

חטיבת המחקר



בנק ישראל

**האם הפתעות מוניטריות אפקטיביות?
מבט של החזאים המקצועיים בישראל**

אלכס אילק*

סדרת מאמרים לדיון 2020.09
יולי 2020

בנק ישראל – <http://www.boi.org.il>

* אלכס אילק, חטיבת המחקר - alexei.ilek@boi.org.il

תודה לגיא סגל, ארי קוטאי, יוסי גייברה, אסף פתיר, אליעזר בורנשטיין, סיגל ריבון, רפי מלניק, נתן גולדשטיין, אלון בנימיני ואסנת זוהר על הערותיהם והצעותיהם השימושיות. תודה גם לאנג'לה ברנהולץ על עזרתה הנדיבה באספקת הנתונים.

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

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

האם הפתעות מוניטריות אפקטיביות? מבט של החזאים המקצועיים בישראל.

אלכס אילק

תקציר

במאמר זה אנו מנתחים את ההשפעה של הפתעות מוניטריות של בנק ישראל על האינפלציה ועל שער החליפין של השקל בעיניים של החזאים המקצועיים בישראל במדגם מאפריל 2001 עד אוקטובר 2016. אנו משתמשים במאגר ייחודי בישראל אשר מכיל תחזיות יומיות של החזאים המקצועיים לטווחים שונים עבור משתנים עיקריים בכלכלה. על בסיס מאגר זה, אנו גוזרים הפתעות מוניטריות של בנק ישראל תוך התייחסות למועדים ספציפיים שבהם החזאים מעדכנים את התחזיות שלהם.

אנו מוצאים, שההשפעה של הפתעות המוניטריות על שער החליפין של השקל – בעיניים של החזאים – הייתה יציבה במהלך שני העשורים האחרונים, התמסורת משער החליפין לאינפלציה ירדה באופן משמעותי אחרי שנת 2007. זאת בעיקר הודות להפסקה מוחלטת של הצמדה של מחירי השכירות בישראל לשער החליפין של השקל-דולר.

אנו גם מספקים עדות עקיפה וחלקית לכך שההשפעה של הפתעות המוניטריות על הפעילות הריאלית בישראל לא השתנתה אחרי 2007. דהיינו, אנו לא מצאנו עדות להתגברות "ערוץ האינפורמציה" שהוצג לראשונה ע"י Nakamura ו-Steinsson (2018). זאת, למרות שהריביות הטבעיות בעולם ובישראל ירדו משמעותית בתקופה זו, ובנוסף הוקמה וועדה מוניטרית בבנק ישראל. יחד עם זאת, אנו מוצאים שאחרי הקמתה של הוועדה המוניטרית נרשמה עלייה משמעותית במידת החלקת הריבית של בנק ישראל.

לבסוף, אנו מוצאים התנהגות א-סימטרית של תחזיות של החזאים לריבית ב"י לאחר המשבר הפיננסי בארה"ב. כאשר הפתעה המוניטרית של ב"י הייתה חיובית, החזאים עדכנו כלפי מעלה את התחזיות שלהם לריבית ב"י בעוד שנה באופן משמעותי. לעומת זאת, כאשר הפתעה בריבית ב"י הייתה שלילית, העדכון של תחזיות לריבית כלפי מטה היה חלש.

**Are monetary surprises effective?
The view of professional forecasters in Israel**

Alex Ilek

Abstract

In this study we analyze the effect of the Bank of Israel (BOI) monetary surprises on inflation and the exchange rate, in the eyes of professional forecasters (PF) in Israel. We exploit a unique daily dataset in Israel containing various forecasts of the PF in sample from April 2001 to October 2016 and derive the monetary surprises of the BOI by exploiting the specific timing of expectations formation.

We found that although the PF-perceived effect of monetary surprises on the exchange rate was stable over the past two decades, the pass-through from the exchange rate to inflation significantly declined after 2007, primarily due to a full dissociation of rent prices from the shekel-dollar exchange rate. We also provide indirect and partial evidence that the effect of the BOI monetary surprises on real activity did not change after 2007. That is, we didn't find evidence that the information channel introduced by [Nakamura and Steinsson \(2018\)](#) intensified in Israel despite a decline in natural rates worldwide and the establishment of a monetary committee at the BOI. We found, however, that after the establishment of the monetary committee there was a significant increase in interest-rate inertia.

Finally, we found an asymmetric pattern of the PF's assessment of the CB interest rate after the global financial crisis. Following a positive surprise in the BOI interest rate, the PFs significantly updated upward their forecasts for the interest rate for the coming year. In contrast, when the monetary surprise was negative, the PFs barely updated downward their forecast for the interest rate.

JEL classification: E37, E47, E52.

Keywords: professional forecasters, monetary surprises, policy effectiveness.

1. הקדמה

עיגון הציפיות של הציבור במשטר יעד אינפלציה מהווה מטרה עיקרית של בנקים מרכזיים, וזאת במטרה לנהל את המדיניות המוניטרית בצורה אפקטיבית, שכן ציפיות הציבור משפיעות על התוצאות הכלכליות. לכן חשוב שבנקים מרכזיים יבינו כיצד הציבור מגבש את ציפיותיו וימצאו את הערוצים שבאמצעותם ניתן להשפיע עליהן. ריבית הבנק המרכזי משמשת כערוץ שגרתי לצורך זה. ישנם גם ערוצים נוספים: תקשורת עם הציבור (מסיבות עיתונאים של הוועדה המוניטרית), פרסומים קבועים של הבנק (דוחות שנתיים, תחזיות של הצוות, וכו'), צעדי מדיניות מוניטרית לא שגרתיים (התערבויות בשוק הפיננסי ובשוק המט"ח) והכוונה קדימה. הספרות בוחנת בדרך כלל את ציפיות השווקים הפיננסיים או סקרים של ציפיות מצד חזאים מקצועיים, מכיוון שכל המקורות הללו משקפים באופן כלשהו את ציפיותיו של הציבור הרחב במשק.

בספרות ישנן שלוש גישות עיקריות לציפיות הציבור. (1) מידול האופן שבו הציבור מגבש את ציפיותיו. לדוגמה, בראנץ' ואוואנס (2006) ו-מרקייביץ' ופיק (2014) מידלו את הציפיות של חזאים מקצועיים בארה"ב מתוך הנחה שחזאים מקצועיים לומדים בצורה אדפטיבית. הם מצאו כי אלגוריתם הלמידה עם רווח קלמן קבוע (constant-gain learning algorithm) מסביר את ציפיות החזאים המקצועיים בצורה הטובה ביותר. (2) שימוש בציפיות הציבור באומדן של מודלים מאקרו-כלכליים. לדוגמה, קורטליין ואח' (2016) השתמשו בציפיות של חזאים מקצועיים כדי לאמוד מודל DSGE עבור הבנק האירופי המרכזי ומצאו כי הכללת ציפיות החזאים המקצועיים משפרת את הביצועים האמפיריים של המודל ובמידה מסוימת מייתרת היווצרות של הרגלים והצמדה לאינפלציה, אשר בדרך כלל מתקבלות בציפיות שמתפתחות באופן עקבי עם מודל סמטס ואח' (2014) בחנו בזמן אמת את ביצועי החיזוי של המודל הקיינסיאני החדש שנאמד עבור גוש האירו ומצאו כי כאשר מוסיפים את התחזיות של החזאים המקצועיים, תחזיות המודל משתפרות. (3) בחינת התגובות של ציפיות הציבור לחדשות כלכליות. לדוגמה, באואר (2015) בדק תגובות לציפיות לאינפלציה שנלקחו מסקרים וציפיות של חזאים מקצועיים לחדשות מאקרו-כלכליות, ומצא תגובות מובהקות לרוב סוגי החדשות. בדיקות דומות נערכו על ידי Wright ו-Ghysels (2009). נקאמורה וסטיינסון (2018) התמקדו בבחינת ההשפעה של ההפתעות המוניטריות של הפד על סקר הציפיות לצמיחה בתוצר, כמו גם על הריבית הנומינלית והריאלית לתקופות לפדיון שונות.

המחקר שלנו קשור הדוק לגישה השלישית. מטרתנו העיקרית היא לבחון כיצד חזאים מקצועיים בישראל מגיבים להפתעות המדיניות המוניטרית של בנק ישראל. ספציפית, אנו אומדים את התגובות של ממוצע התחזיות של חזאים מקצועיים לגבי משתני המפתח לאופק של חודש ו-12 חודשים קדימה להפתעות מוניטריות של בנק ישראל, כפי שנגזרות מממוצע התחזיות שלהם לריבית בנק ישראל.¹ לפיכך, הן התגובות (להפתעות מוניטריות) והן חישוב ההפתעות המוניטריות מסתמכים על אותו מקור של ציפיות, דבר המייצר עקביות בניתוח שלנו. זאת בניגוד, למשל, לפאוסט ואח' (2007), שם ההפתעות שנמדדו מסתמכות על הציפיות שבסקר ואילו התגובות להפתעות אלה נגזרות משוקי ההון.

חשוב מאוד לחקור את ממוצע התחזיות של החזאים המקצועיים מכיוון שזהו אחד המשתנים החשובים ביותר שבנק ישראל עוקב אחריהם באופן שוטף והמשמש אותו בניהול המדיניות המוניטרית. לפיכך, ניתן לראות בתגובות אלו אינדיקציה לאפקטיביות של מדיניות בנק ישראל, לפחות בעיניהם של החזאים המקצועיים. מעניין במיוחד להשוות את תגובות החזאים המקצועיים לפני שנת 2007 ואחריה, מכיוון

שבשנה זו ואחריה התרחשו אירועים חשובים בעולם ובישראל שהיו עשויים לשנות את האפקטיביות הנתפסת של מדיניות בנק ישראל בעיני החזאים המקצועיים. נציין כי הגמישות הנאמדת כאן נקיייה מפרמיית הסיכון, שכן ציפיות החזאים המקצועיים אינן כוללות פרמיות כאלה, בניגוד לציפיות הנגזרות משוקי ההון.

כעת נפנה לתיאור קצר של הרקע של החזאים המקצועיים בישראל וסוגי התחזיות שהם מספקים. קבוצת החזאים המקצועיים בישראל כללה תמיד רק חברים מקומיים, אך הרכבה השתנה עם הזמן. בתחילת 2001 היו בקבוצה 5 חברים בלבד, רובם הבנקים המסחריים בישראל;¹ בשנת 2008 הקבוצה גדלה ל-11 חברים עקב הכללתן של חברות ביטוח והשקעות; בשנת 2012 הגיעה הקבוצה לשיא, עם 17 חברים, אך בשנת 2014 היא הצטמצמה ל-13 חברים: 4 בנקים מסחריים, 8 חברות ביטוח והשקעות וחזאי בלתי תלוי אחד. מאז 2015, הקבוצה כוללת 14 חברים. אנו משתמשים במערך נתונים יומי הכולל תחזיות שונות של החזאים המקצועיים בישראל לתקופה שבין מרץ 2001 לאוקטובר 2016. מערך נתונים יומי זה כולל את ממוצע התחזיות של החזאים המקצועיים לגבי שיעור האינפלציה,² שער הריבית ושער החליפין שקל-דולר (התחזיות לפעילות ריאלית ניתנות רק משנת 2017 ואילך ולכן אינן משמשות בנייתו שלנו). אופק החיזוי הוא חודשים $t - 1$, t , $t + 1$, $t + 2$ וכן $t + 12$; כמו גם השנה הקלנדרית הנוכחית והבאה. התחזית עבור t - רלוונטית רק למדד המחירים לצרכן, המתפרסם בפיגור של חצי חודש (לפרטים, ראו סעיף 2).

יתר המאמר בנוי כדלהלן. פרק 2 מציג את יצירת מעגל הציפיות בקרב החזאים המקצועיים בישראל. פרק 3 מציג את המתודולוגיה למדידת האפקטיביות של הפתעות מוניטריות. פרק 4 מציג את התוצאות האמפיריות ופרק 5 מסכם את התוצאות העיקריות.

2. מחזור גיבוש הציפיות

תחילה נסביר בפירוט את העיתוי השונה של הודעות הריבית של בנק ישראל, מדד המחירים לצרכן ושער החליפין השקל-דולר.

1. **ריבית בנק ישראל:** ביום שני שלפני יום רביעי האחרון בכל חודש, בנק ישראל הכריז על שיעור הריבית לחודש הבא.³ כלומר, שער הריבית לחודש t ידוע כבר בסוף החודש $t - 1$. לשם המחשה, ב-24 בינואר 2012 הוכרז שער הריבית לחודש פברואר 2012.

2. **מדד המחירים לצרכן (להלן - "המדד"):** ב-15 בכל חודש, מודיעה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (להלן - "הלמ"ס") על כל שינוי במדד המחירים לצרכן בגין החודש הקודם. כלומר, שינוי במדד

¹ ממוצע התחזיות (של החזאים המקצועיים), המכונה בדרך כלל בספרות בשם התחזיות שבקונצנוס של החזאים המקצועיים, הוא תחזיות לעתיד שנוצרו על ידי שילוב בין מספר תחזיות נפרדות של חזאים מקצועיים, שנוצרו ככל הנראה תוך שימוש במתודולוגיות אקונומטריות או סטטיסטיות שונות. כאן אנו מתמקדים רק בממוצע תחזיות (הקונצנוס) של החזאים המקצועיים, שכן - שכפי שיוסבר להלן - הן מהוות אינדיקטור חשוב מאוד למדיניות המוניטרית של בנק ישראל. את בחינת ההטרוגניות בקרב החזאים המקצועיים והשלכותיה אנו משאירים למחקר עתידי.

² הנתונים נאספים מדי יום, אך החזאים המקצועיים לא בהכרח מעדכנים את התחזיות שלהם על בסיס יומי. הם מעדכנים אותן במועדים שונים במהלך כל חודש.

³ החל משנת 2018, בנק ישראל צמצם את מספר החלטות הריבית בשנה מ-12 ל-8, וגם את העיתוי של החלטות הריבית. אולם תקופה זו לא נכללה בנייתו שלנו.

המחירים לצרכן לחודש t מתפרסם בפיגור של חצי חודש. לשם המחשה, מדד המחירים לצרכן לחודש
פברואר 2012 הוכרז ב-15 במרץ, 2012.

3. **שער החליפין שקל-דולר:** בניגוד לשני המשתנים הקודמים, נתוני שער החליפין רציפים ומתעדכנים
מדי יום. לשם המחשה, ב-15 בפברואר, 2012, שער החליפין היה ידוע עד למועד זה.⁴

נוח להמחיש את פרסום הנתונים של שלושת המשתנים שהוזכרו בצורה גרפית, על פני זמן. ספציפית, איור
1 מציג את מחזור היווצרות הציפיות של החזאים המקצועיים, בחלוקה לארבעה עיתויים (המסומנים ב-
T1-T4), כשבכל עיתוי מגיע מידע חדש. המחזור נמשך בחודשיים העוקבים, 1 — t ו- t . בהמשך נסביר
בפירוט את ארבעת העיתויים של ציפיות החזאים המקצועיים.

עיתוי 1 (T1) מתייחס לחלון זמן החל מיום אחד לאחר ההודעה על המדד לחודש 2 — t (ב-15 לחודש — t
ועד יום שלפני הכרזת הריבית לחודש t (בסוף חודש 1 — t)).

עיתוי 2 (T2) מתייחס לחלון זמן החל מיום אחד לאחר הודעת הריבית לחודש t ועד ליום השני של חודש
 t .⁵ הנתונים החדשים הקיימים ב-T2, ביחס ל-T1, כוללים, בין היתר, את שיעור הריבית לחודש t . חלון הזמן
בין עיתוי 1 לעיתוי 2 הוא כשבוע.

עיתוי 3 (T3) מתייחס לחלון זמן בין היום השני לחודש t ועד ל-14 לחודש t (יום לפני ההודעה על מדד
המחירים לצרכן לחודש 1 — t). הנתונים החדשים הזמינים ב-T3, ביחס ל-T2, כוללים, בין היתר, את
ההתפתחות של שער החליפין במחצית הראשונה של חודש t .

עיתוי 4 (T4) מתייחס לחלון זמן מיום אחד לאחר ההודעה על המדד לחודש 1 — t (ב-15 לחודש t) ועד
ליום לפני הודעת הריבית לחודש $t + 1$. הנתונים החדשים הזמינים ב-T4, ביחס ל-T3, כוללים, בין היתר,
את מדד המחירים לצרכן לחודש 1 — t .

כפי שניתן לראות באיור 1, T4 שווה ערך ל-T1, למעט העובדה שמדובר בחודש לאחר מכן. כלומר, מעגל
היווצרות הציפיות נסגר וחוזר על עצמו בחודשים $t + 1$; $t + 2$ ו- $t + 1$; $t + 2$ ו- $t + 3$; וכן הלאה.

מכיוון שמטרתנו היא לבחון את ההשפעה של הפתעות מוניטריות על ציפיות החזאים המקצועיים, די להביא
בחשבון את עדכוני התחזיות מסוף T1 ועד סוף T2. חלון זמן של שבוע לאחר הודעת הריבית מעניק לחזאים
מקצועיים די זמן כדי לעדכן את התחזיות שלהם, מכיוון שלא כולם מעדכנים את התחזיות שלהם מייד
לאחר ההודעה.⁶ עם זאת, אין צורך שחלון הזמן יהיה גדול מדי או יכסה חדשות מקומיות וזרות בחודש t
ולאחריו, מכיוון שבמקרה זה, התחזיות המעודכנות יושפעו מכמות גדולה של חדשות, דבר המקשה על זיהוי
השפעת ההפתעות המוניטריות.⁷

⁴ ליתר דיוק, שערי החליפין היציגים מתפרסמים בין השעות 15:15-13:15 מדי יום. בימי שישי ובערבי חג הם מתפרסמים בין
השעות 15:15-12:10.

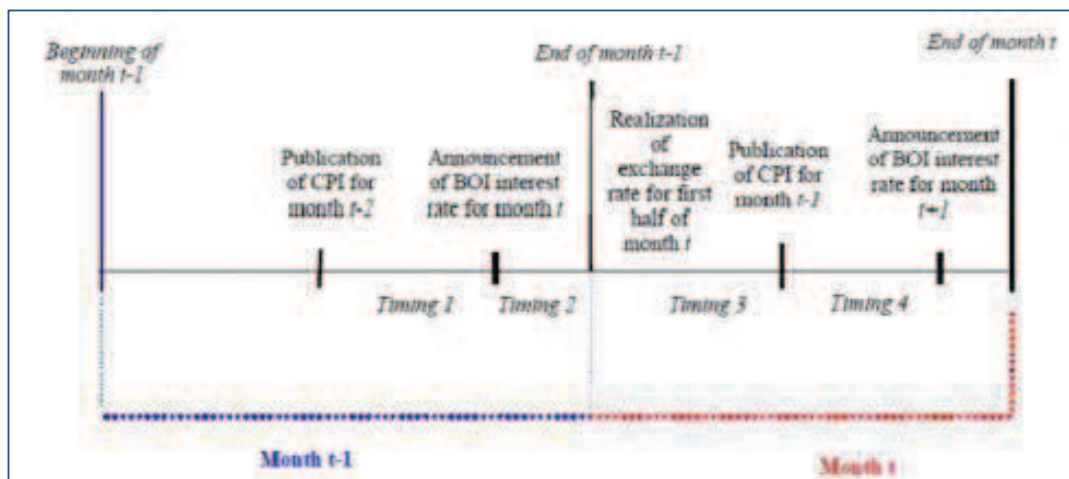
⁵ ניכר מהנתונים כי חלק מהחזאים המקצועיים מעדכנים את תחזיותיהם ביום הראשון או השני של כל חודש.

⁶ זאת בניגוד לשוקי ההון, שבהם התגובה להפתעות מוניטריות נמדדת בחלון זמן צר מאוד ראו (Nakamura and Steinsson)
Faust et al. (2007), Faust et al. (2018), וכן (Faust et al. (2004)).

⁷ באואר (Bauer, 2015) מציין כי "חלונות זמן ארוכים מורידים משמעותית את הדיוק של הגמישות הנאמדת, שכן מגוון של
חדשות ורעש שאין לנו שליטה עליהם משפיעים גם הם את הציפיות של פרטים במהלך פרקי זמן אלה".

קיימות ראיות אמפיריות מרחבי העולם לחוסר תשומת הלב והפיגור בתגובות של חזאים מקצועיים לחדשות מאקרו-כלכליות (ראו, לדוגמה, את, Andrade and Coibion and Gorodnichenko (2012); Bihan (2013); Clements (2012)). אם חוסר תשומת לב שכזה קיים גם בקרב חזאים מקצועיים בישראל, יש חשש שההשפעה המשוערת של הפתעות מוניטריות על ציפיות החזאים המקצועיים תהיה מוטית. לחוסר תשומת לב זו יש שתי השלכות. (1) הבה נניח שתחזיות החזאים המקצועיים שאנו מפיקים יום לפני הודעת הריבית של בנק ישראל אינן מבוססות על המידע העדכני ביותר נכון לנקודת זמן זו, אלא, למשל, מסתמכות על המידע נכון לתחילת חודש $t - 1$ (ראו איור 1). לאחר מכן, עדכון התחזית בתחילת חודש t מכיל את כל המידע שמקורו בחודש $t - 1$, לרבות חלון הזמן שבין תחילת חודש $t - 1$ לסוף עיתוי $T1$ (רגע לפני הודעת הריבית של בנק ישראל). נניח עוד כי, בהתבסס על המידע בחלון זמן זה, בנק ישראל החליט להעלות את שער הריבית. במקרה זה, אותן חדשות הן שמניעות את עדכון התחזית של החזאים המקצועיים ואת ההפתעה המוניטרית של בנק ישראל וכתוצאה מכך, ההשפעה של ההפתעה המוניטרית על עדכון התחזית היא נסיבתית ולא סיבתית. (2) המשמעות הנוספת של חוסר תשומת הלב של חזאים מקצועיים לחדשות מאקרו-כלכליות היא שגם אם ציפיות החזאים המקצועיים בסוף $T1$ מבוססות על המידע העדכני, אך רוב החזאים המקצועיים נרתעים מעדכון תחזיותיהם לאחר הודעת בנק ישראל, הדבר עלול גם להוביל להטיה כלפי מטה של אומדן ההשפעה של ההפתעה המוניטרית על עדכון התחזית. סעיף 4.3 מפרט את הבדיקה של חוסר תשומת הלב מצד החזאים המקצועיים בישראל ואינו מוצא שום הוכחה איתנה לכך

איור 1: מחזור היווצרות הציפיות של החזאים המקצועיים



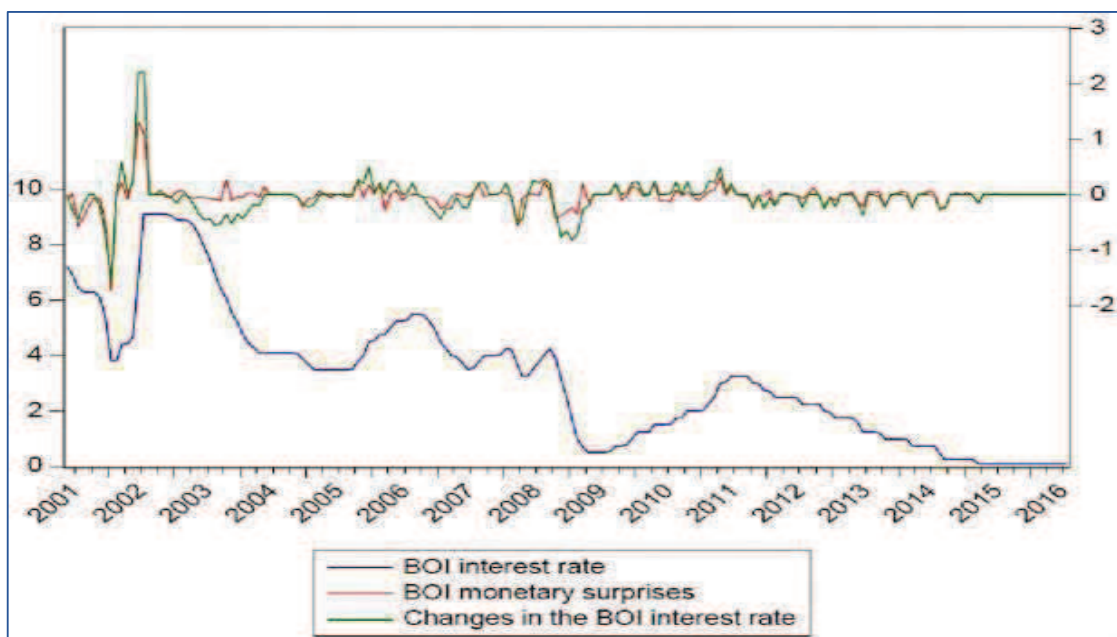
כעת אנו חוזרים למסגרת שלנו וגוזרים את ההפתעה המוניטרית לחודש t . לשם כך, אנו משתמשים בתחזית החזאים המקצועיים לשער הריבית לחודש t שנרשם יום לפני ההודעה ומשווים אותה לריבית בפועל r_t . הפתעת הריבית היא

$$(1) \quad u_t^r = r_t - E_1 r_t$$

כאשר $E_1 r_t$ הוא הציפייה המותנית בסוף $T1$.

סדרת ההפתעות המוניטריות (כפי שנתפסה על ידי החזאים המקצועיים) מוצגת באיור 2. ניתן לראות, כי התנודתיות של ההפתעות המוניטריות יציבה למדי במדגם כולו, עם סטיית תקן של 0.15 נקודות בסיס, למעט בשנים 2002-2001, שבהן בנק ישראל יצר הפתעות מוניטריות גדולות (לדיון בגורמים ובהשלכות של אותן הפתעות, ראו את דוח בנק ישראל (2002)). בשנים 2002-2001, סטיית התקן של השינויים בריבית בנק ישראל עמדה על 0.84 נקודות בסיס, ואילו בין השנים 2010-2003 היא צנחה ל-0.26 נקודות בסיס. Ruge-Murcia and Riboni (2017) הבחינו כי לאחר 2010, התנודתיות בשינויים בריבית בנק ישראל פחתה עוד יותר בעקבות הקמת הוועדה המוניטרית.⁸ ניתן להסביר את יציבות ההפתעות המוניטריות של בנק ישראל על פני המדגם כולו, למעט בשנים 2002-2001, לצד הירידה בתנודתיות בריבית בנק ישראל לאחר שנת 2010, בירידה בתנודתיות בתחזיות הריבית של החזאים המקצועיים, שאכן צנחו באופן מובהק לאחר 2010 (משנת 2001 ועד 2010), סטיית התקן של ציפיות החזאים המקצועיים עמדה על 2.24 נקודות בסיס, ואילו לאחר 2010 היא ירדה ל-1.12 נקודות בסיס).

איור 2: ריבית בנק ישראל, השינויים בה וההפתעות המוניטריות כפי שנתפסו על ידי החזאים המקצועיים בישראל



⁸ רוגה-מורסיה וריבוני (2017) מדווחים בלוח 1 כי לפני הקמת הוועדה המוניטרית בשנת 2010, סטיית התקן של השינויים בריבית בנק ישראל עמדה על 0.472 ואילו לאחר שנת 2010, סטיית התקן ירדה ל-0.141. יצוין כי אף שהוועדה הוקמה ביוני 2010, היא החלה לפעול רק בשנת 2011.

3. האפקטיביות של הפתעות מוניטריות

3.1 גמישות קצרת טווח בגין הפתעות מוניטריות

בפרק זה אנו מודדים את האפקטיביות של הפתעות מוניטריות על סמך הגמישות – כפי שהיא נתפסת בעיני החזאים המקצועיים – של האינפלציה, שער החליפין ושער הריבית. נתחיל באינפלציה: אנו משתמשים בעדכון התחזית של החזאים המקצועיים מסוף T1 ועד סוף T2:

$$(2) \quad E_2\pi_t - E_1\pi_t = \beta^\pi u_t^r + \xi_t^\pi,$$

כאשר u_t^r הוא כפי שהנחנו במשוואה (1). חדשות אחרות, ξ_t^π , עשויות גם הן להשפיע על עדכון התחזית בחלוף זמן זה. הנקודה החשובה כאן היא כי ההנחה שאין מתאם בין ξ_t^π לבין הפתעות מוניטריות, ולכן האומדים OLS ו-SUR עקביים תחת הנחה זו (פירוט על שיטת האמידה – בפרק 4). ההצדקה העיקרית להנחת האורתוגונליות היא שכל פרסום מידע חדש לאחר הודעת בנק ישראל אינו יכול להשפיע על שער הריבית לחודש t , מכיוון ששער זה כבר נקבע מראש (אך המידע החדש עדיין יכול להשפיע על תחזיות החזאים המקצועיים במהלך T2; ראו איור 1). לשם המחשה, זעזוע בלתי צפוי במחירי הנפט (המתרחש בין תחילת T2 לסופו) עשוי להשפיע על הציפיות לאינפלציה של החזאים המקצועיים, אך זעזוע זה הוא כמובן אורתוגונלי להפתעה המוניטרית. החלת אותה מתודולוגיה על תחזית שער השקל-דולר מניבה את המשוואה הבאה:

$$(3) \quad E_2s_t - E_1s_t = \beta^s u_t^r + \xi_t^s,$$

כאשר, כמו קודם, מתקיימת הנחת האורתוגונליות $0 = \text{cov}(u_t^r, \xi_t^s)$.

הגמישות לטווח הקצר הנתפסת של החזאים המקצועיים לגבי שער הריבית בחודש t לגבי הפתעות מוניטריות היא 1 בהגדרה. עם זאת, ניתן למדוד את ההשפעה של הפתעות מוניטריות בחודש t על הריבית הצפויה בחודש $t+1$, אשר משקפת במידה מסוימת אינרציה בשער הריבית:

$$(4) \quad E_2r_{t+1} - E_1r_{t+1} = \beta^r u_t^r + \xi_t^r$$

בחנו גם גרסה אחרת של משוואה (4), שם כללנו את $E_2s_t - E_1s_t$ ו- $E_2\pi_t - E_1\pi_t$ כמשתנים מסבירים, בנוסף ל- u_t^r . במפרט זה ל- β^r יש פרשנות מבנית יותר לאינרציה בשער הריבית. קיבלנו אומדנים דומים ל- β^r בשתי הגרסאות, ולכן איננו מדווחים עליהם כאן.

3.2 גמישות לטווח בינוני בגין הפתעות מוניטריות

אנו מעוניינים גם למדוד את הגמישות לטווח בינוני כפי שהיא נתפסת על ידי החזאים המקצועיים (למשל, לאופק של שנה) של אינפלציה, שער חליפין ושער הריבית בגין הפתעות מוניטריות. הדבר חשוב במיוחד כשמדובר באינפלציה, שכן מדיניות מוניטרית עשויה להשפיע על האינפלציה בפיגור ולכן, הגמישות לטווח הקצר (החודשי) של האינפלציה בגין הפתעה מוניטרית (בו-זמנית) עשויה להיות לא אינפורמטיבית לגבי האפקטיביות של המדיניות המוניטרית.

$E_1 y_{t+12}$ מייצג את התחזית של המשתנים האנדוגניים לגבי 12 החודשים הבאים (כלומר, בסוף T1) כאשר $E_2 y_{t+12} = [\pi_{t+12}, s_{t+12}, r_{t+12}]$ מייצג את התחזית של y לגבי 12 החודשים הבאים (כלומר, בסוף T2). באמצעות עדכון התחזית (בין סוף T1 לסוף T2), נוכל למדוד את הגמישות לטווח הבינוני (שנה) של המשתנים האנדוגניים ביחס להפתעות מוניטריות:

$$(5) \quad E_2 y_{t+12} - E_1 y_{t+12} = \hat{\beta}^y u_t^r + \xi_t^{y12}$$

כאשר הפרמטר $\hat{\beta}^y = \{\pi, s, r\}$, y מייצג את הגמישות (לשנה) של האינפלציה, שער החליפין והריבית ביחס להפתעות מוניטריות, לתפיסת החזאים המקצועיים. ה- ξ_t^{y12} השיורי מייצג גורמים אחרים המשפיעים על עדכוני התחזית, שההנחה היא כי אין מתאם ביניהם לבין u_t^r .

4 מערך אמפירי

המטרה שלנו היא לאמוד את המשוואות (2), (3), (4), ו-(5). מכיוון שעשוי להיות מיתאם צולב בין ξ_t^π , ξ_t^r , ξ_t^s ל- ξ_t^{y12} עקב תלות הדדית באותן חדשות, SUR יספק אומדים יעילים יותר מאשר OLS. עם זאת, מכיוון שהגרסורים זהים בכל המשוואות (הפתעות מוניטריות, u_t^r ותקופה קבועה), אומדי SUR זהים לאומדי OLS.

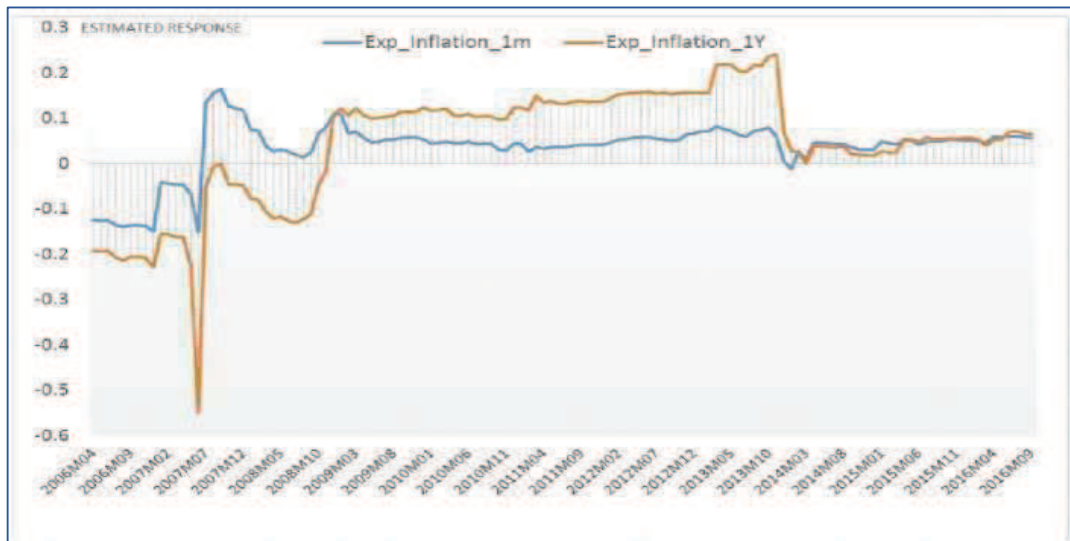
באמידה אנו מחלקים את תקופת המדגם לשני תת-מדגמים: תת-המדגם הראשון הוא M4-2001. M12-2007 (להלן, מדגם 1) והתת-מדגם השני הוא M10-2008. M1-2016 (להלן, מדגם 2).⁹ תת-מדגמים אלה נבדלים בארבעת ההיבטים הבאים. (1) עד שנת 2008, מחירי השכירות בישראל היו צמודים כמעט לחלוטין לשער הדולר. הייתה לכך השפעה ניכרת על התמסורת משער החליפין לאינפלציה, משום שמשקל מחירי השכירות במדד המחירים לצרכן עמד על כ-25%. (2) לאחר המשבר הפיננסי של 2008-2007, נרשמה ירידה משמעותית בשיעורי הריבית הטבעית בישראל ובעולם (ראו Holston et al., 2017) ו-(Segal, 2019). (3) בשנת 2010, חל שינוי יסודי במשטר המוניטרי של בנק ישראל: הוקמה ועדה מוניטרית לניהול המדיניות המוניטרית, בעוד שלפני 2010 הנגיד לבדו הוא שקבע את שער הריבית (לפרטים, ראו רוגה-מורסיה וריבוני 2017). (4) בשנת 2008 החל בנק ישראל להתערב בשוק המט"ח באמצעות רכישת מט"ח.

כדי לספק תמיכה אמפירית לפיצול המדגם בשנת 2007, אנו אומדים את התגובות של החזאים המקצועיים לציפיות לאינפלציה עבור חודש אחד ושנה אחת קדימה להפתעות מוניטריות על ידי גרסיה מתגלגלת (עם חלון זמן של 5 שנים, בעזרת המשוואות (2) ו-(5)), תוך שימוש בכל מדגם M4-2016. M10-2001. איור 3 מציג את תוצאות האמידה. לשם המחשה, התצפית הראשונה באיור 3 ל-

⁹ המועד הראשון (M4-2001) הוא התקופה בה החזאים המקצועיים החלו לדווח על תחזיותיהם. המועד האחרון במדגם נבחר כשנה וחצי לאחר שריבית בנק ישראל הגיעה לרמה הנמוכה ביותר של 0.1%, שם נותרה ממרץ 2015 עד פברואר 2019. תוצאות האמידה עד מרץ 2015 שונות אך בקושי מאלו שבמדגם שבחרנו.

M4.2006 משקפת את ממוצע התגובה של החזאים המקצועיים להפתעות המוניטריות במדגם M6-.2001.2006.M4.2001, התצפית השנייה ב-M5.2006 משקפת את ממוצע התגובה במדגם M5.2006.M4.2001, וכך הלאה. הנקודה העיקרית שעולה מתרשים 3 היא שלפני 2007-8 התגובות של הציפיות לאינפלציה לחודש אחד ולשנה אחת קדימה להפתעות מוניטריות היו שליליות באופן מובהק, כצפוי. עם זאת, לאחר תקופה זו, התגובות נעשו אמנם חיוביות אך לא מובהקות (ראו לוח 1 ולוח 2 בסעיף 4.1). כלומר, איור 3 מראה כי לאחר 2007 נחלשה השפעת ההפתעות המוניטריות של בנק ישראל על הציפיות לאינפלציה של החזאים המקצועיים. סעיף 4.1 מספק פירוט לגבי ממצא זה.

איור 3: אומדן התגובות של הציפיות לאינפלציה של החזאים המקצועיים לחודש אחד ושנה אחת קדימה להפתעות מוניטריות, רגרסיה מתגלגלת עם חלון של 60 חודשים



אם לוקחים בחשבון את השינוי המבני בשנת 2007, משוואות האמידה (2), (3), (4) ו-(5) לתת-המדגמים נותנת

$$(6) \quad E_2 Z_t - E_1 Z_t = (1 - Dum^{2008}) [c_A + F_A u_t^r] + Dum^{2008} [c_B + F_B u_t^r] + \epsilon_t,$$

כאשר $E_j Z_t = E_j [s_t, \pi_t, r_{t+1}, y_{t+12}]$, $j = 1, 2$; משתנה הדמי Dum^{2008} שווה 0 עד M12.2007 ו-1 ולאחר מכן.

$F_j = [\beta^\pi, \beta^s, \beta^r, \hat{\beta}^y]$, הם אומדני הגמישות במדגם 1 ($j = A$) ומדגם 2 ($j = B$), בהתאמה, ו- c_A ו- c_B הם חותכים.

4.1 תוצאות

לוחות 1 ו-2 להלן מציגים את הגמישות הנאמדת לטווח הקצר והבינוני, בהתאמה. ערכי הגמישות מוצגים בנפרד עבור מדגמים 1 ו-2.

לוח 1: גמישות לטווח קצר (חודש אחד)¹⁰

שער הריבית	שער החליפין	האינפלציה	המשתנים
$\beta^r = 0.61$ (0.00)	$\beta^s = -1.12$ (0.00)	$\beta^\pi = -0.12$ (0.00)	מדגם 1 (M4-2007.M12.2001)
$\beta^r = 0.78$ (0.00)	$\beta^s = -1.11$ (0.08)	$\beta^\pi = 0.05$ (0.47)	מדגם 2 (M1-2016.M10.2008)
[6%]3.52	[92%]0.01	[2%]5.78	$FB = FA : \chi^2$ statistic [p-value] $H0$

הערה: שתי השורות העליונות מציגות את אומדן הגמישות (ואת ערך ה-p שלה, הערכים העליונים והתחתונים בכל תא, בהתאמה). בשורה התחתונה מוצג ערך סטטיסטי χ^2 (ובסוגריים, ערך ה-p שלו), הבודק אם היה הבדל מובהק באומדן הגמישות בין מדגם 1 למדגם 2.

לוח 2: גמישות לטווח בינוני (שנה אחת)

שער הריבית	שער החליפין	האינפלציה	המשתנים
$\hat{\beta}^r = 0.40$ (0.00)	$\hat{\beta}^s = -0.54$ (0.06)	$\hat{\beta}^\pi = -0.19$ (0.00)	מדגם 1 (M4-2007.M12.2001)
$\hat{\beta}^r = 0.61$ (0.00)	$\hat{\beta}^s = -0.82$ (0.17)	$\hat{\beta}^\pi = 0.12$ (0.23)	מדגם 2 (M1-2016.M10.2008)
[6%]3.51	[68%]0.17	[1%]7.29	$FB = FA : \chi^2$ statistic [p-value] $H0$

הערה: שתי השורות העליונות מציגות את אומדן הגמישות (ואת ערך ה-p שלה, הערכים העליונים והתחתונים בכל תא, בהתאמה). בשורה התחתונה מוצג ערך סטטיסטי χ^2 (ובסוגריים, ערך ה-p שלו), הבודק אם היה הבדל מובהק בגמישות המשוערת בין מדגם 1 למדגם 2.

התוצאה העיקרית העולה מלוחות 1 ו-2 היא שההשפעה של הפתעות מוניטריות על האינפלציה, בעיני החזאים המקצועיים, נחלשה משמעותית לאחר 2007, בטווח הקצר ובטווח הבינוני (ההפרש מובהק רק

בערך p של 2%).^{10, 11} ספציפית, במדגם 1 הגמישות לטווח הקצר היא 0.12- והיא עולה לערך חיובי קרוב לאפס במדגם 2, אם כי היא אינה שונה מאפס באופן מובהק. גם הגמישות לטווח בינוני עולה מ-0.19 במדגם 1 ל-0.12 במדגם 2. למעשה, הגמישות החיובית של האינפלציה לשנה אחת שאנו מקבלים כאן דומה לזו שהתקבלה אצל נקאמורה וסטיינסון (2018) משוק ההון האמריקני.¹² לפיכך, חלה ירידה מובהקת בהשפעת ההפתעות המוניטריות על האינפלציה לאחר שנת 2007. המטרה העיקרית שלנו היא להסביר את הירידה הזאת.

במשק קטן ופתוח, כמו זה של ישראל, לבנק המרכזי יש שני ערוצים עיקריים שבעזרתם הוא יכול להשפיע על המשק באמצעות שער הריבית. הערוץ הראשון הוא על ידי השפעה על שער החליפין הנומינלי השוטף והצפוי, והערוץ השני הוא על ידי השפעה על הפעילות הריאלית השוטפת והצפויה. לשני הערוצים השפעה על האינפלציה ועל הציפיות לאינפלציה. ננסה לבחון שינויים בשני הערוצים הללו, מנקודת מבטם של החזאים המקצועיים בישראל.

השפעת ההפתעות המוניטריות על שער השקל-דולר

מלוחות 1 ו-2 עולה כי ההשפעה של הפתעות מוניטריות על שער החליפין הנומינלי דומה למדי בשני תת-המדגמים הבאים: הגמישות לטווח הקצר היא בערך 1- והגמישות לטווח הבינוני היא בערך -0.54 (במדגם 2, הגמישות לטווח הבינוני גבוהה יותר אך אינה שונה מבחינה סטטיסטית מערך p של 68%).¹² למרות ההשפעה הדומה של הפתעות מוניטריות על שער החליפין בשני תת המדגמים, ההשפעה הנתפסת על ידי החזאים המקצועיים לגבי שער החליפין על האינפלציה נמוכה בהרבה במדגם 2 בהשוואה למדגם 1. הסיבה העיקרית לירידה זו היא שמחירי השכירות בישראל כבר לא היו צמודים לשער החליפין הנומינלי לאחר שנת 2007, ואילו לפני כן שער החליפין של השקל-דולר הסביר כמעט את כל השונות במחירי השכירות.¹³ עלינו להבהיר נקודה אחת: חישוב מחירי השכירות לחודש t על ידי הלמ"ס מסתמך

¹⁰ תוצאות האומדן במדגם 1 מושפעות מאוד מהתקופה 2001-2002, שבמהלכה בנק ישראל שינה את הריבית מספר פעמים בצורה חדה ובלתי צפויה (ראו איור 2). כלומר, אומדן הפרמטרים עבור מדגם 1 בניכוי השנים 2001-2002 (כלומר, 2003.1-2007.12) שונה לחלוטין מאומדן הפרמטרים עבור מדגם 1 כולו (2001.1-2007.12). וחשוב עוד יותר: השינוי המבני בתמסורת מהפתעות המוניטריות לאינפלציה בין מדגם 2 למדגם 1, כמתואר לעיל, אינו חסין אלא אם כן כוללים את השנים 2001-2002. עם זאת, הכללת השנים הללו באמידה מסייעת לזהות את ההשפעה הסיבתית של ההפתעות המוניטריות של בנק ישראל על ציפיות החזאים המקצועיים, במיוחד בתקופה זו, המתאפיינת בהפתעות מוניטריות תכופות.

¹¹ הבדל זה מובהק גם כאשר אנו מביאים בחשבון מדגמים נוספים סביב המדגם המקורי, בין אם כאשר אנו מסיימים מדגם 2 מוקדם יותר (למשל, בשנת 2014) או מתחילים אותו מאוחר יותר (למשל, בשנת 2011). בדקנו גם את ההשערה לפיה, במדגם 2, $\beta^\pi = -0.12$ (גמישות חודשית) ו- $\beta^\pi = -0.19$ (גמישות שנתית), כפי שאמדנו במדגם 1. השערות שוויון אלה נדחו בתוקף.

¹² נקאמורה וסטיינסון (2018) בחנו את התגובה לציפיות לאינפלציה האיזון באופקים שונים בשוק ההון האמריקני להפתעות מוניטריות. כמו בניתוח שלנו למדגם 2, נקאמורה וסטיינסון (2018) מצאו כי התגובה לאינפלציה האיזון היא חיובית אך בלתי מובהקת ברוב אופקי הזמן.

¹³ הגמישות המשוערת של שער החליפין להפתעות מוניטריות דומה לערך שהתקבל על ידי פאוסט ואחי (2007). בין השנים 1999-2007, השינויים בשער החליפין שקל-דולר (Δs_t) הסבירו כ-90% מהשינויים במחירי שכר הדירה (π_t^H) (בהתאמה עונתית) בישראל, כאשר סך הגמישות היה 0.82, כלומר $R^2 = 0.90$, $\pi_t^H = \frac{0.42}{(0.00)}\Delta s_t + \frac{0.40}{(0.00)}\Delta s_{t-1}$, ערך p - בסוגריים). לאחר 2007, השפעת שער החליפין על מחירי השכירות כמעט נעלמה, כלומר $\pi_t^H = \frac{0.028}{(0.15)}\Delta s_t + \frac{0.02}{(0.17)}\Delta s_{t-1}$, $R^2 = 0.08$.

על נתונים משני חודשים רצופים, $t-1$ ו- t . המשמעות היא שלפני 2007, פיחות של שער השקל-דולר בחודש t ; למשל, של 1%, עליית מחירי השכירות בחודש t ב-0.4% (השפעת הפיחות בחודש $t-1$ נקבעה מראש¹⁴). מכיוון שמשקל שכר הדירה במדד הוא כ-25%, פיחות של 1% אמור היה להעלות את המדד בחודש t ב-0.1% - הערך המסביר את ההפרש בגמישות החודשית בין מדגם 1 למדגם 2 (ראו לוח 1). הסבר דומה חל גם על השפעת שער החליפין על שיעור האינפלציה השנתית. קוקיירמן ומלניק (2015) מספקים ניתוח מקיף של הירידה הניכרת בתמסורת של שער החליפין לאינפלציה בישראל עקב ביטול ההצמדה לדולר של מחירי השכירות. אמנם איננו טוענים כי ההתנהגות השונה של מחירי שכר הדירה לאחר 2007 הייתה הגורם הבלעדי שמאחורי הפחתת התמסורת משער החליפין לאינפלציה בישראל, אך סביר מאוד שהיא הייתה הגורם העיקרי. ההשפעה ההפוכה (המרחיבה) על התמסורת במהלך השנים האחרונות לתקופת המדגם שלנו, נגרמה ככל הנראה מהגברת התחרות עקב החשיפה הגבוהה יותר של צרכנים מקומיים לרכישות מקוונות מחו"ל, שכן המחירים לצרכן מושפעים משער החליפין (ראו דיון בנק ישראל, 2016). עם זאת, הערכה מספרית של השפעה זו חורגת מהיקף הניתוח הנוכחי.

השפעתן של הפתעות מוניטריות על פעילות ריאלית

כעת נפנה לערוץ הראשי השני שדרכו הריבית המוניטרית משפיעה על האינפלציה, כלומר ערוץ הפעילות הריאלית (פער התוצר). מכיוון שהחזאים המקצועיים לא סיפקו תחזיות לפעילות ריאלית בישראל בתקופת המדגם שלנו, איננו יכולים לערוך בדיקה אמפירית ישירה של שינויים אפשריים בהשפעת הפתעות המוניטריות על הפעילות הריאלית. עם זאת, אנו בוחנים אינדיקטור עקיף לשינויים מסוג זה, כפי שנסביר להלן. ישנם גורמים אפשריים רבים שיכולים לשנות את ההשפעה של הפתעות מוניטריות על הפעילות הריאלית, כגון שינויים במידת הפתיחות של המשק, בהעדפות של הפרטים ובפרמטרים בסיסיים אחרים של המשק. עם זאת, כאן אנו מתמקדים בזווית מאוד ספציפית שלדעתנו הייתה הרלוונטית ביותר בתקופת המדגם. ההשערה שלנו היא שההשפעה של הפתעות מוניטריות על העמדה המוניטרית (monetary stance)¹⁴, ומתוקף כך, על הפעילות הריאלית, פחתה בישראל לאחר 2007 בשל שני גורמים: (1) הירידה החדה והמתמשכת בשיעורי הריבית הטבעית ברחבי העולם לאחר המשבר הפיננסי העולמי¹⁵, ו-(2) הירידה בזעזועים המוניטריים הקלאסיים (כגון זעזועים מסוג קליין) כמו בשנים 2001-2002; ראו בנק ישראל (2002) בעקבות הקמת הוועדה המוניטרית בשנת 2011. נספח א' מראה תיאורטית כיצד שינויים במקור של הפתעות המוניטריות, כפי שהם נתפסים על ידי הציבור, משפיעים על העמדה המוניטרית, ובתורם על יכולתו של הבנק המרכזי לייצב את הפעילות הריאלית. לאחר מכן, הוא בוחן אמפירית את ההשערה שתוארה לעיל. המסגרת בנספח א' מסתמכת על "ערוץ המידע" של המדיניות המוניטרית, שהוצג לראשונה על ידי נקאמורה וסטיינסון (2018).¹⁶ אנו מניחים כאן שתי הנחות יסוד: (1) לתפיסתו של הציבור, הבנק מחזיק במידע נוסף על שיעור הריבית הטבעית

¹⁴ עמדה מוניטרית היא ההפרש בין הריבית של הבנק המרכזי (הריאלית) לבין שיעור הריבית הטבעית.

¹⁵ ראו סגל (2019) לסקירה מקיפה של התפתחות הריבית הטבעית בישראל. ראו הולסטון ואחי (2017) לסקירה מקיפה של התפתחות הריבית הטבעית במספר מדינות.

¹⁶ נקאמורה וסטיינסון (2018) הראו כי הפתעה מוניטרית חיובית גרמה לתוצר הצפוי לעלות ולא לרדת, בניגוד למה שהיינו מצפים מזעזוע מוניטרי סטנדרטי.

במשק, (2) הציבור אינו יודע אם לייחס הפתעות מוניטריות לשינויים בריבית הטבעית של הבנק המרכזי או לזעזועים מוניטריים קלאסיים (העשויים לנבוע, למשל, משינויים בהעדפות הבנק המרכזי או מתגובות הבנק המרכזי למשתנים כלכליים חדשים). התוצאה העיקרית מהניתוח האמפירי בנספח א' היא שההשערה שלנו אינה מקבלת תוקף מהנתונים מישראל. ספציפית, לא מצאנו שום התעצמות של "ערוץ המידע" של המדיניות המוניטרית לאחר שנת 2008, דבר המצביע על כך שהיכולת של ההפתעות המוניטריות של בנק ישראל להשפיע על הפעילות הריאלית הייתה יציבה לאורך כל אותן שנים.

קשיחות נומינליות ואינרציה בשער ריבית

בתת-סעיף זה אנו מדגישים מספר תוצאות מעניינות נוספות מלוח 1 ולוח 2. ישנן ראיות לכך שחזאים מקצועיים סבורים שקיימת קשיחות מחירים במשק הישראלי. ראשית, מאומדן הגמישות (המשתמעות מתחזיות החזאים המקצועיים) אנו רואים כי עלייה בריבית הנומינלית מובילה לעלייה בריבית הריאלית, מכיוון שהאינפלציה הצפויה לא רק עולה אלא, למעשה, יורדת (הריבית הריאלית גבוהה יותר גם במדגם 2, מאחר וגמישות האינפלציה נמוכה מיחידתית). אולם עלייה בריבית הנומינלית מביאה גם לייסוף בשער החליפין הנומינלי (לשני אופקי הזמן), דבר המוביל, בתורו, לייסוף ריאלי, מכיוון שהייסוף הנומינלי (הצפוי) עולה על שיעור הירידה באינפלציה (הצפוי). לפיכך, נראה שמבחינת החזאים המקצועיים, השוויון בכוח הקנייה אינו מתקיים, לפחות בטווח הקצר עד הבינוני.

נקודה מעניינת נוספת היא שמאז 2007, אינרציית הריבית עלתה משמעותית בעיני החזאים המקצועיים.¹⁷ תוצאה זו עולה בקנה אחד עם ממצאיהם של רוגה-מורסיה וריבוני (2017), שתיעדו גם אינרציה גבוהה בישראל במדגם השני וייחסו אותה להקמת הוועדה המוניטרית (ובאופן כללי יותר להטיה בסטטוס קוו).

4.2 בדיקת חסינות לאומדן הגמישות

כעת אנו מבצעים בדיקות חסינות לתוצאות בלוחות 1 ו-2 כדי לראות אם ההנחה של גמישות קבועה הינה שגויה. לשם כך, אנו משחררים את מגבלת הגמישות הקבועה במשוואה (6) ומאפשרים לגמישות להיות תלויה בסימן ובהיקף של ההפתעות המוניטריות. בהתאם, אנו אומדים את המשוואה הלא לינארית הבאה:

$$(7) \quad E_2 Z_t - E_1 Z_t = (1 - Dum^{2008}) \left[c_A + F_A u_t^r + \frac{1}{2} \gamma_A (u_t^r)^2 \right] + Dum^{2008} \left[c_B + F_B u_t^r + \frac{1}{2} \gamma_B (u_t^r)^2 \right] + \epsilon_t$$

כאשר $F_j = [\beta^\pi, \beta^s, \beta^r, \hat{\beta}^y]$, $\gamma_j = [\gamma^\pi, \gamma^s, \gamma^r, \hat{\gamma}^y]$, $j = A, B$. תוצאות האמידה מוצגות

¹⁷ אינרציית הריבית הגבוהה יותר במדגם 2 אינה נובעת מהעובדה שריבית בנק ישראל הייתה תקועה ב-0.1% בין השנים 2015 ל-2018. עם זאת, אינרציית ריבית גבוהה יותר באופן מובהק מתקבלת כאשר אנו אומדים את המודל עד לשנת 2014.

בלוחות 3 ו-4 להלן. התמונה הכוללת דומה למקרה של גמישות קבועה: ישנה ירידה בהשפעת ההפתעות המוניטריות על האינפלציה לצד עלייה ניכרת באינרציה של שער הריבית. הדבר מעלה נקודה מעניינת הנוגעת לתגובת המסלול הצפוי של ריבית בנק ישראל להפתעות מוניטריות לאחר שנת 2007. דוח בנק ישראל (ראו בנק ישראל, 2016) מתאר בפרוטרוט את ההתפתחות בזמן אמת של הערכת הציבור לגבי המסלול הצפוי של ריבית בנק ישראל לאחר שנת 2007 (ראו איור 3.14 שם). על פי האיור, בתחילה, לאחר כל הפחתה בריבית בנק ישראל, החזאים המקצועיים ראו את הפחתת הריבית כזמנית וציפו כי הריבית תעלה במהלך השנה הקרובה. אך עם הזמן, החזאים המקצועיים החלו להוריד את התחזיות שלהם ותפסו את הירידה בשיעור הנומינלי כקבועה לשנים הבאות. דפוס א-סימטרי זה של הערכת הציבור לגבי ריבית הבנק המרכזי נצפה גם בארה"ב ובמדינות אחרות. תגובה א-סימטרית זו של תחזית ריבית לשנה אחת להפתעות מוניטריות ניתן לראות באומדן הגמישות, התלוי בסימן של ההפתעה המוניטרית (ראו לוח 4).

לוח 3: גמישות לטווח קצר (חודש אחד)

שער הריבית	שער החליפין	האינפלציה	המשתנים
$\beta^r = 0.58; \gamma^r = -0.26$ (0.00) (0.00)	$\beta^s = -0.91; \gamma^s = 1.81$ (0.00) (0.00)	$\beta^\pi = -0.11; \gamma^\pi = 0.14$ (0.00) (0.00)	מדגם 1 (M4-2007.M12.2001)
$\beta^r = 0.83; \gamma^r = 0.56$ (0.36) (0.00)	$\beta^s = -0.50; \gamma^s = 7.12$ (0.19) (0.56)	$\beta^\pi = 0.02; \gamma^\pi = -0.26$ (0.60) (0.80)	מדגם 2 (M1-2016.M10.2008)
[6%]5.70	[62%]0.98	[4%]6.53	χ^2 statistic FB = FA : [p-value] H0

הערה: שתי השורות העליונות מציגות את אומדן הגמישות (ואת ערך ה-p שלה) (הערכים העליונים והתחתונים בכל תא, בהתאמה). בשורה התחתונה מוצג ערך סטטיסטי χ^2 (ובסוגריים, ערך ה-p שלו), הבודק אם היה הבדל מובהק באומדן הגמישות בין מדגם 1 למדגם 2.

לוח 4: גמישות לטווח בינוני (שנה אחת)

שער הריבית	שער החליפין	האינפלציה	המשתנים
$\hat{\beta}^r = 0.40; \hat{\gamma}^r = -0.01$ (0.87) (0.00)	$\hat{\beta}^s = -0.46; \hat{\gamma}^s = 0.78$ (0.08) (0.12)	$\hat{\beta}^\pi = -0.18; \hat{\gamma}^\pi = 0.07$ (0.34) (0.00)	מדגם 1 (M4-2007.M12.2001)
$\hat{\beta}^r = 0.87; \hat{\gamma}^r = 2.62$ (0.00) (0.00)	$\hat{\beta}^s = -0.39; \hat{\gamma}^s = 4.32$ (0.36) (0.61)	$\hat{\beta}^\pi = 0.11; \hat{\gamma}^\pi = -0.11$ (0.89) (0.40)	מדגם 2 (M1-2016.M10.2008)
[0%]13.94	[69%]0.73	[3%]7.25	χ^2 statistic FB = FA : [p-value] H0

הערה: שתי השורות העליונות מציגות את הגמישות המשוערת (ואת ערך ה-p שלה) (הערכים העליונים והתחתונים בכל תא, בהתאמה). בשורה התחתונה מוצג ערך סטטיסטי χ^2 (ובסוגריים, ערך ה-p שלו), הבודק אם היה הבדל מובהק באומדן הגמישות בין מדגם 1 למדגם 2.

4.3 בדיקת חוסר תשומת הלב של החזאים המקצועיים בישראל

בסעיף 2 העלנו חשש מפני חוסר תשומת הלב הפוטנציאלית של החזאים המקצועיים בישראל והשלכותיו על אומדן הגמישות. בחלק זה נבחן האם החזאים המקצועיים קשובים דיים למידע המגיע (בהשערת האפס הם קשובים). אנחנו נצמידים לגישה של Bordalo et al. (2018) ו-Coibion and Gorodnichenko (2015) באומדן הרגרסיה הבאה:

$$(8) \quad y_{t+12} - E_2 y_{t+12} = \gamma^y (E_2 y_{t+12} - E_1 y_{t+12}) + \epsilon_{t+12}$$

כאשר $y_{t+12} - E_2 y_{t+12}$ הוא טעות בתחזית לשנה אחת קדימה, $y = \{\pi, s, r\}$. המשתנה המסביר $E_2 y_{t+12} - E_1 y_{t+12}$ הוא עדכון (בין T1 ל-T2) של המשתנה y החזוי 12 חודשים קדימה. עדכון זה תופס את תגובות החזאים המקצועיים לחדשות (לדוגמה, הפתעות מוניטריות וכו'). על פי השערת האפס, הטעות בתחזית אמורה להיות בלתי צפויה, כלומר $\gamma^y = 0$. אם קיים חוסר תשומת לב, היינו מקבלים $\gamma^y > 0$ (לפרטים, ראו בורדלו ואחי' (2018)). תוצאות האומדן מראות כי לא ניתן לדחות את השערת האפס לגבי תחזיות של החזאים המקצועיים לאינפלציה, לריבית ולשער החליפין שקל-דולר בערכי p של 58%, 89%-52%, בהתאמה.¹⁸ כמו כן, לא ניתן לדחות את השערת האפס כאשר אנו אומדים את משוואה (8) במדגמים 1 ו-2, בנפרד.

כמבחן נוסף לקיומה של חוסר תשומת לב, אנו אומדים את משוואה (6) בשינוי קל. כלומר, אנו מוסיפים משתנה מסביר נוסף u_{t-2}^π כאשר $u_{t-2}^\pi = \pi_{t-2} - E\pi_{t-2}$, המהווה הפתעת אינפלציה לחודש $t-2$; ו- $E\pi_{t-2}$ הוא תחזית החזאים המקצועיים שהופקה יום אחד לפני הודעת המדד לחודש $t-2$. שימו לב שההודעה על π_{t-2} התרחשה ב-15 לחודש $t-1$ (ראו איור 1), כשבוע לפני ההודעה על ריבית בנק ישראל לחודש t : אם $E_1 Z_t$ כולל מידע אודות u_{t-2}^π (כלומר, החזאים המקצועיים מעדכנים את התחזית שלהם במועד על ידי ניצול כל המידע הרלוונטי), עדכון התחזית $E_2 Z_t - E_1 Z_t$ אינו אמור להיות מושפע מ- u_{t-2}^π , אך עדיין צריך להיות מושפע מ- u_t^r . לפיכך אמדנו את המשוואה הבאה:

$$(9) \quad E_2 Z_t - E_1 Z_t = (1 - Dum^{2008}) [c_A + F_A u_t^r + \theta_A u_{t-2}^\pi] + Dum^{2008} [c_B + F_B u_t^r + \theta_B u_{t-2}^\pi] + \epsilon_t$$

בדקנו אם כל הפרמטרים בווקטור θ_A שווים לאפס, וערכנו את אותה בדיקה בנפרד עבור θ_B : השערת האפס לא נדחתה בערך ה- p של 61% עבור θ_A ובערך ה- p של 38% עבור θ_B . לבסוף בדקנו גם האם $\theta_A = \theta_B = 0$ והשערת האפס לא נדחתה בערך ה- p של 54%. ממצאים אלה מספקים תמיכה נוספת לכך שהחזאים המקצועיים קשובים למידע, דבר המצמצם במידה מסוימת את החשש מהטיה פוטנציאלית באומדים (ראו דיון בפרק 2).

¹⁸ ערכי ה- p חושבו באמצעות תיקון Newey-West.

כמו כן, ערכנו בדיקה דומה לזו המוצגת במשוואה (9), אלא שבמקום הפתעת אינפלציה (בפיגור) בדקנו הפתעה מוניטרית בפיגור אחד¹⁹ (ראו משוואה (10) להלן).

$$(10) \quad E_2 Z_t - E_1 Z_t = (1 - Dum^{2008}) [C_A + F_A u_t^r + \theta_A u_{t-1}^r] + Dum^{2008} [C_B + F_B u_t^r + \theta_B u_{t-1}^r] + \epsilon_t$$

כאשר

$$.F_j = [\beta^\pi, \beta^s, \beta^r, \hat{\beta}^y], \theta_j = [\theta^\pi, \theta^s, \theta^r, \hat{\theta}^y], j = A, B$$

כפי שנדון בקוביבון וגורדניצ'נקו (2012), אם ההפתעה המוניטרית בפיגור היא מובהקת, פירוש הדבר שחזאים מקצועיים אינם מתאימים לחלוטין את תחזיותיהם להפתעה המוניטרית בו זמנית אלא גם מגיבים להפתעות מוניטריות בעבר - התנהגות שתואמת את חוסר תשומת הלב. תוצאות האומדן של משוואה (10) עבור החזאים המקצועיים בישראל מראה (ראו לוחות 5 ו-6 להלן) כי ההפתעה המוניטרית בפיגור במדגם 1 הייתה מובהקת רק לגבי הציפיות לאינפלציה לחודש 1 ו-12 חודשים קדימה (אך לא לציפיות שער החליפין וציפיות הריבית). במדגם 2 נמצא כי הוא מובהק עבור ציפיות שער החליפין וציפיות הריבית לחודש אחד ול-12 חודשים קדימה (אך לא לציפיות לאינפלציה). לפיכך, יש חוסר עקביות בתגובות בפיגור של ציפיות מסוגים שונים בין מדגמים 1 ל-2. התוצאות העיקריות כאן עולות בקנה אחד עם התוצאות המוצגות בלוחות 1 ו-2, המצביעות על ירידה משמעותית בהשפעת ההפתעות המוניטריות על האינפלציה ועלייה ניכרת באינרציה של הריבית לאחר 2007, ואילו ההשפעה על שער החליפין הייתה יציבה לאורך שני המדגמים.

בסך הכל, בהתבסס על המבחן במשוואה (10), אנו מוצאים ראיות חלקיות לחוסר תשומת הלב של החזאים המקצועיים בישראל, אך ראיות אלה חלשות ואינן חסינות למבחנים אחרים כמו אלה המובאים במשוואות (8) ו-(9). ראיות נוספות נגד חוסר תשומת הלב של החזאים המקצועיים בישראל נובעות מהתדירות הגבוהה של דיווחי התחזית שהם מתבקשים לספק: בנק ישראל מבקש לספק תחזיות לפחות פעמיים בחודש,²⁰ חלק מהחזאים המקצועיים אף מספק תחזיות על בסיס שבועי. התדירות הגבוהה של דיווח התחזיות משמשת תמריץ לחזאים מקצועיים לשמור על "יד על הדופק" ביחס להגעת המידע.

¹⁹ פיגורים מסדר גבוה יותר בהפתעות מוניטריות התגלו כלא מובהקים.

²⁰ החזאים המקצועיים מספקים את התחזיות שלהם לא רק לבנק ישראל אלא גם למוסדות וחברות אחרים.

לוח 5: גמישות לטווח קצר (חודש אחד)

שער הריבית	שער החליפין	האינפלציה	המשתנים
$\beta^r = 0.61; \theta^r = 0.00$ (0.99) (0.00)	$\beta^s = -0.93; \theta^s = -0.48$ (0.18) (0.00)	$\beta^\pi = -0.09; \theta^\pi = -0.07$ (0.04) (0.00)	מדגם 1 (M4-2007.M12.2001)
$\beta^r = 0.74; \theta^r = 0.17$ (0.04) (0.00)	$\beta^s = -0.83; \theta^s = -1.75$ (0.01) (0.23)	$\beta^\pi = 0.04; \theta^\pi = 0.03$ (0.59) (0.55)	מדגם 2 (M1-2016.M10.2008)
[0%]13.27	[23%]1.47	[0%]7.24	χ^2 statistic [p-value $H_0: F_B + \theta_B = F_A + \theta_A$

הערה: שתי השורות העליונות מציגות את אומדן הגמישות (ואת ערך ה-p שלה) (הערכים העליונים והתחתונים בכל תא, בהתאמה). בשורה התחתונה מוצג ערך סטטיסטי χ^2 (ובסוגריים, ערך ה-p שלו), הבודק אם היה הבדל מובהק באומדן הגמישות בין מדגם 1 למדגם 2 (סכום ההשפעות הבו-זמניות ובפיגור של הפתעות מוניטריות בין מדגמים 1 ו-2).

לוח 6: גמישות לטווח בינוני (שנה אחת)

שער הריבית	שער החליפין	האינפלציה	המשתנים
$\hat{\beta}^r = 0.37; \hat{\theta}_r = 0.06$ (0.26) (0.00)	$\hat{\beta}^s = -0.46; \hat{\theta}_s = -0.20$ (0.52) (0.13)	$\hat{\beta}^\pi = -0.13; \hat{\theta}_\pi = -0.15$ (0.00) (0.02)	מדגם 1 (M4-2007.M12.2001)
$\hat{\beta}^r = 0.57; \hat{\theta}_r = 0.21$ (0.05) (0.00)	$\hat{\beta}^s = -0.45; \hat{\theta}_s = -1.75$ (0.00) (0.45)	$\hat{\beta}^\pi = 0.11; \hat{\theta}_\pi = 0.07$ (0.52) (0.29)	מדגם 2 (M1-2016.M10.2008)
[2%]5.69	[6%]3.41	[0%]10.22	χ^2 statistic [p-value $H_0: F_B + \theta_B = F_A + \theta_A$

הערה: שתי השורות העליונות מציגות את הגמישות המשוערת (ואת ערך ה-p שלה) (הערכים העליונים והתחתונים בכל תא, בהתאמה). בשורה התחתונה מוצג ערך סטטיסטי χ^2 (ובסוגריים, ערך ה-p שלו), הבודק אם היה הבדל מובהק באומדן הגמישות בין מדגם 1 למדגם 2 (סכום ההשפעות הבו-זמניות ובפיגור של הפתעות מוניטריות בין מדגמים 1 ו-2).

במאמר זה אנו בוחנים את אפקטיביות ההפתעות המוניטריות של בנק ישראל דרך עיניהם של החוזאים המקצועיים בישראל. ניתן להסיק מספר מסקנות. ראשית, ההשפעה הנתפסת של הפתעות מוניטריות על האינפלציה בעיני החוזאים המקצועיים פחתה משמעותית לאחר שנת 2007. הדבר אירע בעיקר בעקבות הפסקת ההצמדה של מחירי שכר הדירה לשער השקל-דולר, למרות שמצאנו כי השפעת ההפתעות המוניטריות על שער החליפין הייתה יציבה לאורך כל התקופה. בדקנו גם את ההשערה לפיה ערוץ המידע של המדיניות המוניטרית של בנק ישראל התעצם לאחר 2007 עקב ירידה משמעותית בשיעור הריבית הטבעית ברחבי העולם לאחר המשבר הפיננסי העולמי והקמת הוועדה המוניטרית בישראל. לא מצאנו שום ראיות התומכות בהשערה זו בישראל ולכן ההשפעה של הפתעות מוניטריות על הפעילות הריאלית לא השתנתה. כמו כן, מצאנו עלייה משמעותית באינרציה בשיעור הריבית לאחר הקמת הוועדה המוניטרית. הסיבה לכך היא שהוועדה הכניסה משמעת רבה יותר להחלטות המדיניות המוניטרית (עקב הטיה בסטטוס קוו), דבר שהגדיל באופן טבעי את מידת ההחלקה של ריבית בנק ישראל. כמו כן, מצאנו ראיות חלקיות בלבד ולא חד משמעיות לחוסר תשומת הלב של החוזאים המקצועיים בישראל. באופן ספציפי, נראה כי החוזאים המקצועיים מגבשים את ציפיותיהם באופן רציונלי על ידי התאמתן באופן מלא לחדשות כלכליות רלוונטיות. לבסוף, זיהינו דפוס א-סימטרי של הערכת החוזאים המקצועיים את ריבית הבנק המרכזי לאחר המשבר הפיננסי בארה"ב. כאשר ההפתעה המוניטרית של בנק ישראל הייתה חיובית, החוזאים עדכנו כלפי מעלה את התחזיות שלהם לריבית בנק ישראל בעוד שנה באופן משמעותי. לעומת זאת, כאשר ההפתעה המוניטרית הייתה חיובית, החוזאים המקצועיים בקושי עדכנו את תחזית הריבית שלהם.

ביבליוגרפיה

- Andrade, P., Bihan, H. L., 2013 .Inattentive professional forecasters .Journal of Monetary Economics 60 (8), 967-982.
- Bauer, M. D., 2015 .Inflation Expectations and the News .International Journal of Central Banking 11 (2), 1-40.
- Beenstock, M., Ilek, A., 2010 .Wicksell's classical dichotomy : Is the natural rate of interest independent of the money rate of interest ?Journal of Macroeconomics 32 (1), 366-377.
- בנק ישראל, 2002. המדיניות המוניטרית והאינפלציה. הדוח השנתי של בנק ישראל, פרק 3, בנק ישראל.
- בנק ישראל, 2016. המדיניות המוניטרית והאינפלציה. הדוח השנתי של בנק ישראל, פרק 3, בנק ישראל.
- Bordalo, P., Gennaioli, N., Ma, Y., Shleifer, A., 2018 .Over-reaction in Macroeconomic Expectations.
Working Paper 24932, National Bureau of Economic Research.
- Branch, W. A., Evans, G. W., 2006 .A simple recursive forecasting model .Economics Letters 91 (2), 158-166.
- Clements, M. P., 2012 .Do professional forecasters pay attention to data releases ?
International Journal of Forecasting 28 (2), 297-308.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., 2012 .What can survey forecasts tell us about information rigidities ?Journal of Political Economy 120 (1), 116-159.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., 2015 .Information Rigidity and the Expectations Formation Process :A Simple Framework and New Facts .American Economic Review 105 (8), 2644-2678.
- Cukierman, A., Melnick, R., 2015 .The Conquest of Israeli Inflation and Current Policy Dilemmas .C.E.P.R. Discussion Paper 10955, C.E.P.R.
- אלקיים, ד', סגל, ג', 2018. אומדן שיעור הריבית הטבעית בכלכלה פתוחה: המקרה של ישראל. נייר עבודה של בנק ישראל 2018.05, בנק ישראל.
- Faust, J., Rogers, J. H., Wang, S.-Y. B., Wright, J. H., 2007 .The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements .Journal of Monetary Economics 54 (4), 1051-1068.
- Faust, J., Swanson, E. T., Wright, J. H., 2004 .Identifying VARS based on high frequency futures data .Journal of Monetary Economics 51 (6), 1107-1131.

- Ghysels, E., Wright, J. H., 2009 .Forecasting professional forecasters .Journal of Business & Economic Statistics 27 (4), 504-516.
- Holston, K., Laubach, T., Williams, J. C., 2017 .Measuring the natural rate of interest : International trends and determinants .Journal of International Economics 108, 559-575.
- Kortelainen, M., Paloviita, M., Viren, M., 2016 .How useful are measured expectations in estimation and simulation of a conventional small New Keynesian macro model ? Economic Modelling 52, 540-550.
- Laxton, D., Berg, A., Karam, P., 2006 .A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis Overview .IMF Working Papers 06/80, International Monetary Fund.
- Markiewicz, A., Pick, A., 2014 .Adaptive learning and survey data .Journal of Economic Behavior & Organization 107, 685-707.
- Nakamura, E., Steinsson, J., 2018 .High-frequency identification of monetary non-neutrality : The information effect .Quarterly Journal of Economics 133 (3), 1283-1330.
- Ruge-Murcia, F., Riboni, A., 2017 .Collective versus individual decision-making : A case study of the Bank of Israel law .European Economic Review 93 (C), 73-89.
- Segal, G., 2019 .הריבית הטבעית. Mimeo. בנק ישראל.
- Smets, F., Warne, A., Wouters, R., 2014 .Professional forecasters and real-time forecasting with a DSGE model .International Journal of Forecasting 30 (4), 981-995.
- שטיין, ר' 2011 . אמידת הריבית הריאלית הטבעית בעזרת מודל לעקום תשואות : המקרה של ישראל. נייר עבודה של בנק ישראל 2011.03, בנק ישראל.

נספח א': השפעתן של הפתעות מוניטריות על פעילות ריאלית

כאן אנו רוצים להראות כיצד חוסר הוודאות של הציבור באשר למקור ההפתעות המוניטריות משפיע על יכולתו של הבנק המרכזי לייצב את הפעילות הריאלית. אנו מתחילים את הניתוח שלנו בהנחה סטנדרטית שהבנק המרכזי שקוף לחלוטין לגבי מה שהוא תופס כשיעור הריבית הטבעית במשק. לאחר מכן, אנו פונים למקרה היותר ריאלי של אי שקיפות מלאה, שבו שיעור הריבית הטבעית של הבנק המרכזי אינו ידוע לציבור, ומכאן שמקור ההפתעות המוניטריות אינו ידוע אף הוא. לצורך הניתוח שלנו, אנו בוחנים מודל ניאו-קיינסיאני פשוט הנתפס בציבור לכלכלה פתוחה קטנה בסגנון Laxton et al (2006), הכולל את משוואת האינפלציה, משוואת הביקוש, משוואת שער החליפין הריאלי ואת כלל המדיניות של הבנק המרכזי:

$$(11) \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + (1 - \beta) \pi_{t-1} + k \chi_{t-1} + \gamma \Delta s_t$$

$$\chi_t = \lambda E_t \chi_t + \varrho \chi_{t-1} - \alpha [i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n] + \delta (s_t - s_t^*)$$

$$s_t = E_t s_{t+1} - [i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^W]$$

$$i_t = \hat{r}_t + f(z_{t-1}) + \zeta_t$$

כאשר π_t הוא האינפלציה, χ_t הוא פער התוצר, s_t הוא שער החליפין הריאלי (בלוגים), s_t^* הוא שער החליפין הריאלי בשיווי המשקל (בלוגים), r_t^W הוא שער החליפין הריאלי, i_t הוא שער הריבית של הבנק המרכזי, r_t^n הוא שיעור הריבית הטבעית הריאלי כפי שהוא נתפס על ידי החזאים המקצועיים ו- \hat{r}_t הוא שיעור הריבית הטבעית כפי שהיא נתפסת על ידי הבנק המרכזי (בכלל המדיניות שלה). תחת שקיפות מלאה $r_t^n = \hat{r}_t$; כפי שמונח במודלים הניאו-קיינסיאניים הסטנדרטיים. ζ_t מייצג את הזעזוע המוניטרי הקלאסי, שעשוי לשקף שינויים בהעדפות הבנק המרכזי, לדוגמה, התגובה של הבנק המרכזי למשתנים חדשים וכו'. $f(z_{t-1})$, מייצג את וקטור המשתנים שנקבעו מראש הכלולים בכלל המדיניות של הבנק המרכזי, כגון אינפלציה ופער התוצר, הנצפים במלואם על ידי הציבור. על פי הנחה זו $f(z_{t-1})$ אינו מושפע משינויים ב- \hat{r}_t או ב- ζ_t :

אנו בוחנים שני מקרים בהם הבנק המרכזי מעלה את שיעור הריבית שלו:

מקרה 1: הבנק המרכזי מעלה (באופן בלתי צפוי) את i_t רק בשל הזעזוע המוניטרי הקלאסי.

מקרה 2: הבנק המרכזי מעלה (באופן בלתי צפוי) את i_t רק משום שהוא מעדכן את שער הריבית הטבעית \hat{r}_t .

כעת אנו חוזרים למשוואת הביקוש במשוואה (11) ומכניסים למשוואה השלישית את s_t :

$$\begin{aligned} \mathcal{X}_t &= \lambda E_t \mathcal{X}_{t+1} + \varrho \mathcal{X}_{t-1} - \alpha [i_t - E_t \pi_{t+1} r_t^n] \\ &+ \delta (E_t s_{t+1} - [i_t - E_t \pi_{t+1} - r r_t^W] - s_t^*). \end{aligned}$$

כדי להמחיש את הנקודה העיקרית שלנו בצורה הפשוטה ביותר, אנו מניחים כי $E_t \mathcal{X}_{t+1} = E_t \pi_{t+1} = 0$ ושער החליפין הריאלי הצפוי שווה ל-1 וממנו משתמע $E_t s_{t+1} = 0$. לפי הנחה זו :

$$\mathcal{X}_t = \varrho \mathcal{X}_{t-1} - \alpha [i_t - r_t^n] - \delta (i_t - r r_t^W + s_t^*)$$

$E_1 \mathcal{X}_t$ ייצג את התחזית לפער התוצר לפני הודעת הריבית :

$$E_1 \mathcal{X}_t = \varrho \mathcal{X}_{t-1} - \alpha [E_1 i_t - E_1 r_t^n] - \delta (E_1 i_t - r r_t^W + E_1 s_t^*)$$

כאשר $E_1 i_t$ הוא התחזית לריבית הבנק המרכזי, $E_1 i_t = c + f(z_{t-1})$; $E_1 r_t^n$ ו- $E_1 s_t^*$ הם הערכות הציבור לגבי שיעור הריבית הטבעית ושער החליפין הריאלי במשק בשיווי המשקל, בהתאמה, לפני ההודעה.

$E_2 \mathcal{X}_t$ ייצג את התחזית לפער התוצר לאחר הודעת הריבית :

$$E_2 \mathcal{X}_t = \varrho \mathcal{X}_{t-1} - \alpha [i_t - E_2 r_t^n] - \delta (i_t + r r_t^W + E_2 s_t^*),$$

כאשר $E_2 r_t^n$ ו- $E_2 s_t^*$ וההערכות של הציבור על שיעור הריבית הטבעית ושער החליפין הריאלי בשיווי המשקל במשק, בהתאמה, לאחר ההודעה. משתי המשוואות האחרונות אנו רואים שעדכון התחזית הוא $\Delta E \mathcal{X}_t = E_2 \mathcal{X}_t - E_1 \mathcal{X}_t$

$$(12) \quad , \Delta E \mathcal{X}_t = -(\alpha + \delta) [i_t - E_1 i_t] + \alpha [\Delta E r_t^n] - \delta [\Delta E s_t^*]$$

כאשר $i_t - E_1 i_t$ הינו הפתעה מוניטרית, $\Delta E r_t^n = E_2 r_t^n - E_1 r_t^n$ הינו עדכון של הערכת הציבור על שיעור הריבית הטבעית, ו- $\Delta E s_t^* = E_2 s_t^* - E_1 s_t^*$ הינו עדכון של הערכת הציבור על שער החליפין הריאלי בשיווי משקל.

לפני שנשקול מקרה מציאותי שבו מקור ההפתעה המוניטרית אינו ידוע לציבור, הבה נבחן את המקרה בו כן ידוע על המקור.

שקיפות מלאה (FT)

מקרה 1: אנו מניחים כי $\hat{r}_t = r_t^n = c$ (ערך קבוע) וכי הוא ידוע לציבור. יתר על כן, אנו מניחים כי על פי תפיסת הציבור, הבנק המרכזי יודע את שיעור הריבית הטבעית של המשק. לפיכך, כל שינוי בלתי צפוי ב- i_t ייוחס ללא ספק לזעזוע מוניטרי קלאסי ζ_t , כלומר $i_t - E_1 i_t = \zeta_t$ כאשר $E_1 i_t = c + f(z_{t-1})$ ממשוואה (12) אנו יכולים להפיק את הגמישות של עדכון התחזית לפער התוצר בגין עלייה בלתי צפויה בריבית הבנק המרכזי (הנובעת מ- ζ_t):

$$(13) \quad \frac{\partial \Delta E \chi_t}{\partial (i_t - E_1 i_t)} = (\alpha + \delta) + \alpha \underbrace{\frac{\partial \Delta E r_t^n}{\partial \zeta_t}}_0 - \underbrace{\frac{\partial \Delta E s_t^*}{\partial \zeta_t}}_0 = -(\alpha + \delta).$$

שני הביטויים האחרונים שווים לאפס מכיוון שזעזוע מוניטרי אינו יכול להשפיע על שיעור הריבית הטבעית של שער החליפין הריאלי בשיווי משקל.

מקרה 2: כעת אנו מניחים שהעלייה הבלתי צפויה בשיעור הריבית הנומינלית של הבנק המרכזי נובעת רק מהעדכון על ידי הבנק המרכזי של שיעור הריבית הטבעית ($\hat{\Delta r}_t$), הידוע לציבור. לפיכך, הציבור מתבונן במקור ההפתעה המוניטרית $i_t - E_1 i_t = \Delta \hat{r}_t$ בידעה כי $\zeta_t = 0$. הגמישות של עדכון התחזית לפער התוצר בגין העלייה הבלתי צפויה בשיעור הריבית הנומינלית (הנובעת מעדכון הריבית הטבעית על ידי הבנק המרכזי) היא

$$(14) \quad 0 = \frac{\partial \Delta E \chi_t}{\partial (i_t - E_1 i_t)} = -\alpha + \alpha \underbrace{\frac{\partial \Delta E r_t^n}{\partial \Delta \hat{r}_t}}_1 - \delta \underbrace{\frac{\partial \Delta E s_t^*}{\partial \Delta \hat{r}_t}}_0$$

הביטוי האחרון שווה לאפס מכיוון שאנו מניחים ש- s_t^* הינו תהליך אקסוגני כמו ב- Laxton et al. (2006). מהמשוואה לעיל אנו רואים כי התחזית של הציבור לפער התוצר אינה מעודכנת, משום שלהפתעה המוניטרית אין כל השפעה על העמדה המוניטרית.

עמימות מלאה (FO)

כעת אנו בוחנים את החלק העיקרי של הנספח ושוקלים מקרה ריאלי יותר שבו החזאים המקצועיים אינם יודעים מהו מקור השינויים הבלתי צפויים בריבית. הם מתמודדים עם בעיית הזיהוי הבאה: כאשר החזאים המקצועיים מתבוננים בשינוי בלתי צפוי בשיעור הריבית, $i_t - E_1 i_t = \Delta \hat{r}_t + \zeta_t$, כאשר $E_1 i_t = c + f(z_{t-1})$; הם אינם יודעים האם ההפתעה המוניטרית נובעת משינוי שיעור הריבית הטבעית או מזעזוע מוניטרי קלאסי. כאן אנו דבקים בהנחה הקודמת לפיה הבנק המרכזי יודע את שיעור הריבית הטבעית של המשק, ולפיכך די לציבור ללמוד את שיעור הריבית הטבעית מכלל המדיניות של הבנק המרכזי. הציבור לומד מ- $i_t - E_1 i_t$ את שיעור הריבית הטבעית על ידי לקיחה בחשבון של

שתי המשוואות הבאות :

$$(15) \quad i_t - E_1 i_t = \Delta \hat{r}_t + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, r)$$

$$\Delta \hat{r}_t = \varepsilon_t^r, \quad \varepsilon_t^r \sim N(0, \Omega),$$

כאשר השורה הראשונה במשוואה 15 היא משוואת האיתות (signal), אשר מפרקת את ההפתעה המוניטרית לשני מרכיבים לא נצפים: הזעזוע המוניטרי הקלאסי והעדכון של הבנק המרכזי על שער הריבית הטבעית. השורה השנייה היא משוואת המצב (state), המתארת כיצד מתפתחים שינויים בשיעור הריבית הטבעית ($\Delta \hat{r}_t$).²¹ לשם הפשטות, אנו מניחים כי החדשות המשפיעות על עדכון שיעור הריבית הטבעית של הבנק המרכזי הן זעזועי רעש לבן (ε_t^r) (החזאים המקצועיים תופסים את שיעור הריבית הטבעית כ- $\hat{r}_t = c + \varepsilon_t^r$ (c ידוע), כאשר ε_t^r הינו "חדשות" הגורמות לבנק המרכזי לעדכן את שיעור הריבית הטבעית שלו). אנו מניחים עוד כי החזאים המקצועיים יודעים על השונויות (המותנות) r ו- Ω . או שיש להם הערכה לגביהן. תוך שימוש במשוואה (15), החזאים המקצועיים מפיקים את האומדן הטוב ביותר של (שינוי) בשיעור הריבית הטבעית :

$$(16) \quad \Delta E \hat{r}_t = G(i_t - E i_t)$$

$$G = \frac{\Omega}{\Omega + r} < 1$$

כעת אנו חוזרים למקרים (1) ו-(2) ובוחרים את השלכותיהן תחת FO.

מקרה 1: $\zeta_t > 0$ ו- $\varepsilon_t^r = 0$ (אך הדבר לא נצפה על ידי החזאים המקצועיים).

בשילוב בין משוואה (12) עם משוואה (16), אנו מקבלים את ההשפעה של הפתעה מוניטרית על התחזית המעודכנת לפער התוצר :

$$(17) \quad \frac{\partial \Delta E X_t}{\partial (i_t - E i_t)} = -(\alpha + \delta) + \alpha \frac{\partial \Delta E r_t^r}{\frac{\partial (i_t - E i_t)}{G}} = -(\alpha(1 - G) + \delta).$$

ממשוואה (17) אנו רואים שבמקרה 1 תחת עמימות מלאה, ההפתעה המוניטרית פחות אפקטיבית בייצוב הפעילות הריאלית בהשוואה למקרה 1 תחת שקיפות מלאה (משוואה (13)).

מקרה 2: $\zeta_t = 0$ ו- $\varepsilon_t^r > 0$ (אך הדבר לא נצפה על ידי החזאים המקצועיים).

החזאים המקצועיים לומדים מההפתעה המוניטרית את שיעור הריבית הטבעית המעודכן כמפורט במשוואה (16). השפעת ההפתעה המוניטרית על תחזית פער התוצר היא

²¹ המפרט של משוואת המצב (שורה שנייה במשוואה (15)) עולה בקנה אחד עם תהליך מקרי בשיעור הריבית הטבעית כפי שנמצאה אמפירית באומדני שיעור הריבית הטבעית בישראל ומחוצה לה.

$$(18) \quad \frac{\partial \Delta E X_t}{\partial (i_t - E i_t)} = -(\alpha + \delta) + \alpha \frac{\partial \Delta E r_t^n}{\underbrace{\partial (i_t - E i_t)}_G} = -(\alpha (1 - G) + \delta).$$

ממשוואה (18) אנו רואים שבמקרה 2 תחת עמימות מלאה, ההפתעה המוניטרית אפקטיבית יותר לייצוב הפעילות הריאלית בהשוואה למקרה 2 תחת שקיפות מלאה (משוואה 14)). הסיבה לכך היא כי תחת עמימות מלאה, בגלל אי הוודאות, ההפתעה המוניטרית משפיעה במידה מסוימת על העמדה המוניטרית, ואילו תחת שקיפות מלאה השפעה זו היא אפסית.

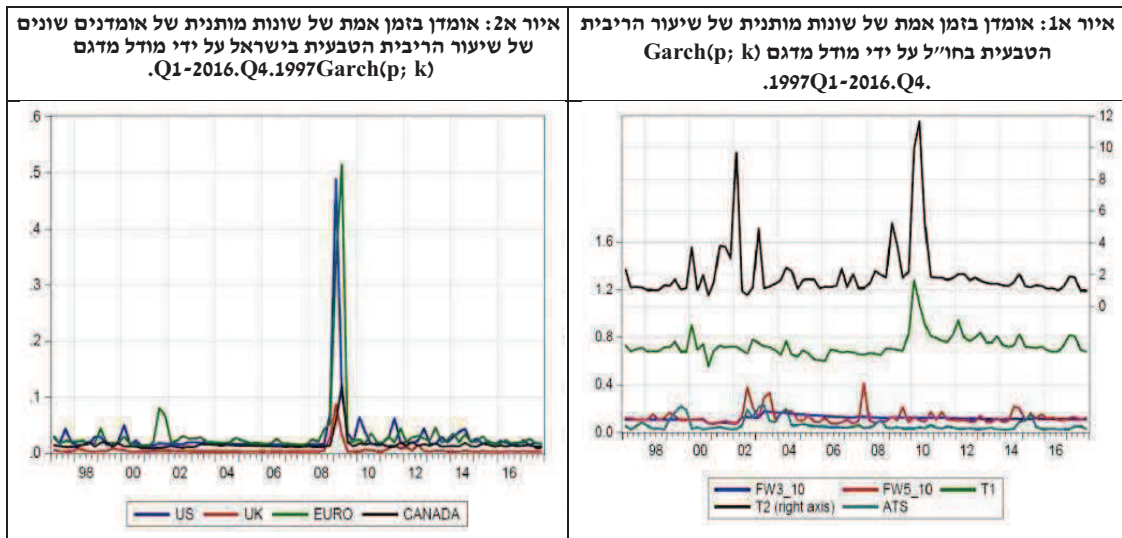
בחינה אמפירית של ערוץ המידע בישראל

בסעיף הקודם ראינו שערך G (יחס אות לרעש, signal-to-noise ratio) משפיע על השפעת ההפתעות המוניטריות על הפעילות הריאלית. עלייה ב- G יכולה לנבוע ממתן משקל גבוה יותר להפתעות המוניטריות המיוחסות על ידי הציבור לעדכוני הבנק המרכזי של שיעור הריבית הטבעית (Ω גבוה יותר) או ממתן משקל נמוך יותר לזעזועים מוניטריים קלאסיים (z נמוך יותר), ששניהם מתרחשים בו זמנית. מבחינה טכנית, $G = \frac{\Omega}{\Omega + r}$ עולה כאשר Ω עולה ו- r קבוע, או כאשר r יורד ו- Ω קבוע, או כאשר Ω עולה ו- r יורד בו זמנית. ניתן לראות זאת במשוואות (17) ו-(18) שכדי שהפתעה מוניטרית בסדר גודל נתון (הנגרמת על ידי זעזוע מוניטרי קלאסי או על ידי עדכון שיעור הריבית הטבעית על ידי הבנק המרכזי), התגובה של פער התוצר נחלשת²² כ- $G \rightarrow 1$. מכיוון שתחת הנחה זו ההשפעה של הפתעה מוניטרית על הפעילות הריאלית הולכת ונחלשת, כך גם יכולתו של הבנק המרכזי לייצב את האינפלציה נחלשת, לגבי גמישות נתונה של האינפלציה בגין פער התוצר במשוואת האינפלציה (פרמטר k במשוואה (11)).

כדי לבחון שינויים אפשריים ב- G במשק הישראלי, בשלב הראשון אנו בוחנים את התפתחות השונות המותנית Ω לאורך זמן על ידי בחינת אומדנים שונים של שיעורי הריבית הטבעית בישראל ומחוצה לה.²³ המדד הראשון (סימון TR) נגזר מכלל המדיניות של בנק ישראל (ראו אלקיים וסגל (2018)). לענייננו, זהו המדד המעניין ביותר מכיוון שהוא משקף את תפיסות הוועדה המוניטרית/הנגיד לגבי שיעור הריבית הטבעית בישראל. המדד השני של שיעור הריבית הטבעית בישראל מוצג על ידי ריבית ריאלית עתידית עם תקופת פירעון של 7 שנים לאחר 3 שנים (סימון, FW3_10) ובמשך 5 לפדיון צפויות לאחר 5 שנים (סימון, FW5_10) (ראו בינשטוק ואילק (2010)). המדד האחרון של שיעור הריבית הטבעית נגזר ממודל affine term-structure (סימון, ATS; ראו שטיין (2011)).

²² נקודה דומה - הנוגעת להשפעה הקטנה יותר של הפתעה מוניטרית על התוצר כאשר ערוץ המידע דומיננטי - הועלתה גם על ידי נקאמורה וסטיינסון (2018) בעמוד 1315.
²³ בישראל ישנם שלושה סוגים של אומדנים לשיעור הריבית הטבעית, המופקים בעזרת מתודולוגיות שונות: בינשטוק ואילק (2010), אלקיים וסגל (2018), ושטיין (2011). סגל (2019) מספק סקירה כללית של אומדנים אלה. אומדני שיעור הריבית הטבעית מחוייל לקוחים מ-Holston et al (2017).

על ידי ניסיון לחקות את תפיסות החזאים המקצועיים בזמן אמת לגבי השונות המותנית של שיעור הריבית הטבעית, אנו מפיקים הערכות בזמן אמת של שונות מותנית $\Delta \hat{r}_t$ תוך שימוש במודל Garch $(p; k)$ ואומדני שיעורי הריבית הטבעית בארץ ובחו"ל.²⁴ אנו משתמשים באומדני שיעור הריבית הטבעית בארץ ובחו"ל למטרות חוסן, מכיוון שאיננו יודעים איזה סוג של שיעורי ריבית טבעית נוטרו על ידי החזאים המקצועיים במהלך תקופת המדגם, אך אומדנים אלה מוכרים לכל הפרטים. האומדים בזמן אמת לשונות המותנית Ω לשיעורי הריבית הטבעית בארץ ובחו"ל מוצגים באיורים A1 ו-A2 להלן, בהתאמה.²⁵ כשמסתכלים על השונות המותנית המשוערת של שיעורי הריבית הטבעית בחו"ל, אנו רואים שהיא יציבה למדי בכל המדגם. היוצא מן הכלל היחיד הוא במהלך המשבר הפיננסי בשנים 2008-2009, כאשר השונות קפצה בחדות אך לאחר מכן שבה במהירות לרמה שקדמה למשבר. בהתייחס לשונות המותנית המשוערת של שיעור הריבית הטבעית בישראל, חלה קפיצה גם בשונות המותנית של T R and F W _5_10 סביב תקופת המשבר הפיננסי. השונות המותנית של גרסאות אחרות לשיעור הריבית הטבעית יציבה למדי בכל המדגם. בהתבסס על תוצאות אלה, ישנן ראיות מעטות ש- Ω השתנו לאחר 2007, ולכן אין השפעה על G מכיוון זה. האם z השתנה לאחר 2007? מכיוון שתנודתיות ההפתעות המוניטריות כפי שהיא מוצגת באיור 2 (בפרק 2) אינה שונה באופן משמעותי במדגמים 1 ו-2 (למעט השנים 2001-2002), ובהסתמך על התוצאה הקודמת לפיה Ω לא השתנה לאחר 2007, אנו יכולים לשער באופן סביר שגם z היה יציב במדגם כולו. בסך הכל, איננו מוצאים ראיות משכנעות לכך שהשפעת ההפתעות המוניטריות של בנק ישראל על הפעילות הריאלית השתנתה לאחר 2007 בשל ערוץ האינפורמציה של המדיניות המוניטרית.



²⁴ הערכות בזמן אמת נגזרו כדלקמן: המדגם הראשון התבסס על התקופה 1995.Q4-2001.Q1, המדגם הבא כלל רבעון נוסף, 1995.Q1-2002.Q1, וכן הלאה, למדגם הסופי, הכולל את כל המדגם, 1995.Q4-2016.Q1.

²⁵ קוד ה-Matlab לאומדן Garch ונתוני שיעורי הריבית הטבעית בארץ ובחו"ל זמינים מהמחבר לפי דרישה.