולמית והחוב הציבורי על התשואות בישראל וירידה בחשיבותו של הגירעון כמייצג של המדיניות הפיסקלית.

The Effect of Fiscal and Monetary Policies, and the Global Economy on Israeli Government Bonds' Real Yields – A Reexamination After a Decade

Adi Brender and Sigal Ribon

Abstract

This study examines the effect of fiscal and monetary policy, as well as domestic and global economic activity, on real yields of government bonds in Israel between 2001 and 2013. We find an effect of fiscal policy on the yields which is larger in longer maturities, and that the fiscal policy variable affecting the yields is the expected debt to GDP ratio rather than the deficit. Monetary policy is found to have a dominant effect on the determination of short-yields but also a statistically significant, although small, effect on the long ones. The global financial environment, represented by the real yields on US government bonds, affects the domestic yields on all maturities. Our estimation method, which allows non-linear effects of the variables, indicates that the effects of the public debt and the global financial environment intensified during the sample period. Decomposing the change in the yields over the sample period we find that monetary policy had a dominant role in the decline of the short and medium term yields in the middle of the previous decade, while the decline in the public debt ratio explains much of the decline in the long-term yields. It was also found that the global financial environment significantly affected the yield changes in all maturities throughout the sample period. Our findings qualitatively match those in Ber, Brender and Ribon (2004) but reflect an enhancement of the effects of the public debt and the global environment on the yields in Israel and a shift of the representation of fiscal policy from the deficit to the debt ratio.

1. הקדמה וסקירת ספרות קצרה

התשואות הריאליות על האג"ח הממשלתיות הצמודות בישראל ירדו בעשור האחרון באופקים הארוכים ואף יותר מכך באופקים הקצרים. הירידה בתשואות התרחשה על רקע ירידה ביחס החוב הממשלתי לתוצר, צמצום והגדלה מחדש של הגירעון הממשלתי (מנוכה המחזור), ויציבות בסביבת האינפלציה לצד ירידה משמעותית בריבית בנק ישראל ובריבית הריאלית הנגזרת ממנה. כל אלו ליוו שני מחזורי עסקים – הראשון החל עם המיתון של שלהי שנת 2000; השני החל עם המשבר הפיננסי שפרץ בארה"ב ב-2008 והיה חמור בעולם אך מתון יחסית במשק המקומי. העבודה הנוכחית מציעה ניתוח וכימות של הגורמים שהשפיעו על התפתחותן של התשואות הריאליות לאופקים השונים – הקצרים והארוכים.

מחקרים רבים בעולם עוסקים בניתוח הגורמים המשפיעים על התשואות והשינויים בהן¹, ובפרט בחלקה של המדיניות הפיסקלית. בדרך כלל נמצא שהמדיניות הפיסקלית משפיעה על התשואות, אולם היקף השפעה המתקבל במחקרים אינו חד-משמעי, בין היתר בשל שימוש באינדיקטורים שונים למדיניות הפיסקלית, שיטות מחקר שונות ותקופות שונות. בסקירה של כשישים מחקרים מציניים (Gale and Orszag (2002) שרק במחצית מהמחקרים נמצא כי לגירעון יש השפעה ברורה על התשואות, ואילו באחרים לא התקבלה תוצאה חד-משמעית. האינדיקטורים המקובלים למדיניות הפיסקלית הם הגירעון או החוב, אולם מחקרים רבים מצאו כי התפתחותם בפועל אינה הגודל המשמעותי המשפיע על התשואות אלא התחזיות או הציפיות לגביהם. (Engen and Hubbard (2005) למשל עושים שימוש בחוב ובגירעון שחווה משרד התקציבים של הקונגרס האמריקאי (ה-CBO), ומוצאים שהשפעתם על התשואות מובהקת בשעה שלנתונים בפועל אין השפעה. גם Laubach (2009) מוצא שלתחזיות השפעה מובהקת על התשואות הנומינליות – כ-0.25 נקודת אחוז בגין גידול של אחוז תוצר בגירעון הצפוי, ו-0.03–0.04 נקודת אחוז בגין שינוי של נקודת אחוז ביחס החוב לתוצר הצפוי.

חלק מהמחקרים בוחן את הגורמים המשפיעים על התשואות באמצעות שימוש במדינה בודדת, בדרך כלל ארה"ב, אך חלק גדול מהם בוחן זאת באמצעות פאנל של מדינות, מפותחות או מתפתחות. (Gruber and Kamin (2012) בוחנים זאת במדינות ה-OECD וב-G7; הם מתמקדים בשנים 1988–2007, כלומר לפני המשבר הפיננסי, ומוצאים כי לגירעון ולחוב השפעה מובהקת על התשואות הנומינליות – בגודל של 0.11–0.18 נקודת אחוז ושל כ-0.02, בהתאמה. לגבי התשואות הריאליות הם מקבלים מקדמים מובהקים אך מעט קטנים יותר, ולגבי התשואות העתידיות (forward) הם אינם מקבלים תוצאות מובהקות. (Poghosyan (2012 מתייחס ל-22 מדינות מפותחות ובוחן את הגורמים המשפיעים על תשואותיהן של אג"ח ממשלתיות באמצעות שיטות של קו-אינטגרציה בפאנל. הוא מוצא כי ליחס החוב לתוצר יש השפעה של 0.02 על התשואות הנומינליות בטווח הארוך.

המשבר הפיננסי שפרץ ב-2008 הדגיש את החשיבות שיש להשפעות הגלובליות על התשואות המקומיות ואת האפשרות שאותה מדיניות תניב תוצאות שונות בסביבות כלכליות ופיננסיות שונות. על רקע המשבר הפיננסי האחרון מחקרים רבים עוסקים בשאלה אם המידה שבה

¹ בעולם מקובל במקרים רבים לבחון את הגורמים המשפיעים על התשואות הנומינליות, כיוון שהאג"ח הממשלתיות המונפקות בעולם הן בדרך כלל נומינליות, ורק מיעוטן צמודות למדד המחירים לצרכן.

המשתנים הפיסקליים משפיעים על התשואות תלויה בגורמים נוספים, ביניהם המצב העולמי, הסיכון של המדינה, רמת החוב, ועוד. (Ardagna, Caselli and Lane (2004)² מתבססים על פאנל של 16 מדינות ומוצאים שהשפעת החוב על התשואות אינה לינארית אלא ריבועית, והיא חיובית ומובהקת רק כאשר החוב עולה מעל רמה מסוימת. הם מוצאים גם כי מידה רבה יותר של פיתוח פיננסי מפחיתה את הריבית ארוכת הטווח, ואינטראקציה של מדד לפיתוח פיננסי עם משתנים פיסקליים מחלישה את השפעתם של משתנים אלה. (Jaramillo and Weber (2012) משתמשות בניסוח לא-לינארי כדי לבחון את ההשפעות על תשואותיהן של האג"ח הממשלתיות במדינות מתפתחות. הן מוצאות שההשפעה של גורמים מקומיים על התשואות תלויה במידת שנאת הסיכון העולמית; כאשר הסביבה הגלובלית נתפסת כמסוכנת יותר (כאשר מדד ה-VIX עולה מעל ערך מסוים), לגידול ביחס החוב לתוצר יש השפעה גדולה ומובהקת – כ-0.06, לעומת 0.02 בתקופות רגועות. (Baldacci and Kumar (2010) משתמשים בפאנל של 31 מדינות ומראים שגודל ההשפעה של הגירעון והחוב תלוי בגורמים מבניים בסיסיים של הכלכלה ובהשפעות מהשווקים הפיננסיים הגלובליים. (Alper and Forni (2011) מוצאים שיש גלישה מרמת החוב הממשלתי במדינות המפותחות הגדולות לתשואה על האג"ח של מדינות אחרות, בפרט המדינות המתפתחות. על יסוד שימוש בהשפעה לא-לינארית (ריבועית) הם מראים כי כאשר יחס החוב הציבורי לתוצר עולה בנקודת אחוז, התשואה עולה ב-0.025–0.04 במדינות מתפתחות וב-0.01–0.07 במפותחות; וכאשר החוב של המדינות המפותחות עולה בנקודת אחוז מהרמה הגבוהה הנוכחית, התשואה לטווח ארוך עולה ב-0.1 במדינות המתפתחות. (Chinn and Frankel (2004) מוצאים שהריביות בארה"ב משפיעות על הריביות באירופה, ואילו ההשפעה בכיוון ההפוך חלשה יותר. עוד הם מוצאים שתחזיות ה-OECD לגבי היחס בין החוב הממשלתי לתוצר משפיעות על התשואות במדינות אירופיות שונות במידה שנעה בין 0.05 ל-0.16. (Dell'Erba and Sola (2013) משתמשים בגורמים משותפים (factors) ומוצאים שהמדיניות המוניטרית והפיסקלית הגלובלית מסבירה יותר מ-60% מהשונות של הריביות הארוכות בפאנל של מדינות OECD, והכללתם של הגורמים הגלובליים מחלישה את השפעתם של הגורמים המקומיים על התשואות.

הריבית הקצרה משקפת את המדיניות המוניטרית, והיא מופיעה בדרך כלל כאחד המשתנים המסבירים את התשואות. כמה מאמרים מתמקדים בהשפעת המדיניות המוניטרית על התשואות. (Hanson and Stein (2012) מוצאים שהמדיניות המוניטרית משפיעה על התשואות העתידיות הריאליות בארה"ב – כאשר התשואה הנומינלית לשנתיים עולה בנקודת אחוז אחת ביום ההכרזה של ה-FOMC על המדיניות המוניטרית, הדבר מתבטא בעלייה של 45 נקודות בסיס בתשואה העתידית הריאלית ל-10 שנים – והם מפרשים זאת כשינויים בפרמיה לאופק האיגרת (term premium). הם מוצאים תוצאות דומות גם לגבי בריטניה. (Arora and Cerisola (2001) בוחנים אם למדיניות המוניטרית בארה"ב יש השפעה על הפער (spreads) בתשואות בין אג"ח של ארה"ב ואג"ח של מדינות מתפתחות. בבדיקה מקדימה הם מוצאים שלתשואות ל-10 שנים בארה"ב יש השפעה עם מקדם של 0.5 עד 1.5. כשכוללים את הריבית של ה-FED כמשתנה

² מאמר זה נכתב לפני המשבר.

מסביר, מקבלים ברוב המדינות השפעה מובהקת, בעלת מקדם של 0.2 עד 0.6. הסיבה לכך יכולה להיות שריביות גבוהות יותר בארה"ב מקשות על המדינות הלוות להחזיר את חובן, ולכן הסיכון המגולם במחיר גדול יותר.

מחקר זה נועד לבחון את ההשפעה של הגורמים השונים – המדיניות הפיסקלית, המדיניות המוניטרית, הפעילות המקומית והסביבה העולמית – על התשואות הריאליות על אג"ח ממשלתיות לאופקים שונים, וזאת במסגרת מודל המאפשר לחלק מהמשתנים השפעות לא-לינאריות. שיטת האמידה שאנו משתמשים בה מתבססת על המודל של (Terasvirta, 2004), והיא מכונה Smooth Transition Regression (STR). שיטה זו מאפשרת להשפעה של המשתנה שבו אנו מתעניינים להיות תלויה בערכו של משתנה אחר, בפרט של ההשתנות על פני זמן.

במודל המוצג אנו מאפשרים להשפעתה של הריבית בארה"ב להשתנות על פני זמן, ומקבלים עלייה בהשפעתה על התשואות החל מהמחצית השנייה של העשור הקודם, על רקע הגלובליזציה הגוברת של שוקי ההון, ובפרט בתקופת המשבר שפרץ ב-2008³. הריבית בארה"ב השפיעה בתחילת העשור הקודם על התשואות במידה שנעה בין 0.00 ל-0.15, אולם השפעתה גדלה לכ-0.2 בתשואה ל-10 שנים ולכ-0.4–0.6 בתשואות הבינוניות.

אנו מוצאים שעלייה של נקודת אחוז ביחס החוב הממשלתי לתוצר הפוטנציאלי פועלת לעלייה של כ-0.05 נקודת אחוז בתשואות ל-10 שנים ולעלייה של 0.01–0.03 נקודת אחוז בתשואות לאופקים קצרים יותר. אמידה לא-לינארית מעלה כי השפעתו של יחס החוב לתוצר הפוטנציאלי על התשואות גדלה מאז פרוץ המשבר העולמי ל-0.07–0.1 באופקים השונים. ניסיון לבחון השפעה לא-לינארית של החוב הממשלתי על התשואות, התלויה במצב הכלכלה העולמית (מדד VIX או צמיחת התוצר בארה"ב), לא הניב תוצאות משמעותיות. ייתכן כי מאחר שהחוב הממשלתי אינו גבוה באופן יחסי, בטווח הקצר השווקים מייחסים חשיבות פחותה להשפעת הסביבה העולמית על סיכון החוב של ישראל.

להבדיל מהמחקר שערכנו לפני כעשור, איננו מזהים כי לגירעון הצפוי (מנוכה המחזור) או ליעד הגירעון יש השפעה מובהקת (חיובית) על התשואות. אנו בוחנים בנפרד את ההשפעה של החלקים הצפוי והבלתי צפוי בריבית בנק ישראל, ומוצאים כי שינוי צפוי של נקודת אחוז בריבית בנק ישראל פועל לעלייה שנעה בין כ-0.7 נקודת אחוז בתשואה לשנה לבין 0.2 נקודת אחוז בתשואה ל-10 שנים. לחלק הבלתי צפוי בריבית השפעה גדולה יותר. מהניתוח עולה כי הירידה בריבית המוניטרית מסבירה חלק ניכר מהירידה שחלה באמצע העשור בתשואות הקצרות, ואילו הירידה בחוב הממשלתי (ביחס לתוצר הפוטנציאלי) מסבירה חלק גדול מהירידה בתשואות הבינוניות והארוכות. נמצא שלהתפתחויות הכלכליות בעולם תרומה לשינויים שחלו בתשואות בכל האופקים ובכל התקופות, ובפרט מ-2008, עם פרוץ המשבר העולמי.

במאמר שבעה חלקים. בחלק 2 אנו מציגים מודל פשוט לתיאור הגורמים המשפיעים על התשואות הריאליות. חלק 3 מתאר את הנתונים וחלק 4 מציג את שיטת האמידה ואת תוצאותיה. בחלק 5 אנו מציגים את התרומות הנאמדות לתשואות ולשינויים בהן בתקופה הנחקרת. חלק 6 משווה את תוצאות המחקר הנוכחי לאלו שהתקבלו במחקר שנערך לפני כעשור, וחלק 7 מסכם.

³ בחנו גם כיצד השפעתה של הריבית בארה"ב על התשואות תלויה בסביבה העולמית, כפי שמייצגים אותה מדד ה-VIX בארה"ב או השינוי במדד המניות העולמי. אולם התוצאות לא היו מובהקות במרבית הניסוחים.

2. המודל

המודל שאנו מציגים מתבסס על המודל של Sargent (1969), והוא מרחיב אותו בכמה מישורים: הוא מתאים אותו לתשואות ריאליות, לעומת נומינליות, משום שלאג"ח ממשלתיות צמודות למדד יש משקל גבוה בשוק הישראלי; והוא מתאים אותו לאפשרות שמתקיימת שקילות ריקרדו חלקית או מלאה – כלומר לכך שהחיסכון הפרטי יגיב לשינוי בחוב הממשלתי הצפוי, ולכך שלמדיניות פיסקלית מרחיבה עשויה להיות השפעה מצמצמת על ההשקעות במשק. אנו מאפשרים לסיכונים המיוחסים לחוב הממשלתי הצפוי להשפיע באמצעות הכללתו במשוואות המתארות את התנהגות החוסכים והמשקיעים. כן אנו מאפשרים לריבית חו"ל ולסיכון הגלובלי להשפיע, במידה שבה המשק פתוח לתנועות הון.

המדיניות הפיסקלית משפיעה על התשואה על האג"ח דרך שני ערוצים. הערוץ הראשון, הישיר, פועל בו-זמנית על הביקוש למקורות להשקעה ועל ההיצע שלהם. כאשר גירעון הממשלה גדל (או החיסכון קטן), היצע המקורות להשקעה במשק קטן, ולכן מחיר המקורות – הריבית המשולמת עליהם – עולה. גידול בגירעון הממשלה מצריך גיוס של חוב גדול יותר מהציבור; וגיוס חוב באמצעות אג"ח מגדיל את היצע האג"ח, מוריד את מחירן, ולכן פועל להעלאת התשואה עליהן.

הערוץ השני פועל באמצעות ציפיותיהם של הצרכנים והמשקיעים. גירעון גדול יותר – בהווה או בעתיד – צפוי להתבטא בעלייה של החוב הממשלתי, ולכן הוא מגדיל את הסיכוי למיסוי עתידי ועשוי להשפיע על החלטות ההשקעה והצריכה. ככל שהגירעון צפוי להיות פרמננטי יותר, כך גדלה השפעתו על החוב העתידי; גירעון זמני אינו צפוי להשפיע משמעותית על החוב, ולכן לא ישפיע על התשואות דרך ערוץ הציפיות. חוב ממשלתי גדול יותר גם מגדיל את הסיכון שהממשלה לא תוכל לעמוד בהתחייבויותיה ולפרוע את החוב (במלואו). לכן החוב הממשלתי הצפוי משפיע על החלטותיהם של המשקיעים – המקומיים והזרים – וכן של החוסכים.

את התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות בשוק הכספים, $R_{m(t)}$, ניתן לתאר באופן הבא:

$$(1) \quad R_{m(t)} = R_{e(t)} + [R_{m(t)} - R_{e(t)}]$$

הגורם הראשון במשוואה, $R_{e(t)}$, הוא הריבית של שיווי המשקל ה"בסיסי", והיא תלויה במאפייניו הבסיסיים של המשק. זו הריבית שהייתה נקבעת על פי שיווי המשקל בין היצע המקורות להשקעה והביקוש להם, ללא התערבות המדיניות המוניטרית, והיא אינה תלויה בשינויים קצרי טווח כתוצאה מהמדיניות המוניטרית. הגורם השני במשוואה מתאר את ההפרש שיכול לשרור בין תשואת השוק לתשואה ה"בסיסית" בזמן כלשהו. הסטייה הזו מושפעת מהמדיניות המוניטרית ומהריבית הריאלית הקצרה הנגזרת ממנה בהתאם לציפיות לאינפלציה. ניתן להניח כי ככל שמתארך האופק הנבחן, כך קטנה השפעתה של המדיניות המוניטרית על התשואה, היות שזוהי מדיניות קצרת טווח. ניתן לבטא את (1) באופן הבא:

$$(1') \quad R_{m(t)} = R_{e(t)} + [k_0 + k_1(ib_t - \bar{ib}) + k_2\pi_{(t)}^e] \quad k_1 > 0, k_2 < 0$$

היא הריבית הנומינלית שהבנק המרכזי קובע ביחס לריבית נומינלית בטווח הארוך, $ib_{(t)} - \bar{ib}$ ו- π^e הן הציפיות לאינפלציה לטווח קצר. $\bar{ib}$ אינו קבוע על פני זמן בהכרח ויכול להיות תלוי בשינוי בסביבה הכלכלית הבסיסית (כפי שאולי קרה לאחר המשבר הפיננסי ב-2008)⁴. הריבית ה"בסיסית" של הטווח הארוך נקבעת כאמור על פי הביקוש להשקעה והיצע החיסכון. את משוואת הביקוש להשקעה ניתן לכתוב כ"מודל מאיץ" שבו ההשקעה I תלויה חיובית בשינוי בתוצר Δy (ראו למשל [Mehra 1994]), ותלויה שלילית בריבית. נוסף על כך, וכפי שתואר לעיל, ההשקעה עשויה להיות תלויה (חיובית) בחיסכון הציבורי הנוכחי והצפוי – חיסכון שמתבטא בחוב הממשלתי הצפוי (DG^{exp}) – אם הוא משפיע על הפריון במשק ועל תפוסת ההסתברות למיסוי עתידי. חשוב להדגיש כי I הוא הביקוש להשקעות ולא ההשקעה בפועל (האחרונה כוללת השקעה בלתי רצונית במלאי).

$$(2) \quad I_{(t)} = g_0 + g_1 \Delta y_{(t)} + g_2 R_{e(t)} + g_3 DG^{exp}_{(t)} \quad g_1 > 0, \quad g_2 < 0, \quad g_3 \leq 0$$

החיסכון הפרטי (SP) תלוי באופן חיובי בריבית ובאופן שלילי בחיסכון הציבורי בהווה וכן בזה הצפוי בעתיד. מידת השפעתו של החיסכון הציבורי בהווה ובעתיד על התנהגות הפרטים תלויה, כאמור, במידת ה"ריקרדיאניות" שלהם.

$$(3) \quad SP_{(t)} = s_0 + s_1 R_{e(t)} + s_2 DG^{exp}_{(t)} \quad s_1 > 0, \quad 0 \leq s_2 \leq 1,$$

במשק פתוח המקורות להשקעה מקומית הם החיסכון הפרטי, החיסכון הציבורי ועודף היבוא ($IM - X$). כלומר:

$$(4) \quad SP_t + SG_t + (IM - X)_t = I_t$$

את עודף היבוא מממנים תנועות הון לטווח ארוך וקצר ושינויים ביתרות מטבע החוץ. ניתן להניח כי תנועות ההון לטווח קצר מושפעות במידה הגדולה ביותר מריבית השוק, כלומר הריבית הקצרה יותר, ואילו רגישותן של התנועות לטווח ארוך קטנה יותר. אנו מניחים כי סך יבוא ההון למשק (FF), השווה לעודף היבוא, תלוי באופן חיובי בהפרש בין הריבית הריאלית המקומית הנוכחית⁵ לבין הריבית הריאלית בחו"ל R_f . אנו מניחים שתנועות ההון (בעיקר לטווח קצר) תלויות בריבית הקיימת בשווקים באותה עת R_m , ולא בריבית הבסיסית. כן אנו מניחים שהמשק אינו פתוח לחלוטין לתנועות הון, ולכן ייתכנו בטווח הקצר הפרשי ריביות שחורגים מעבר לפרמיית הסיכון. אם המשק פתוח לחלוטין לתנועות הון, הריבית המקומית תהיה שווה לריבית בחו"ל בתוספת פרמיית הסיכון, ושאר המשתנים לא ישפיעו עליה. פער הריבית האפקטיבי תלוי בסיכון שמייחסים למדינה. סיכון זה מורכב מגורמים מקומיים ועולמיים. עם הראשונים נמנה בעיקר התוואי הצפוי של יחס החוב לתוצר בעתיד (DG^{exp}) , תוואי שישפיע על יכולתה של המדינה

⁴ אמידה מתגלגלת של ריבית בנק ישראל (מוצגת בהמשך) אינה מוצאת בתקופה הנחקרת שינוי בריבית של הטווח הארוך (הקבוע). (ראו איור 7.)

⁵ אם מניחים שמתקיים ה-Purchasing power parity, אפשר לבטא את תנועות ההון כתלויות בפערי הריביות הריאליות.

לעמוד בהתחייבויותיה. עם הגורמים העולמיים נמנים למשל שנאת הסיכון של המשקיעים הגלובליים כתוצאה מהמצב הפיננסי העולמי, או הסיכון שמייחסים למדינות מתפתחות, בהשוואה למפותחות, על רקע מצב עולמי כלשהו. את הסיכון הזה נסמן במשוואה (5) ב-Global.

$$(5) \quad FF_t = f_1(R_{m(t)} - R_{f(t)}) + f_2 DG^{\text{exp}} + f_3 \text{Global} \quad f_1 > 0, \quad f_2 < 0, \quad f_3 < 0$$

בשווי משקל צריך להתקיים:

$$(4') \quad SP_t + SG_t + FF_t = I_t$$

שוויון בין היצע החיסכון לביקוש להשקעה במשק יקבע את ריבית שיווי המשקל. פתרון משוואה (4'), תוך הצבת הקשרים הנובעים מהמשוואות הקודמות (והשמטת האינדקס t), מניב:

$$(6) \quad R_m = a_0 + a_1(ib - \bar{ib}) + a_2\pi^e + a_3SG + a_4DG^{\text{exp}} + a_5R_f + a_6\text{Global} + a_7\Delta y$$

כאשר:

$$a_0 = \frac{(g_0 - s_0 - f_0) + (s_1 - g_2)k_0}{(s_1 + f_1 - g_2)}, \quad a_1 = \frac{(s_1 - g_2)k_1}{(s_1 + f_1 - g_2)}, \quad a_2 = \frac{(s_1 - g_2)k_2}{(s_1 + f_1 - g_2)}, \quad a_3 = \frac{-1}{(s_1 + f_1 - g_2)},$$

$$a_4 = \frac{g_3 - s_2 - f_2}{(s_1 + f_1 - g_2)}, \quad a_5 = \frac{f_1}{(s_1 + f_1 - g_2)}, \quad a_6 = \frac{-f_3}{(s_1 + f_1 - g_2)}, \quad a_7 = \frac{g_1}{(s_1 + f_1 - g_2)}.$$

המכנה בכל המקדמים חיובי, שכן שני המקדמים הראשונים בו חיוביים והשלישי (השפעת הריבית על הביקוש להשקעות) שלילי. כיוון שתנועות ההון תלויות בריבית בפועל (ולא בריבית הבסיסית), אנו מקבלים קשר ישיר בין הריבית הקצרה (של בנק ישראל) והריבית הארוכה. בהינתן ש- $s_1 \geq 0$, $g_2 \leq 0$, ו- $k_1 \geq 0$, ההשפעה (a_1) תמיד חיובית (או שווה ל-0).

גודלו וסימנו של a_4 , המקדם של הגירעון הממשלתי הצפוי, תלוי במידה שבה החיסכון הפרטי וההשקעה מגיבים לשינוי בו ובמידה שבה הסיכון של המשק תלוי בו. ככל שהתנהגות הפרטים מתקרבת לשקילות ריקרדו (כלומר s_2 קרוב ל-1), כך גדלה השפעתו של החיסכון הממשלתי (השלילי) הצפוי על החיסכון הפרטי, ו- a_4 מקזז יותר מההשפעה של a_3 – ההשפעה הישירה של החיסכון הממשלתי על הריביות⁶.

ככל שירידה בחוב הממשלתי הצפוי פועלת להגדלת ההשקעות (g_3 גדול יותר בערך מוחלט), כך עולות הריביות (או יורדות, כאשר a_4 קטן מ-0) כשהחוב קטן. מנגד, ככל שירידה בחוב הממשלתי הצפוי מקטינה את הסיכון שמייחסים למשק, כך יורדות הריביות בשל הגידול בתנועות ההון אל המשק. באמידה בהמשך אנו בוחנים ייצוג של המצב הפיסקלי באמצעות הגירעון בפועל והגירעון הצפוי, ולחלופין או נוסף לכך – באמצעות החוב הצפוי.

⁶ Alesina et al. (1998) ו-Alesina et al. (2012) מצביעים על האפשרות שהשפעת השינוי בחיסכון הציבורי תביא, בנסיבות מסוימות, לתגובה חזקה יותר של הביקוש המצרפי בכיוון ההפוך. בעבודתם מדובר באפקט הכולל על הביקוש לצריכה, להשקעות ולתנועות הון למשק, ולא רק בהשפעה על החיסכון הפרטי.

ריבית שיווי המשקל מושפעת באופן חיובי מעלייה בתוצר, היות שהיא מגדילה את הביקוש להשקעה. עלייה בריבית חו"ל תתבטא בעלייה בריבית המקומית, בהתאם למידת פתיחותו של המשק לתנועות הון – משתנה שמבטא המקדם f_i . עלייה בסיכון העולמי תתבטא בעלייה בריבית.

3. הנתונים⁷

א. התשואה הריאלית

הגודל שאנו רוצים להסביר הוא התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות לאופקים שונים. איור 1 מתאר את התפתחות התשואות מ-2001 ועד ספטמבר 2013. מגמת הירידה שנרשמה בתשואות מ-2003 בולטת בכל האופקים, אך היא חדה ביותר בתשואה הקצרה לשנה ומתונה הרבה יותר באג"ח ל-10 שנים⁸.

איור 1

התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות, 2001 עד 2013



רמת הריבית הריאלית ל-10 שנים בסוף התקופה הנסקרת היא הנמוכה ביותר, לפחות מאז אמצע שנות השמונים. הפער בין התשואה הארוכה לקצרה – או שיפוע העקום, המוצג בצד שמאל

⁷ לוח 1 מציג את התכונות הסטטיסטיות הבסיסיות של הנתונים שבהם אנו משתמשים.
⁸ החל מ-2008 קיימים נתונים על תשואות ריאליות מנוכות עונתיות, ואלה מביאים בחשבון את העונתיות הקיימת במדד המחירים לצרכן – המדד שמצמידים אליו את תשלומי האיגרת. אולם אין פערים גדולים בין הסדרה המנוכה לסדרה המקורית שאנו משתמשים בה, והפערים קטנים אף יותר באופקים הארוכים. מכל מקום, כיוון שנתונים אלו מתייחסים לחלק קטן מהתקופה שאנו בוחנים, אין אנו משתמשים בהם במחקר זה.

של האיור – גדל והלך במשך העשור האחרון. מגמה זו מדגישה את ההבדל בעוצמת השפעתם של הגורמים השונים על התשואות לטווחים השונים.⁹

ב. המדיניות הפיסקלית

על פי המודל שהוצג לעיל ניתן לצפות שהגירעון ישפיע ישירות על התשואות, היות שהממשלה צריכה לגייס יותר מימון באמצעות אג"ח שהיא מנפיקה. כמו כן ניתן לצפות שגודל החוב הממשלתי הצפוי ישפיע על התשואות, וזאת בשל השפעתו על הסיכון שמייחסים לחוב וכן על האפשרות שיתעורר צורך במיסוי עתידי (שקילות ריקרדו). בהתאם לכך מחקר זה בוחן את המדיניות הפיסקלית בעזרת שני מדדים מרכזיים חלופיים:

1. הגירעון הממשלתי, מנוכה המחזור והעונתיות, ביחס לתוצר – ניכוי המחזור נהוג בספרות מכיוון שהגירעון משתנה בהתאם למחזור העסקים במשק, אך שינויים אלה זמניים ואינם משקפים בהכרח את מדיניות הממשלה לטווח הארוך, ולכן אינם אמורים להשפיע על פרמיית הסיכון והערכות הציבור לגבי נטל המס העתידי. ניכוי העונתיות נדרש מפני שברצוננו לבחון את הנתונים בתדירות גבוהה מתדירות שנתית, ומכיוון שבישראל יש רכיב עונתי ניכר הן בהוצאות והן בתקבולי המסים ובהכנסות האחרות. השימוש בגירעון מנוכה המחזור מונע, או לפחות מצמצם, את האנדוגניות האפשרית של הגירעון כתוצאה מכך שמחזור העסקים משפיע על גודל הגירעון דרך התגובה המחזורית של גביית המסים.¹⁰
2. יחס החוב הממשלתי לתוצר משקף את ההתחייבויות העתידיות של הממשלה ואת הנטל העתידי על הציבור.¹¹ בחנו את החוב הן ביחס והן ביחס לתוצר הפוטנציאלי.¹²

⁹ ניתן לבחון את התפתחות התשואה הריאלית באמצעות התשואה הנומינלית על אג"ח ממשלתיות לא-צמודות לאופקים שונים מסוג "שחר", לאחר ניכוי הציפיות לאינפלציה לאופק המתאים. אולם כיוון שאת הציפיות לאינפלציה לאופקים השונים גוזרים מהפער בין התשואה הנומינלית לתשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות לאופק זהה, הגודל שייאמד למעשה הוא התשואה הריאלית על אג"ח צמודות.

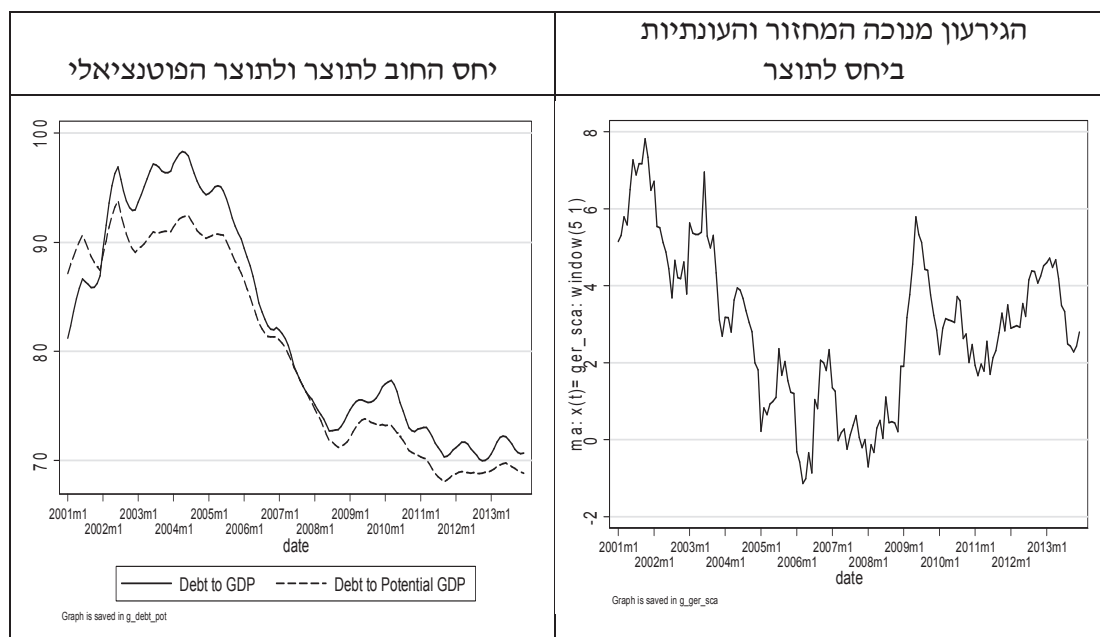
¹⁰ כיוון שהתשואות עשויות להיות תלויות באופן חיובי בשיעור הצמיחה, ייתכן שיימצא מתאם שלילי בין גודל הגירעון והריביות, והדבר עלול לפגוע ביכולת לאמוד נכון את הקשר (החיובי) בין הגירעון לתשואות. ניתן לצמצם בעיה אפשרית זו באמצעות הכללה של השינוי בתוצר ושל הריביות הקצרות כמשתנים מסבירים במשוואות שנאמוד.

¹¹ החוב נמדד בערכו הנקוב, ללא התאמה למחירי השוק של האג"ח וללא היוון ערך החוב על פי מועד ההתחייבות העתידית.

¹² את הגידול שחל בתוצר הפוטנציאלי בכל שנה חישבנו על פי הממוצע ארוך הטווח (מ-1974) של הגידול בתוצר לנפש בתוספת שיעור הגידול באוכלוסייה באותה שנה. חישוב חלופי – על פי התוצר לנפש בגילי העבודה העיקריים וקצב הגידול של אותה אוכלוסייה – העלה תוצאות דומות מאוד. לא עומדים לרשותנו נתונים על התוצר והתוצר הפוטנציאלי, כפי שהם היו ידועים למשקיעים באותה עת. אולם למרות השינויים שחלו בהגדרות התוצר ובשיטת מדידתו, תמונת החוב – היינו גבוהה בראשית העשור הקודם ויורד באופן משמעותי – אינה משתנה משמעותית כתוצאה מעדכון הנתונים.

איור 2

החוב והגירעון מנוכה המחזור והעונתיות, ביחס לתוצר ולתוצר הפוטנציאלי, ממוצע נע של 6 חודשים, 2001 עד 2013



איור 2 מציג את המשתנים הפיסקליים בממוצע נע של 6 חודשים. ניתן לראות שהחוב והגירעון מתפתחים באופן דומה עד סביבות 2009, אך לאחר מכן הגירעון עולה בשעה שיחס החוב לתוצר נותר יציב ואף מתאפיין במגמה של ירידה קלה. תוצאה זו משקפת שני גורמים: הגירעון בסוף התקופה הגיע לסביבה שתומכת ביציבות של יחס החוב לתוצר, וחלק מהגירעון בשנת 2012 לא מומן באמצעות הגדלת החוב¹³. עוד ניתן לראות שהחוב ביחס לתוצר הפוטנציאלי יציב יותר מהחוב ביחס לתוצר בפועל בין 2000 ל-2006 – שנים שהתאפיינו במחזור עסקים חריף – והוא נמוך יותר החל מ-2008, תקופה שהפעילות בה הייתה ממונתת יחסית על רקע המשבר העולמי. היינו רוצים לכלול, כמשתנה המשפיע על התשואות, את הגירעון הצפוי של הממשלה. מחקרים רבים בעולם עושים שימוש בתחזיות הגירעון שהממשלה מפרסמת (ראו למשל Gruber and Kamin, 2012), אולם אין בידינו נתונים אמניים על ישראל בתדירות הנדרשת. לכן, בדומה למחקרים רבים בתחום זה, אנו כוללים את הגירעון/ החוב העתידי – כלומר את הנתונים בפועל בחודשים שאחרי החודש הנאמד – כאומדן לגירעון/ לחוב שהיה צפוי, מתוך הנחה שהציבור יכול לחזות את הגירעון והחוב העתידיים.

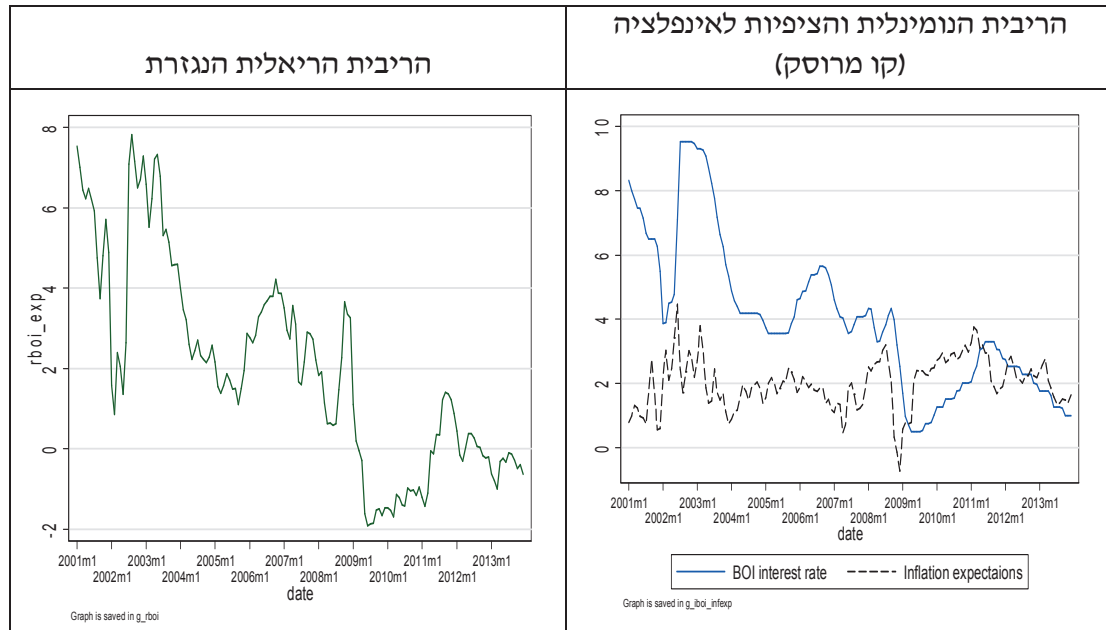
ג. המדיניות המוניטרית

משלהי שנות ה-90 בנק ישראל מנהל את המדיניות המוניטרית במסגרת של יעד אינפלציה. הכלי המרכזי שלו לניהולה הוא שיעור הריבית, המשמש סמן לריביות הנומינליות הקצרות¹⁴.

¹³ פירוט על הגורמים המשפיעים על החוב הציבורי, נוסף לגירעון, מופיע בלוח ו-7 בתוך דוח בנק ישראל לשנת 2012.

¹⁴ בנק ישראל גם התערב בשוק מטבע החוץ בתקופות שונות, ובפרט לאחר 2008, וכן התערב במשך תקופה קצרה ב-2009 בשוק האג"ח הארוכות. לא נתייחס כאן לכלים אלו של המדיניות המוניטרית, למעט באמצעות הכללתו באמידה של משתנה דמי להתערבות הנזכרת בשוק האג"ח.

איור 3 ריבית בנק ישראל, 2001 עד 2013



הריבית הנומינלית של בנק ישראל מתאפיינת, באופן כללי, במגמת ירידה משלהי שנות ה-90. זאת בעיקר בעקבות ההאטה באינפלציה הצפויה, במיוחד בראשית התקופה, אך לא רק בעקבותיה – כפי שניתן לראות ממגמת הירידה של הריבית הריאלית הנגזרת¹⁵ (איור 3). ניתן להבחין כי הריבית הריאלית הנגזרת מתפתחת בדומה לתשואה הריאלית לשנה על האג"ח הממשלתיות.

ד. הפעילות המקומית

על פי המודל שהצגנו, שיעור הגידול בפעילות המקומית משפיע על התשואות באמצעות השפעתו על הביקוש להשקעות. צמיחה מהירה מגדילה את הביקוש להשקעות ולכן פועלת לעליית הריבית. באחת הגרסאות כללנו גם את פער התוצר מהתוצר הפוטנציאלי. אפשר לראות כי משתנה הצמיחה והמשתנה המודד את הפער מהתוצר הפוטנציאלי מתארים מגמות בסיסיות דומות. במודל הנאמד כללנו גם אינדיקטור להשפעת המצב הביטחוני – הסטייה של מספר התיירים הנכנסים מהמגמה ארוכת הטווח. גודל זה צפוי לשקף את הסיכון שמייחסים למדינה¹⁶ (איור 4).

¹⁵ השימוש במושג כאן אינו מדויק, כיוון שהריבית הנומינלית של בנק ישראל נקבעת לחודש הקרוב, ואנו מנכים ממנה את הציפיות לאינפלציה לשנה הקרובה; אך זהו קירוב טוב דיו כדי לתאר את המגמה בשנים האחרונות.

¹⁶ אצל מזר (2013) אפשר למצוא דוגמה לשימוש במשתנה זה כבקרה על המצב הביטחוני.

איור 4

אינדיקטורים לפעילות המקומית 2001 עד 9.2013



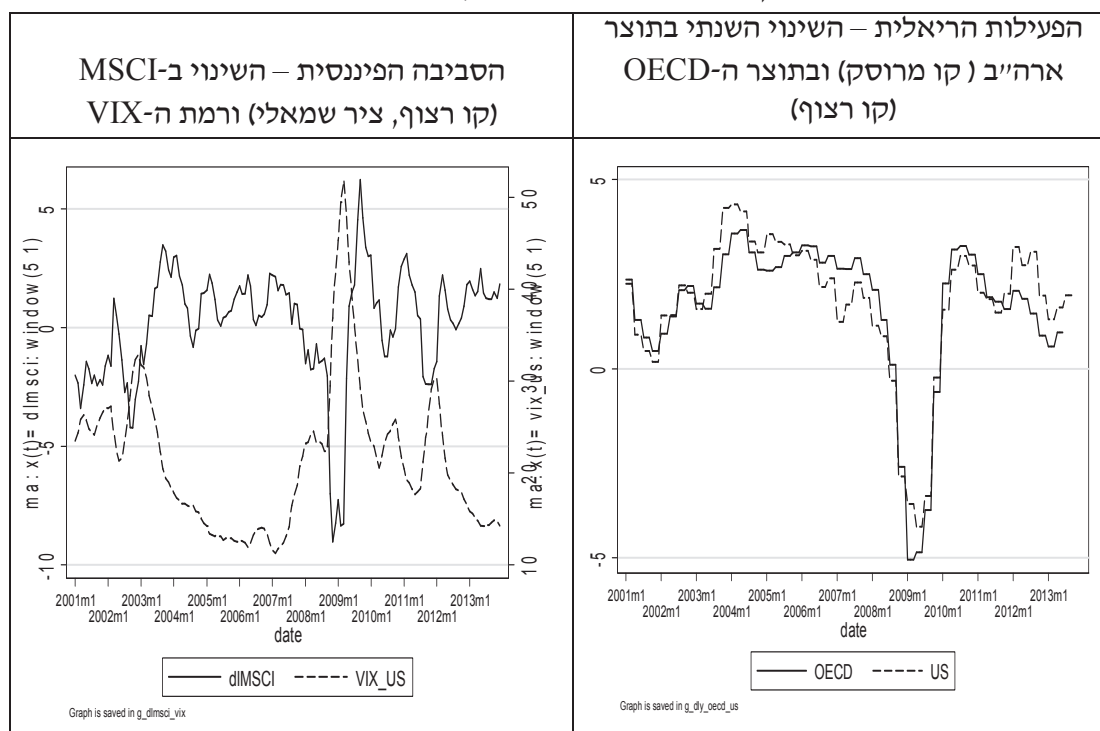
ה. העולם

המשק הישראלי קטן, והוא פתוח גם למסחר וגם לתנועות הון. לכן יש לצפות שהסביבה העולמית – הן הריאלית והן הפיננסית – תשפיע על התפתחות התשואות באופן ישיר, ולא רק דרך השפעתה על צמיחת התוצר ועל המדיניות המוניטרית. השפעה זו נכללת במודל שהצגנו והיא נבחנת בניתוח האמפירי המופיע בהמשך.

באיור 5 בולטת השפעתו של המשבר הפיננסי העולמי הן על הפעילות הריאלית העולמית והן על המדדים הפיננסיים בעולם – ירידה במדד המניות ועלייה בסיכון כפי שמודד אותו ה-VIX של ארה"ב. לתשואות בעולם השפעה משמעותית על שוקי ההון המקומיים, ולכן סביר שהן ישפיעו גם על התשואות על האג"ח הממשלתיות. באמידה המופיעה בהמשך בחרנו להשתמש במדד ה-VIX כאינדיקטור לסביבה העולמית.

איור 5

אינדיקטורים לסביבה העולמית, 2001 עד 2013.9



התשואות על האג"ח הממשלתיות של ארה"ב לאופקים שונים משמשות אותנו כאינדיקטור לתשואות חסרות הסיכון בעולם. לגבי התשואה הריאלית ל-10 שנים קיימים נתונים בכל תקופת המדגם, על סמך האג"ח הצמודות למדד ל-10 שנים בארה"ב. לאופקים קצרים יותר אין אג"ח צמודות¹⁷, וכדי לאמוד את התשואה הריאלית על האג"ח לשנה, ל-3 שנים ול-5 שנים בארה"ב, אנו מנכים מהתשואה הנומינלית את השינוי במדד הליבה (core) של מדד המחירים לצרכן בארה"ב בתקופה המתאימה (שנה, 3 שנים או 5 שנים), המשמש אומדן לאינפלציה הצפויה בשנים הקרובות.

התשואות הריאליות בארה"ב מתאפיינות במגמת ירידה ובתנודות חזקות יותר כלפי מטה בתשואות לאופקים הקצרים. מ-2008 התשואות הריאליות הנגזרות לשנה ול-3 שנים הן שליליות; מ-2012 גם התשואות הריאליות הארוכות יותר הן שליליות. להבדיל מההתפתחות בישראל (ראו איור 1), הפער בין התשואה הריאלית ל-10 שנים ולשנה אחת (איור 6, צד שמאל) אינו מתאפיין במגמת עלייה אלא בתנודות גדולות ללא מגמה.

¹⁷ עבור התשואה הריאלית ל-5 שנים קיימים נתונים החל מ-2003.

איור 6

התשואה הריאלית בארה"ב, אופקים שונים, 2001 עד 9.2013



4. האמידה ותוצאותיה

א. שיטת האמידה – השפעות לא-לינאריות

מסגרת האמידה שאנו מיישמים נבחרה כדי לאפשר לחלק מהמשתנים להשפיע באופן לא-לינארי על התשואות הריאליות. בפרט אנו בוחנים את האפשרות שלמדיניות הפיסקלית יש השפעה כזו, בהתאם לממצאים בספרות, וכן לריביות בחו"ל, לנוכח השינויים הניכרים שחלו בתקופת המדגם בפתיחות המשק ובסביבה הכלכלית העולמית¹⁸.

Terasvirta (2004) מציע משוואת אמידה המאפשרת למשתנים המסבירים השפעות לא-לינאריות, באמצעות ניסוח שבו השפעתם של משתנים אלו על המשתנה התלוי תלויה בערכו של משתנה אחר, בכלל זה משתנה הזמן. שיטה זו מאפשרת לזהות באמצעות אמידה את השינויים בהשפעת המשתנה הנבדק, וכן את המהירות שבה חל שינוי בהשפעה. להבדיל מגישה ה-threshold, שם השינוי בהשפעה מתרחש בקפיצה שגודלה כגודל ההשפעה בנקודה מסוימת¹⁹, כאן ייתכן שינוי הדרגתי, ומידת ההדרגתיות נאמדת גם כן. גישה זו נקראת Smooth Transition Regression (STR), והיא מתוארת בקצרה להלן לפי Terasvirta (2004). אפשר לכתוב את המודל בכלליות:

$$(7) \quad y_t = \eta x_t + (\phi + \theta G(\gamma, c, s_t))' z_t + u_t \quad t = 1, \dots, T$$

כאשר x הוא וקטור של משתנים מסבירים ו- z הוא וקטור של משתנים מסבירים שאנו רוצים לאפשר להם השפעה לא-לינארית. η , θ ו- ϕ הם וקטורים של מקדמים. $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ הם

¹⁸ בטיוטה קודמת בחנו גם השפעה לא-לינארית של האינפלציה על הריבית בפונקציית ההתנהגות של בנק ישראל. נמצא כי היא תורמת רק מעט לאמידת התשואות על האג"ח ולכן הושמטה כאן.

¹⁹ ראו למשל Ardagna, Caselli and Lane (2004).

השאריות. פונקציית המעבר $G(\gamma, c, s_t)$ היא פונקציה חסומה של משתנה המעבר s_t , γ הוא משתנה השיפוע, ו- c הוא משתנה המיקום. כלומר ההשפעה של המשתנה המסביר z תלויה בערכו של משתנה s , והשתנות המקדם נעשית בקצב שתלוי ב- γ . באופן כללי, c יכול להיות וקטור, כך שההשפעה של z יכולה להשתנות יותר מפעם אחת.

מקובל להניח שפונקציית ההשתנות היא פונקציה לוגיסטית כללית מהצורה:

$$(8) \quad G(\gamma, c, s) = \left[1 + \exp \left(-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k) \right) \right]^{-1} \quad \gamma > 0$$

ניסוח כללי זה מאפשר K נקודות השתנות, אולם בדרך כלל מקובל וסביר להניח כי $K=1$ או $K=2$. כאשר $\gamma=0$, הפונקציה G היא קבוע, והמודל הופך להיות המודל הלינארי הפשוט. כאשר $\gamma \rightarrow \infty$, הפונקציה G שואפת ל-1 ומתקבל מודל החלפה (switching) נקודתית ממקדם φ למקדם $\varphi + \theta$.

המשתנה s_t יכול להיות אחד מהמשתנים הכלולים ב- z , וכן הוא יכול להיות משתנה הזמן או כל משתנה אחר. כלומר גודל ההשפעה של משתנה z_i על y תלוי בערכו של משתנה אחר כלשהו, s . ניסוח של השפעות לא-לינאריות באמצעות מסגרת ה-STR מופיע במאמרים רבים בתחומים שונים, ונזכיר רק כמה מהם. (Nogueira and Leon-Ledesma (2011) משתמשים בשיטה כדי לבחון חוסר לינאריות בתמסורת משער החליפין למחירים במכסיקו. הם מוצאים כי ככל שגדל חוסר היציבות הכלכלית – גורם שמייצגים פערי הריבית בין מכסיקו לארה"ב – כך גדלה התמסורת. הם מסבירים זאת בכך שבסביבה מסוכנת יותר בעלי העסקים פחות מוכנים לספוג עלייה בעלויות ופגיעה ברווחיות.

(Bredin, Hyde and Reilly, (2009) בוחנים השפעות לא-לינאריות בין המצב המקרו-כלכלי ומחירי המניות ב-6 מדינות. המצב העולמי – המבוטא בידי מדד המניות העולמי – משפיע על הקשר בין משתנים מקרו-כלכליים ופיננסיים לבין מחירי המניות המקומיים. Gerlach and Lewis (2013) בוחנים בעזרת ה-STR את המדיניות המוניטרית של ה-ECB כאשר הריבית קרובה לאפס, הן לפני המשבר הפיננסי והן אחריו. הם בוחנים אם חל שינוי בהשפעתם של המשתנים הקובעים את הריבית – התוצר, האינפלציה, כמות הכסף ושער החליפין – בתגובה למשבר הפיננסי. הם משתמשים בזמן כבמשתנה המעבר ומוצאים שחל שינוי באוקטובר-נובמבר 2008, מייד לאחר הקריסה של Lehman Brothers, אירוע שהחליש את מידת ההחלקה בריבית מ-1 כמעט לכ-0.7. לחלופין הם משתמשים בפער בין התוצר בפועל למגמה שלו כבמשתנה מעבר – כדי לייצג את מצבה של הפעילות הכלכלית – ומקבלים תוצאות דומות.

בדיקת לינאריות: לפני שמנסחים את המודל הלא-לינארי המפורט, עלינו לבדוק אם יש כלל צורך במודל שחורג מהמודל הלינארי. לשם כך מציע Terasvirta (2004) מבחן להשערת הלינאריות באמצעות מודל שכולל פיתוח טיילור עד לאיבר השלישי:

$$(9) \quad y_t = \beta_0 z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j + u_t^*, \quad t = 1, \dots, T$$

כאשר $\tilde{z}$ הוא וקטור חלקי ל- z , שלגביו מניחים חוסר לינאריות. השערת האפס תהיה: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$. כיוון שבהשערת האפס $u_t^* = u_t$, למבחן הסטטיסטי התפלגות אסימפטוטית של χ^2 עם $3m$ דרגות חופש (m – מספר המשתנים שעבורם נבדקת חוסר הלינאריות). במדגמים קטנים מומלץ להשתמש בהתפלגות $F \sim (3m, T-4m-1)$.

בדקנו את השערת הלינאריות עבור מודל לא-לינארי שבו החוב הממשלתי וגם הריבית בארה"ב מוכפלים כל אחד במשתנה הזמן – בסופו של דבר מצאנו כי זהו הניסוח המתאים ביותר לתאר את חוסר הלינאריות (לוח 5) – ומצאנו כי ניתן לדחות את השערת האפס (לינאריות) ברמת מובהקות גבוהה לגבי התשואות בכל האופקים.

אמידת הפרמטרים: הפרמטרים של מודל ה-STR נאמדים באמצעות נראות מקסימלית מותנית. כאשר c ו- γ נתונים, המודל לינארי בפרמטרים²⁰. לכן ניתן לבנות רשת (grid) של ערכים של c ו- γ , לכל זוג לאמוד את המשוואה או את מערכת המשוואות, ולבחור את הזוג c ו- γ שמניב את הסכום המינימלי של ריבועי הסטיות של המשוואה (SSR)²¹.

ב. משוואה לריבית בנק ישראל

אנו מייצגים את השפעת המדיניות המוניטרית על התשואות באמצעות ריבית בנק ישראל. ריבית בנק ישראל צפויה להשפיע על התשואות לאופקים הקצרים וכן על התשואות לאופקים הארוכים יותר, כיוון שהיא משפיעה על התשואות הקצרות המרכיבות את התשואות הארוכות. נוסף על כך, ככל שהמדיניות המוניטרית הנוכחית נתפסת כפרמננטית יותר, כך היא צפויה להשפיע במידה רבה יותר על התשואות לאופקים הארוכים. כשלב מקדים אנו אומדים משוואה פשוטה לתיאור הריבית של בנק ישראל. משוואה זו תאפשר לנו להבחין בין הריבית הצפויה לבין החלק הבלתי צפוי במדיניות, ולבחון אם לכל אחד מרכיבים אלו השפעה שונה על התשואות.

שימוש בריבית הנאמדת מצמצם את החשש מאנדוגניות בריבית, כלומר את האפשרות שהמשתנה המסביר מושפע מהמשתנה המוסבר – התשואות לטווח ארוך.

ריבית בנק ישראל מושפעת מתנאי המשק והעולם, ובפרט מהפעילות, מסביבת האינפלציה ומהריבית בחו"ל. כדי לאפשר לזהות את מידת ההשפעה של גורמים כלכליים אלו על ריבית בנק ישראל – ודרכה על התשואות – אנו אומדים משוואה התנהגותית לריבית. האמידה נועדה לתאר את התנהגות הריבית בפועל ואת הגורמים המשפיעים עליה, ולא להגדיר את טעמי הבנק או את פונקציית התועלת שלו. המקדמים המתקבלים מתארים את הצורה המצומצמת, ואי-אפשר לגזור מהם את המקדמים המבניים.

אמידת המשוואה מאפשרת להבחין בין רמת הריבית הצפויה, זו המחושבת מתוך המשוואה הנאמדת, ובין ה"הפתעה" – השארית מהריבית הנאמדת. אפשר לכלול בנפרד כל אחד ממרכיבים אלו ולבחון את השפעתו על התשואות הריאליות. נוסף על כך, כאשר מתארים את ריבית בנק

²⁰ לכאורה אפשר גם לאמוד את c ו- γ בו-זמנית עם שאר המקדמים במערכת לא-לינארית. Van Dick, Terasvirta and Franses (2002) מציינים שקשה מאוד לקבל אמידה מדויקת של γ , ולכן היא עשויה להיראות לא מובהקת. לכן בחלק מהמחקרים המשתמשים ב-STR אפשר למצוא את הגישה של אמידה מקדימה של γ ו- c באמצעות grid.

²¹ כיוון שאנו אומדים מערכת של משוואות, אנו בוחנים את ערכי c ו- γ המביאים למינימום את ה-RMSE של כל אחת מהמשוואות, בהינתן אותם ערכי c ו- γ במשוואות האחרות במערכת.

ישראל באמצעות הגורמים המשפיעים עליה, הדבר מאפשר לייחס לגורמים הכלכליים שאינם המדיניות המוניטרית את ההשפעה הישירה והעקיפה על התשואות הריאליות. כך אפשר יהיה למשל להבחין בין השפעות מקומיות על הריבית – אינפלציה ופעילות – ובין השפעות מחו"ל, ולבחון את ההשפעה העקיפה של רכיבים אלו על התשואות הריאליות הארוכות יותר.

ריבית בנק ישראל נקבעת בהתאם לתנאים הכלכליים. בניסוח המקובל הריבית תלויה (חיובית) בסטייה של האינפלציה או הציפיות לאינפלציה מהיעד, וכן תלויה (חיובית) ברמת הפעילות או סטיית מרמה של תעסוקה מלאה. כיוון שהריבית אינה נוטה להשתנות בחדות, מקובל לכלול גם את רמת הריבית בפיגור כדי לתת ביטוי לנטייה לשנות את הריבית בהדרגה (החלקת ריבית). נוסף לכך, כיוון שישראל היא משק קטן ופתוח, פער גדול מדי בין הריבית המקומית לריבית העולמית יביא לתנועות הון ניכרות ולשינויים חדים בשער החליפין. לפיכך אפשר לכלול גם את הריבית בחו"ל כגורם שקובעי המדיניות מתחשבים בו בהחלטה על רמת הריבית. מכאן שריבית חו"ל עשויה להשפיע על התשואות הריאליות לטווחים שונים באופן עקיף, באמצעות השפעתה על קביעת הריבית של בנק ישראל, וזאת נוסף להשפעתה הישירה, באמצעות שוקי ההון. ניסינו לכלול במשוואת הריבית של בנק ישראל גם את הסטייה של הגירעון הממשלתי (מנוכה העונתיות והמחזור) מהממוצע בתקופה הנאמדת, אולם נמצא כי אף שבכל תקופת המדגם (החל מ-2001) השפעתו מובהקת, באמידה במדגם חלקי – החל מ-2003 – היא אינה מובהקת. לכן הניסוח המועדף למשוואה לריבית בנק ישראל אינו כולל את הגירעון הממשלתי. בין פער התוצר המקומי לריבית הקצרה בארה"ב קיים מתאם גבוה יחסית של כ-0.5, ולכן הכללתה של הריבית בארה"ב הופכת לבלתי מובהקת את השפעת פער התוצר על ריבית בנק ישראל. למרות זאת בחרנו להשתמש בניסוח המופיע בטור (2) בלוח 2, הכולל הן את פער התוצר המקומי והן את הריבית בארה"ב.

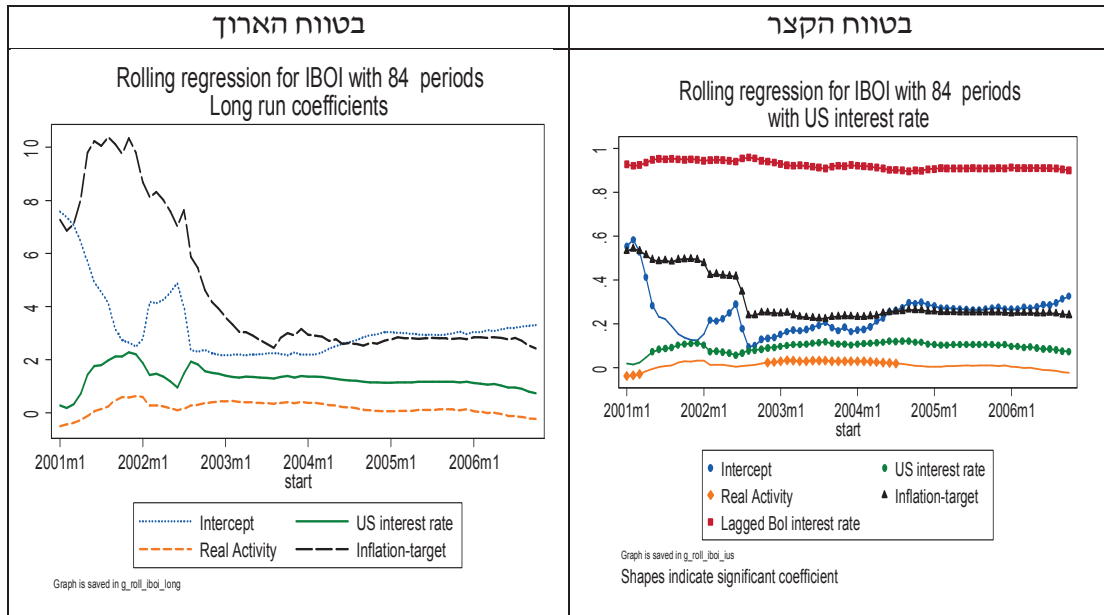
כדי לבחון אם עוצמת ההשפעה של משתנים שונים על ריבית בנק ישראל נותרה יציבה על פני שנות המדגם, אמדנו רגרסיה מתגלגלת על פני 7 שנים, הכוללת את המשתנים המסבירים בניסוח המופיע בטור (2) בלוח 2²². איור 7 מציג את תוצאותיה בטווח הקצר ובטווח הארוך²³. השפעתן של ריבית ארה"ב ושל הסטייה של הציפיות לאינפלציה מהיעד מובהקת לאורך כל המדגמים, ואילו השפעתה של הפעילות המקומית מובהקת בעיקר במדגמים המוקדמים. בחינת המקדמים בטווח הארוך מבליטה את העלייה במשקל שניתן לסטייה מיעד האינפלציה בראשית שנות האלפיים ואת הירידה המשמעותית במקדם לאחר מכן.

²² בדקנו זאת גם בניסוח הכולל את השפעת הגירעון הממשלתי על התשואות, ונמצא כי הכללתו מחלישה את השפעת פער התוצר בחלק מהתקופות.

²³ כלומר ההשפעה של המשתנים המסבירים, לרבות השפעתם העקיפה באמצעות ריבית בנק ישראל בפיגור. ההשפעה העקיפה כוללת חישוב דינמי לתקופה של 12 חודשים, המשקף את נוכחותה של הריבית בפיגור במשוואת ריבית בנק ישראל.

איור 7

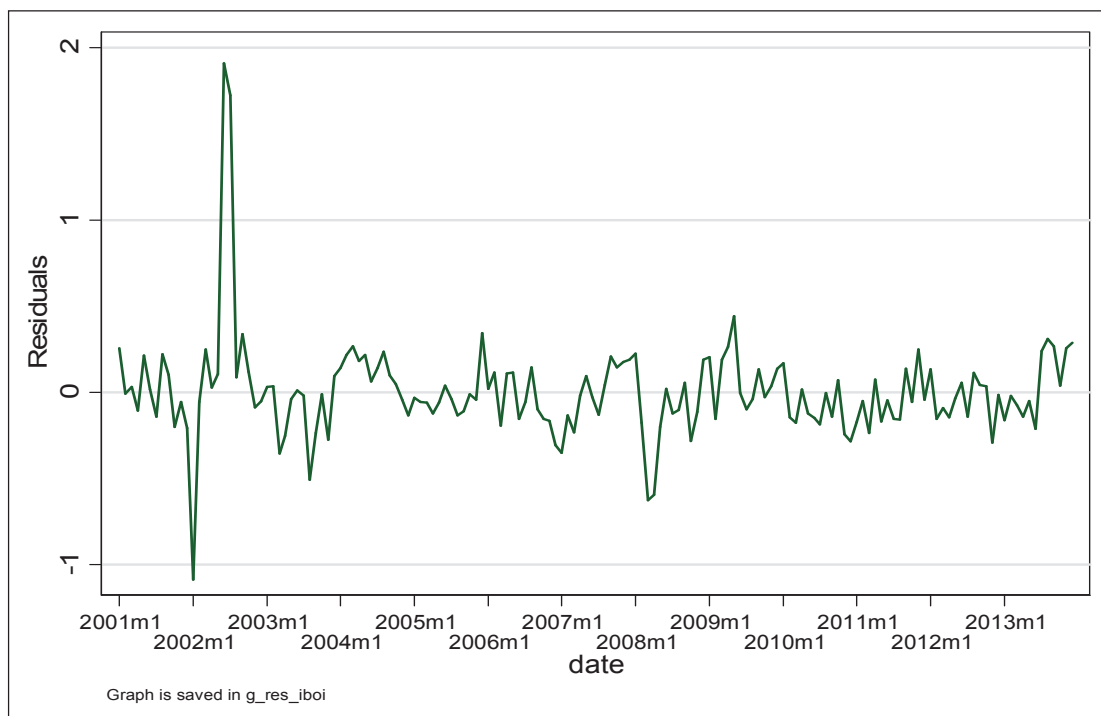
אמידה מתגלגלת לריבית בנק ישראל



באמידת התשואות הריאליות על האג"ח נכלול בנפרד את החלק הצפוי של ריבית בנק ישראל, על פי האמידה, ואת השארית – החלק הבלתי צפוי. כיוון שאנו רוצים לתת ביטוי להפתעות במדיניות, אמדנו את המשוואה לריבית בנק ישראל ללא התייחסות נפרדת לשינויים החריגים שחלו בריבית בסוף 2001, והם מתבטאים בסטיות גדולות באותן תקופות (איור 8).

איור 8

הסטיות מהאמידה של ריבית בנק ישראל – החלק הבלתי צפוי, 2001 עד 2013



ג. אמידה לינארית של הגורמים המשפיעים על תשואות האג"ח הממשלתיות

לפני שבחנו אם עוצמתם של הקשרים המסבירים את התנהגות התשואות הריאליות משתנה על פני זמן, אמדנו מערכת משוואות לינאריות עבור התשואות לשנה ול-3, 5 ו-10 שנים במסגרת של (SUR) *Seemingly Unrelated Regressions*, המתחשבת באפשרות שקיים מתאם בין הסטיות של ארבע המשוואות במערכת²⁴. המשוואות נאמדו לתקופה המשתרעת מראשית 2001 ועד ספטמבר 2013. בחרנו להתחיל את האמידה מ-2001, כיוון שזו השנה שבה נכנס לתוקף יעד אינפלציה של יציבות המחירים, המוגדר כשיעור אינפלציה שנתי של 1%—3%. התוצאות מוצגות בלוחות 3 ו-4.

בהתאם למודל התיאורטי שהצגנו נכללו במשוואות השינוי בתוצר, ריבית בנק ישראל והציפיות לאינפלציה, התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות בארה"ב, משתנה פיסקלי, מדד ה-VIX של ארה"ב (אינדיקטור לסיכון הפיננסי הבין-לאומי), והסטייה של מספר התיירים מהמגמה ארוכת הטווח (אינדיקטור לשינויים במצב הביטחוני). נוסף על כך כללנו משתנה דמי לתקופה המשתרעת מפברואר עד אוגוסט 2009, תקופה שבה התערב בנק ישראל בשוק האג"ח.

ריבית בנק ישראל נכללה תוך חלוקה לריבית שהייתה צפויה, על פי האמידה שהוצגה לעיל, ולסטייה מהריבית הצפויה – ההפתעה במדיניות. מהאמידה עולה כי ההשפעה של הריבית הצפויה והבלתי צפויה מובהקת בכל האופקים, ועוצמתה הולכת וקטנה ככל שמתארך אופק האגירת. נמצא כי לריבית הצפויה על פי האמידה הייתה השפעה קטנה יותר (במובהק) מאשר להפתעה בריבית.

השפעת המדיניות הפיסקלית עשויה להתבטא, על פי המודל שהוצג לעיל, בהשפעה של הגירעון וכן של החוב הצפוי. בהתאם לכך בחנו נוסחים שונים שכללו את החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי²⁵ הצפוי ב-6 החודשים הקרובים²⁶ ואת הגירעון הממשלתי מנוכה המחזור. לגירעון עשויה להיות השפעה בו-זמנית על התשואות בשל השפעתו על צורכי המימון של הממשלה באותה עת, וכן עשויה להיות לו השפעה שגודלה תלוי במידת הפרמננטיות שמייחסים לו. ההשפעה הנאמדת של הגירעון יחסית להשפעה הנאמדת של החוב יכולה לרמוז על מידת הפרמננטיות שמייחסים לשינויים בגירעון. ככל שהשינוי בגירעון נתפס כפרמננטי יותר, כך השפעתו על החוב הצפוי גדולה יותר וקרובה ל-1. גירעון שנתפס כזמני צפוי להשפיע על החוב הצפוי רק במעט (ראו ברנדר [2009] וכן התייחסות אצל [Baldacci and Kumar, 2010]).

מהאמידה המוצגת בלוחות 3 ו-4 – וכן מניסוחים אחרים, שכללו גרסאות שונות של הגירעון הצפוי או של הגירעון בעבר ואשר אינם מוצגים בלוחות – עולה כי החוב הממשלתי תורם הסבר חיובי ומובהק לתשואות, בשעה שהכללת הגירעון אינה מספקת תוצאות טובות, ולעתים אף מתקבל סימן שלילי בטווח הקצר, בניגוד לצפוי²⁷. ייתכן כי תוצאה זו משקפת למידה של הציבור מהניסיון בשנים 1997, 2002–2003 ו-2009: הציבור למד כי גם כאשר נוצרים גירעונות גדולים בתקציב, הממשלה פועלת לתיקונם כעבור זמן מה, ולכן אין להסיק מהם כי יחס החוב לתוצר

²⁴ מבחן Breusch-Pagan למתאם בין הסטיות מובהק ברמה של 0.00%, ולכן אפשר לדחות את ההשערה שהסטיות של המשוואות אינן מתואמות.

²⁵ התוצאות לגבי החוב ביחס לתוצר בפועל דומות ואינן מוצגות כאן.

²⁶ שימוש בחוב הצפוי ב-6 החודשים הקרובים, במקום בזה הצפוי בשנה הקרובה, מאפשר לכלול באמידה יותר תצפיות בלי שינוי ניכר בערכי המשתנה המסביר.

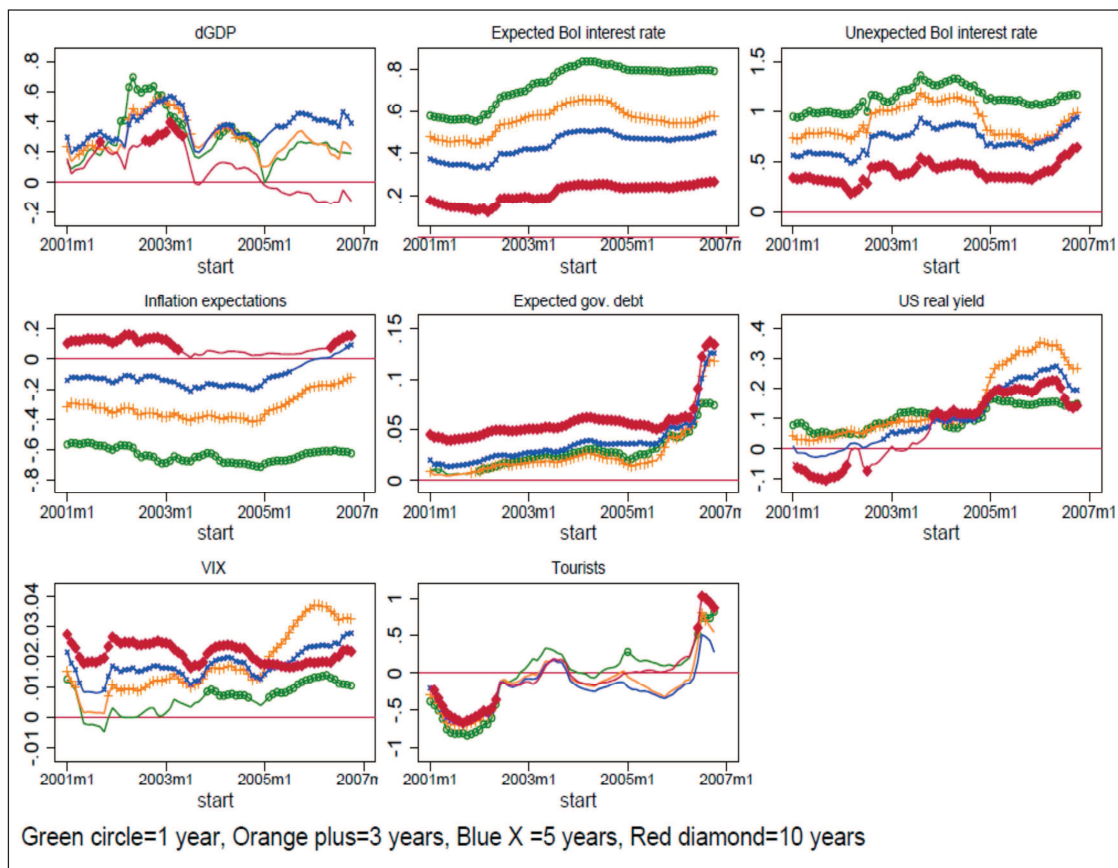
²⁷ לחלופין ניסינו לכלול כמשתנה מסביר את הגירעון הבסיסי (ללא תשלומי ריבית), אך כיוון שהוא מתואם מאוד עם הגירעון הכולל, לא התקבלו תוצאות טובות יותר גם בניסוח זה.

ימשיך לעלות לאורך זמן. בדומה לכך, כאשר נוצרו גירעונות נמוכים מהצפוי – בראשית שנות התשעים, בשנת 2000 ובאמצע העשור הקודם – אימצה הממשלה תכניות שהגדילו את הגירעון. המקדמים של המשתנים האחרים במשוואה הכוללת את החוב הממשלתי קיבלו את הסימנים הצפויים: שינוי חיובי בתוצר פועל לעליית התשואה, בשעה שעלייה בפער התוצר פועלת לירידתה; ציפיות גבוהות יותר לאינפלציה מורידות את התשואה הריאלית (בהינתן השפעתה של ריבית בנק ישראל, הנכללת במשוואה); התשואה על אג"ח ממשלתיות לאופק מתאים בארה"ב מתואמת חיובית עם התשואה המקומית; סיכון עולמי גדול יותר ומצב ביטחוני מקומי טוב פחות ייטו גם כן להעלות את התשואות. לעומת זאת, למשתנה הדמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח לא נמצאה השפעה מובהקת באופקים הקצרים, ובניגוד לצפוי היא מקבלת סימן חיובי בתשואות הארוכות.

כאשר בוחנים את השאריות של כל אחת מהמשוואות במערכת באמצעות מבחן Dickey-Fuller, מוצאים כי אפשר לדחות את ההשערה שהן אינן סטציונריות. רגרסיה מתגלגלת: בחנו את מקדמי האמידה הלינארית של התשואות ברגרסיה מתגלגלת עם 84 תצפיות חודשיות (7 שנים). התוצאות מוצגות באיור 9.

איור 9

רגרסיות מתגלגלות לתשואות*



* התאריך מציין את החודש הראשון הנכלל בכל רגרסיה.

נראה כי לשינויים בתוצר השפעה חיובית מובהקת רק על חלק מהתשואות ובחלק מהתקופה; השפעת ריבית בנק ישראל – הנאמדת והחזויה – מתחזקת במידה מסוימת במשך התקופה. ההשפעה של החוב הממשלתי חיובית ומובהקת בכל התקופה, והיא מתחזקת במדגמים המתחילים באמצע העשור. משתני חו"ל מובהקים בדרך כלל – השפעת הריבית בארה"ב מתחזקת מאוד החל מ-2005 ואילו השפעתו של ה-VIX יציבה יחסית. המצב הביטחוני משמעותי רק בחלק הראשון של המדגם. בהתחשב בממצאים אלו אנו בוחנים בהמשך, במסגרת האמידה הלא-לינארית, את האפשרות שלחוב הממשלתי ולריבית בארה"ב יש השפעה משתנה על פני זמן על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות.

ד. אמידה לא-לינארית של התשואות

על יסוד תוצאותיה של האמידה המתגלגלת על פני תת-תקופות בחנו, במסגרת גישת ה-STR שהצגנו לעיל, אם השפעותיהם של המשתנה הפיסקלי ושל הריבית בחו"ל על התשואות תלויות במצב הפעילות העולמית, או לחלופין משתנות על פני זמן. בניסיונות מוקדמים²⁸ בחנו אם הסיכון העולמי שמודד ה-VIX של ארה"ב, או מדדים אחרים לסביבה הכלכלית הגלובלית – כמו השינוי במדד המניות העולמי (ה-MSCI) או צמיחת התוצר בארה"ב – משנים את מידת ההשפעה של החוב הממשלתי או הריבית בחו"ל על התשואות. התוצאות שהתקבלו לא היו משמעותיות או מובהקות. הכללת משתנה הזמן²⁹ – כאינדקס לשינויים שחלו בסביבה הגלובלית על פני זמן, בפרט אחרי תקופת המשבר, וכן לשינויים בקשריו של המשק הישראלי עם העולם כתוצאה מתהליך פתיחתו לתנועות הון – הניבה תוצאות מובהקות המצביעות על עלייה של ממש במידת ההשפעה של הריבית בחו"ל ושל החוב הממשלתי על התשואות, בדומה לעלייה שנראית ברגרסה הלינארית המתגלגלת (איור 9). כל שאר המשתנים כלולים באמידה עם השפעה לינארית בלבד. תוצאות האמידה בניסוח זה מוצגות בלוח 5³⁰.

השפעת החוב הציבורי: מחקרים בעולם הראו שכאשר הערכת הסיכון בעולם עולה, גדלה השפעתו של המצב הפיסקלי על תשואותיהן של האג"ח הממשלתיות (ראו למשל, Jaramillo and Weber, 2012). בעתות של סיכון עולמי כללי גדל הביקוש לאג"ח ממשלתיות של מדינות שמצבן הפיסקלי שפיר יחסית, כיוון שהסיכון שמייחסים למדינות בעלות חוב גבוה – או ה"ביטחון" שמייחסים לאג"ח של מדינות שמצבן הפיסקלי שפיר יחסית – משמעותי יותר בזמנים כאלו.

בדיקה שנערכה באמצעות שיטת ה-STR לגבי התקופה המתחילה ב-2001, ונועדה לבדוק אם גודל ההשפעה של החוב הממשלתי על התשואות של האג"ח הממשלתיות תלוי בסביבה העולמית, לא הניבה תוצאות מובהקות. עלייה במדד ה-VIX של ארה"ב, מדד מקובל למידת הסיכון שהפעילים בשווקים הפיננסיים מייחסים להם, אינו מעלה באופן מובהק את ההשפעה של החוב הממשלתי; שינוי חיובי במדד ה-MSCI, המשקף את התנהגותם של שוקי המניות בעולם, מקטין

²⁸ הם אינם מוצגים כאן.

²⁹ משתנה הזמן מקבל את הערך 0 בתצפית הראשונה (ינואר 2001) ואת הערך 1 בתצפית האחרונה (ספטמבר 2013).

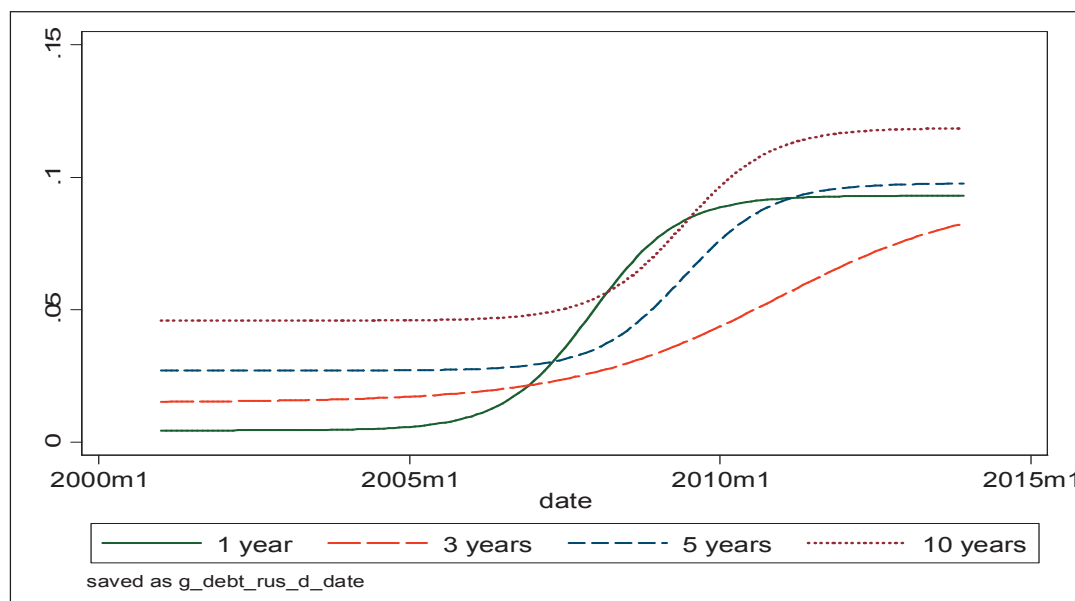
³⁰ אמידה של מערכת המשוואות עם השפעה לא-לינארית אחת בלבד – של הריביות או של המשתנה הפיסקלי – אינה משנה את ההשפעה המתקבלת לגבי כל אחד ממשתנים אלו. האמידה הכוללת את שתי ההשפעות הלא-לינאריות משפרת במעט את יכולת ההסבר של המשוואות.

את השפעת החוב – אך לא באופן משמעותי³¹. ניסיון לכלול את הגירעון כמשתנה מכפיל המשפיע על מידת התגובה של התשואות לחוב, לא העלה תוצאות מובהקות³².

הכללתו של משתנה הזמן (בערכים שבין 0 ל-1), כגורם שמשפיע על מידת הקשר בין החוב הממשלתי והתשואות, הראתה עלייה ניכרת בהשפעת החוב בחלק השני של התקופה, בעיקר לאחר 2008. השפעת החוב הממשלתי (ביחס לתוצר הפוטנציאלי) – השפעה שגעה בין 0.00 בתשואות הקצרות לכ-0.05 בתשואה ל-10 שנים בראשית שנות האלפיים – גדלה לאחר 2009 לכ-0.07 ועד למעלה מ-0.1 בתשואה הארוכה (איור 10). ההשפעה המתקבלת בראשית התקופה דומה איכותית לזו המתקבלת במחקרים בעולם. לעומת זאת, ההשפעה המתקבלת בסוף התקופה גדולה מזו שהתקבלה במחקרים אחרים בעולם, שהתייחסו לתקופה מוקדמת יותר וכן לא אפשרו שינוי של ההשפעה על פני זמן. נראה כי השפעתו של החוב הממשלתי על התשואות אינה רגישה לשינויים קצרי טווח במדדי הסיכון העולמי, מפני שרמתו אינה גבוהה באופן יחסי. אולם השינוי הכולל בסביבה העולמית לאחר המשבר הביא לעלייה בהשפעתו על התשואות.

איור 10

ההשפעה של יחס החוב הממשלתי לתוצר הפוטנציאלי על התשואה, כפונקציה של הזמן, 2000 עד 2013



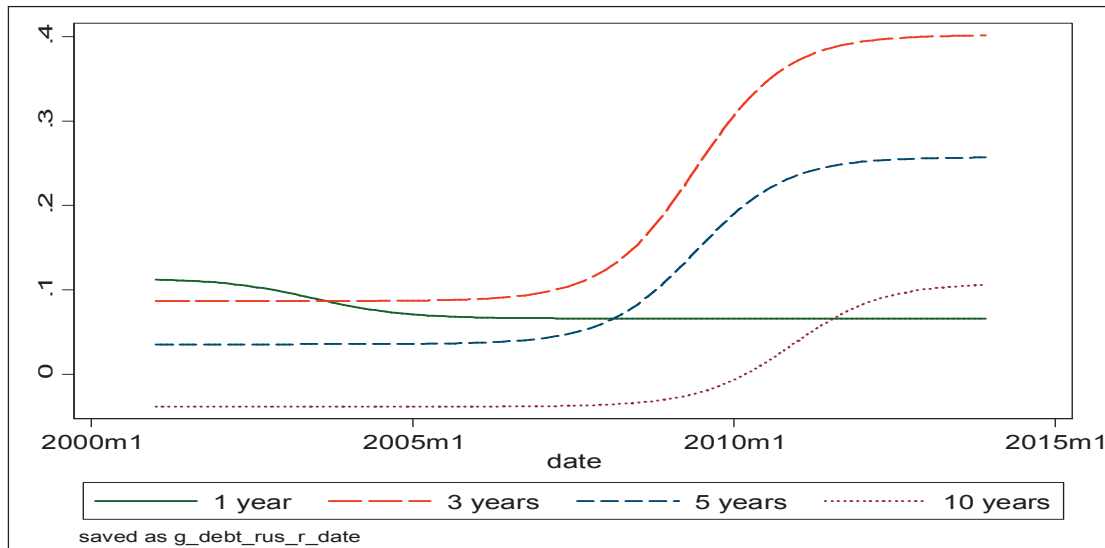
ההשפעה של הריבית בארה"ב: בדומה לכך נמצא כי ההשפעה של הריבית בארה"ב גדלה בחלקה השני של התקופה בכל האופקים, למעט התשואה לשנה (איור 11). ההשפעה של הריבית לטווח קצר על התשואה לשנה עומדת על כ-0.1, אולם ההשפעה על האופקים הארוכים יותר – השפעה שהתקרבה לאפס במחצית הראשונה של העשור הקודם – מטפסת בשנים האחרונות עד לטווח של 0.15—0.3.

³¹ ה-CDS, פרמיית הסיכון על אג"ח ממשלתיות, מספק אינדיקציה לסיכון המדינה הספציפי לישראל, אולם כיוון שהוא קיים רק מאוגוסט 2004, לא הייתה אפשרות להשתמש בו לגבי שנות החקירה שלנו.

³² גם ניסיון לכלול את רמת החוב כמשתנה המכפיל את רמת הגירעון לא הניב תוצאות סבירות.

איור 11

ההשפעה של הריבית בארה"ב על התשואות כפונקציה של הזמן, 2000 עד 2015



ההשפעה של המדיניות המוניטרית: התוצאה המתקבלת דומה לתוצאות שהתקבלו לפני כעשור אצל Ber, Brender and Ribon (2004). ריבית בנק ישראל משפיעה כצפוי על האופקים הקצרים, והמקדם עומד על כ-0.5–0.6. אולם לריבית יש השפעה מובהקת גם על התשואה ל-10 שנים, בסדר גודל של כ-0.2, וזו משקפת במידה רבה את השפעת המדיניות על חלקה הקצר של תשואה זו (בהמשך נבחן גם את ההשפעה על תשואות ה-Forward). תוצאה זו דומה גם לתוצאה שמציגים Kahn, Kandel and Sarig (2002). חוקרים אלה אומדים באמצעות מערכת VAR כיצד שינוי בריבית בנק ישראל משפיע על התשואה הנומינלית והריאלית של האג"ח הממשלתיות לשנה, ל-5 ול-10 שנים ועל הציפיות לאינפלציה הנגזרות משוק ההון. הם מקבלים השפעה של כ-0.4 על התשואה הריאלית לשנה, וזו מבטאת עלייה קטנה יותר בתשואה הנומינלית וירידה בציפיות לאינפלציה. גם הם מוצאים כי ההשפעה חלשה יותר על התשואות הארוכות יותר.

על פי האמידה, לריבית הבלתי צפויה, כלומר להפתעות במדיניות המוניטרית, יש השפעה חיובית ומובהקת, והמקדם שלה גדול מזה של החלק הצפוי של המדיניות. הציפיות לאינפלציה משפיעות עם סימן שלילי, ולכן אפשר למעשה לחשב בקירוב כיצד הריבית הריאלית ה"נגזרת" מהמדיניות המוניטרית משפיעה על התשואות של האג"ח הצמודות.

עם המשתנים הנוספים המשפיעים על התשואות הריאליות נמנים השינוי בתוצר (בחצי השנה האחרונה): יש לו השפעה של כ-0.3 על התשואות לאופקים שונים³³; מקדם של 0.01–0.02 למדד ה-VIX מתבטא בכך שהעלייה במדד – מממוצע של 20 לפני המשבר עד ל-60 בסוף 2008 – תורמת כ-0.4 נקודת אחוז לעליית התשואות הקצרות ועד כ-0.8 נקודת אחוז באג"ח הארוכות באותה עת. לסטייה כלפי מטה של מספר התיירים הנכנסים לישראל ביחס למגמה שלו, המשמשת אינדיקטור למצב הביטחוני, אין השפעה מובהקת ברוב האופקים. למשתנה הדמי להתערבות בנק ישראל

³³ משתנה התוצר כלול במשוואות במונחים של ממוצע חודשי. במונחים של שיעור השינוי השנתי (הכפלה ב-12), יתקבל מקדם של כ-0.03.

בשוק האג"ח ב-2009 יש השפעה שלילית על התשואה לשנה, והשפעתו על התשואות הארוכות יותר אינה מובהקת.

כאשר משווים את טיב ההתאמה של הניסוח הלא-לינארי לזה של הניסוח הלינארי, רואים כי בסך הכול חל שיפור משמעותי בהתאמה, בפרט בשנים האחרונות. הטעות על פני המדגם כולו, כפי שמבטא אותה ה-RMSE, פוחתת מסדר גודל של 0.3—0.38 באמידה הלינארית לכ-0.25 בניסוח הלא-לינארי. איורים נ-1א' ונ-1ב' בנספח מציגים את ערכי התשואות הנאמדים לעומת ערכיהן בפועל, ואפשר לראות בהם את השיפור שחל בהתאמה בשנים האחרונות.

ה. אמידת הגורמים המשפיעים על תשואות ה-Forward

כדי להיטיב להבין כיצד המדיניות הפיסקלית והמדיניות המוניטרית משפיעות על התשואות, בחנו גם את התשואות העתידיות (ה-Forward). בדומה לגישה שנקטו Ber, Brender and Ribon (2004), חישבנו את התשואות העתידיות בהתאם לגישת הציפיות (Expectations Theory). גישה זו מניחה שהתשואה לטווח ארוך משקפת ממוצע של התשואות הצפויות לטווח הקצר העתידי, ולכן אפשר לפרק את התשואה לטווח ארוך לרכיביה הקצרים. באופן מפורש יותר, אפשר לכתוב את התשואה בזמן t על אג"ח ל- n תקופות כ:

$$(10) \quad (1 + r_{t,t+n}) = \prod_{i=1}^n (1 + E_t r_{t+i-1,t+i}) + \theta$$

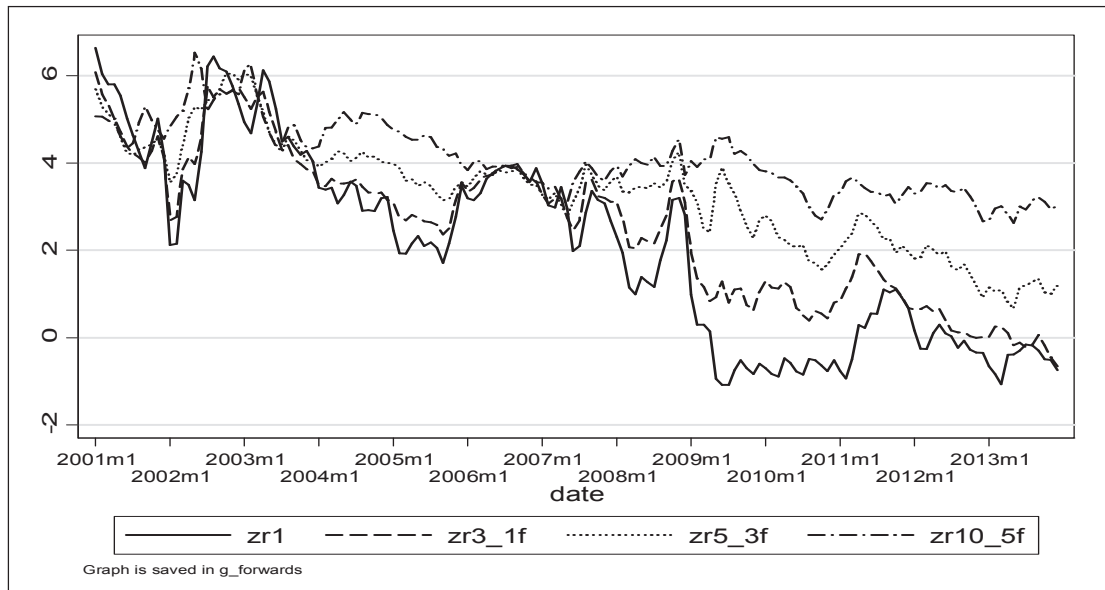
כאשר θ היא פרמיית האופק (תרגום ל-term premium). את התשואה העתידית בין תקופה $t+k$ ל- $t+n$, בהנחה שפרמיית האופק שווה לאפס, חישבנו כך:

$$(11) \quad (1 + r_{t+k,t+n}) = \left(\frac{(1 + r_{t,t+n})^n}{(1 + r_{t,t+k})^k} \right)^{1/(n-k)}$$

בחרנו לחשב את התשואה העתידית ל-1—3 שנים (כלומר לשנים השנייה והשלישית) ול-3—5 ו-10—5 שנים.

איור 12 מציג את התשואות העתידיות שחושבו. אפשר לראות ירידה בולטת בתשואות הקצרות ביותר, והירידה מתמתנת ככל שהאופק מתרחק. התשואה העתידית לשנים השישית עד העשירית ירדה מכ-5% ל-4%, בשעה שהתשואה לשנה צנחה מכ-6% עד לסביבות אפס (איור 12).

איור 12
תשואות ה-Forward, 2001 עד 2013



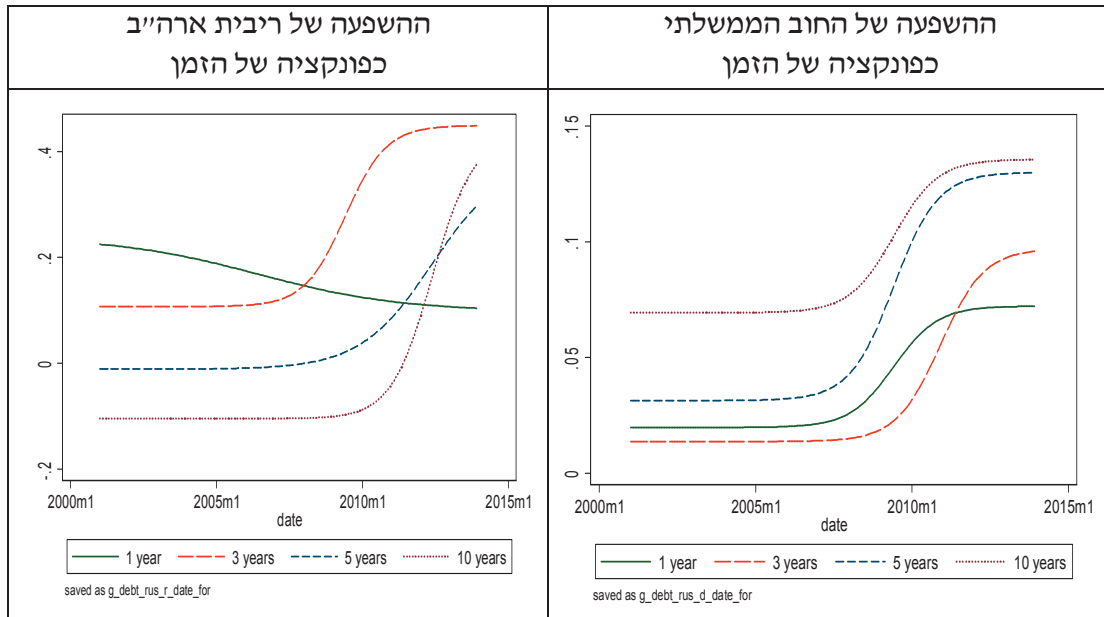
אמדנו את מערכת המשוואות עבור התשואות העתידיות בגרסה לינארית וכן במערכת לא-לינארית, מקבילה לזו שנאמדה עבור התשואות הכוללות. התוצאות שהתקבלו לגבי התשואות העתידיות תואמות איכותית את תוצאות האמידה של התשואות הכוללות. גם לגבי התשואות העתידיות נמצא כי האמידה הלא-לינארית משפרת את טיב ההתאמה של האמידה, בפרט בשנים האחרונות (ראו איורים נ-א' ונ-ב' בנספח).

אחת התוצאות המרכזיות היא שריבית בנק ישראל משפיעה באופן מובהק גם על הטווח הבינוני – עד 5 שנים. באופק הרחוק ביותר שנבדק, 5–10 שנים, ההשפעה הנאמדת של ריבית בנק ישראל הנאמדת (הצפויה) אינה מובהקת, ואילו לחלקה הבלתי צפוי יש השפעה חיובית מובהקת וגדולה יחסית – 0.16.

נמצא כי למדיניות הפיסקלית – כפי שמבטא אותה היחס הצפוי של החוב לתוצר הפוטנציאלי בחצי השנה הקרובה – יש השפעה גדולה יותר באופקים הרחוקים יותר והשפעה מובהקת בכל האופקים. בדומה לתוצאות שהתקבלו באמידה של התשואות הכוללות, השפעת החוב על התשואות העתידיות גדלה באופן ניכר בשנים האחרונות. השפעת הריבית בארה"ב על התשואות המקומיות גדלה גם היא במחצית השנייה של התקופה, וזאת בכל האופקים למעט התשואה לשנה. במקרה האחרון היא עמדה על כ-0.2 לאורך כל התקופה (איור 13).

איור 13

שינוי בו-זמני בהשפעה של ריבית ארה"ב ושל החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי על התשואות העתידיות, 2000 עד 2015



שאר התוצאות המתקבלות דומות לאלו שהתקבלו באמידת התשואה הכוללת. שיעור השינוי בתוצר משפיע חיובית על התשואות, בשעה שלפער התוצר השפעה שלילית, ועלייה במדד ה-VIX תורמת לעלייה בתשואות. למשתנה הדמי להתערבות שערך בנק ישראל בשוק האג"ח ב-2009 הייתה השפעה שלילית או בלתי מובהקת על התשואות הכוללות, והשפעתו על התשואות העתידיות הארוכות יותר חיובית ומובהקת, בניגוד לצפוי. לגבי כל האופקים מתקבל, הן באמידת התשואות העתידיות והן באמידת התשואות הכוללות, כי כאשר בודקים את הסטציונריות של סטיות הערך הנאמד מהנתון בפועל, מוצאים כי אי-אפשר לדחות את ההשערה שהן כולן $I(0)$.

5. התרומות הנאמדות לתשואות הריאליות ולשינוי בהן

א. התרומה של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית

על יסוד האמידות הלא-לינאריות של התשואות אפשר לחשב את התרומה הנאמדת של המדיניות הפיסקלית ושל המדיניות המוניטרית, כפי שייצגנו אותן במשוואות, וכן את התרומה של שאר המשתנים המסבירים.

בחרנו להפריד את ההשפעה הישירה של המשתנים המסבירים לארבע קבוצות – המדיניות הפיסקלית, המדיניות המוניטרית, הסביבה הכלכלית המקומית והכלכלה העולמית – ולהוסיף להן את השארית הבלתי מוסברת. כדי להיות מסוגלים לבחון את השפעת המדיניות אנו מציגים כאן רק את השפעתו הישירה של כל אחד מהגורמים: השפעת הריבית בחו"ל למשל כוללת את השפעתה הישירה על התשואות, ואינה כוללת את השפעתה על המדיניות המוניטרית ודרכה על התשואות. בהמשך נתייחס בנפרד להשפעתם של הגורמים המקומיים והגורמים העולמיים, כולל השפעתם העקיפה.

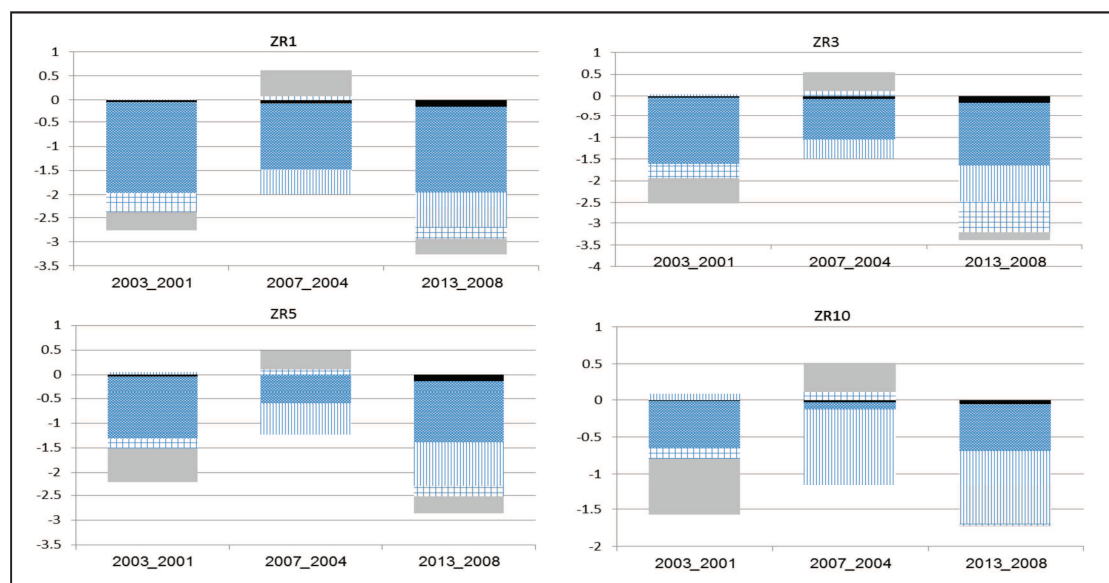
בהשפעה של המדיניות הפיסקלית כללנו את ההשפעה של החוב הממשלתי הצפוי. בהשפעה של המדיניות המוניטרית כללנו את ריבית בנק ישראל – הצפויה על פי האמידה והבלתי צפויה – וכן את הציפיות לאינפלציה. את השפעת הפעילות הריאלית מבטאת ההשפעה של השינוי בתוצר יחד עם השפעת הסטיות של מספר התיירים מהמגמה (אלה משמשות כאמור אינדיקציה למצב הביטחוני)³⁴. ההשפעה הישירה של הסביבה העולמית כוללת את הריבית הריאלית בארה"ב לאופק המתאים ואת מדד ה-VIX. לבסוף נותרת השארית שגורמים אלה אינם מסבירים.

התרומות לתשואות הכוללות

בחנו את התרומה של המדיניות הפיסקלית, המדיניות המוניטרית, הפעילות הריאלית והכלכלה העולמית לשינויים בתשואות, תוך חלוקה של התקופה הנבחנת לשלוש תקופות משנה. הראשונה, מתחילת 2001 עד סוף 2003, מתאפיינת ברמות גבוהות יחסית של גירעון וחוב ממשלתיים, וכן ברמה גבוהה של ריבית נומינלית וריאלית קצרה (הנגזרת ממדיניות בנק ישראל). בתקופה השנייה, מ-2004 עד 2007, החל תהליך ירידה בגירעון הממשלתי וברמת החוב, והריבית הנומינלית של בנק ישראל נעה בסביבות 5%. מ-2008 מתחדשת העלייה בגירעון הממשלתי, אך זו עלייה המאפשרת ליחס החוב לתוצר להישאר יציב ברמה נמוכה. התקופה השלישית מתאפיינת יותר מכול בהשפעותיו של המשבר הפיננסי העולמי שפרץ בשלהי 2008 (התוצאות מוצגות באיור 14). ניכר כי למדיניות המוניטרית יש ברוב התקופות תרומה משמעותית לשינויים בתשואות, והשפעתה גדולה יותר באופקים הקצרים יותר, כצפוי. בין 2004 ל-2007, תקופה שבה ירדה רמת החוב מ-100% תוצר בקירוב לכ-75%, הייתה למדיניות הפיסקלית השפעה חזקה על הירידה בתשואות, והיא הייתה משמעותית בתשואות הארוכות. השפעתה של המדיניות הפיסקלית נותרה גדולה גם בשנים האחרונות, בשל העלייה במקדם ההשפעה.

איור 14

התרומות לשינוי התשואות הריאליות, 2001 עד 9.2013, תוך חלוקה לשלוש תקופות משנה



* מקרא: שחור – הפעילות הריאלית המקומית; פסים מאונכים – המדיניות הפיסקלית; כחול מנוקד – המדיניות המוניטרית; משבצות – הכלכלה העולמית; אפור – שאריות

³⁴ הסטייה במספר התיירים תורמת לתשואה כעשירית מהשינוי בתוצר.

התשואות ל-10 שנים ירדו מהממוצע הגבוה של 4.9% ב-2003 לממוצע של 1.6% ב-2013 (עד ספטמבר); הירידה ביחס החוב לתוצר מסבירה כ-2 נקודות אחוז, ריבית בנק ישראל – כ-0.8 נקודת אחוז, והפעילות הריאלית המקומית והפעילות העולמית – פחות מ-0.1 נקודת אחוז כל אחת.

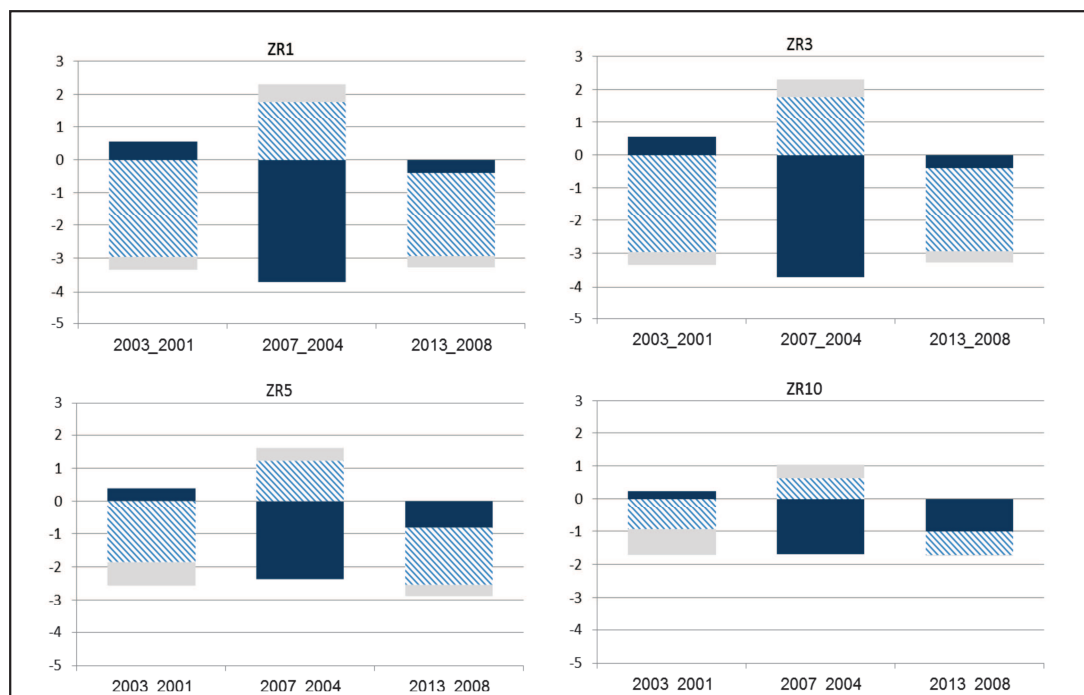
ב. התרומה של הגורמים העולמיים והמקומיים

אפשר לפרק את סך ההשפעות של המשתנים המסבירים על התשואות להשפעה של גורמים עולמיים, אקסוגניים למשק הישראלי, ולהשפעה של גורמים מקומיים – מדיניות והתפתחויות ריאליות ומוניטריות. כיוון שאנו אומדים (במשוואה מקדימה) גם את הגורמים המשפיעים על הריבית המוניטרית, אפשר לייצג את המדיניות המוניטרית הצפויה, הכלולה במשוואות לתשואות, באמצעות הגורמים המשפיעים עליה, וגם אותם להפריד לגורמים מקומיים – היינו האינפלציה והפעילות – ולגורמים עולמיים, היינו הריבית בארה"ב.³⁵

בחלוקה לשלוש תקופות בולטת התרומה הניכרת שתורמו הגורמים המקומיים בין 2004 ל-2007 וכן בתקופה האחרונה, בתשואות הארוכות. לגורמים העולמיים השפעה על שינוי התשואות בכל שלוש התקופות ובכל האופקים.

איור 15

התרומות של הגורמים המקומיים והגלובליים לשינוי בתשואות הריאליות, 2001 עד 9.2013, תוך חלוקה לשלוש תקופות



* מקרא: כחול כהה – גורמים מקומיים; פסים אלכסוניים – גורמים גלובליים; אפור – שאריות.

³⁵ כיוון שהמשוואה של ריבית בנק ישראל כוללת גם את הריבית בפיגור, יש להתייחס גם לגורמים שהשפיעו על קביעת הריבית בעבר. כיוון שהמקדם של הריבית בפיגור קרוב ל-1 (0.925), ההשפעה נמשכת תקופות רבות. בחרנו להציב את ההשפעה בפיגור של הגורמים העולמיים עד 12 תקופות לאחור, ואת כל השאר לייחס לשארית (הנמדדת) ולגורמים המקומיים. בשיטה זו מתקבל אומדן חסר להשפעת הגורמים העולמיים על הריבית, ולכן גם להשפעתם על התשואות.

6. השוואה עם התוצאות שהתקבלו לגבי הנתונים מ-1991–2001

Ber, Brender and Ribon (2004) בחנו את ההשפעה של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית על התוצאות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בשנים 1991–2001. לשם כך הם אמדו מערכת של משוואות לינאריות שכללו משתנים דומים – אך לא זהים – למשתנים באמידה הנוכחית.

ההבדל המרכזי בין שני המחקרים נעוץ בתקופה שנבדקה. המחקר הקודם התמקד בעיקר בשנות התשעים ותקופת האמידה הסתיימה ב-2001, ואילו תקופת האמידה במחקר הנוכחי מתחילה ב-2001 ומסתיימת ב-2013. התקופה שנבחרה במחקר הראשון התאפיינה ברובה במגמת עלייה של התוצאות הריאליות, בגירעון ממשלתי תנודתי שנע סביב כ-4% תוצר, ובירידה משמעותית ברמת החוב, בעיקר בתחילת התקופה, עד לסביבה של כ-80% תוצר. המדיניות המוניטרית התאפיינה ברוב התקופה בעלייה של הריבית הריאלית עד לכ-5%. נוסף לכך, מאפייני המשק הישראלי וקשריו לכלכלה הגלובלית היו שונים מאוד מהמאפיינים ומהקשרים כיום. כיום יש מידה הרבה יותר גדולה של אינטגרציה בין השווקים הפיננסיים המקומיים והשווקים העולמיים, גם בשל הסרתן של מגבלות פיקוח וגם בשל התפתחויות גלובליות, טכנולוגיות ואחרות שחזקו את הקשרים בין השווקים בעולם ואת המתאם בין ההתפתחויות בהם³⁶. כתוצאה מכך, גם המדיניות הפכה לתלויה יותר בהתפתחויות העולמיות ובמדיניות – בפרט המוניטרית – הננקטת בעולם. התקופה הנחקרת במדגם הנוכחי כוללת בתוכה את המשבר הפיננסי העולמי שפרץ ב-2008; משבר זה מהווה גורם משמעותי הן מבחינת ההתפתחויות בשווקים העולמיים, לרבות ישראל, והן מבחינת השפעתו על המדיניות הננקטת בעולם ובישראל.

במחקר מ-2004 ובמחקר הנוכחי נמצא שלמדיניות הפיסקלית ולמדיניות המוניטרית יש השפעה על התוצאות הריאליות על האג"ח הממשלתיות לטווחים השונים. אולם המשתנים המרכזיים שאפיינו את המדיניות הפיסקלית במחקר הקודם היו הגירעון הממשלתי ויעד הגירעון שקבעה הממשלה, ואילו במחקר הנוכחי מצאנו כי החוב הממשלתי הוא המשתנה שמיטיב לתאר את השפעת המדיניות על התוצאות: השפעתו מובהקת בכל הטווחים, ואילו השפעתו של הגירעון אינה מובהקת. נראה כי הציבור למד לאורך העשור שאין לייחס חשיבות רבה ליעדי הגירעון הרב-שנתיים של הממשלה, יעדים שמשתנים שוב ושוב³⁷, וגם לא לשינויים בגירעון מנוכה המחזור, שכן זה נע בטווח צר יחסית, וכאשר הוא סוטה ממנו הוא שב ומתכנס אליו במהרה. לכן יחס החוב לתוצר – גורם המשקף את מגמת המדיניות לאורך זמן ואת נטל ההחזר העתידי – הוא המשתנה שהשפעתו יציבה יותר.

השפעתה של המדיניות המוניטרית – כפי שמייצגת אותה ריבית בנק ישראל בניכוי הציפיות לאינפלציה – נותרה גבוהה גם בתקופה הנבחרת כאן, ומידת השפעתה על התוצאות בטווחים השונים נותרה ללא שינוי משמעותי הן בבדיקת התוצאות לטווחים השונים והן בבדיקת התוצאות העתידיות (forward). אז ועכשיו נמצא כי למדיניות המוניטרית יש השפעה מובהקת – גם אם קטנה – על התוצאות העתידיות לאופקים ארוכים יותר. זאת אף על פי שבין שני המחקרים קיים שוני מהותי בסביבת האינפלציה: התקופה המאוחרת מתאפיינת ביציבות מחירים ואילו המוקדמת – בתהליך של דיסאינפלציה שהמדיניות המוניטרית מילאה תפקיד מרכזי בהשגתה.

³⁶ ראו לוח ז-ג-1 בפרק ז-ג בדוח בנק ישראל לשנת 2013.

³⁷ ראו פרק ו בדוח בנק ישראל לשנת 2012.

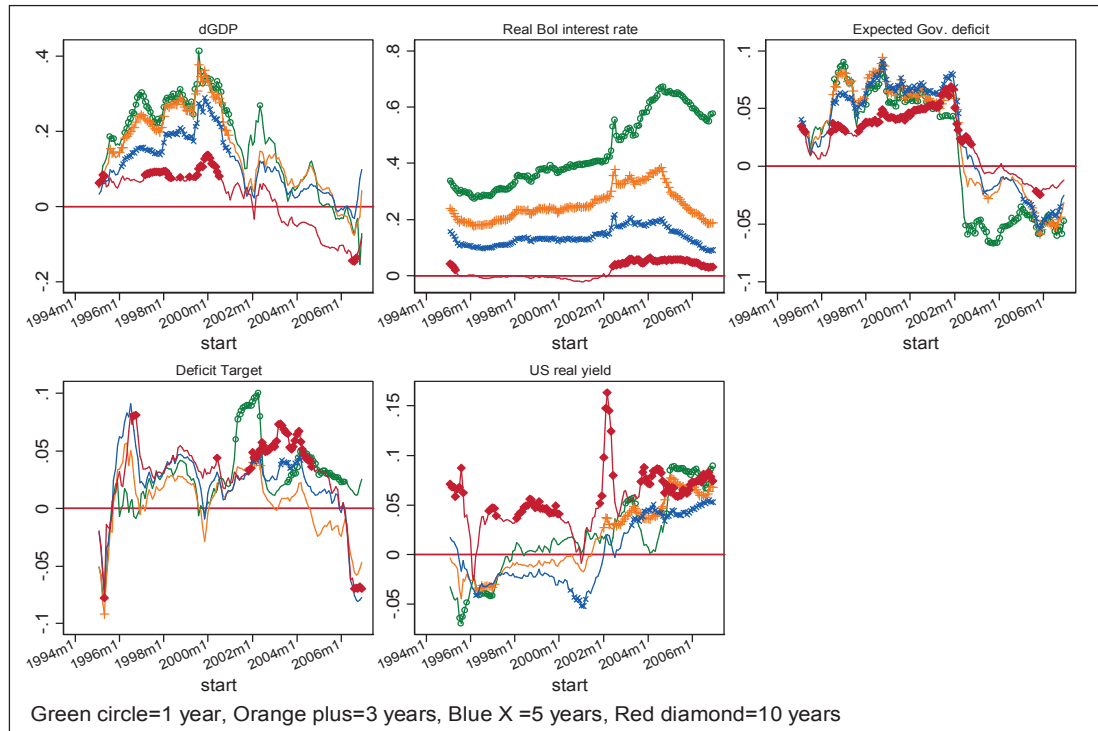
הבדל משמעותי בין שתי התקופות נעוץ במידת ההשפעה של הריביות בארה"ב. במחקר הראשון, שכלל נתונים עד 2001, ההשפעה של הריביות הריאליות בארה"ב הייתה מובהקת רק כאשר היא נכללה החל מ-1998, והיא הייתה קטנה יחסית. במחקר הנוכחי, לעומת זאת, ההשפעה מובהקת וגדולה יותר בכל הטווחים. תוצאה זו משקפת את התחזקות האינטגרציה של המשק הישראלי בשווקים הגלובליים. נוסף לכך, באמידה הנוכחית נמצא כי למשתנים המתארים את הסביבה הגלובלית, כמו המדד לסיכון (VIX), יש השפעה על התשואות המקומיות. מדד זה לא נכלל (וגם לא נבחן) במחקר המוקדם.

אמדנו שוב את מערכת המשוואות בניסוח שנאמד במחקר הקודם ברגרסיה מתגלגלת על פני 7 שנים, החל מ-1995.³⁸ האמידה כללה אז בניסוח המרכזי את ריבית בנק ישראל בניכוי הציפיות לאינפלציה, את הגירעון הממשלתי הצפוי, את השינוי בתוצר, את ריבית ארה"ב החל מ-1998, את יעד הגירעון, את זרם העולים, וכן את המשתנה התלוי בפיגור. כיוון שמ-1995 זרם העולים כבר אינו משמעותי, אמדנו את המשוואות גם ללא משתנה זה. התוצאות נותרו בלא שינוי של ממש. במשך השנים התחזקה ההשפעה של הריבית הקצרה שקובע בנק ישראל על האופקים הקצרים. מנגד, לגירעון הממשלתי (שורה ראשונה מימין) אין השפעה מובהקת בחלקו המאוחר של המדגם ברוב האופקים, כולל באומדנים לאג"ח ל-10 שנים. זאת בניגוד למחקר הקודם. השפעתו של יעד הגירעון אינה מובהקת ברוב המדגם בכל האופקים. עוד ניתן לראות שהשפעתה של הריבית בארה"ב גדלה והופכת למובהקת במדגמים המאוחרים, עם פתיחתו של המשק ועל רקע המשבר העולמי (איור 16).

³⁸ האמידה במחקר הקודם החלה באוגוסט 1991. בשל שינויים בהגדרות של החשבונאות הלאומית, אנו מוגבלים כעת לאמידה החל מ-1995. כלל הנתונים מאפשרים לאמוד את המשוואות שהוצגו במחקר הקודם גם לגבי התקופה המאוחרת יותר, אך לא להפך.

איור 16

המקדמים ברגרסיה מתגלגלת (בטווח הקצר) על פי הניסוח בעבודה
מ-1995, 2004, עד 2013*



* השנים מציננות את מועד ההתחלה של המדגם הנאמד. המקדמים מתייחסים לטווח הקצר (בלא התייחסות להשפעת המשתנה התלוי בפיגור).

7. סיכום

המחקר בוחן כיצד המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל, וכן הפעילות הכלכלית והסביבה העולמית, השפיעו על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל לאופקים שונים בין 2001 ל-2013. זאת תוך שימוש בטכניקת אמידה המאפשרת למשתנים השפעה לא-לינארית. בפועל נמצא כי למדיניות הפיסקלית ולריביות חו"ל אכן יש השפעה לא-לינארית על התשואות.

אנו מוצאים שהמדיניות הפיסקלית – כפי שהיא משתקפת ביחס החוב לתוצר הפוטנציאלי – משפיעה על התשואות; השפעה גדולה יותר באופקים הארוכים יותר, והיא גדלה והלכה במשך התקופה הנבחנת. אנו מוצאים שבסוף התקופה עלייה של נקודת אחוז ביחס החוב הממשלתי לתוצר הפוטנציאלי מביאה לעלייה של כ-0.12 נקודת אחוז בתשואות ל-10 שנים, ולעלייה של 0.05–0.1 נקודת אחוז בתשואות לאופקים קצרים יותר. עד תקופת המשבר הייתה לחוב הממשלתי השפעה של כ-0.05 בתשואות הארוכות והשפעה בטווח של 0.01–0.03 באופקים הקצרים יותר, בדומה לתוצאות שהתקבלו בעולם. האמידה הלא-לינארית מאפשרת לשנות את ההשפעה על פני זמן ללא צורך לקבוע מראש נקודת שבר.

משמעות הממצאים היא שאם, למשל, המדיניות הממשלתית תפחית באופן פרמננטי את יחס החוב לתוצר הפוטנציאלי מהרמה הנוכחית של 68% תוצר ל-60%³⁹, היא תוריד את הריבית הריאלית ל-10 שנים בנקודת אחוז בקירוב. להבדיל מהמחקר שערכנו לפני כעשור, איננו מזהים

³⁹ בסביבת המדיניות הנוכחית בישראל המשמעות היא הפחתה פרמננטית של הגירעון מ-3.0 אחוזי תוצר ל-2.5.

השפעה של הגירעון הצפוי (מנוכה המחזור) על התשואות. ייתכן כי תוצאה זו משקפת למידה של הציבור מהניסיון בשנים 1997, 2002–2003, ו-2009: הציבור למד כי גם כאשר נוצרים בתקציב גירעונות גדולים, הממשלה פועלת לתיקונם כעבור זמן מה, וכאשר הגירעון יורד לרמות נמוכות נוצרים לחצים לעלייתו, כפי שקרה למשל באמצע העשור הקודם. לכן שינויים בגירעון אינם מעידים בהכרח כי התוואי של יחס החוב לתוצר ישתנה לאורך זמן בהתאם.

אנו מוצאים שלמדיניות המוניטרית השפעה חיובית על התשואות בכל האופקים – כ-0.6 על התשואה לשנה ועד ל-0.2 על התשואה ל-10 שנים. ל"הפתעה" במדיניות המוניטרית (החלק שהמשוואה לריבית בנק ישראל אינה מסבירה) יש השפעה גדולה יותר מאשר לחלק הצפוי (הנאמד). נמצא כי השפעתן הישירה של התשואות בארה"ב על התשואות לטווחים בינוני וארוך גדלה מ-0.0 ל-0.1 במחצית הראשונה של העשור הקודם, ול-0.1–0.4 בשנים האחרונות. זאת על רקע פתיחת המשק לתנועות הון, ועל רקע העלייה שחלה בשנים האחרונות – ובפרט בזמן המשבר העולמי – במתאם בין השווקים בעולם. עלייה בסיכון הפיננסי העולמי – כפי שמודד אותה ה-VIX של שוק המניות בארה"ב – תורמת לעלייה של התשואות. מהניתוח עולה כי הירידה בריבית המוניטרית מסבירה חלק ניכר מירידה שחלה באמצע העשור בתשואות הקצרות והבינוניות, ואילו הירידה ביחס החוב הממשלתי לתוצר מסבירה חלק גדול מהירידה בתשואות הארוכות. נמצא שלגורמים העולמיים תרומה ניכרת לשינויים שחלו בתשואות בכל התקופות ובכל האופקים.

לוח 1
סטטיסטיים בסיסיים, 2001 עד 2013

מקסימום		מינימום	סטיות		ממוצע	
			תקן			
תשואות מקומיות						
6.6	-1.1	2.2	2.1	תשואה על אג"ח ממשלתי צמודה לשנה		
6.3	-0.7	1.9	2.4	תשואה על אג"ח ממשלתי צמודה ל-3 שנים		
6.0	0.1	1.6	2.8	תשואה על אג"ח ממשלתי צמודה ל-5 שנים		
5.9	1.4	1.2	3.4	תשואה על אג"ח ממשלתי צמודה ל-10 שנים		
6.1	-0.7	1.7	2.6	תשואה עתידית על אג"ח ממשלתי צמודה ל-1–3 שנים		
6.0	0.7	1.3	3.3	תשואה עתידית על אג"ח ממשלתי צמודה ל-3–5 שנים		
4.0	2.6	0.8	4.1	תשואה עתידית על אג"ח ממשלתי צמודה ל-5–10 שנים		
משתנים מקרו כלכליים						
9.5	0.5	2.3	4.0	ריבית נומינלית של בנק ישראל		
4.5	-0.7	0.8	2.0	הציפיות לאינפלציה לשנה הקרובה (משוק ההון)		
13.2	-6.3	3.1	2.9	הגירעון מנוכה עונתיות ומחזור (אחוז מהתוצר)		
100.5	69.0	10.1	81.9	החוב הממשלתי (אחוז מהתוצר)		
0.8	-0.5	0.2	0.3	השינוי החודשי בתוצר המקומי (ממוצע של 6 חודשים)		
8.2	-5.8	2.4	2.8	הפער בין התוצר בפועל לתוצר הפוטנציאלי (אחוזים)		
0.3	-1.2	0.3	-0.1	סטיית (לוג) כמות התיירים מהמגמה		
חו"ל						
2.7	-2.1	1.4	-0.0	תשואה על אג"ח ממשלתי ארה"ב צמודה לשנה		
2.9	-1.4	1.3	0.4	תשואה על אג"ח ממשלתי ארה"ב צמודה ל-3 שנים		
3.7	-1.5	1.2	0.9	תשואה על אג"ח ממשלתי ארה"ב צמודה ל-5 שנים		
3.5	-0.8	1.1	1.6	תשואה על אג"ח ממשלתי ארה"ב צמודה ל-10 שנים		
3.1	-1.3	1.3	0.7	תשואה עתידית על אג"ח ארה"ב ממשלתי צמודה ל-1–3 שנים		
10.8	-1.9	1.8	1.7	תשואה עתידית על אג"ח ארה"ב ממשלתי צמודה ל-3–5 שנים		
5.3	-0.2	1.2	2.3	תשואה עתידית על אג"ח ארה"ב ממשלתי צמודה ל-5–10 שנים		
62.6	10.8	9.1	21.3	מדד VIX		

לוח 2

משוואה לריבית בנק ישראל* 1.2001–9.2013

3	2	1	
0.22	0.15	(0.06)	חותך
(-0.02)	(-0.01)	-.02	פער התוצר, ממוצע 2 רביעים, בפיגור של 2 תקופות
0.34	0.34	0.31	הפער בין הציפיות לאינפלציה לשנה, בפיגור של תקופה ויעד האינפלציה
0.10	0.08		הסטייה מהממוצע של הריבית הנומינלית לשנה בארה"ב
0.03			סטיית הגירעון הממשלתי הצפוי (מנוכה עונתיות ומחזור)
			מהממוצע, 12 חודשים קדימה
.954	.969	.988	ריבית בנק ישראל בפיגור
.986	.985	.983	R ²
.288	.291	.308	RMSE

* כל המקדמים מובהקים ברמה של 5% לפחות, למעט אלו המוצגים בסוגריים.

לוח 3

תשואות 1.2001–9.2013, עם גירעון ממשלתי, אמידה לינארית באמצעות SUR*

R10	R5	R3	R1	
1.64	.449	(-.02)	.338	חותך
.387	.549	.473	(.148)	השינוי בתוצר, ממוצע נע 6 חודשים, בפיגור של תקופה
.290	.491	.582	.708	ריבית בנק ישראל – נאמדת
.423	.604	.723	1.04	ריבית בנק ישראל – שארית
(-.061)	-.200	-.379	-.688	הציפיות לאינפלציה לשנה
.173	.236	.241	.184	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה
(-.022)	(-.033)	-.053	-.056	הגירעון הממשלתי ביחס לתוצר, ממוצע ל-6 החודשים
.011	.013	.024	.009	הבאים, סטייה מהממוצע
.011	.013	.024	.009	מדד VIX לארה"ב
-1.10	-.920	-.973	-.938	סטייה של כניסות תיירים ממגמה לינארית
.158	.128	(.047)	(-.057)	משתנה דמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח, פברואר–אוגוסט 2009
.888	.948	.968	.979	R ²
.382	.357	.326	.314	RMSE

* כל המקדמים מובהקים ברמה של 5% לפחות, למעט אלו המוצגים בסוגריים.

לוח 4

תשואות 1.2011–9.2013, עם חוב ממשלתי צפוי (ביחס לתוצר הפוטנציאלי),
אמידה לינארית באמצעות *SUR

R10	R5	R3	R1	
1.71	.481	(.044)	.378	חותך
.587	.817	.812	.472	השינוי בתוצר, ממוצע נע 6 חודשים, בפיגור של תקופה
.213	.424	.525	.650	ריבית בנק ישראל – נאמדת
.333	.512	.630	.946	ריבית בנק ישראל – שארית
.066	-.105	-.304	-.610	הציפיות לאינפלציה לשנה
.099	.195	.220	.184	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה
.068	.055	.043	.039	החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי, ממוצע ל-6 החודשים הבאים, סטייה מהממוצע
.026	.024	.026	.014	מדד VIX לארה"ב
(-.100)	(-.098)	-.327	-.350	סטייה של כניסות תיירים ממגמה לינארית
.149	.129	(.055)	(-.051)	משתנה דמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח, פברואר–אוגוסט 2009
.942	.967	.976	.985	R ²
.273	.285	.281	.267	RMSE

* כל המקדמים מובהקים ברמה של 5% לפחות, למעט אלו המוצגים בסוגריים.

לוח 5

תשואות 1.2001–9.2013, אמידה לא לינארית לריבית ארה"ב ולחוב הממשלתי,
באמצעות SUR*

R10	R5	R3	R1	
2.35	1.19	.897	.814	חותך
(.117)	.348	.329	.304	השינוי בתוצר, ממוצע נע 6 חודשים, בפיגור של תקופה
.197	.419	.517	.641	ריבית בנק ישראל – נאמדת
.379	.579	.747	.945	ריבית בנק ישראל – שארית
.111	-.094	-.326	-.569	הציפיות לאינפלציה לשנה
(-.038)	(.035)	.087	.114	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה
.146	.221	.315	(-.048)	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה * משתנה הזמן
7	7	7	7	Gamma
2010m12	2009m6	2009m6	2003m7	Threshold Time
.046	.027	.015	(.004)	החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי, ממוצע ל-6 החודשים הבאים, סטייה מהממוצע
.073	.071	.078	.089	החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי, ממוצע ל-6 החודשים הבאים, סטייה מהממוצע * משתנה הזמן
7	7	3	7	Gamma
2009m6	2009m6	2010m12	2007m12	Threshold Time
.022	.015	.013	.010	מדד VIX לארה"ב
(-.113)	(-.097)	-.281	(-.254)	סטייה של כניסות תיירים ממגמה לינארית
(.061)	(.030)	(-.046)	-.101	משתנה דמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח, פברואר–אוגוסט 2009
.953	.975	.985	.987	R ²
.245	.247	.224	.249	RMSE

* כל המקדמים מובהקים ברמה של 5% לפחות, למעט אלו המוצגים בסוגריים.

לוח 6

תשואות FORWARD 1.2001–9.2013, עם חוב ממשלתי צפוי ביחס לתוצר
הפוטנציאלי, אמידה לינארית באמצעות SUR*

F10_5	F5_3	F3_1	F1	
3.16	1.09	(-.190)	.371	חותך
(.153)	.884	.992	.414	השינוי בתוצר, ממוצע נע 6 חודשים, בפיגור של תקופה
(.002)	.262	.464	.642	ריבית בנק ישראל – נאמדת
.172	.289	.465	.942	ריבית בנק ישראל – שארית
.296	.161	-.148	-.597	הציפיות לאינפלציה לשנה
-.079	.101	.258	.211	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה
.088	.073	.042	.038	החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי, ממוצע ל-6 החודשים הבאים, סטייה מהממוצע
.031	.028	.038	.015	מדד VIX לארה"ב
(-.148)	(.096)	-.340	-.377	סטייה של כניסות תיירים ממגמה לינארית
.151	.271	.110	(-.060)	משתנה דמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח, פברואר–אוגוסט 2009
.859	.905	.959	.985	R ²
.308	.381	.338	.262	RMSE

* כל המקדמים מובהקים ברמה של 5% לפחות, למעט אלו המוצגים בסוגריים.

לוח 7

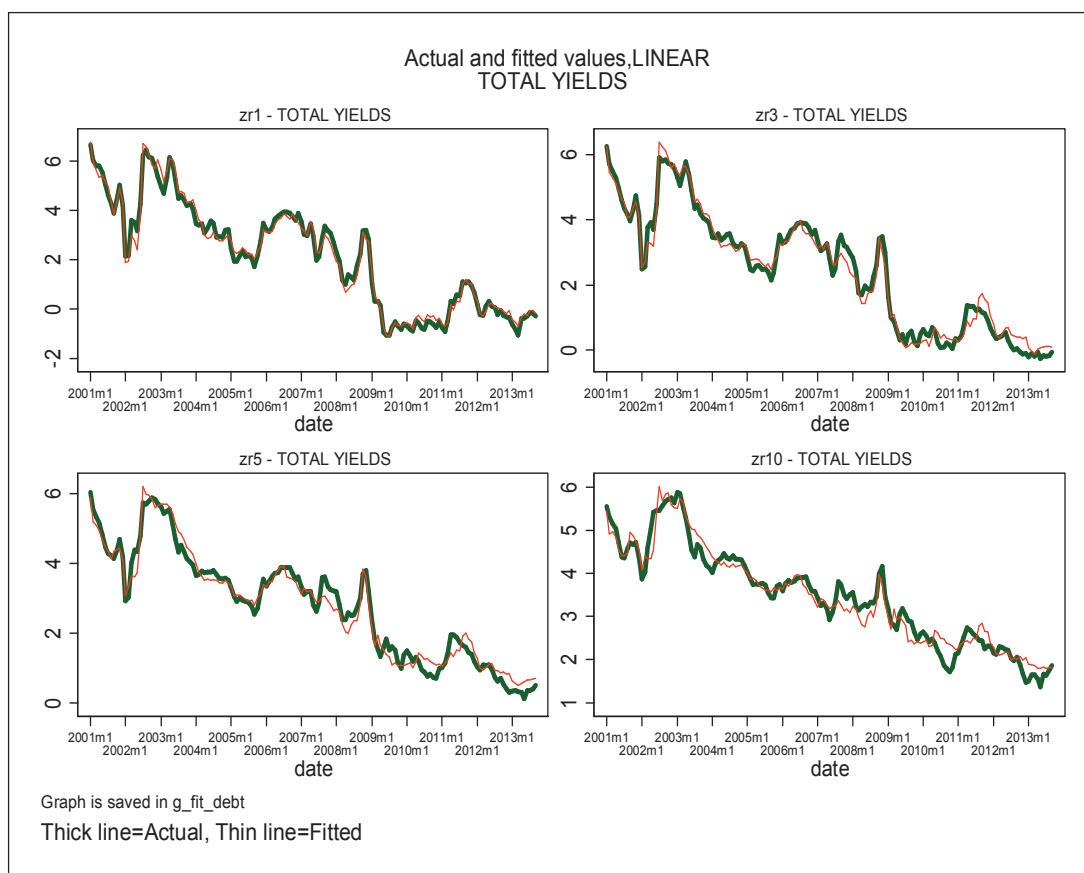
תשואות FORWARD 1.2001–9.2013, אמידה לא לינארית לריבית ארה"ב
ולחוב הממשלתי, באמצעות SUR*

R10	R5	R3	R1	
3.43	1.78	.919	.613	חותך
(-.190)	.204	.313	.264	השינוי בתוצר, ממוצע נע 6 חודשים, בפיגור של תקופה
(-.017)	.232	.454	.634	ריבית בנק ישראל – נאמדת
.157	.303	.626	.949	ריבית בנק ישראל – שארית
.379	.211	-.177	-.564	הציפיות לאינפלציה לשנה
-.104	(-.011)	.108	.239	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה
.534	.398	.342	(-.141)	התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתי בארה"ב, לתקופה המתאימה * משתנה הזמן
7	4	7	2	Gamma
2012m5	2012m5	2009m6	2006m6	Threshold Time
.069	.031	.014	.020	החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי, ממוצע ל-6 החודשים הבאים, סטייה מהממוצע
.066	.099	.083	.052	החוב הממשלתי ביחס לתוצר הפוטנציאלי, ממוצע ל-6 החודשים הבאים, סטייה מהממוצע * משתנה הזמן
7	7	7	7	Gamma
2009m6	2009m6	2010m12	2009m6	Threshold Time
.030	.028	.016	.010	מדד VIX לארה"ב
(-.111)	(-.055)	-.292	-.411	סטייה של כניסות תיירים ממגמה לינארית
.085	.144	(-.039)	-.112	משתנה דמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח, פברואר–אוגוסט 2009
.884	.931	.978	.987	R ²
.279	.326	.249	.246	RMSE

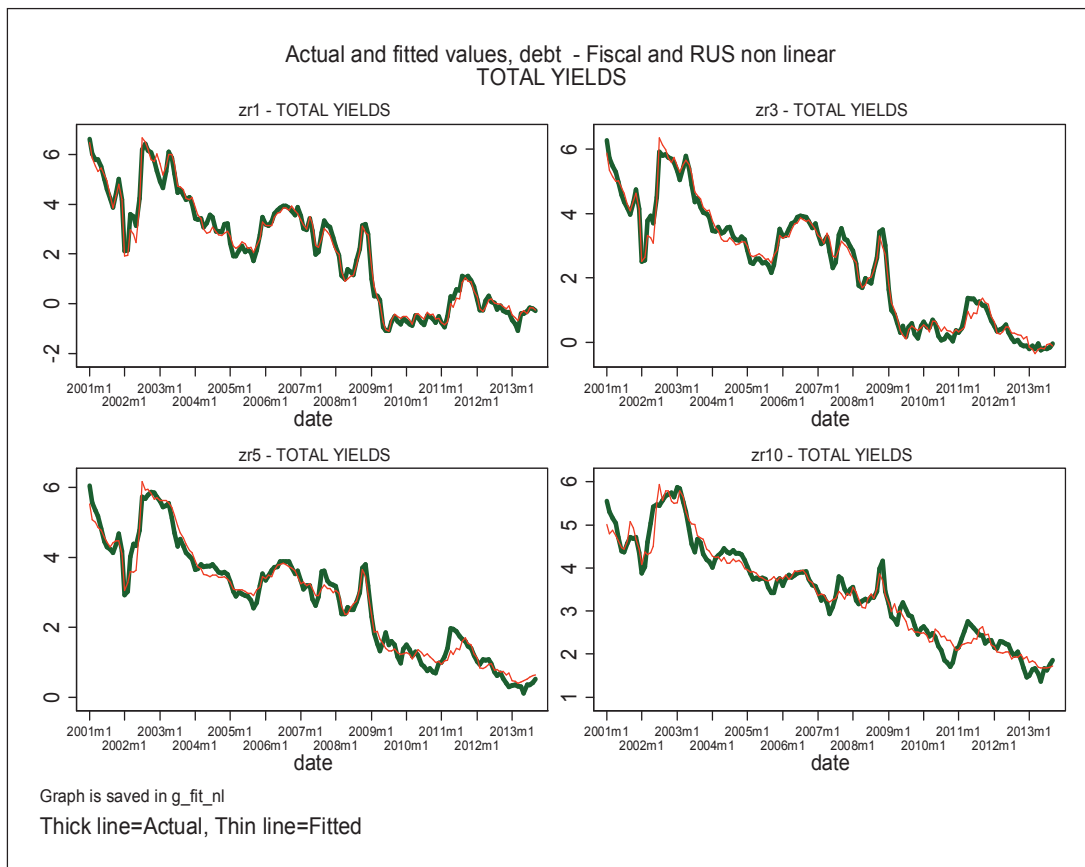
* כל המקדמים מובהקים ברמה של 5% לפחות, למעט אלו המוצגים בסוגריים.

איור נ-1א

התשואות הריאליות – בפועל (קו דק) והנאמדות (קו עבה) על פי אמידה לינארית



איור נ-11
התשואות הריאליות – בפועל (קו דק) והנאמדות (קו עבה), על פי אמידה לא-לינארית
לחוב ולריבית ארה"ב



ביבליוגרפיה

- בנק ישראל, דין וחשבון שנתי, 2012.
- בנק ישראל, דין וחשבון שנתי, 2013.
- ברנדר, ע. (2009), "ייעדים או צעדים? תפקידם של יעדי הגירעון וההוצאה במאמצי הקונסולידציה הפיסקלית של ישראל, 1985–2007", הרבעון הישראלי למסים וכלכלה, כרך ל"ג, גיליון 129, עמ' 33–7.
- מזר, י. (2013), "המדיניות הפיסקלית והשפעתה על התוצר ורכיביו", סקר בנק ישראל 87, 31–68.
- Alesina, A., A. Perotti and J. Tavares (1998), "The Political Economy of Fiscal Adjustments", *Brookings Papers on Economic Activity* 1:1998, 197–248.
- Alesina, A. and S. Ardagna (2012), The design of fiscal adjustments. NBER Working Paper 18423.
- Alper C. E. and L. Forni (2011), Public debt in advanced economies and its spillover effects on long-term yields, IMF Working Paper, WP/11/210, International Monetary Fund.
- Arora, V. and M. Cerisola (2001), "How does U.S. monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets?", IMF Staff Papers, 48(3), International Monetary Fund, p. 474–498.
- Ardagna, S., F. Caselli and T. Lane (2007), "Fiscal discipline and the cost of public debt service: some estimates for OECD countries", *B. E. Journal of Macroeconomics*, 7.
- Baldacci E. and M. Kumar (2010), Fiscal deficits, public debt, and sovereign bond yields, IMF Working Paper, WP/10/184, International Monetary Fund.
- Ber H., A. Brender and S. Ribon (2004), "Are fiscal and monetary policies reflected in real yields ? Evidence from a period of disinflation and declining deficit", *Israel Economic Review*, Vol. 2(2), p. 15–44.
- Bredin, D., S. Hyde and G. O. Reilly (2009), Regime changes in the relationship between stock returns and the macroeconomy, Banking and Finance Subject Area, UCD Business Schools, Dublin, WP 08/09.
- Chinn M. and J. Frankel (2004), The Euro area and the world interest rates, memo.
- Dell'Erba S. and S. Sola (2013), Does fiscal policy affect interest rates? Evidence from a factor-augmented panel, IMF Working Paper, WP/13/159, International Monetary Fund.

- Engen, E. M., and R. G. Hubbard (2005), “Federal Government Debt and Interest Rates“, in NBER Macroeconomics Annual 2004, ed. M. Gertler and K. Rogoff, Cambridge, MA: MIT Press.
- Gale, W. and P. R. Orszag, (2002), “The economic effect of long-term fiscal discipline“, Urban-Brookings Tax Policy Center Discussion Paper, December 2002.
- Gerlach S. and J. Lewis (2013), “Zero lower bound, ECB interest rate policy and the financial crisis“, Empirical Economics Online version, June 2013.
- Gruber J. W. and S. B. Kamin (2012), “Fiscal positions and government bond yields in OECD countries“, Journal of Money Credit and Banking, Vol. 44(8), p.1563–1587.
- Hanson S. G. and J. Stein (2012), Monetary policy and the long-term real rates, Finance and Economics Discussion Series, Division of Research and Statistics and Monetary Affairs, Federal reserve Board, Washington D.C.
- Jaramillo, L. and A. Weber (2012), Bond yields in emerging economies: It matters what state you are in, IMF Working Paper, WP/12/198, International Monetary Fund.
- Kahn M., S. Kandel and O. Sarig (2002), “Real and nominal effects of central bank monetary policy“, Journal of Monetary Economics, 49, p. 1493–1519.
- Laubach T. (2009), “New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt“, Journal of the European economic Association, 7, p. 858–885.
- Mehra, P. Y. (1994), “An error-correction model for the long term bond rate“, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Vol. 80(4), p. 49–67.
- Nogueira, R. P. J. and M. A. Leon-Ledesma (2011), “Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability?“, Journal of Applied Economics, 14(1), p. 167–180.
- Poghosyan, T. (2012), Long-run and short-run determinants of sovereign bond yields in advanced economies, IMF Working Paper, WP/12/271, International Monetary Fund.
- Sargent, T. (1969), “Commodity price expectations and the interest rate“, Quarterly Journal of Economics, Vol, 83(1), Feb. p.127–140.
- Terasvirta, T. (2004), “Smooth transition regression modeling“, Chapter 6 in Lutkepohl, H. and M. Kratzig, eds. Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, p. 222–242.
- Van Dick, D. Terasvirta, T. and Franses P. H. (2002), “Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments“, Econometrics Review, p. 1–47.