

חטיבת המחקר



בנק ישראל

## סיכוני האינפלציה בישראל<sup>1</sup>

אסנת זהר\* מיכאל גורקוב\*\*

סדרת מאמרים לדיון 2022.19  
דצמבר 2022

---

<sup>1</sup> בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

\* אסנת זהר, חטיבת המחקר – [osnat.zohar@boi.org.il](mailto:osnat.zohar@boi.org.il)

\*\* מיכאל גורקוב, חטיבת המחקר – [michael.gurkov@boi.org.il](mailto:michael.gurkov@boi.org.il)  
אנו מודים לאלון בנימיני, נדב בן-זאב וסיגל ריבון על הערותיהם המועילות. הרעיונות המובאים במאמר זה אינם משקפים בהכרח את עמדתו של בנק ישראל.

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

# סיכוני האינפלציה בישראל

אסנת זהר ומיכאל גורקוב

## תקציר

אנו בוחנים כיצד התפתחו סיכוני האינפלציה בישראל מאז אימוץ טווח יעד האינפלציה הנוכחי בעזרת מודל להתפלגות תחזית האינפלציה. אנו מוצאים כי עד שנת 2013 מידת אי הוודאות לגבי האינפלציה הייתה יציבה והסיכונים היו מוטים מעט כלפי מטה. עם זאת, מאז 2014 אי הוודאות פחתה אך הסיכונים כלפי מטה הפכו דומיננטיים יותר. המודל מייחס התפתחויות אלו לירידה בסביבת האינפלציה, כפי שהיא נתפסת על ידי האינפלציה בפועל והציפיות לטווח ארוך, וכן לשינויים במחירי הנפט. עם זאת, איננו יכולים לשלול כי גם התקרבותה של הריבית המוניטרית למחסום האפקטיבי שלה תרמה להתפתחויות אלו.

## Inflation Risks in Israel

Michael Gurkov and Osnat Zohar

### Abstract

We examine how inflation risks in Israel evolved over time. We find that until 2013, inflation uncertainty was stable, and risks were moderately skewed downwards. However, since 2014, uncertainty decreased, and downside risks to inflation became much more dominant. The model attributes these developments to the decline in the inflation environment, as it is captured by realized inflation and long-term expectations, and to changes in oil prices. However, we cannot rule out that the monetary rate approaching the effective lower bound also contributed to these changes.

Keywords: inflation at risk, density forecasts, quantile regressions, effective lower bound.

JEL Classification: E31, E37, E58.

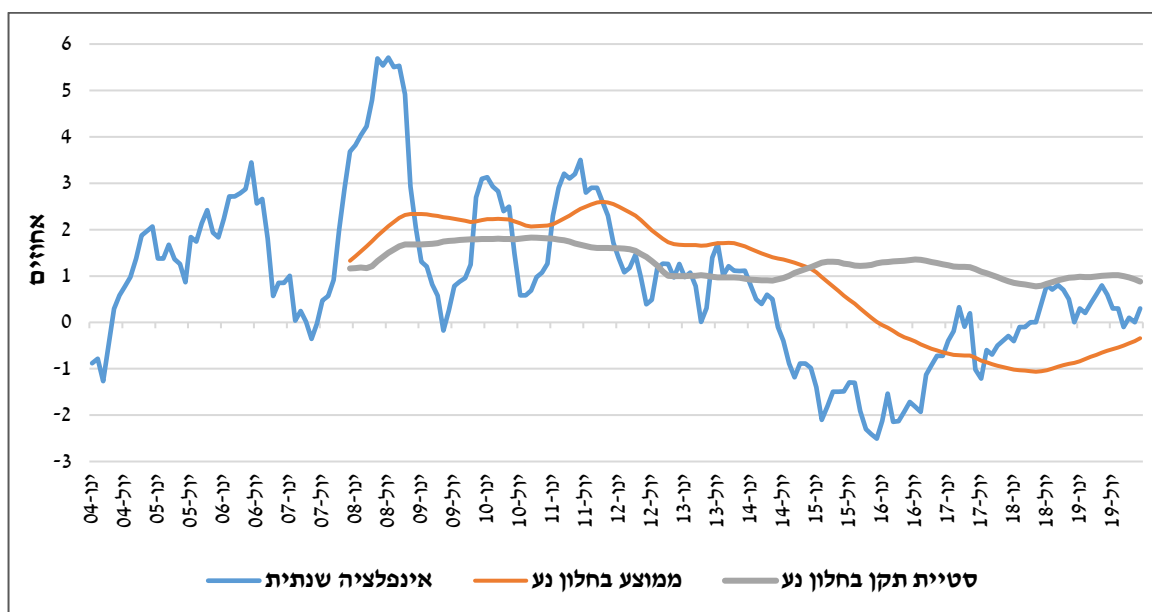
## 1. מבוא

אימוצו של יעד האינפלציה הנוכחי בישראל (1%—3%) בשנת 2003 היה מלווה בעשור של אינפלציה יציבה כאשר שיעורה הממוצע היה כשני אחוזים (איור 1). אולם, מאמצע העשור השני של שנות האלפיים, האינפלציה פחתה ואף הגיעה לרמה שלילית. כמתואר באיור 1, הירידה באינפלציה הממוצעת לוותה בירידה בסטיית התקן שלה. שינויים אלה בתכונות הסטטיסטיות של האינפלציה יכולים לרמז שהסיכונים לאינפלציה השתנו.

מטרת מאמר זה היא להעריך כיצד התפתחו סיכוני האינפלציה לאורך זמן ומה הגורמים היסודיים שהניעו התפתחות זו. כדי לענות על שאלות אלה אנו אומדים את התפלגות האינפלציה במדד המחירים לצרכן לשניים-עשר חודשים קדימה. ההתפלגות הנאמדת מותנית בתנאים הריאליים והנומינליים הנוכחיים. אנו מאמצים גישה דומה לזו של López-Salido and Loria ושל Banerjee et al. (2020). ומיישמים מודל סטנדרטי של עקומת פיליפס כדי לחזות את ההתפלגות של האינפלציה העתידית (2020), תוך שימוש ברגרסיות אחוזונים.

המודל מאפשר לנו לבחון תכונות של התפלגות התחזית התופסות את המאפיינים העיקריים של הסיכונים לאינפלציה. ראשית, אנו בוחנים את פיזור ההתפלגות אשר תופס את מידת אי הוודאות בתחזית. שנית, אנו בונים מדד של צידוד ההתפלגות (skewness), אשר תופס את המאזן בין הסיכונים כלפי מעלה לאינפלציה לסיכונים כלפי מטה.

איור 1  
האינפלציה השנתית של מדד המחירים לצרכן ללא פירות, ירקות ודיוור  
(חודשי, 2004 – 2019)



**הערות:** האיור מציג את שיעור האינפלציה במדד המחירים לצרכן ללא פירות, ירקות ודיוור – חודש מול החודש המקביל אשתקד. בנוסף הוא מציג את הממוצע ואת סטיית התקן של קצב האינפלציה בחלון נע של 48 חודשים.

אנו מוצאים כי בעשור שלאחר אימוץ תחום היעד של 1%—3%, הייתה יציבות באי הוודאות ביחס לאינפלציה והסיכונים נטו מעט כלפי מטה. כלומר, פיזור ההתפלגות היה יציב והצידוד היה מעט שלילי. עם זאת, בשנת 2014 אי הוודאות פחתה והסיכונים כלפי מטה הפכו דומיננטיים יותר. כלומר, הפיזור והצידוד של ההתפלגות ירדו. מאז 2016, האינפלציה בפועל עלתה בהדרגה ובמקביל, שני המדדים הללו חזרו בהדרגה לממוצעים ארוכי הטווח שלהם.

בחינת המשתנים המסבירים במודל שלנו מראה כי השינויים בהתפלגות האינפלציה מאז 2014 נובעים בעיקר מהירידה בסביבת האינפלציה, כפי שהיא משתקפת באינפלציה בפועל ובציפיות לטווח ארוך, ומהשינויים במחירי הנפט באותו זמן.

בשנת 2014 הריבית המוניטרית הגיעה לרמתה הנמוכה ביותר עד אז, ובמקביל הוגבר השימוש בכלים מוניטריים לא שגרתיים כגון הכוונה לגבי העתיד ורכישות מטבע חוץ. העובדה שהריבית התקרבה לגבול התחתון האפקטיבי (Effective Lower Bound - ELB) עשויה להסביר מדוע הסיכונים כלפי מטה לאינפלציה הפכו דומיננטיים בשנים אלה. זאת כיוון שיכולת התגובה של הוועדה המוניטרית לסטייה של האינפלציה מתחת לתחום היעד הצטמצמה. כדי לבחון השערה זו אנו אומדים מחדש את המודל ומתחשבים בתקופת ה-ELB על-ידי שימוש במשתנה דמי לתקופה זו. אומנם השינוי בצידוד ההתפלגות מתון יותר באמידה זו, אך משתנה הדמי עבור תקופת ה-ELB מסביר את רובו. בנוסף, הוא מסביר חלק גדול מההתמתנות של אי הוודאות. לפיכך, איננו יכולים לשלול שרמת הריבית שהתקרבה ל-ELB השפיעה על התפלגות תחזית האינפלציה.

אנו מעריכים את ביצועי התחזית של המודל כפי שהיה עשוי לשמש בזמן-אמת. אנו עושים זאת על ידי בנייה של תחזיות "מחוץ למדגם" (out-of-sample forecasts) בחלון מתרחב. ביצועי המודל מושווים לשני מודלים חלקיים המכילים (1) חותך בלבד ו-(2) חותך ואת שיעור האינפלציה בפועל. אנו מעריכים את איכות הניבוי של התחזיות הללו באמצעות שני מדדים שנועדו להעריך תחזיות התפלגות. ראשית, בעקבות (Rossi and Sekhposyan, 2019), אנו בוחנים לכל אחוזון את שיעור התצפיות שערכן נמוך מהתחזית לאחוזון זה. שנית, אנו משתמשים במדד quantile R-squared שהוצע על ידי Giglio et al. (2016). שני המדדים מצביעים על כך שלמודל המלא ביצועי תחזית טובים מאשר לשני המודלים המוגבלים לאורך רב ההתפלגות. יש להודות שהמודל המלא אינו עדיף על המודלים המוגבלים בזיהוי הסיכונים כלפי מעלה לאינפלציה, אולם כל המודלים מראים ביצועים חלשים בתחום זה. בנוסף, מצאנו כי המודל המלא הוא היחיד שלא ניתן לדחות לגביו את ההשערה שהוא תופס את ההתפלגות המצטברת של האינפלציה על פי המבחן של (Rossi and Sekhposyan, 2019).

היתרונות של שימוש ברגרסיות אחוזוניים להערכת סיכונים הוצגו על ידי (Adrian et al., 2019) שבחנו את התרומה של משתני מאקרו ומשתנים פיננסיים להתפלגות התחזית של צמיחת התוצר בארצות הברית. המודל שלהם יושם בכמה כלכלות נוספות (Aikman et al., 2018, 2019; Alessandri et al., 2019) וגם בישראל (Gurkov and Zohar, 2022). המתודולוגיה המיושמת במאמר זה נהנית מאותם יתרונות, אך יש לה גם יתרון נוסף בכך שהיא מבוססת על יסודות תיאורטיים מוצקים יותר של עקומת פיליפס. חשוב לציין שבעוד שמודל עקומת פיליפס מבוסס על יסודות תיאורטיים מוצקים המסבירים את שיעור האינפלציה הממוצע, כוח ההסבר שלו לגבי מומנטים גבוהים יותר של התפלגות האינפלציה עדיין לא נחקר. העבודה האמפירית במאמר זה, המצטרפת למחקרים דומים ממדינות אחרות (Banerjee et al., 2019),

תיאורטי עתידי שיאפיין את המנגנונים דרכם משתנים שונים משפיעים על התפלגות האינפלציה. (al., 2020; López-Salido and Loria, 2020; Tagliabracchi, 2020), יכולה להיות בסיס למחקר

## 2. נתונים ושיטה

כדי לבחון את הגורמים היסודיים המשפיעים על סיכוני האינפלציה אנו מתמקדים במדד המחירים לצרכן ללא פירות, ירקות ודיוור.<sup>1</sup> המתודולוגיה מתבססת על מודל עקומת פיליפס, אולם הוא נאמד בעזרת רגרסיות אחוזונים כדי לבחון את התפלגות האינפלציה. נסמן ב- $Q_t^\tau$  את האחוזון ה- $\tau$  של האינפלציה במהלך השנה שהסתיימה בחודש  $t$  (כלומר האינפלציה בין חודש  $t - 12$  לחודש  $t$ ). אנו אומדים את המודל הבא, שאנו מכנים "אינפלציה בסיכון" (Inflation at Risk - IaR):

$$(1) \quad Q_{t+12}^\tau = \beta^\tau X_t + \epsilon_t^\tau$$

$$X_t = [1, \pi_t, \pi_t^e, \hat{y}_t, oil_t, s_t]',$$

כאשר:

- $\pi_t$  היא האינפלציה השנתית ללא פירות, ירקות ודיוור בחודש  $t$  (איור 1).
- $\pi_t^e$  הוא ממוצע חודשי של הציפיות לאינפלציה לחמש שנים בעוד חמש שנים הנגזרות ממחירי אג"ח ממשלתיות.
- $\hat{y}_t$  הוא אומדן חודשי לפער התוצר המבוסס על המדד המשולב לבחינת מצב המשק<sup>2</sup> (Marom et al., 2003).
- $oil_t$  הוא שיעור השינוי במחיר הדולרי של חבית נפט מסוג ברנט (ממוצע חודש  $t$  מול ממוצע חודש  $t - 1$ ).
- $s_t$  הוא שיעור השינוי בשער החליפין שקל-לדולר (ממוצע חודש  $t$  מול ממוצע חודש  $t - 1$ ).

המשתנים המסבירים נבחרו בדומה למודל של (Banerjee et al., 2020), אולם הוספנו גם ציפיות לאינפלציה לטווח ארוך כמו במודל של (López-Salido and Loria, 2020). אנו מתמקדים בציפיות ארוכות טווח ולא בציפיות לטווח קצר אשר מקובלות יותר במודל עקומת פיליפס, מאחר שאנו מתעניינים בגורמי היסוד המניעים את סיכוני האינפלציה. בעוד שתחזיות קצרות טווח מושפעות בעצמן מגורמי יסוד אחרים במודל שלנו, ציפיות ארוכות טווח תופסות בעיקר את העוגן הנומינאלי כפי שהציבור מבין אותו.<sup>3</sup>

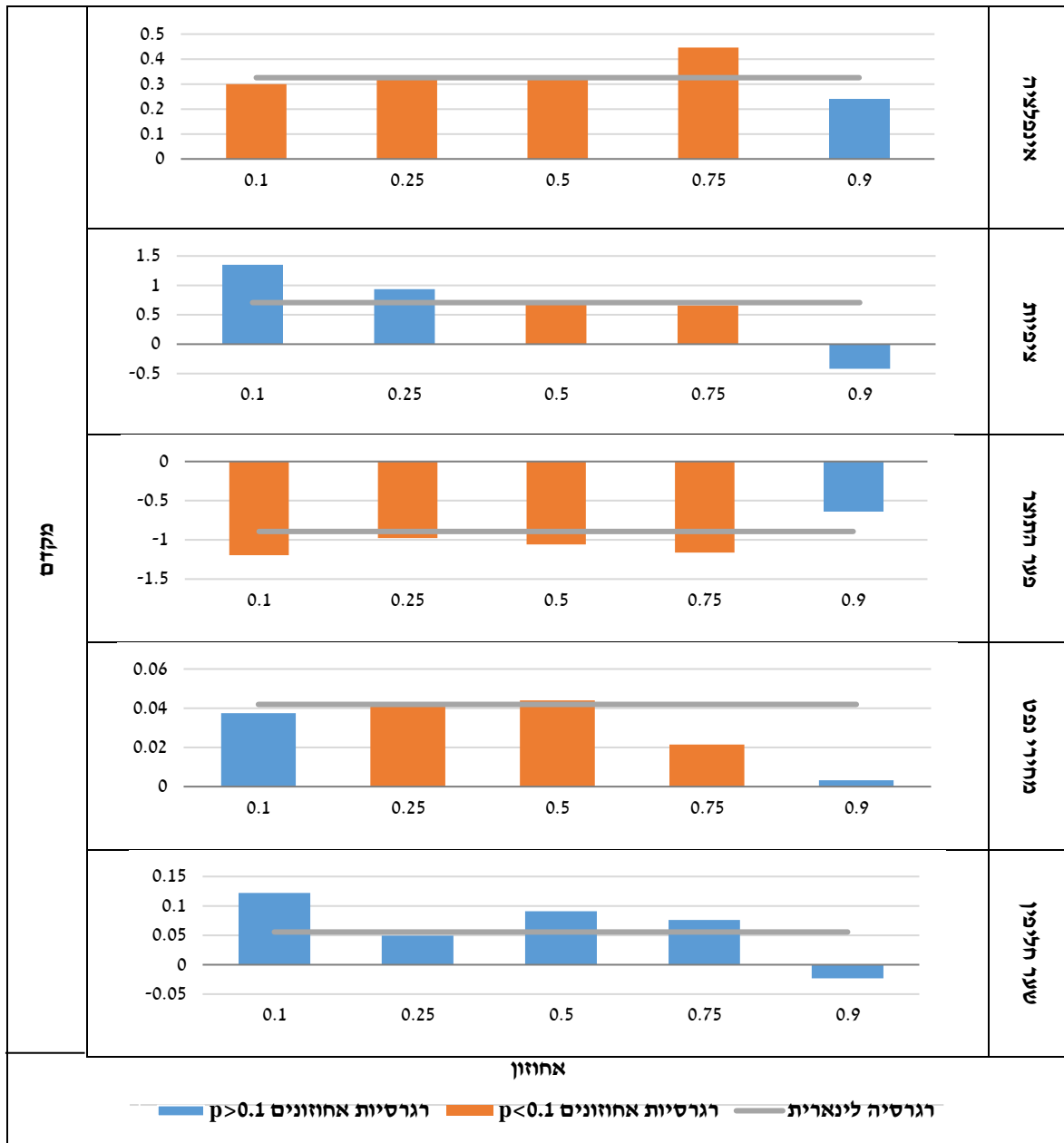
<sup>1</sup> הסיבה לאי הכללתן של פירות וירקות היא שסעיפים אלה מאד תנודתיים והשינויים בהם לרוב אינם נובעים מגורמים יסודיים בכלכלה. ההחרגה של מחירי הדיוור בוצעה כדי להתגבר על השינויים המבניים בסעיף זה, לאור ההפחתה בחוזי הדיוור הצמודים לדולר האמריקני מאז 2007 (Binyamini et al., 2008). נספח א מציג בדיקת רגישות לניתוח המרכזי שלנו ובו המודל נאמד עבור האינפלציה הכוללת על מדגם שמתחיל בשנת 2007.

<sup>2</sup> האומדן לפער התוצר הינו שיעור הסטייה של המדד המשולב מהמגמה שלו, כאשר זו מחושבת בעזרת פילטר Hodrick–Prescott.

<sup>3</sup> אין זה ברור מאליו שציפיות ייכללו כמשתנה מסביר במודל שמטרתו להסביר אינפלציה עתידית. לדוגמא, במודל סטנדרטי של עקומת פיליפס עם ציפיות רציונליות תוחלת האינפלציה העתידית תהיה תלויה רק במשתנים היסטוריים (תוחלת האינפלציה העתידית "מתבטלת" מהצד הימני של המשוואה). אולם, המודל שלנו עוסק בהתפלגות האינפלציה העתידית ולא רק בתוחלת שלה. בנוסף, איננו יכולים לטעון כי תחזית המודל שלנו עקבית עם תחזית השוק ושתיהן מתלכדות עם ציפיות רציונליות. לפיכך, איננו יכולים לשלול את ציפיות האינפלציה כמשתנה מסביר במודל שלנו.

המודל נאמד על נתונים חודשיים לתקופה 2004–2019. המדגם מתחיל לאחר תהליך הדיס-אינפלציה בישראל, דהיינו לאחר קבלת טווח היעד של 1%–3% ומסתיים לפני פרוץ משבר הקורונה. איור 2 מציג את המקדמים הנאמדים עבור חמישה אחוזונים שבהם התמקדנו, יחד עם מקדמים אשר נאמדו ברגרסיה לינארית (OLS) לצורך השוואה.

**איור 2**  
**מקדמים של רגרסיות האחוזונים**



**הערות:** כל עמודה מציגה את המקדם הנאמד ברגרסיית האחוזונים (1). עמודות כתומות מציינות מקדמים מובהקים ברמה של 10% (Koenker, 1994). הקווים האפורים מראים את מקדמי הרגרסיה הלינארית (OLS) המתאימה למשוואה (1).

המקדמים של האינפלציה בפועל אומדים על כ-0.3 בכל האחוזונים ורובם מובהקים סטטיסטית, כך שהמתאם הסדרתי של האינפלציה מתבטא במידה דומה לאורך כל ההתפלגות. לציפיות ארוכת הטווח יש השפעה חיובית ברוב האחוזונים, אך מבחן סטטיסטי לשוויון המקדמים (Basset and Koenker, 1982) מראה שהם שונים באופן מובהק על פני האחוזונים השונים (השערת האפס של שוויון במקדמים נדחית ברמת מובהקות של 1%).<sup>4</sup> למעשה, המקדמים פוחתים באחוזונים, כלומר, לציפיות יש השפעה משמעותית יותר באחוזונים נמוכים מאשר באחוזונים גבוהים. כפי שנדון בסעיף הבא, תכונה זו משליכה על התרומה של הציפיות למאזן הסיכונים לאינפלציה. לאורך המדגם הציפיות הציגו מגמה יורדת והמקדמים הנאמדים מלמדים כי הן הובילו לירידה חדה יותר באחוזונים הנמוכים של האינפלציה, בעוד שההשפעה על האחוזונים העליונים הייתה קטנה בהרבה. כלומר, הירידה בציפיות קשורה להתרחבות של הסיכונים כלפי מטה לאינפלציה.

גם למחירי הנפט יש השפעה משמעותית יותר באחוזונים הנמוכים של האינפלציה מאשר באחוזונים הגבוהים. ירידה של אחוז אחד במחיר הדולרי של חבית נפט משתקפת בירידה של כ-4 נקודות בסיס בחציון ובתרחישי אינפלציה נמוכים, וכמעט לא משפיעה על האחוזונים הגבוהים יותר. כלומר, ירידה משמעותית במחירי הנפט, כפי שאירעה בשנת 2008 או בשנת 2014, הרחיבה את הפער בין הקצה העליון של התפלגות האינפלציה החזויה לבין החלק המרכזי-תחתון של ההתפלגות. לפיכך היא הגדילה את חוסר הוודאות בתחזית תוך העצמה של הסיכונים כלפי מעלה לתחזית.

האומדן שלנו להשפעה של מחירי הנפט על התרחיש החציוני (0.04) דומה לאומדן ה-OLS וכן לגמישות שנאמדה על ידי Kozin (2019). גם ההשפעה של שער החליפין דומה לזו שנאמדה על ידי Kozin (2019): פיחות של אחוז אחד של השקל מול הדולר מעלה את התחזית החציונית לאינפלציה בעוד שנה בשיעור של 8 נקודות בסיס.

אשר לפער התוצר, המקדמים שלו הם שליליים ולרוב מובהקים. תוצאה זו מנוגדת לניבוי הסטנדרטי של מודל עקומת פיליפס בדבר השפעה חיובית של פער התוצר על האינפלציה. כדי ליישב את הסתירה הזו, יש להבחין כי מודל IaR מתייחס לאינפלציה שנים עשר חודשים קדימה, בעוד מודל עקומת פיליפס סטנדרטי מתייחס לאינפלציה של חודש או רבעון קדימה. איור 13 בנספח מציג את המקדמים הנאמדים ממשוואה (1) בטווח תחזית של חודש אחד, בדומה למודל סטנדרטי של עקומת פיליפס. אכן, אנו מוצאים כי המקדמים של פער התוצר חיוביים ונמוכים במרכז ההתפלגות בטווח זה, בדומה למקדמים שנמצאו באמידות קודמות של עקומת פיליפס בישראל.<sup>5</sup> לפיכך, ייתכן כי המקדמים השליליים שאנו מוצאים בטווח תחזית של 12 חודשים נובעים מהתכונות האוטו-רגרסיביות של פער התוצר. אכן, במדגם שלנו האוטו-קורלציה של פער התוצר עם הפיגור ה-12 שלו היא  $-0.17$  ( $p=0.04$ ). בסך הכול, תוצאות אלו מרמזות כי בעוד שלפער התוצר יש השפעה חיובית מועטה בטווח הקצר, ההשפעה המצטברת שלו על פני שנים עשר חודשים היא משמעותית.

<sup>4</sup> עבור יתר המשתנים המסבירים לא ניתן לשלול כי מקדמיהם שווים בכל האחוזונים שנאמדו, וזאת בכל רמת מובהקות מקובלת.

<sup>5</sup> תיבה 3.2 בדוח השנתי של בנק ישראל (2016) מוצאת מקדם של כ-0.1 לפער התוצר, תוך שימוש במפרטים שונים לעקומת פיליפס. זאת בדומה לאומדנים שלנו באופק של חודש אחד (איור 13 בנספח).

### 3. התכונות של התפלגות התחזית

איור 3 מציג ממוצעים רבעוניים של האחוזונים ה-25, ה-50 וה-75 של האינפלציה שנה קדימה. לא רק שהאחוזונים הנאמדים משתנים עם הזמן, אלא גם מיקומם היחסי משתנה. כלומר, מאפייני ההתפלגות משתנים עם הזמן. שינוי בולט מתרחש בתחילת 2014 כאשר כל שלושת האחוזונים יורדים משמעותית. אולם הם אינם יורדים באותה מידה. ראשית, האחוזון העליון יורד משמעותית יותר מהתחתון. כתוצאה מכך, רוחב המניפה המכסה חמישים אחוז מההתפלגות מתכווץ מכ-1.5 נקודות אחוז בתחילת 2014 לכנקודת אחוז אחת באמצע 2016. אם ניקח בחשבון שאזור זה מכסה את התרחישים המרכזיים הצפויים של האינפלציה אזי פיזורם יורד בתקופה זו. כלומר, התרחישים המרכזיים נעשים מרוכזים יותר ואי הוודאות באשר לאינפלציה העתידית קטנה. שנית, הירידה בתרחיש החציוני היא הקלה ביותר, כך שהאחוזון העליון מתקרב לחציון, והאחוזון התחתון מתרחק. התפתחות זו מצביעה על כך ששיעורי אינפלציה נמוכים מהחציון נעשים סבירים יותר מאשר שיעורים גבוהים יותר, כלומר, הסיכונים כלפי מטה לאינפלציה מתגברים.

איור 3  
התפלגות האינפלציה בעוד 12 חודשים  
(ממוצעים רבעוניים)



**הערות:** הקו השחור מציג את חציון ההתפלגות מתוך אמידה על כל המדגם (תחזית in-sample). השטח האפור מייצג את הפער בין האחוזון ה-75 והאחוזון ה-25 של ההתפלגות.

כעת נפנה להערכה פורמלית יותר של תכונות ההתפלגות והתפתחותן לאורך המדגם. בפרט, אנו מתמקדים בפיזור ההתפלגות, אשר תופס את חוסר הוודאות של התחזית, ובצידוד (skewness) התופס את המאזן בין הסיכונים כלפי מעלה והסיכונים כלפי מטה. אי וודאות (פיזור ההתפלגות): האומדן שלנו לפיזור ההתפלגות הוא הטווח הבין-רביעוני (interquartile range), כלומר הפער בין האחוזון ה-75 לאחוזון ה-25 של ההתפלגות:

$$Dispersion_t = Q_t^{0.75} - Q_t^{0.25}$$

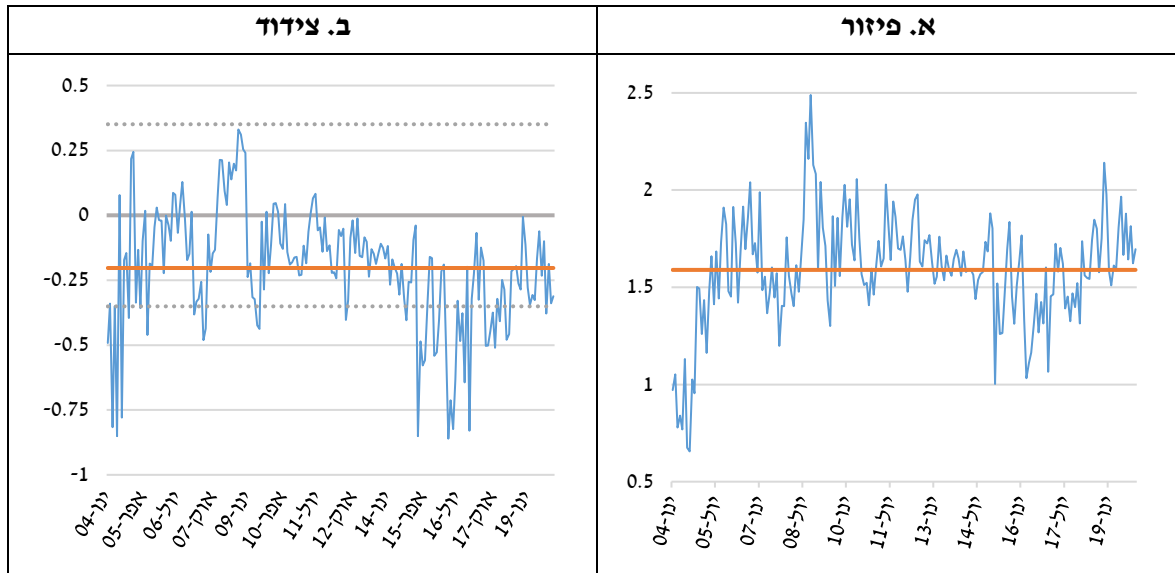


מאזן הסיכונים (ציוד ההתפלגות): את ציוד ההתפלגות אנו אומדים בעזרת מדד "הציוד הרביעוני" (quartile skewness):

$$Skewness_t = \frac{Q_t^{0.75} + Q_t^{0.25} - 2Q_t^{0.50}}{Dispersion_t}$$

איור 4 מציג את התפתחות הפיזור והציוד לאורך זמן. במהלך המשבר הפיננסי העולמי של 2008, הן הפיזור והן ציוד ההתפלגות עלו. כלומר, המשבר התאפיין בהתגברות אי הודאות ועלייה יחסית בסיכונים כלפי מעלה של האינפלציה. התנועה המשותפת של שני המדדים ניכרת גם בשנת 2014 כאשר שניהם ירדו. בתקופה זו אי הודאות קטנה בד בבד עם התרחבות יחסית של הסיכונים כלפי מטה.

איור 4  
חוסר וודאות ומאזן הסיכונים לאינפלציה

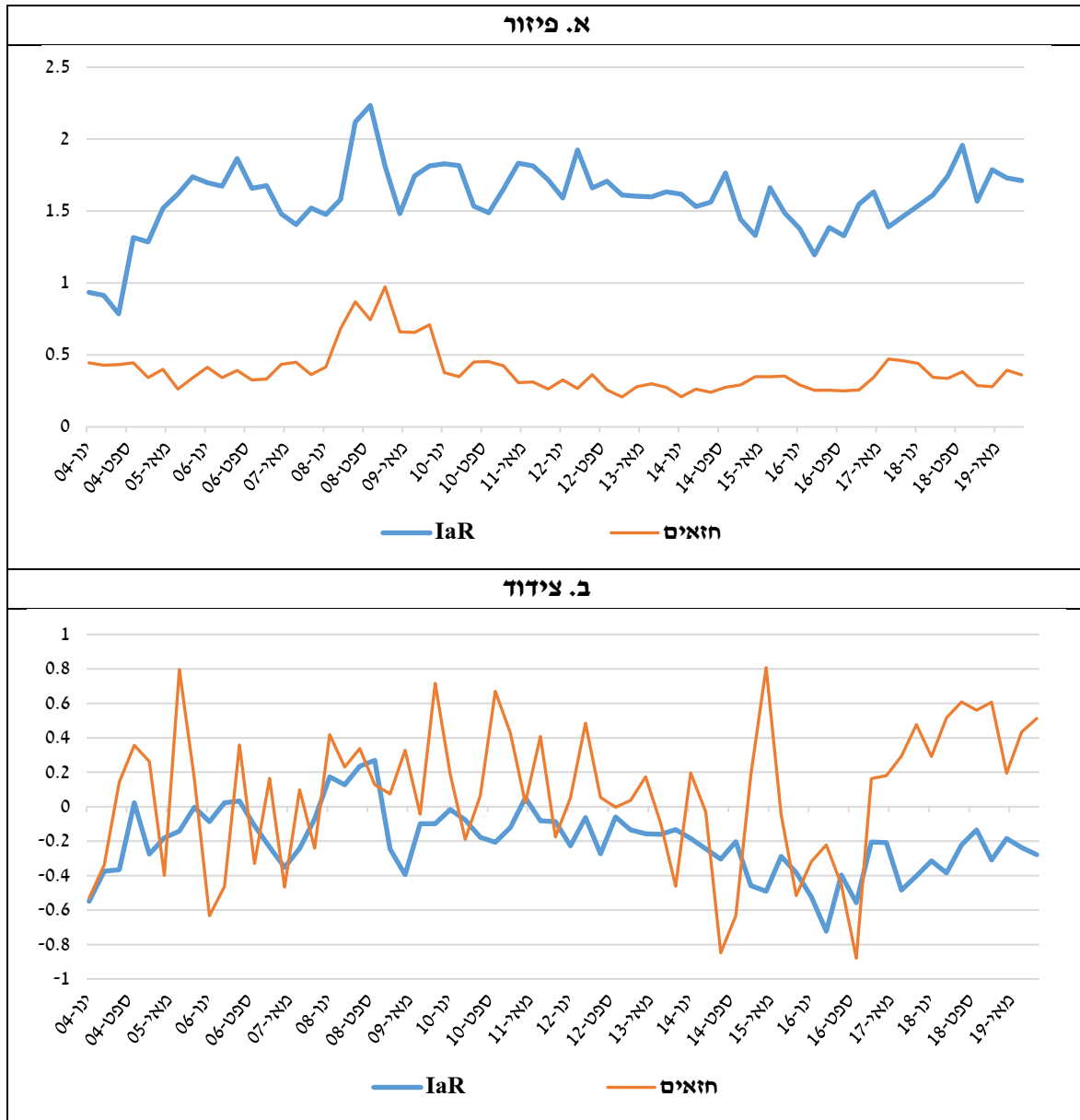


**הערות:** הקווים האופקיים הכתומים מציגים את ממוצעי המדגם. בתרשים ב', הקווים המקווקווים מציגים +/- שתי סטיות תקן של ציוד במדגם בגודל T, כאשר האומדן לסטיית התקן הוא  $\sqrt{[(T-2)(T+1)(T+3)]^{-1}6T(T-1)}$

איור 5 משווה את הפיזור והציוד ממודל IaR למדדים מקבילים הנגזרים מסקר החזאים מקצועיים.<sup>6</sup> באיור א' אנו מציגים את סטיית התקן של תחזיות החזאים ובאיור ב' אנו מציגים אומדן לציוד המבוסס על הפער בין הממוצע והחציון של תחזיות החזאים. המתאם בין מדדי ה-IaR למדדים המבוססים על סקר החזאים הינו כ-0.2, הן בממד הפיזור והן בממד הציוד. שני המקורות מצביעים על עלייה בפיזור ובציוד סביב משבר 2008, והתמתנות של שניהם במהלך העשור השני של שנות האלפיים.

<sup>6</sup> החזאים המקצועיים מדווחים תחזיות נקודתיות לאינפלציה בעוד שנה ומהן אנו גוזרים מדדים לפיזור ולציוד. מדדים אלו למעשה מתייחסים להתפלגות התחזיות הנקודתיות ולא בהכרח להתפלגות האינפלציה העתידית. לדוגמא, פיזור התחזיות עשוי לנבוע ממידע שונה שקיים בידי החזאים או משימוש במודלים שונים, ולא בהכרח מאי הודאות לגבי האינפלציה. עם זאת ישנן עדויות אמפיריות, הנתמכת על ידי מודלים תיאורטיים, שהתפלגות התחזיות מושפעת מההתפלגות של המשנתה הרלוונטי (ראו Zohar (2021) וציטוטים בפנים).

**איור 5**  
**מדדים שונים לחוסר וודאות ומאזן סיכונים**  
**(ממוצעים רבעוניים)**



**הערות:** האיור מציג את מדדי הצידוד והפיזור ממודל ה-IaR לצד מדדים מקבילים המבוססים על סקר החזאים המקצועיים של בנק ישראל.

תרשים א' מציג את סטיית התקן של תחזיות החזאים המקצועיים לאינפלציה בעוד שנה. תרשים ב' מציג מדד לצידוד:  $[3Mean(f_i) - Median(f_i)]/STD(f_i)$  כאשר  $\{f_i\}$  הוא הסט של תחזיות החזאים לאינפלציה בעוד שנה.

כדי להבין מה מניע את אי הוודאות ואת מאזן הסיכונים במודל, לוח 6 מראה את מטריצת המתאמים בין החציון, הפיזור, הצידוד והמשתנים המסבירים. ראשית, נבחין כי ישנו מתאם גבוה בין פיזור ההתפלגות והצידוד. כלומר, באופן כללי, אי ודאות גבוהה יותר קשורה לעליה בסיכונים כלפי מעלה. שנית, בחינת המתאמים בין מאפייני ההתפלגות ובין המשתנים המסבירים מראה כי האינפלציה בפועל

היא המשתנה המשפיע ביותר על תכונות ההתפלגות, שכן המתאם שלה עם כל מאפייני ההתפלגות עולה על 0.4. גם לשינויים במחירי הנפט יש תפקיד מרכזי שכן הם קשורים לתחזיות גבוהות יותר של החציון ולא ודאות וצידוד נמוכים.

## לוח 6

### מתאמים בין מאפייני ההתפלגות למשתנים המסבירים

		משתנים מסבירים					מאפייני ההתפלגות		
		שער חליפין	מחירי נפט	פער התוצר	ציפיות	אינפלציה	צידוד	פיזור	חציון
מאפייני ההתפלגות	חציון	0.0	0.4	-0.3	0.7	0.6	0.2	-0.1	1.0
	פיזור	0.3	-0.7	-0.1	-0.4	0.4	0.7	1.0	
	צידוד	-0.1	-0.6	0.2	0.2	0.7	1.0		
משתנים מסבירים	אינפלציה	0.0	0.0	0.4	0.4	1.0			
	ציפיות	0.0	0.1	0.2	1.0				
	פער התוצר	0.0	0.0	1.0					
	מחירי נפט	-0.4	1.0						
	שער חליפין	1.0							

-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	מתאם
------	------	------	------	------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	------

בעוד שלוח 6 מסכם את המתאם בין המאפיינים העיקריים של ההתפלגות והמשתנים המסבירים, נוכל גם לבחון כיצד כל משתנה השפיע על מאפייני ההתפלגות בכל נקודת זמן. נבחין כי:

$$E(Dispersion_{t+12}|X_t) = (\beta^{0.75} - \beta^{0.25})X_t,$$

$$E(Skewness_t|X_t, Dispersion_{t+12}) = \frac{(\beta^{0.75} + \beta^{0.25} - 2\beta^{0.50})X_t}{Dispersion_{t+12}}$$

לפיכך, התרומה של המשתנה ה- $i$  לאי הוודאות בתחזית היא  $(\beta_i^{0.75} - \beta_i^{0.25})x_{i,t}$  והתרומה לצידוד

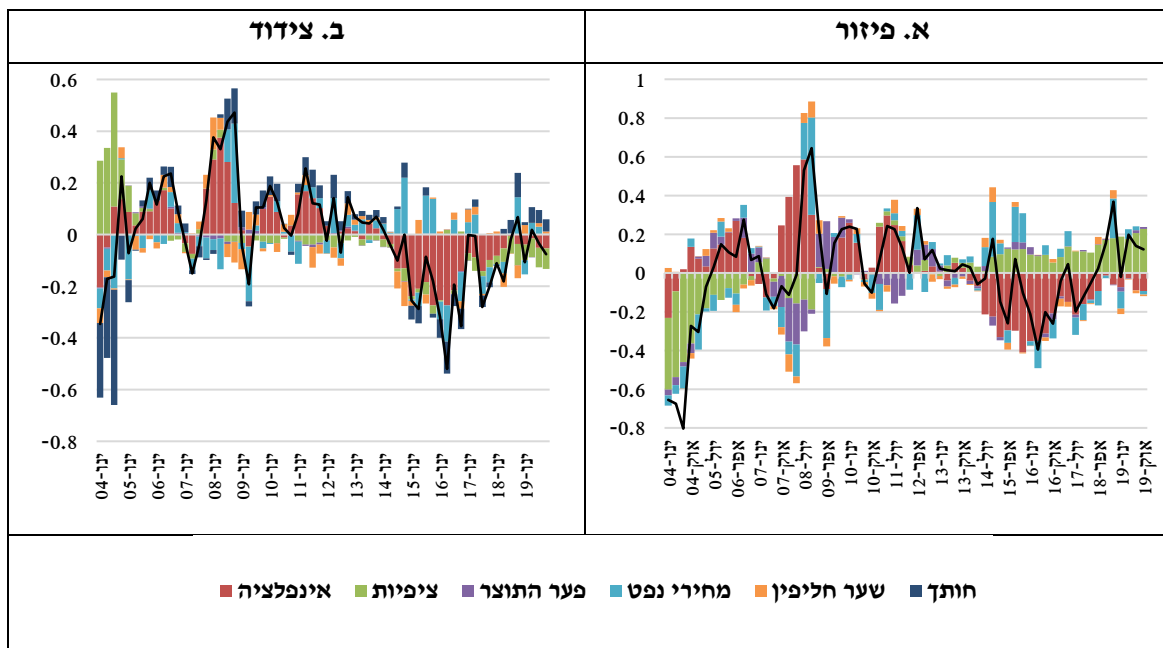
$$\frac{(\beta_i^{0.75} + \beta_i^{0.25} - 2\beta_i^{0.50})x_{i,t}}{Dispersion_{t+12}}$$

(מותנית ברמת אי הוודאות) היא

איור 7 מראה את התרומה של כל משתנה לפיזור ולצידוד לאורך זמן.<sup>7</sup> ניכר כי השינויים בפיזור ובצידוד מאז 2014 נובעים בעיקר מהירידה בסביבת האינפלציה, כפי שהיא משתקפת באינפלציה בפועל ובציפיות ארוכות הטווח, וכן מהשינויים במחירי הנפט.

<sup>7</sup> התרומה של החותך לצידוד אינה קבועה מכיוון שבחישוב התרומה, כל משתנה מחולק בפיזור של אותה תקופה.

**איור 7**  
**תרומת המשתנים המסבירים לפיזור ולצידוד**  
**(סטיות ממוצעי המדגם, ממוצעים רבעוניים)**



**הערות:** העמודות המוערמות בתרשים א' מציגות את התרומה של כל משתנה לפיזור של התחזית, פחות התרומה הממוצעת שלו במדגם. בתרשים ב' הן מציגות את התרומה של כל משתנה לצידוד (מותנית בפיזור),  $\frac{(\beta_i^{0.75} + \beta_i^{0.25} - 2\beta_i^{0.50})x_{i,t}}{Dispersion_{t+12}}$ , פחות התרומה הממוצעת שלו במדגם. הקו השחור בכל תרשים מראה את הסטייה של הפיזור והצידוד מהממוצע שלהם במדגם.

**4. תפקידו של המחסום האפקטיבי לריבית המוניטרית**

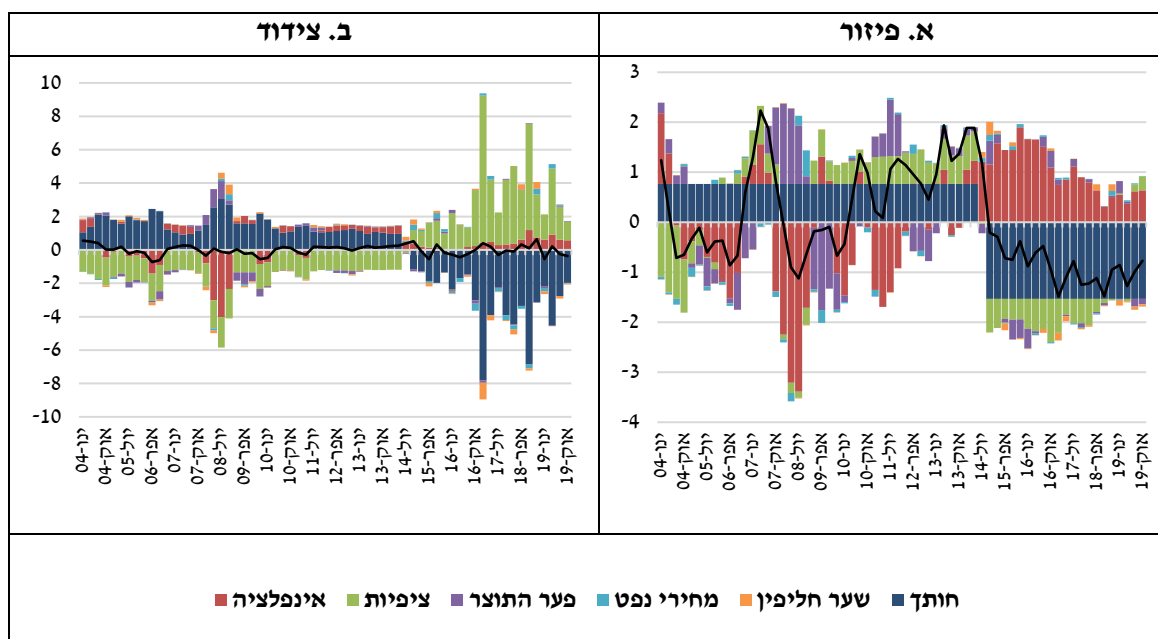
האמידה הבסיסית שלנו מראה שהפיזור והצידוד של התפלגות התחזית התמתנו מאז 2014, וזאת בעיקר עקב ירידה בסביבת האינפלציה והשינויים במחירי הנפט. אולם, חשוב לציין כי במהלך 2014 הריבית המוניטרית בישראל הגיעה לרמתה הנמוכה ביותר עד אז ובמקביל הוגבר השימוש בכלים מונטריים לא שגרתיים כגון הכוונה לגבי העתיד ורכישות מטבע חוץ. התקרבותה של רמת הריבית לגבול התחתון האפקטיבי (ELB) עשויה הייתה לתרום לשינוי התפלגות התחזית. ספציפית, היא יכולה להסביר מדוע הסיכונים כלפי מטה לאינפלציה הפכו לדומיננטיים יותר בשנים אלה, שכן הוועדה המוניטרית הייתה מוגבלת יותר ביכולתה להגיב לסטיות כלפי מטה של האינפלציה מתחום היעד.

כדי להעריך מה היה חלקו של מחסום הריבית בתוצאות שלנו, אנו אומדים גרסה של משוואה (1) הכוללת אינטראקציה בין כל המשתנים המסבירים למשתנה דמי לתקופת ה-ELB. אנו מגדירים את ספטמבר 2014 כתחילת תקופת ה-ELB, כאשר הריבית המוניטרית ירדה ל-0.25. באותה העת זו הייתה הרמה הנמוכה ביותר שהריבית המוניטרית הגיעה אליה, למרות שלאחר מכן היא הופחתה ל-0.1. מכיוון שהריבית המוניטרית לא הייתה גבוהה מ-0.25 מנקודה זו ועד לתום המדגם שלנו, אנו מגדירים את תקופת ה-ELB מספטמבר 2014 ועד דצמבר 2019.

כאשר אנו מתחשבים בתקופת ה-ELB אנו מוצאים שפיזור התפלגות התחזית ירד מאז 2014, כמו באמידה הבסיסית (איור 8). אולם הציוד של ההתפלגות פחת רק במעט בתקופה זו. איור 8 מציג את התרומה של כל משתנה לפיזור ולציוד. אנו מסכמים ביחד את התרומה של כל משתנה טרם תקופת ה-ELB ולאחריה. כלומר, אנו מסכמים את התרומות של המשתנה ושל האינטראקציה שלו עם משתנה הדמי ל-ELB. האיור מראה כי לסביבת האינפלציה עדיין תרומה משמעותית להתפתחות הפיזור, אך נראה כי למחירי הנפט כבר אין השפעה משמעותית. משתנה הדמי לתקופת ה-ELB, המופיע ביחד עם החותך, הוא הגורם בעל התרומה הגדולה ביותר לירידה בפיזור.

מאיור 8 נראה כי ל-ELB יש תרומה משמעותית גם לירידה בציוד. דבר זה צפוי מכיוון שה-ELB מגביל את השימוש בריבית המונטרית בתגובה לאינפלציה נמוכה ולפיכך מגדיל את הסיכונים כלפי מטה לאינפלציה. עם זאת, נראה כי לציפיות יש השפעה חיובית שמקזזת כמעט לחלוטין את ההשפעה השלילית של ה-ELB, כך שבסך הכול הציוד פחת רק בצורה מתונה.

**איור 8**  
**תרומת המשתנים המסבירים לפיזור ולציוד לאחר התחשבות בתקופת ה-ELB**  
(סטייה ממוצע המדגם, ממוצעים רבעוניים)



**הערות:** העמודות המוערמות בתרשים א' מציגות את התרומה של כל משתנה לפיזור של התחזית,  $(\beta_i^{0.75} - \beta_i^{0.25})x_{i,t}$ , פחות התרומה הממוצעת שלו במדגם. בתרשים ב' הן מציגות את התרומה של כל משתנה לציוד (מותנית בפיזור),  $\frac{(\beta_i^{0.75} + \beta_i^{0.25} - 2\beta_i^{0.50})x_{i,t}}{Dispersion_{t+12}}$ , פחות התרומה הממוצעת שלו במדגם. בשני התרשימים אנו מסכמים את התרומות של המשתנה ושל האינטראקציה שלו עם משתנה הדמי ל-ELB. הקו השחור בכל תרשים מראה את הסטייה של הפיזור והציוד מהממוצע שלהם במדגם.

בסך הכול, אנו מוצאים שהתוצאות העיקריות שלנו תקפות גם באמידה המתחשבת ב-ELB. כלומר, גם באמידה זו, הפיזור והצידוד של התפלגות התחזית ירדו מאז 2014. עם זאת, הירידה בצידוד הרבה יותר מתונה מאשר באמידה הבסיסית. בנוסף, משתנה הדמי לתקופת ה-ELB מסביר חלק משמעותי מהשינויים הללו, בעוד שלסביבת האינפלציה ומחירי הנפט יש תפקיד משני בלבד. חשוב לציין שמשתנה הדמי ל-ELB עשוי לתפוס את מגמת הירידה בסביבת האינפלציה או במחירי הנפט, ובכך לגרוע מעוצמת ההסבר של משתנים אלו. מכל מקום, איננו יכולים לשלול את הטענה שהשינויים בתכונות של התפלגות התחזית הושפעו מהתקרבותה של הריבית למחסום האפקטיבי שלה.

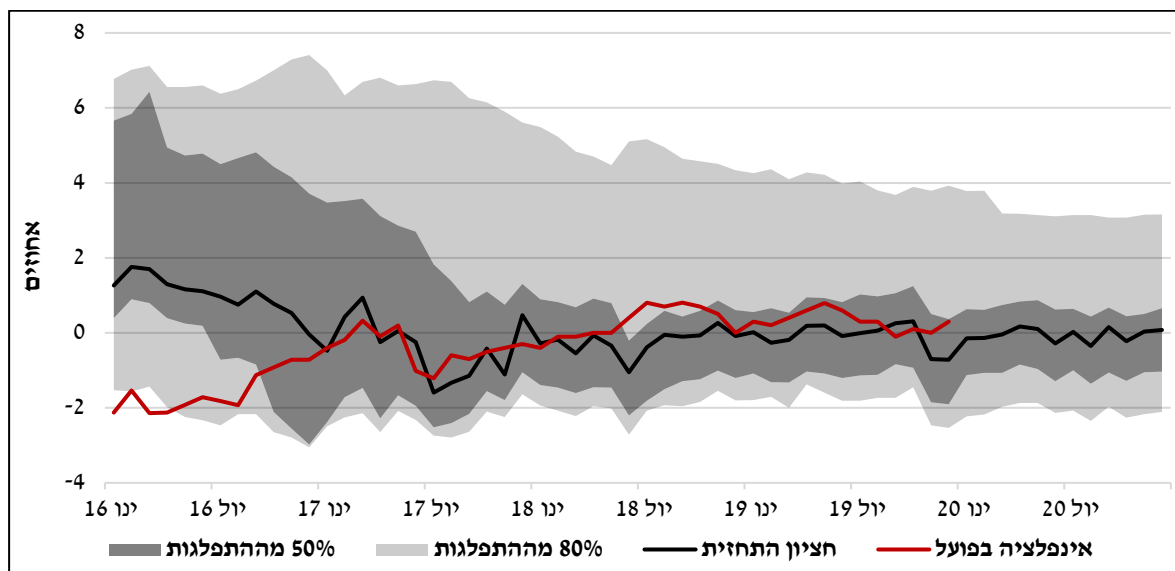
## 5. ביצועי התחזית מחוץ למדגם

בחלק זה, אנו מעריכים את ביצועי התחזית של המודל מחוץ למדגם (out-of-sample). אנו משווים את מודל ה-IaR לשני מודלים מוגבלים: (1) מודל המכיל רק חותך; (2) מודל המכיל חותך ואת האינפלציה בפועל. אנו מעריכים את הביצועים של שלושת המודלים באופן המדמה שימוש בזמן אמתי. כלומר, אנו מייצרים תחזיות מחוץ למדגם עבור האחוזונים של האינפלציה על חלון מתרחב, כאשר החלון הראשון הוא של 11 שנים (ינואר 2004 – ינואר 2015).<sup>8</sup> בפרט, התחזיות לתקופה  $t$  של מודל ה-IaR מיוצרות על ידי יישום המתודולוגיה מסעיף 2 על המדגם המסתיים בתקופה  $t - 12$  (איור 9). באופן דומה, התחזיות של שני המודלים האחרים מופקות על ידי אמידה של גרסאות מוגבלות של משוואה (1) באותו חלון (איור 14 בנספח). לאחר מכן, אנו מעריכים את טיב התחזית של המודלים בעזרת שני מדדים שנועדו להעריך תחזיות התפלגות. ראשית, בעקבות (Rossi and Sekhposyan (2019), אנו בוחנים את שיעור התצפיות שנופל מתחת לתחזית לכל אחוזון. שנית, אנו משתמשים במדד quantile R-squared כפי שמציעים (Giglio et al. (2016).

---

<sup>8</sup> אנו בוחנים את החלון ההתחלתי כך שיכלול את תחילתו של השינוי בהתפלגות שאנו מוצאים בחלק 3.

**איור 9**  
**תחזיות מחוץ למדגם והאינפלציה בפועל**



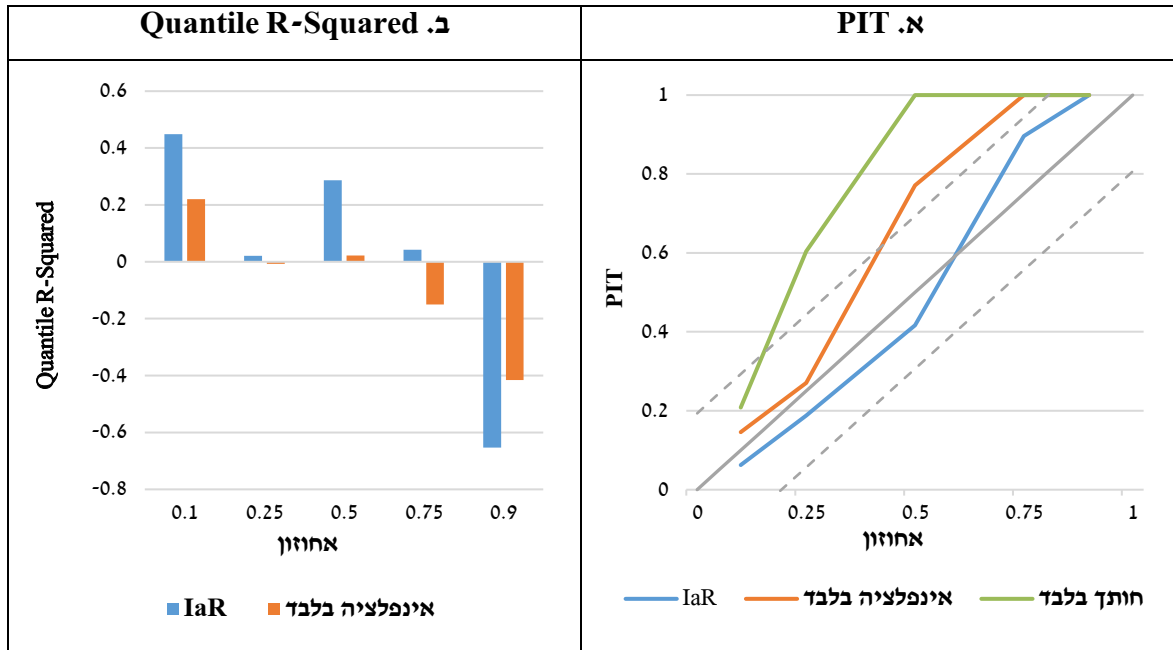
**הערות:** הקו השחור באיור מציג את חציון התחזית מחוץ למדגם של מודל ה-IaR הנאמד שנים עשר חדשים לפני התאריך המסומן. הקו האדום מציג את האינפלציה שהתממשה בפועל באותו תאריך. השטחים האפורים מציגים 50 ו-80 אחוזים מהתפלגות התחזית, על פי מודל ה-IaR.

המדד הראשון להערכת התחזית מבוסס על ה-probability integral transform (PIT), כפי שהציעו Rossi and Sekhposyan (2019). עבור כל אחוזון  $\tau$ , אנו מחשבים את אחוז התצפיות שנופלות מתחת לתחזית לאחוזון זה:

$$\varphi(\tau) = \frac{1}{T - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^T \mathbb{I}_{\{\pi_t \leq \hat{Q}_t^\tau\}}$$

כאשר  $\hat{Q}_t^\tau$  הן התחזיות של המודל הרלוונטי לאינפלציה בתקופה  $t$  (מחושבות על מדגם המסתיים בתקופה  $t - 12$ ),  $T$  הוא גודל המדגם הכולל,  $t_0$  היא התקופה עבורה מיוצרת התחזית הראשונה (ינואר 2016 במקרה שלנו) ו- $\mathbb{I}$  היא פונקציית האינדיקטור. מודל תופס בצורה טובה יותר את ההתפלגות האמתית של האינפלציה ככל ש- $\varphi(\tau)$  קרוב יותר ל- $\tau$ . במודל שתופס בצורה מושלמת את ההתפלגות האמתית, ובהינתן מספיק תצפיות, נצפה שמספר התצפיות שנופלות מתחת לתחזית לאחוזון  $\tau$  יהיה שווה ל- $\tau$ , כלומר נצפה ש- $\varphi(\tau) = \tau$ .

**איור 10**  
**מדדים לטיב התחזית מחוץ למדגם**



**הערות:** תרשים אי מציג את המדד המבוסס על ה-PIT, כלומר את שיעור התצפיות שנופל מתחת לתחזית של כל אחוזון. הקו השחור של 45 מעלות מופיע לצרכי ייחוס, והקווים המקווקוים מייצגים רווח בר סמך של 95% לפי Rossi and Sekhposyan (2019). תרשים ב' מציג את מדד ה-quantile R-squared. בשני התרשימים המדדים של מודל ה-IaR מופיעים לצד המודל המוגבל המכיל רק חותך ואת האינפלציה בפועל. תרשים אי מציג גם את הביצוע של המודל השלישי – מודל מוגבל המכיל רק חותך – שהוא מובנה בתוך מדד ה-quantile R-squared.

תרשים אי באיור 10 מראה את ציוני ה-PIT של מודל ה-IaR ושל שני המודלים להשוואה, יחד עם רווח בר סמך של 95% (לפי Rossi and Sekhposyan (2019)). מודל ה-IaR הוא היחיד שנמצא בתוך הרווח בר-סמך בכל האחוזונים. לכן, אנו דוחים את ההשערה כי המודלים המוגבלים תופסים את ההתפלגות האמתית של האינפלציה, בעוד שעבור מודל ה-IaR ההשערה אינה נדחית. מעבר לכך, ביצועי שלושת מודל ה-IaR מתעלים על אלו של שני המודלים האחרים במרבית האחוזונים. נבחין כי ביצועי שלושת המודלים באחוזון ה-90 אינם טובים, שכן מאה אחוז מהתצפיות נמצאות מתחת לתחזית לאחוזון זה. כלומר, אף אחד ממודלים אלה אינו מזהה היטב את הסיכונים בקצה העליון של ההתפלגות.

ההערכה המבוססת על ה-PIT מספקת אומדן גס יחסית לביצועי התחזית שכן היא מתייחסת רק לשאלה האם האינפלציה בפועל הייתה מעל או מתחת לתחזית של אחוזון מסוים. המדד השני שבו אנו משתמשים, quantile R-squared (Giglio et al., 2016), שם דגש רב יותר על המרחק בין האינפלציה בפועל לתחזית לכל אחוזון, כלומר, על טעויות התחזית. המדד משווה את טעויות התחזית לאלה שהתקבלו מהמודל המוגבל הכולל רק חותך. עבור כל אחוזון  $\tau$ , אנו מסתכלים על הממוצע המשוקלל של טעויות התחזית  $|\pi_t - \hat{Q}_t^\tau|$  ומשווים אותו לממוצע המשוקלל של טעויות התחזית מהמודל של "חותך בלבד":



$$R^2(\tau) = 1 - \frac{\sum_{t=t_0}^T (\pi_t - \hat{Q}_t^\tau)(\tau - \mathbb{I}_{\{\pi_t \leq \hat{Q}_t^\tau\}})}{\sum_{t=t_0}^T (\pi_t - \hat{c}_t^\tau)(\tau - \mathbb{I}_{\{\pi_t \leq \hat{c}_t^\tau\}})}$$

כאשר  $\hat{c}_t^\tau$  הן התחזיות מהמודל "חותך בלבד". נבחין כי שקלול טעויות התחזית נעשה בהתאם לאחוזון המדובר. לדוגמא, ה-R בריבוע של האחוזון ה-10 נותן משקל של 0.1 לטעויות תחזית חיוביות ו-0.9 לטעויות תחזית שליליות, כך שהמדד "מעניש בחומרה" על ערכי אינפלציה הנמוכים מהתחזית לאחוזון זה. ערכים גבוהים יותר של ה-R בריבוע מבטאים ביצועי תחזית טובים יותר מאלו של המודל "חותך בלבד". לעומת זאת, ערכים שליליים מצביעים על כך שהדיוק של המודל נחות בהשוואה למודל החותך. תרשים ב' באיור 10 מציג את מדד ה-R בריבוע של מודל ה-IaR והמודל "אינפלציה בלבד". ציוני מודל ה-IaR חיוביים בכל האחוזונים מלבד 0.90, כך שהמודל משפר בהשוואה למודל ה"חותך בלבד" עד לאחוזון זה. יתר על כן, באותו תחום, ציוני ה-IaR גבוהים מאלו של מודל "אינפלציה בלבד". כלומר, מודל ה-IaR משפר על שני המודלים האחרים בכל האחוזונים למעט האחוזון ה-90. בסך הכל, שני המבחנים מראים כי מודל ה-IaR משפר על פני המודלים האחרים במרבית חלקי ההתפלגות.

## 6. סיכום

העשור שבא לאחר אימוץ טווח יעד האינפלציה הנוכחי (1%—3%) אופיין על ידי אינפלציה שנעה סביב אמצע הטווח. אולם מאז 2014 התכונות הסטטיסטיות של האינפלציה השתנו: הן הממוצע והן התנודתיות של האינפלציה ירדו. מודל ה-IaR המוצג במאמר זה מאפשר לנו לאפיין אם וכיצד התפתחויות אלה משקפות שינויים בהתפלגות האינפלציה. בנוסף, המודל מזהה את המשתנים היסודיים שתרמו לשינויים אלה.

בשימוש במודל מצאנו שהירידה באינפלציה מאז 2014 לוותה בירידה באי הוודאות תוך שהסיכונים כלפי מטה לאינפלציה הפכו דומיננטיים יותר. הירידה בציפיות ארוכות הטווח והשינויים במחירי הנפט מילאו גם הם תפקיד בולט בהתפתחויות אלה. גורמים אחרים המשפיעים על האינפלציה (פער התוצר ושער החליפין) מילאו תפקיד שולי בשינויים בהתפלגות האינפלציה באותה תקופה. מצאנו גם שיתכן שהתקרבותה של הריבית המוניטרית לגבול התחתון האפקטיבי מאז 2014 תרמה לשינויים בסיכוני האינפלציה. בפרט, ייתכן שהיא תרמה לגידול היחסי בסיכונים כלפי מטה כיוון שהתגובה לאינפלציה נמוכה מוגבלת יותר סביב ה-ELB.

למרות שמאמר זה התמקד בעיקר באפיון הסיכונים ההיסטוריים של האינפלציה, מודל ה-IaR יכול לשמש גם להערכה של סיכוני האינפלציה באופן שוטף. היתרון העיקרי במודל הוא שהוא מציע הערכות סיכונים התלויה במצב הכלכלי הנוכחי. הערכת טיב התחזית של המודל מראה כי הוא מתפקד היטב בהשוואה למודלים מצומצמים יותר.

## מקורות

- Adrian, T., N. Boyarchenko, and D. Giannone (2019), Vulnerable growth. *American Economic Review* 109 (4), 1263-89.
- Aikman, D., J. Bridges, S. Burgess, R. Galletly, I. Levina, C. O'Neill, and A. Varadi (2018), Measuring risks to UK financial stability. Bank of England Working Papers 738, Bank of England.
- Aikman, D., J. Bridges, S. Hacioglu Hoke, C. O'Neill, and A. Raja (2019, sep), Credit, capital and crises: a GDP-at-Risk approach. Bank of England Working Papers 824, Bank of England.
- Alessandri, P., L. D. Vecchio, and A. Miglietta (2019, oct), Financial Conditions and 'Growth at Risk' in Italy. *Temi di discussione (Economic working papers)* 1242, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Argov, E., E. Barnea, A. Binyamini, E. Borenstein, D. Elkayam, and I. Rozenshtrom (2012), *Moise: A DSGE model for the Israeli economy*. Bank of Israel Discussion Paper.
- Banerjee, R. N., J. Contreras, A. Mehrotra, and F. Zampolli (2020), Inflation at risk in advanced and emerging market economies. *BIS Working Paper* (883).
- Bank of Israel Annual Report (2016), Box 3.2: The factors affecting the development of inflation in Israel in the short-term, Chapter 3, pp. 105-111.
- Bassett, G. and R. Koenker (1982), Tests of linear hypotheses and ll estimation. *Econometrica* 50 (3), 1577-1583.
- Binyamini, A., Z. Eckstein, K. Flug (2008), "The Evolution of Monetary-Policy Strategy and Exchange-Rate Regime in Israel", In "Economic and Financial Developments in Mediterranean Countries": An ECB Workshop, Frankfurt, June 24-25.
- Giglio, S., B. Kelly, and S. Pruitt (2016), Systemic risk and the macroeconomy: An empirical evaluation. *Journal of Financial Economics* 119 (3), 457-471.
- Gurkov, M. and O. Zohar (2022), Growth at risk: Forecast distribution of GDP growth in Israel. Bank of Israel Discussion Paper No 2022.08.
- Koenker, R. (1994), Confidence intervals for regression quantiles. In *Asymptotic Statistics*, pp. 349-359.
- Kozin, M. (2019), Exchange rate pass-through to prices. *Selected Research and Policy Analysis Notes*, Bank of Israel, February 2019, 39-53.
- López-Salido, J. D. and F. Loria (2020), Inflation at risk. *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 2020-013.

- Marom, A., Y. Menashe, T. Suchoy, et al. (2003), The State-of The-economy Index and the Probability of Recession: The Markov Regime-switching Model. Research Department, Bank of Israel.
- Rossi, B. and T. Sekhposyan (2019), Alternative tests for correct specification of conditional predictive densities. *Journal of Econometrics* 208 (2), 638-657.
- Tagliabracci, A. (2020), Asymmetry in the conditional distribution of euro-area inflation. Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No 1270.
- Zohar, O. (2021), Cyclical uncertainty and disagreement. Bank of Israel Discussion Paper (2021.09).

**א. אינפלציה כוללת**

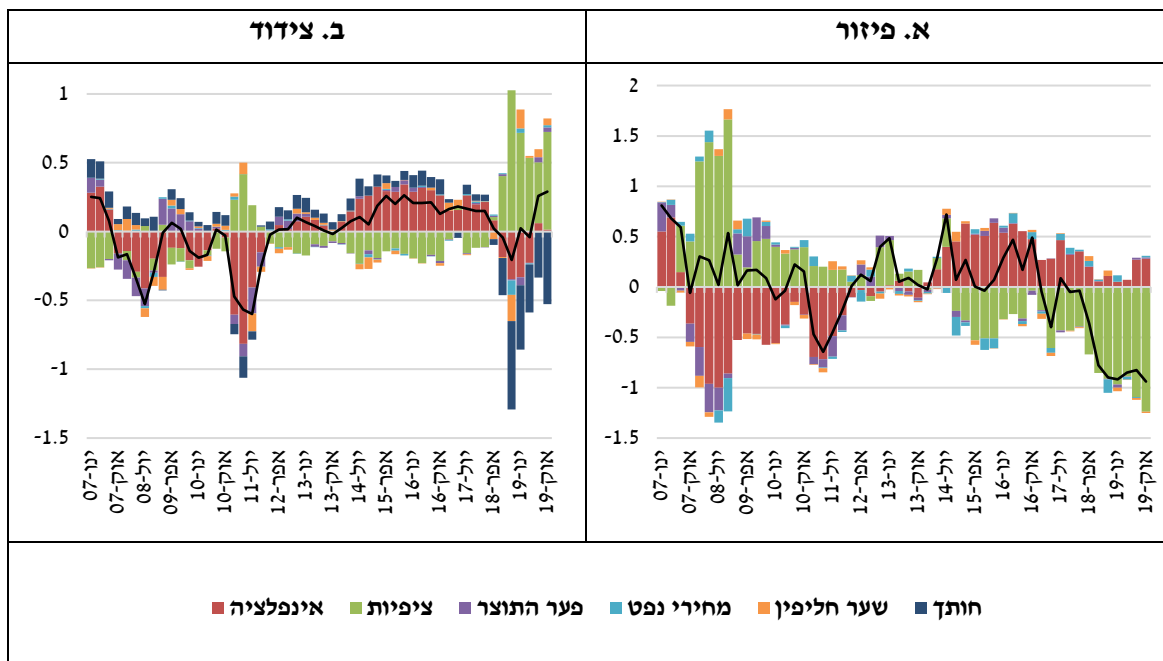
במודל הבסיסי אמדנו את התפלגות תחזית האינפלציה מאז אימוץ יעד האינפלציה הנוכחי ב-2004. עם זאת, השתמשנו באינפלציה חלקית - מנוכה פירות, ירקות ודיור. לא כללנו פירות וירקות מכיוון שהמחירים שלהם מאוד תנודתיים ואינם קשורים לגורמים יסודיים בכלכלה. מחירי הדיור לא נכללו כדי להתגבר על השינוי המבני ברכיב זה, בעקבות הפחתת שיעור חוזי הדיור הנקובים בדולר אמריקאי מאז 2007 (Binyamini et al., 2008). השמטה זו אפשרה לנו למקסם את גודל המדגם מבלי להתמודד ישירות עם השינוי המבני. מדגם גדול משפר את האמידה של רגרסיות האחוזונים ואת הזיהוי של הסיכונים לאינפלציה.

עם זאת, מכיוון שהיעד של בנק ישראל מתייחס לאינפלציה הכוללת, חלק זה מנתח את התפלגות התחזית שלה. כדי להתמודד עם השינוי המבני בחוזי הדיור שהוזכר לעיל, המדגם שלנו מתחיל עם המעבר לחוזים הנקובים בשקלים. כלומר, אנו אומדים את המודל על השנים 2007—2019.

איור 11 מראה כי התפלגות התחזית של האינפלציה הכוללת הראתה גם היא ירידה בפיזור ובצידוד מאז 2014. עם זאת, בהשוואה למודל הבסיסי, הירידה בפיזור התמידה יותר, בעוד שהירידה בצידוד הייתה קצרת טווח יותר. יתר על כן, כמו במודל הבסיסי, סביבת האינפלציה (אינפלציה בפועל והציפיות) מילאו תפקיד מרכזי בשינויים אלה.

מודל ה-IaR לאינפלציה הכוללת עשוי להתאים יותר לניתוח שוטף של סיכוני האינפלציה מכיוון שהוא עוקב אחר משתנה העניין של בנק ישראל. לפיכך, בדקנו גם את הביצועים של התחזיות מחוץ למדגם של מודל זה. איור 12 מציג את ביצועי התחזית של מודל ה-IaR לצד הביצועים של שני המודלים המוגבלים "חותך בלבד" ו"אינפלציה בלבד". תרשים א' באיור 12 מראה שציוני ה-PIT של מודל ה-IaR נמצאים בתוך הרווח בר-סמך של 95% בכל האחוזונים. שני המודלים המוגבלים סוטים מרווח זה ולכן, כמו באמידה הבסיסית, ה-IaR הינו המודל היחיד שלא ניתן לדחותו כמזהה את ההתפלגות המצטברת האמתית של האינפלציה. יתרה מזאת, על פי מבחן זה, ביצועי מודל ה-IaR טובים מזה של המודל "חותך בלבד" בכל האחוזונים. עם זאת, יש להודות כי ביצועי המודל "אינפלציה בלבד" טובים מאלו של מודל ה-IaR בחלק מהאחוזונים. תרשים ב' באיור 12 מראה שביצועי מודל ה-IaR עולים על אלו של המודל "חותך בלבד" על פי מדד ה-R בריבוע, שכן שכל הציונים של מודל ה-IaR חיוביים. ביצועי המודל דומים לאלו של המודל "אינפלציה בלבד", עם ציון גבוה יותר באחוזון ה-90 וציון נמוך יותר באחוזון ה-10.

**איור 11**  
**תרומת המשתנים המסבירים לפיזור ולצידוד של האינפלציה הכוללת**  
**(סטיות ממוצעי המדגם, ממוצעים רבעוניים)**



**הערות:** העמודות המוערמות בתרשים א' מציגות את התרומה של כל משתנה לפיזור של התחזית,  $(\beta_i^{0.75} - \beta_i^{0.25})x_{i,t}$ , פחות התרומה הממוצעת שלו במדגם. בתרשים ב' הן מציגות את התרומה של כל משתנה לצידוד (מותנית בפיזור),  $\frac{(\beta_i^{0.75} + \beta_i^{0.25} - 2\beta_i^{0.50})x_{i,t}}{Dispersion_{t+12}}$ , פחות התרומה הממוצעת שלו במדגם. הקו השחור בכל תרשים מראה את הסטייה של הפיזור והצידוד מהממוצע שלהם במדגם.

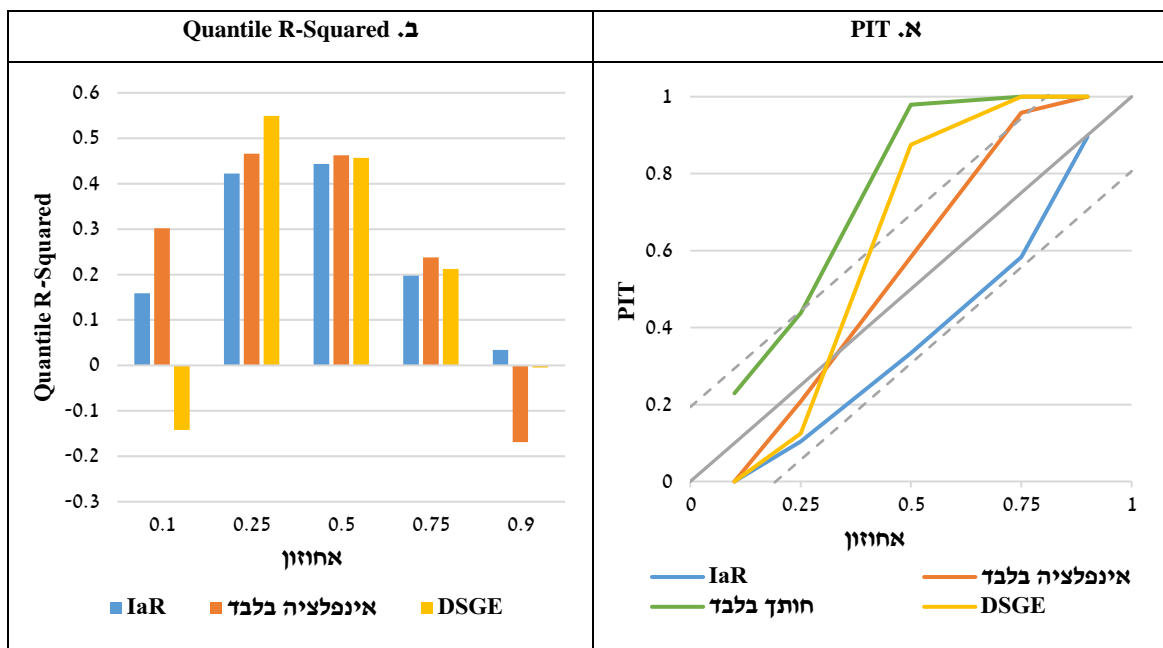
בנוסף, איור 12 מציג להשוואה את ביצועי התחזית של מודל ה-DSGE של בנק ישראל (Argov et al. 2012) לאינפלציה הכוללת שנה קדימה. התפלגות תחזית ה-DSGE היא סימטרית עם שונות קבועה ולכן האחוזונים נמצאים במרחק קבוע מהתחזית החציונית.<sup>9</sup> יש לציין כי מודל ה-DSGE נאמד מחדש בשנת 2019 ולכן תחזיותיו הן "בתוך המדגם" (in-sample), מה שנותן לו יתרון על פני המודלים האחרים. למרות זאת, שני המבחנים באיור 12 מראים כי ביצועי מודל ה-IaR אינם נופלים משמעותית מאלו של מודל ה-DSGE, ואף מתעלים עליהם בחלק מהאחוזונים (במבחן ה-PIT מודל ה-IaR משפר על פני ה-DSGE בעיקר בחלק העליון של ההתפלגות, ובמבחן ה-R בריבוע הוא משפר בשני הקצוות הקיצוניים של ההתפלגות).<sup>10</sup>

<sup>9</sup> התפלגות תחזית האינפלציה במודל ה-DSGE נובעת מהזעזועים השונים במודל. ההנחה במודל היא שזעזועים אלו מתפלגים נורמלית ולכן הם משרים גם על תחזית האינפלציה התפלגות נורמלית. בשל כך התפלגות התחזית היא סימטרית, וסטיית התקן שלה היא קבועה ונובעת מסטיות התקן של הזעזועים.

<sup>10</sup> מודל ה-DSGE הינו מודל רבעוני ולכן מספר התצפיות עליו הוא נבחן קטן יחסית. אחת ההשלכות לכך היא שרווח הבר-סמך המוצג בתרשים 12 אינו רלוונטי עבור מודל ה-DSGE. אולם גם עם התאמה של רווח הבר-סמך למספר התצפיות הרבעוניות, ניתן לדחות את ההשערה כי מודל ה-DSGE תופס את התפלגות האינפלציה האמתית.

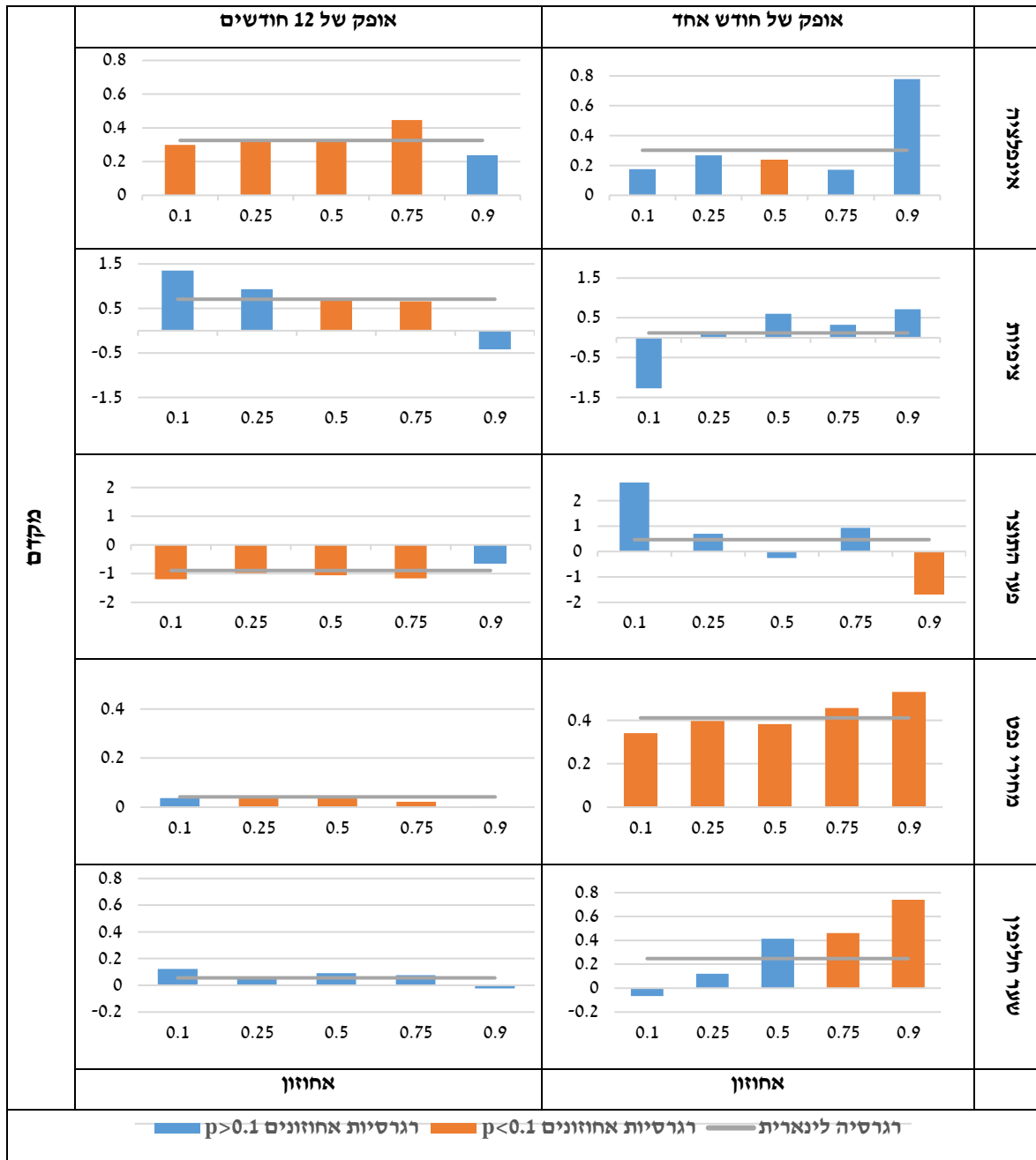
בסך הכול, המבחנים לטיב התחזית תומכים בשימוש בהתפלגות ממודל ה-IaR כדי לחזות את האינפלציה הכוללת.

**איור 12**  
**מדדים לטיב התחזית מחוץ למדגם של האינפלציה הכוללת (2015-2019)**



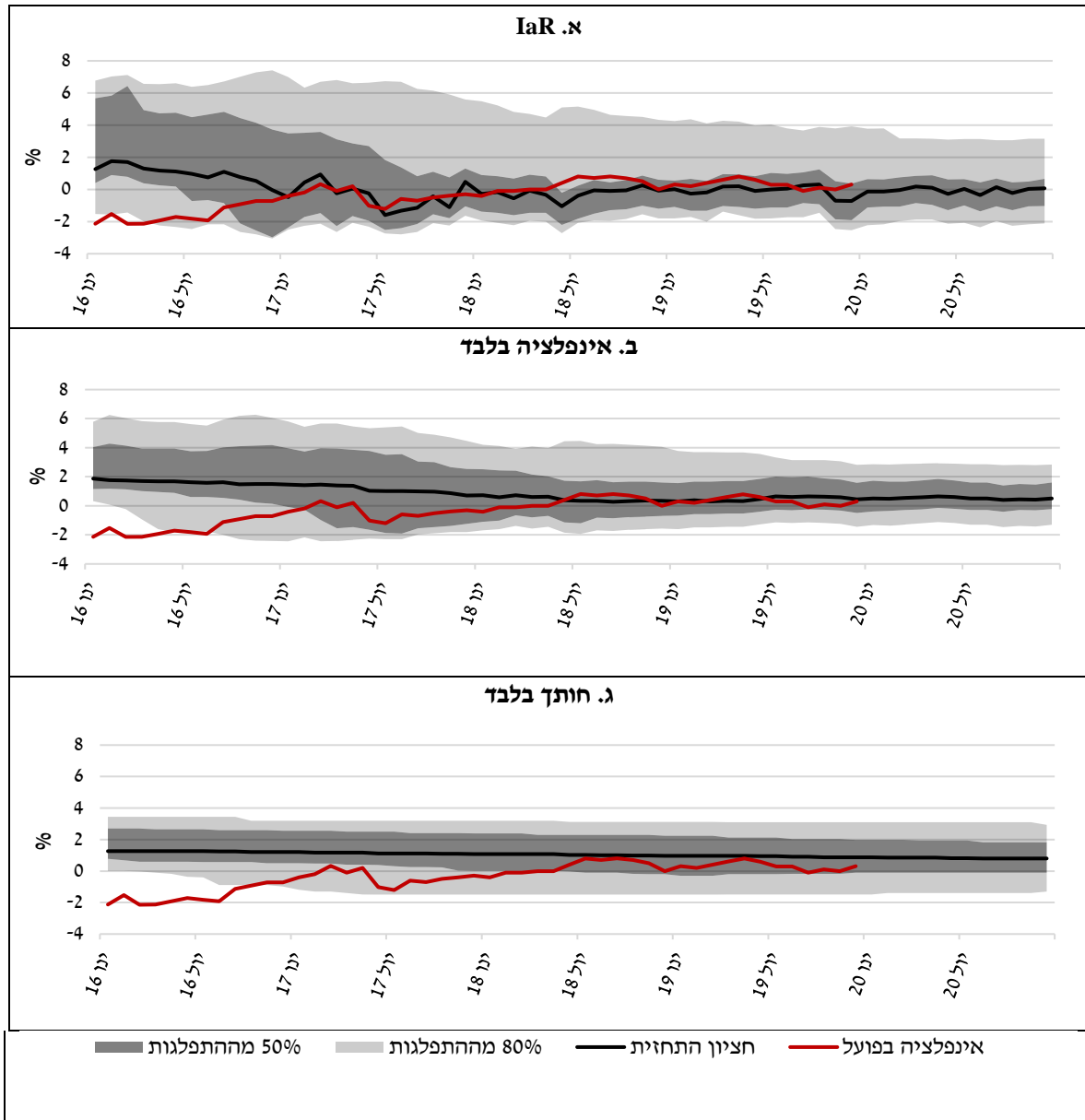
**הערות:** תרשים א' מציג את המדד המבוסס על ה-PIT, כלומר את שיעור התצפיות שנופל מתחת לתחזית של כל אחוזון. הקו השחור של 45 מעלות מופיע לצרכי ייחוס, והקווים המקווקוים מייצגים רווח בר סמך של 95% תצפיות לפי (Rossi and Sekhposyan 2019). תרשים ב' מציג את מדד ה-quantile R-squared. בשני התרשימים המדדים של מודל ה-IaR מופיעים לצד המודל המוגבל המכיל רק חותך ואת האינפלציה בפועל, וכך לצד מודל ה-DSGE (מודל זה הינו רבעוני ולכן רווח הבר-סמך בתרשים א' אינו רלוונטי עבורו, ראו הערת שוליים 11). תרשים א' מציג גם את הביצוע של המודל השלישי – מודל מוגבל המכיל רק חותך – שהוא מובנה בתוך המדד ה-R בריבוע.

איור 13  
 מקדמים של רגרסיות האחוזונים לאופק של חודש אחד ולאופק של 12 חודשים



**הערות:** כל עמודה מציגה את המקדם הנאמד ברגרסיית האחוזונים (1) לאופק של חודש או 12 חודשים. עבור אופק של חודש אחד, המשתנה המוסבר במשוואה (1) הוחלף באינפלציה החודשית במונחים שנתיים. עמודות כתומות מציינות מקדמים מובהקים ברמה של 10% (Koenker, 1994). הקווים האפורים מראים את מקדמי הרגרסיה הלינארית (OLS) המתאימה למשוואה (1).

**איור 14**  
**תחזיות מחוץ למדגם של המודלים השונים והאינפלציה בפועל**



**הערות:** בכל תרשים הקו השחור מציג את חציון התחזית מחוץ למדגם של המודל הרלוונטי הנאמד שנים עשר חדשים לפני התאריך המסומן. הקו האדום מציג את האינפלציה שהתממשה בפועל באותו תאריך. השטחים האפורים מציגים 50 ו-80 אחוזים מהתפלגות התחזית.