

חטיבת המחקר



בנק ישראל

המודל האקונומטרי לתחזית של האינפלציה
לטווח הקצר והבינוני

יעקב חן-ציון*

ניירות תקופתיים 2023.01
פברואר 2023

בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>

* בנק ישראל, חטיבת המחקר - Yaakov.Chen-Zion@boi.org.il

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

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

המודל האקונומטרי לתחזית של האינפלציה לטווח הקצר והבינוני

יעקב חן ציון

תקציר

"המודל האקונומטרי" הוא מודל מקרו-כלכלי אמפירי שמשמש לחיזוי קצר-טווח של האינפלציה בחטיבת המחקר. המודל עבר בשנים האחרונות מספר שיפורים והתאמות אשר נועדו לשפר את טיב התחזית, בפרט עבור טווחים של ארבעה חודשים עד שנה, והוא מוצג כאן בגרסתו המעודכנת. מהשוואה לחזאים חיצוניים ולתחזיות נאיביות, נראה שטיב התחזית של המודל לטווח של עד שלושה חודשים עדיף על חלופות נאיביות ואילו טיב התחזית לטווח של שנה, דומה לחלופות. לאור זאת, ניתן לעשות במודל האקונומטרי שימוש גם לתחזית לטווח זה. בשימוש כזה, ניתן להביא לידי ביטוי את יתרונות המודל, אשר המרכזי בהם לצד ניתוחי מיקרו הוא ניתוח מקרו של הכלכלה המצרפית. יתרונות אלה באים לידי ביטוי בחלוקה לסעיפי האינפלציה, לצד היכולת לבצע שיפוט הן ברמת המקרו והן ברמת המיקרו. לצורך התאמה של המודל לירידה בשיעורי הריבית ולהימצאות ריבית בנק ישראל בקרבת המחסום האפקטיבי, יושמו במודל מחסום אפס לריבית בנק ישראל וריבית עוגן אשר משתנה בהתאם לשיעורי ריבית השוק הארוכים.

An econometric model for inflation forecasting to short and medium range

Yaakov Chen Zion

תקציר

The "Econometric Model" is an empirical macroeconomic model used for short-term inflation forecasting in the research division. In recent years, the model has undergone several improvements and adjustments to improve its forecast quality, particularly for four months to a year, and it is presented here in its updated version. From a comparison with external forecasters and naive forecasts, it seems that the quality of the model's forecast for up to three months is better than naive alternatives, while the quality of the forecast for a year is similar to the alternatives. Therefore, the econometric model can also be used for this long-term forecast. In such use, it is possible to utilize the model's advantages, the main of which, along with micro-analyses, is a macro-analysis of the aggregate economy. These advantages are reflected in the analysis of inflation components and the ability to make judgments at the macro and micro levels. In order to adapt the model to the decrease in interest rates and the Bank of Israel interest rate being near the effective lower bound, a zero lower bound to the nominal interest rate and an anchor rate which changes according to the long-term market interest rates were applied in the model.

1. מבוא

"המודל האקונומטרי", הוא מודל מקרו-כלכלי אמפירי למשק הישראלי, שפותח לראשונה לפני יותר מעשור (אילק, 2006). המודל מבוסס על נתונים בתדירות חודשית ועל מערכת משוואות שמנוסחות בהשראת הגישה הניאו-קיינסיאנית. המודל הוא סמי-מבני וכזה הוא כולל גם השפעות של ציפיות ביחס להתפתחויות עתידיות, אך הוא מבוסס אמפירית ומוכוון טיב תחזית. משוואות המודל נאמדות בנפרד, תוך שימוש בשיטת OLS ובשיטת GMM עם משתני עזר. המודל משמש את חטיבת המחקר, לצד מודלים נוספים, לביצוע חיזוי קצר טווח של האינפלציה. לאורך השנים נעשו במודל שינויים שמטרתם לשפר את טיב התחזית.

במסגרות חידוש המודל בשנים האחרונות, נאמד המודל מחדש, וכן מודלו באופן מתקדם יותר תהליכים אקסוגניים כגון: הירידה של ריבית העוגן, מחסום האפס של ריבית בנק ישראל ופרמיית סיכון עבור שער החליפין.

מהבחינה של טיב התחזית של המודל לטווח של שנה, עולה לאחר שיפורים אלה שטיב התחזית קרוב יחסית לטיב התחזית מגורמים חיצוניים ומתחזיות נאיביות.

2. המודל

2.1 מבנה המודל

למודל זה מספר מאפיינים ייחודיים בהשוואה למודלים האחרים שמשמשים את חטיבת המחקר. בשונה מ-MOISE (Argov et al, 2012), מודל ה-DSGE (מבוסס יסודות מיקרו) שמשמש לתחזית הצוות של חטיבת המחקר, מבוסס המודל האקונומטרי על נתונים בתדירות חודשית לעומת תדירות רבעונית ב-MOISE וכן הוא כולל גם תתי סעיפים של האינפלציה¹. המודל גם שונה מהמודל הסטטיסטי (סוחוי ורוטנברג, 2006) שנעשה בו שימוש בחטיבת המחקר ושגם הוא חודשי וקצר-טווח, בכך שהוא מבוסס על הנחות תיאורטיות ברוח הגישה הניאו-קיינסיאנית. גישה זו מאפשרת את התאמת המודל לתופעות כלכליות, בהתאם לאופן שבו אנו תופסים אותן.

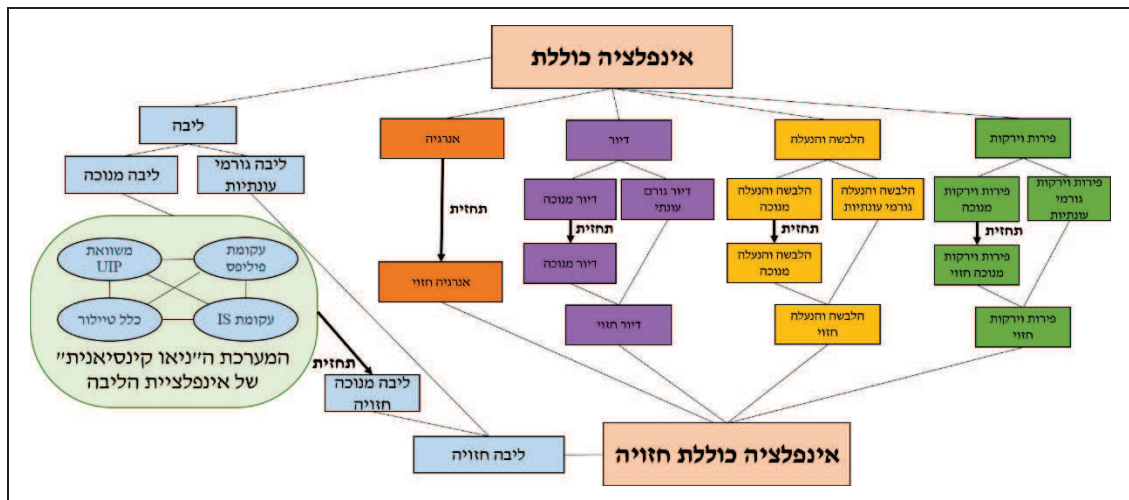
מבנה המודל מבוסס על חלוקה לחמישה רכיבים מרכזיים של האינפלציה (האחוזים מציינים את משקל הרכיב במדד הכללי)²:

- אינפלציה של סעיף הפירות והירקות (פוי"י) - 3.3% ;
- אינפלציה של סעיף הדיור - 24.7% ;
- אינפלציה של סעיף ההלבשה וההנעלה (הוי"ה) - 2.9% ;
- אינפלציה של מחירי האנרגיה (בעיקר דלקים לרכב וחשמל לצריכה ביתית) - 5.1% ;
- אינפלציה ללא אנרגיה, דיור, הוי"ה ופוי"י (להלן, "האינפלציה הבסיסית") - 63.9% ;

¹ הסעיפים במודל הם: פירות וירקות, הלבשה והנעלה, אנרגיה, דיור וכל השאר.
² המשקלים מבוססים על המשקל בשנת 2021.

כל אחד מהרכיבים, למעט רכיב האנרגיה, מושפע מגורמים עונתיים וממרכיב מנוכה עונתיים. תהליך החיזוי בעזרת המודל, כפי שהוא מתואר באופן סכמטי באיור 1, מבוסס על ניכוי עונתיים (בשיטה האדטיבית של סטייה מממוצע נע) מכל אחד מהסעיפים, חיזוי של הרכיב מנוכה עונתיים, ולאחר מכן הוספה מחדש של גורמי העונתיים לשם קבלת תחזית להתפתחות הנצפית. החיזוי של האינפלציה הבסיסית ("רכיב הליבה") מבוסס על מערכת משוואות של מודל ניאו-קיינסיאני עבור משק קטן ופתוח ואילו שאר הסעיפים נחזים בעיקרם על בסיס קשרים אמפיריים שכוללים השפעות של חלק מהמשתנים במודל (כדוגמת שעי"ח), פיגורים ומשתנים אקסוגניים. לפירוט נוסף על האמידה ותוצאותיה ראו נספח א'.

איור 1 – מבנה המודל ומערכת התחזית³



2.2 משוואות המערכת הניאו קיינסיאנית

2.2.1 משוואת האינפלציה הבסיסית⁴

$$\pi_t^{base} = \beta_1 \pi_{t-1}^{base} + \beta_2 \pi_t^e + (1 - \beta_1 - \beta_2) \pi_{t,2}^{imp} + \beta_3 \Delta f x_{t,2} - \beta_4 r_{t-1,3}^{gap} + \beta_5 y_{t-1,3}^{gap} + \epsilon_t^\pi$$

כאשר:

π_t^{base} – שיעור השינוי החודשי, במונחים שנתיים, באינפלציה הבסיסית מנוכה עונתיים;

π_t^e – הציפיות לאינפלציה במהלך 12 החודשים הקרובים, כפי שנגזרות משוק ההון;

$\pi_{t,2}^{imp}$ – השינוי הממוצע במחירי היבוא מארה"ב בדולרים בשני החודשים האחרונים;

³ בחלק מהמקרים גם סעיפי האינפלציה שאינם האינפלציה הבסיסית, מושפעים מהתפתחותם של חלק מהמשתנים אשר נקבעים על ידי המערכת הניאו-קיינסיאנית (לדוגמה התפתחות שער החליפין).

⁴ כל המשוואות עושות שימוש בסימון דומה כאשר האות היוונית β מייצגת את המקדמים השונים.

$\Delta f x_{t,2}$ – השינוי (Δ) בשער הדולר (ממוצע חודשי ביחס לממוצע החודש הקודם) בממוצע בשני החודשים האחרונים ;

$r_{t,3}^{gap}$ – פער הריבית (ממוצע בשלושת החודשים האחרונים) בין הריבית הריאלית לריבית העוגן

$$; r_t^{gap} = r_t - r_t^* \text{ : הריאלית}$$

הריבית הריאלית מוגדרת כהפרש בין הריבית המוניטרית הקצרה לבין ציפיות לאינפלציה לטווח של

$$\text{שנה : } r_t = i_t^{boi} - \pi_t^e$$

r_t^* – ריבית העוגן הריאלית שמשקפת את הריבית הריאלית הצפויה בטווח הארוך, כפי שהיא

נגזרת משיעורי הריבית הריאליים לטווחים של 5 ו-10 שנים ;

i_t^{boi} – הריבית המוניטרית של בנק ישראל ;

$y_{t,3}^{gap}$ – פער התוצר (ממוצע בשלושת החודשים האחרונים) : הפער בין המדד המשולב לבין מגמתו

$$; y_t^{gap} = y_t - y_t^* \text{ : ("HP-פילטר")}$$

ϵ_t^π – זעזוע אינפלציה (היצע).

ניסוח המשוואה מבוסס על "משוואת פיליפס ניאו-קיינסיאנית".

2.2.2 משוואת הציפיות לאינפלציה

$$\pi_t^e = \beta_1 \pi_{t-1}^e + \beta_2 (\Delta f x_t + \Delta \pi_t^{imp}) + (1 - \beta_1 - \beta_2) \pi_t^{base} + \beta_3 y_t^{gap} + \epsilon_t^e$$

כאשר, ϵ_t^e – זעזוע לציפיות.

ניסוח המשוואה משקף הנחה בדבר ציפיות אדפטיביות, שאינן עקביות בהכרח עם ציפיות

רציונאליות (משמע שאינן בהכרח "model consistent").⁵

2.2.3 משוואת פער התוצר

$$y_t^{gap} = \beta_1 y_{t+1}^{gap} + \beta_2 y_{t-1}^{gap} + \beta_3 rer_{t-1,3}^{gap} - \beta_4 r_{t-1,3}^{gap} + \epsilon_t^{y^{gap}}$$

כאשר :

$rer_{t,3}^{gap}$ – הסטייה הממוצעת בשלושת החודשים האחרונים של שעי"ח הריאלי מול הדולר

מהמגמה (הנאמדת כממוצע נע על פני 6 חודשים) ;

$\epsilon_t^{y^{gap}}$ – זעזוע ביקוש.

⁵ ציפיות מבוססות מודל הן ציפיות רציונליות כך שציפיות הציבור ביחס לאינפלציה (ומשתנים אחרים) בעתיד, שוות לתוחלת האינפלציה בעתיד על פי המודל. במילים אחרות, הציבור מבין באופן מלא איך מתפתחת הכלכלה בהתאם למודל. לעומתן, ציפיות אדפטיביות הן ציפיות אשר מניחות במידה מסוימת שהאינפלציה בעתיד תהיה דומה לאינפלציה בעבר.

גם כאן, ניסוח המשוואה מבוסס על הגישה הניאו-קיינסיאנית ועל ההנחה שהפעילות המקומית מושפעת מהריבית המקומית וכן מהמחירים המקומיים יחסית לחו"ל.

2.2.4 משוואת השינוי בשער הדולר

$$\Delta f x_t = \frac{1 - \beta_1}{\beta_1} \Delta f x_{t+1} + \frac{1}{12} \frac{i_t^{usd} + r p_t - i_t^{boi}}{\beta_1} - \frac{1}{12} (i_{t-1}^{usd} + r p_{t-1} - i_{t-1}^{boi}) + \epsilon_t^{\Delta f x}$$

כאשר:

i_t^{usd} – הריבית המוניטרית של הבנק הפדרלי של ארה"ב;

$r p_t$ – פרמיית סיכון בעלת התמד לשער החליפין⁶;

$\epsilon_t^{\Delta f x}$ – זעזוע לשע"ח.

ההנחה שבמצב העמיד אין פער בין הריבית בארץ לבין הריבית בחו"ל, שע"ח יהיה יציב. לאופן גזירת מבנה המשוואה, ראו אילק (2006).

2.2.5 משוואת כלל הריבית המוניטרית

$$i_t^{boi} = (1 - \beta_1) [(r_t^* + \pi_t^{tar}) + \beta_3 y_{t-1}^{gap} + \beta_2 (\pi_{t-1}^e - \pi_t^{tar})] + \beta_1 i_{t-1}^{boi} + \beta_4 (i_{t-1}^{boi} - i_{t-2}^{boi}) + \epsilon_t^{i^{boi}}$$

כאשר:

i_t^{boi} – הריבית המוניטרית של בנק ישראל;

y_t^{gap} – פער התוצר;

π_t^{tar} – יעד האינפלציה;

$\epsilon_t^{i^{boi}}$ – זעזוע מדיניות.

כלל ההחלטה, המבוסס על כלל טיילור, סוטה מהריבית המוניטרית הצפויה בטווח הארוך (כפי שהיא נגזרת מהסכום של ריבית העוגן הריאלית ויעד האינפלציה) כתוצאה מסטיות של התוצר מהמגמה שלו ושל האינפלציה מהיעד. הריבית מושפעת מהריבית של התקופה הקודמת ("החלקה") וכן משינוי הריבית של תקופה הקודמת.

⁶ לפירוט נוסף ראו חלק 2.4.

2.3 משוואות שאר הסעיפים⁷

2.3.1 משוואת האינפלציה עבור פירות וירקות

$$\pi_t^{f\&v} = (1 + \beta_1 - \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar} - \beta_4\Delta fx_{t-1} - \beta_1\pi_{t-4}^{f\&v} + \beta_2\pi_{t-12}^{f\&v} + \beta_3\pi_{t-24}^{f\&v}$$

מחירי הפירות והירקות מתאפיינים בעונתיות גבוהה, לצד קושי לחיזוי בעזרת משתנים אקסוגניים. בהתאם, כוללת המשוואה את יעד האינפלציה ופיגורים בלבד.

$\pi_t^{f\&v}$ – האינפלציה במחירי פירות וירקות, מנוכה עונתיות.

2.3.2 משוואת האינפלציה עבור מחירי הדיור

$$\pi_t^{housing} = \beta_1\pi_{t-1,3}^e + (1 - \beta_1)\pi^{tar} + \beta_2y_{t-1,6}^{gap} + \beta_3(\pi_{t-6,12}^{assets} - \pi_{t-6,12}^{housing}) - \beta_4r_{t-1,3}^{gap} + \beta_5(\pi_{t-1,12}^s - \pi_{t-12}^{exp}) + \beta_6\pi_{t-1}^{housing} - \beta_7\pi_{t-2}^{housing} + \beta_8\pi_{t-3}^{housing}$$

$\pi_t^{housing}$ – האינפלציה במחירי הדיור, מנוכה עונתיות;

π_t^{assets} – האינפלציה במחירי הדירות בבעלות הדיירים (נכסים) – משתנה אנדוגני שהמשוואה עבורו מוצגת אף היא בהמשך;

π_t^s – האינפלציה הכללית ללא ניכוי עונתיות;

המשוואה משקפת הנחה שלפיה מושפעים מחירי הדיור מהמדיניות המוניטרית (אשר משתקפת על ידי פער הריבית הריאלית). בנוסף, ההנחה היא שאינפלציה (השנתית) במחירי הדירות צפויה להתגלגל בחלקה גם למחירי הדיור לאחר כחצי שנה.

2.3.2.1 משוואת האינפלציה עבור מחירי דירות (נדל"ן)

$$\pi_t^{assets} = \beta_1\pi_{t-1}^{assets} - \beta_2\pi_{t-2}^{assets} + \beta_3\pi_{t-3}^{assets} + (1 - \beta_1 + \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar}$$

2.3.3 משוואת האינפלציה עבור הלבשה והנעלה

מחיר הלבשה והנעלה כוללים למעשה עונתיות בלבד, כאשר בנוסף לעונתיות החודשית, יש השפעה גם למועדי החגים העבריים (חגי תשרי ופסח).

⁷ כפי שניתן לראות בחלק מהמשוואות שפורטו לעיל וברבות מהמשוואות הבאות, נעשה שימוש רב בטכניקה של כפייה על סכום של מספר מקדמים לערך של 1. שימוש זה מביא לידי ביטוי הנחה, שהמצב העמיד של משתנים אלה זהה ושהוא זהה למשתנה הנחזה (ברוב המקרים שינויים במחירי סעיפים שונים).

2.3.4 משוואת האינפלציה עבור אנרגיה

מחירי האנרגיה מורכבים ממחירי (האחוזים מציינים את המשקל מתוך סעיף האנרגיה)⁸:

- דלקים ושמונים – 50.4% ;
- חשמל (מתפתח קדימה בהתאם ליעד האינפלציה) – 43.1% ;
- גז – 6.1% ;
- סולר – 0.4% .

2.3.4.1 משוואת האינפלציה עבור דלקים ושמונים

$$\pi_t^{fuel} = \frac{1}{\beta_1} \left((1 - \beta_2)\pi^{tar} - \beta_3\Delta f x_{t-1} - \beta_2\pi_{t-1}^{fuel} \right)$$

π_t^{fuel} – האינפלציה במחירי דלקים ושמונים ;

2.3.4.2 משוואת האינפלציה עבור גז

$$\pi_t^{gas} = (1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar} + \beta_1(\Delta f x_{t-1}) + \beta_2(\Delta f x_{t-2}) + \beta_3(\Delta f x_{t-3})$$

π_t^{gas} – האינפלציה במחירי גז ;

2.3.4.3 משוואת האינפלציה עבור סולר

$$\pi_t^{soler} = \beta_1\pi_{t,12}^{soler} + \beta_2(\Delta f x_{t-1}) + \beta_3\pi_{t-1}^{fuel} + (1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar}$$

π_t^{soler} – האינפלציה במחיר הסולר.

2.4 תהליכים אקסוגניים במודל

בעשור האחרון מתרחשות שתי תופעות שיש להן השלכות על חיזוי האינפלציה והריבית. להלן יוצגו התופעות וכן ההתאמות המתאימות עבורן במסגרת הביצוע של תחזית עם המודל:

א. הירידה בשיעורי הריבית ארוכי הטווח – תהליך הירידה בשיעורי הריבית הריאליים ארוכי הטווח אינו חדש ומלווה את הכלכלה העולמית עוד מלפני המשבר הפיננסי הגדול. גורמים אפשריים לשינוי הם ירידה בשיעורי הצמיחה ("Secular Stagnation"), בין השאר על רקע תהליכים דמוגרפיים ושינויים בהעדפות לצריכה והשקעה. לפיכך, סביר שלפחות באופן חלקי, הירידה המתמשכת בשיעורי הריבית הארוכים משקפת שינויים מבניים ולא תהליכים מחזוריים (Rachel and Smith 2015).

פער הריבית הריאלית במודל מוגדר כאמור כפער בין ריבית בנק ישראל, בניכוי הציפיות לאינפלציה, לריבית העוגן (שהינה משתנה אקסוגני במודל). הפער הזה הוא למעשה ביטוי

⁸ המשתנים הנצפים:

דלקים ושמונים - כמשתנה נצפה של מחירי דלק ושמונים לרכב בתוך הסעיף הראשי תחבורה.
חשמל - כמשתנה נצפה של מחירי חשמל, בתוך הסעיף הראשי של אחזקת דירה.
גז - כמשתנה נצפה של מחירי גז ודמי שירות, בתוך הסעיף הראשי של אחזקת דירה.
סולר - כמשתנה נצפה של מחירי נפט וסולר, בתוך הסעיף הראשי של אחזקת דירה.

למידת ההרחבה (כשהפער שלילי) או הריסון (כשהוא חיובי) המוניטריים. לצורך האמידה של כלל הריבית נעשה שימוש בריבית הריאלית העתידית כריבית עוגן ריאלית⁹. אולם, לצורך ביצוע תחזיות בעזרת המודל, ניתן לבחור בשתי חלופות – שימוש בריבית עוגן קבועה, בהתאם למוצע שלה במדגם או שימוש בערך המשתנה בתהליך אקסוגני המקיים הילוך מקרי:

$$r_t^* = r_{t-1}^* + \epsilon_t^*$$

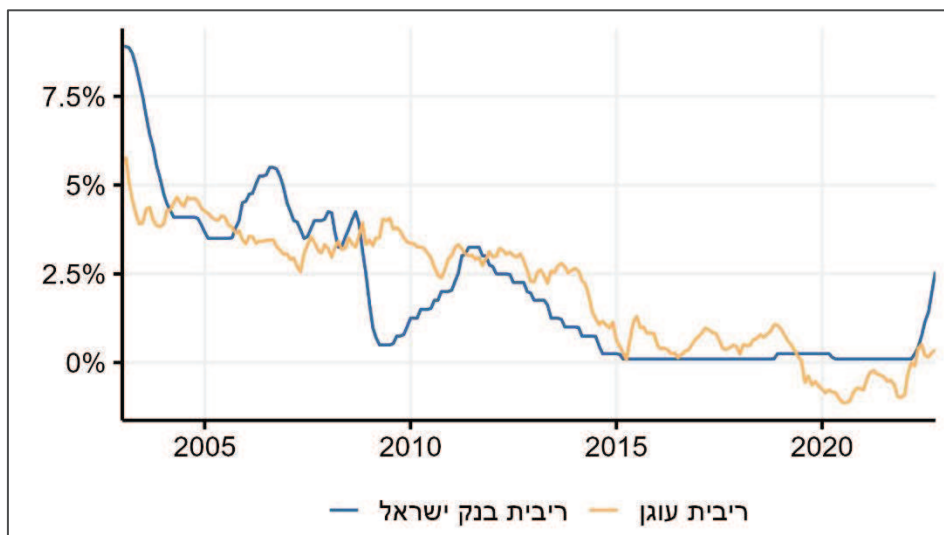
כאשר הערך של משתנה זה, עבור נקודת המוצא בכל תחזית, מבוסס על הריבית-הריאלית ארוכת-הטווח משוק ההון, נכון למועד עריכת התחזית.

ב. יישום מחסום אפס (ZLB) לריבית בנק ישראל – ריבית בנק ישראל, בדומה לריביות של בנקים מרכזיים אחרים בעולם, שהתה במהלך העשור של 2010 - 2020 פרק זמן משמעותי בקרבת מה שנראה כגבולה התחתון (איור 2).

כל עוד מניחים שריבית העוגן קבועה, ברמה של 2.5% שנקבעה על בסיס ממוצע ארוך טווח, לא הייתה לגבול התחתון של הריבית משמעות מעשית. לכן, גם אם המודל כולל מגבלה שמונעת מהריבית לרדת מתחת לאפס, לא צפויה למגבלה כזו להיות השפעה משמעותית על תוואי ריבית שמתקבלים בתחזיות שמבוססות על המודל. אולם, בביצוע תחזית הכוללת הילוך מקרי של ריבית העוגן, הופך גבול תחתון לריבית להיות משמעותי מבחינה מעשית. כך, בעת ביצוע הדמיה לצורך תחזית, הריבית הנומינלית תהיה הגבוהה מבין השניים: הריבית שמתקבלת מכלל ההחלטה הנאמד או אפס:

$$i_t^{boi} = \max(i_t^{boi,unconstrained}, 0)$$

איור 2 – ריבית בנק ישראל וריבית העוגן הריאלית במודל
(ינואר 2003-ינואר 2022)

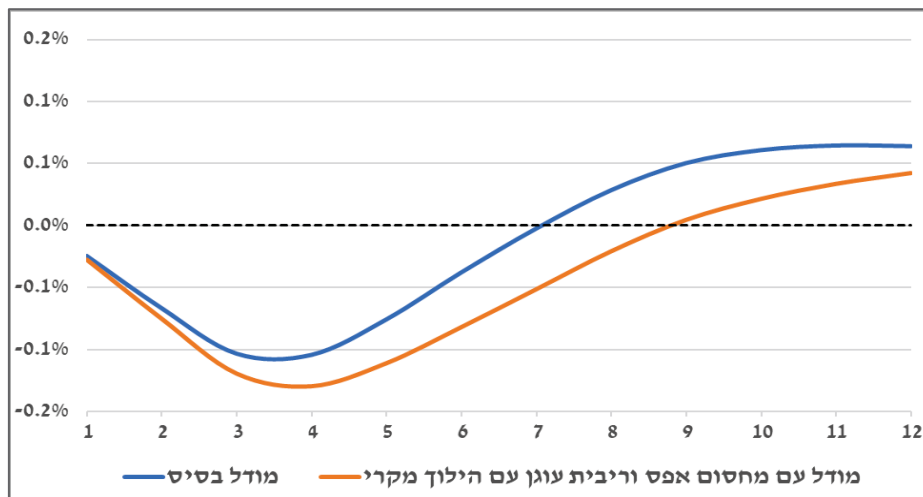


⁹ המשתנה הנצפה המשמש כריבית עוגן הוא נקודת אחוז מתחת לריבית הריאלית העתידית לתקופה שבין השנה החמישית לעשירית (Implied Forward), כפי שהיא נגזרת מהתשואה על אג"ח ממשלתי צמוד מסוג גליל (Beenstock and Ilek 2005). הסיבה להפחתה של 1% היא ההנחה שריבית השוק כוללת רכיב של Term Premium. כמותית, הבחירה ב-1% נשענת על Argov et al (2012). שיעורי הריבית הריאליים ארוכי הטווח ירדו משמעותית בחמש השנים האחרונות, מה שהוביל לפי ספציפיקציה זו לירידה משמעותית בריבית העוגן.

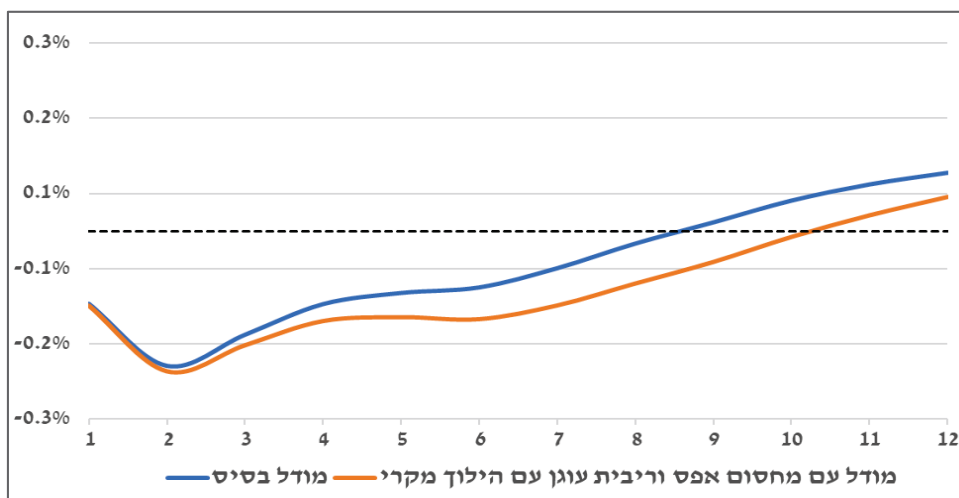
אם כן, שני המנגנונים המתוארים (מגבלת האפס וריבית עוגן דינמית) קשורים זה בזה: אפקטיביות האחד גבוהה יותר כשהשני מתקיים גם הוא. כשריבית העוגן יכולה להשתנות, היא תהיה מדי פעם נמוכה; במקרה כזה, ייתכן שהתחזית תכלול הרחבה מוניטרית משמעותית, עד כדי ריבית שלילית ולכן תהיה לחסם האפס משמעות מעשית.

כדי לבחון כיצד מנגנונים אלה באים לידי ביטוי, מוצגות באיורים 3-4 התגובות הדינמיות של האינפלציה לזעזוע ביקושים (זעזוע למשוואת פער התוצר - $\epsilon_t^{y^{gap}}$) ולזעזוע לשע"ח הנומינלי ($\epsilon_t^{\Delta f x}$). בשני המקרים יש השוואה בין תגובת האינפלציה במסגרת מודל "מורחב", שכולל חסם אפס וריבית עוגן המקיימת הילוך מקרי, לבין תגובתה במסגרת מודל בסיסי, שלא כולל את שני המנגנונים הללו.

איור 3 – תגובת האינפלציה לזעזוע שלילי של 2% לפער התוצר¹⁰
(חודשי תחזית)



איור 4 – תגובת האינפלציה לזעזוע של 2% לשער החליפין¹¹



¹⁰ הבחירה בזעזוע שלילי בעצמה של 2% באה כדי להביא לידי ביטוי את מחסום האפס לריבית בנק ישראל.
¹¹ זעזוע מסוג זה יכול לבטא עלייה בפרמיית הסיכון של המשק.

ניתן לראות שהמנגנונים המתוארים מחזקים ומאריכים את תגובת האינפלציה לזעזועים שליליים לפער התוצר ולשער החליפין: במודל שבו קיימת מגבלה על הורדת הריבית מתחת לאפס, כאשר הריבית הטבעית נמוכה יותר, המדיניות המוניטרית מתקשה לבצע הרחבה משמעותית וכתוצאה מכך מתקשה להחזיר את האינפלציה ליעדה.

ג. פרמיית סיכון לשער החליפין – סטייה ממשוואת UIP, אשר יכולה לבטא את ההתפתחות פרמיית הסיכון המקומית ביחס לחו"ל:

$$rp_t = 0.1rp_{t-1} + 0.9(\Delta fx_t - (i_t^{usd} - i_t^{BOI}))$$

3. טיב התחזית

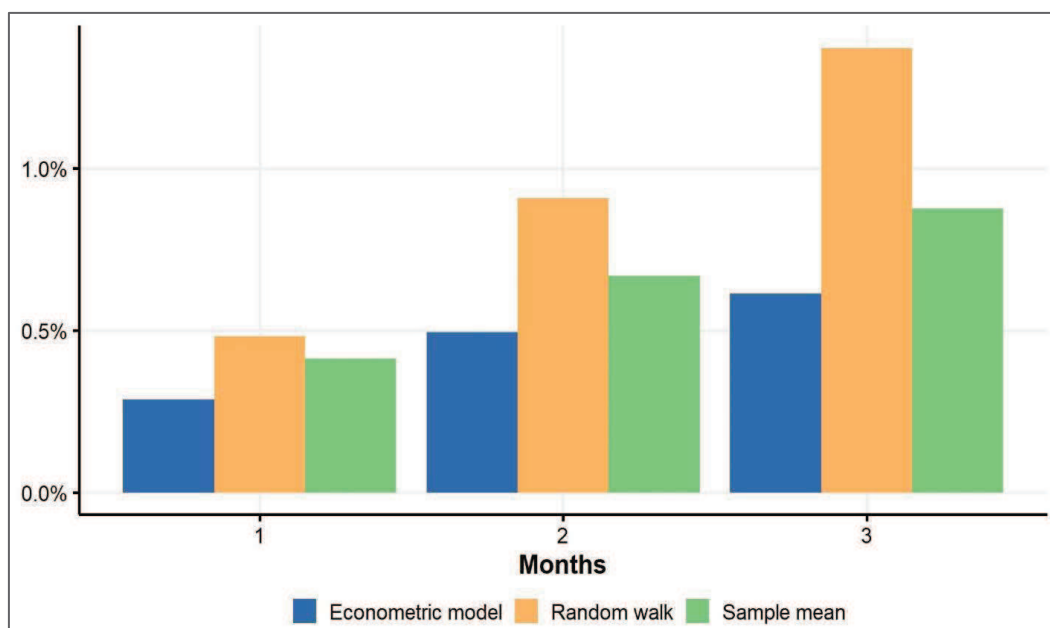
לשם בחינת טיב ההתאמה של המודל בתוך המדגם, מציג איור 5 השוואה של טיב ההתאמה בשנים 2002-2018, לצד טיב התחזית עד שלושה חודשים קדימה של שתי חלופות נאיביות:

(א) תחזית נאיבית אשר מניחה שהאינפלציה השנתית בשנה הקרובה תהיה זהה לזו של השנה החולפת (תחזית של מהלך מקרי);

(ב) תחזית שעושה שימוש בממוצע האינפלציה בתקופת המדגם (תחזית שה-RMSE שלה משקף למעשה את סטיית התקן של האינפלציה).

טיב התחזית חושב לפי תבחין שורש טעות ריבועית ממוצעת (RMSE). טיב התחזית של המודל בתוך המדגם כפי שניתן לראות באיור 5, עדיף על החלופה הנאיביות.

איור 5 – טיב תחזיות האינפלציה לטווח של עד שלושה חודשים (RMSE של טעות התחזית 2002-2018)

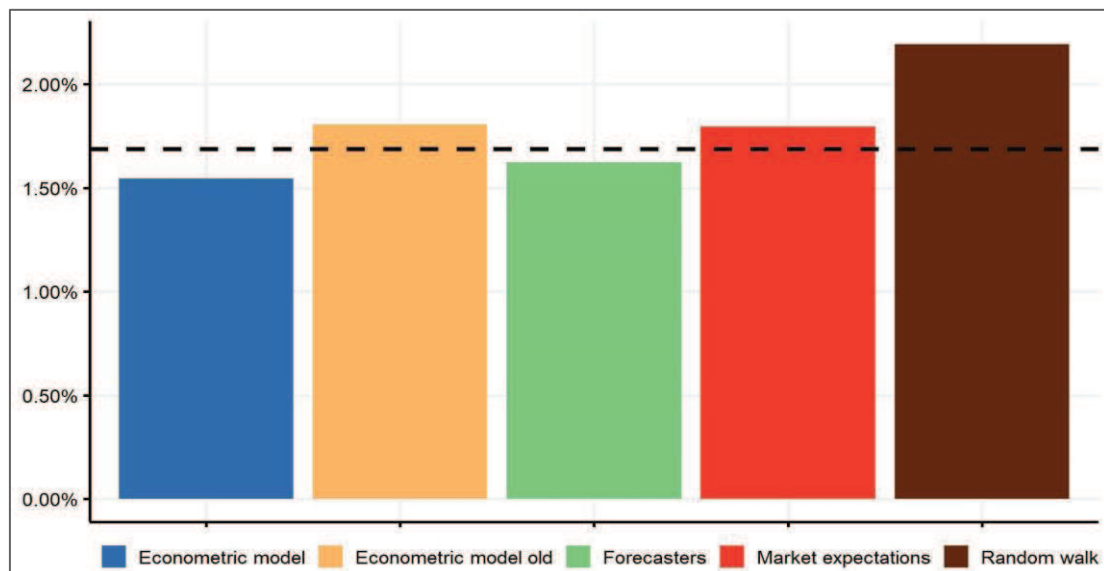


בנוסף לבדיקה זו ולשם בחינת האפשרות להרחיב את השימוש במודל לטווחים ארוכים יותר, נעשתה גם בחינה של טיב התחזית של המודל לטווח של שנה. לשם כך, נעשתה השוואה לחלופות נוספות לחיזוי האינפלציה:

- (א) ממוצע תחזית האינפלציה של החזאים המקצועיים;
- (ב) הציפיות לאינפלציה משוק ההון ("Break even");
- (ג) תחזית של המודל האקונומטרי בגרסתו הקודמת¹².

טיב התחזית (בתוך המדגם) חושב לפי תבחין שורש טעות ריבועית ממוצעת (RMSE). טיב התחזית של המודל האקונומטרי לטווח של שנה (1.54%), כפי שניתן לראות באיור 6, עדיף מעט מזה של ממוצע החזאים (1.62%) ושוק ההון (1.79%). התחזית של מהלך מקרי מגיעה לביצועים הנמוכים ביותר (2.19%). תחזית המודל לפני השיפורים (1.81%), עדיפה על מהלך מקרי ודומה ברמתה לתחזיות החזאים וציפיות השוק. סטיית התקן של המדגם (טעות ממוצעת מהממוצע), אשר עומדת על 1.69%, מסומנת בקו מקווקו שחור.

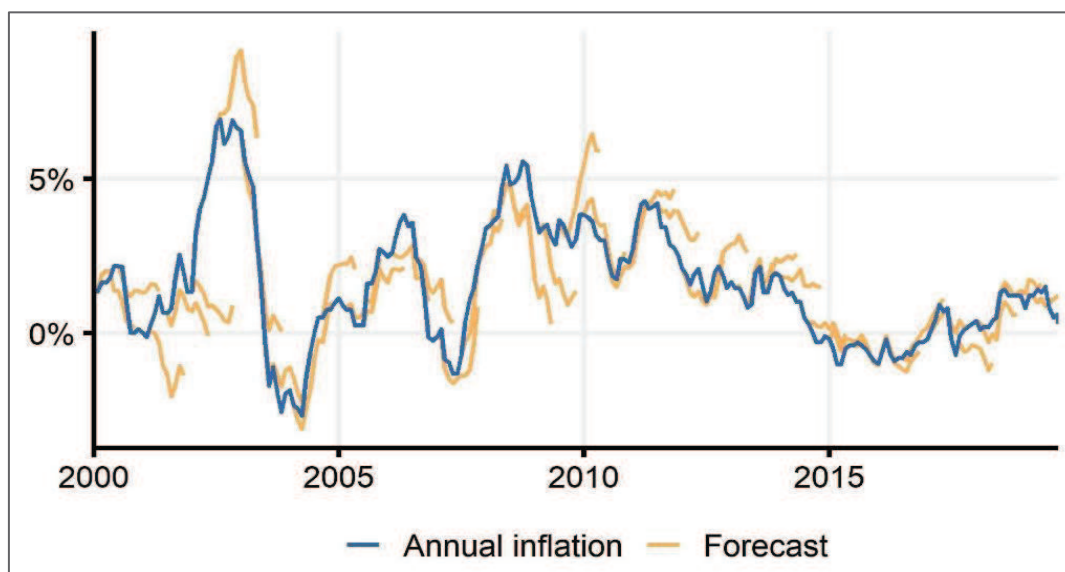
איור 6 – טיב תחזיות האינפלציה לטווח של שנה
(RMSE של טעות התחזית 2002-2018)



איור 7 מציג על בסיס הפרמטרים שהוצגו גרף חוטים של תחזיות המודל עבור האינפלציה השנתית בתוך המדגם. נראה שבמשך רוב תקופת המדגם תופס המודל את כיוון האינפלציה באופן יפה, כאשר בולטים לרעה מקרים שבהם האינפלציה עברה שינוי חד ושהם החטיאה התחזית את האינפלציה בפועל באופן משמעותי. תופעה בולטת נוספת מהווה החטאת האינפלציה כלפי מעלה באופן עקבי בתקופה 2010 - 2020. שנים אלה מאופיינות באינפלציה נמוכה בעלת התמד גבוה, לצד ריבית נמוכה שנמצאת בקרבת המחסום האפקטיבי (ראו איור 2). אולם, נראה שבסביבות שנת 2015, לצד הירידה של ריבית בנק ישראל אל עבר מחסום האפס, "מפנים" המודל את רמת הריבית הנמוכה (תהליך דומה מתרחש בשנים אלה גם בתחזיות החזאים והשוק) ונראה שבשנים שלאחר מכן התחזית מכוילת יותר.

¹² הגרסה החדשה כללה אמידה מחדש של הפרמטרים וכן שיפור התהליכים האקסוגניים כפי שפורט בחלק 2.4.

איור 7 – תחזיות המודל (בתוך המדגם) עבור האינפלציה לטווח של 12 חודשים



4. סיכום

המודל האקונומטרי מאפשר תחזית של האינפלציה, תוך חלוקה שלה לסעיף ליבה ולסעיפי רכיבים אחרים, כאשר רכיב הליבה מושפע ממערכת משוואות בהשראת המודל הניאו-קיינסיאני. משוואות המודל מביאות לידי ביטוי גורמי מקרו והרכיבים האחרים מושפעים בעיקר מניתוח מיקרו של עונתיות והשפעות של משתנים אקסוגניים. משוואות המודל נאמדו כל אחת בנפרד בשיטות OLS ובשיטת GMM, תוך שימוש במשתני עזר. לאחר אמידה מעודכנת של המודל ושיפור במידול של חלק מהתהליכים האקסוגניים, טיב התחזית של המודל לטווח של שנה קרוב יחסית לטיב התחזית של ציפיות השוק ותחזיות החזאים. מבחינה של טיב התחזית על פני זמן וכאשר אין שינויים חדים במגמת האינפלציה, נראה שהמודל חוזה את האינפלציה במידה טובה.

רשימת מקורות

- אילק, א', (2006), "מודל חודשי להערכת האינפלציה והמדיניות המוניטרית בישראל". בנק ישראל, עיונים מוניטריים " 2006.04.
- סוחוי, ט' ורוטברגר, יי (2006), "שיפור טיב המודל העונתי לחיזוי מדד המחירים לצרכן לטווח קצר", מאמרים לדיון, בנק ישראל, 2006.06.
- Argov, E. Barnea, E. Binyamini, A. Borenstein, E. Elkayam, D. Rozenshtrom, I. "MOISE: A DSGE model for the Israeli Economy", Discussion Paper, Bank of Israel, 2012.06.
- Beenstock, M. and A. Ilek (2005). "Wicksell's Classical Dichotomy: is the Natural Rate of Interest Independent of the Money Rate of Interest?" Monetary Studies, Bank of Israel, No. 4.
- Chen-Zion, Y. (2021). *Estimation of a Macroeconomic Model for the Israeli Economy* (No. 2021.22). Bank of Israel.
- Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.
- Rachel, Lukasz and Smith, Thomas, "Secular Drivers of the Global Real Interest Rate" (December 11, 2015). Bank of England Working Paper No. 571.
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, 97(3), 586-606.

א. נספח א' – אמידה

תהליך האמידה כלל אמידה של כל משוואה בנפרד. כמענה לאנדוגניות (בחלק מהמשוואות), נעשה שימוש במשתני עזר. אך מאחר והמענה הזה לא תמיד מספק ובשל בעיות זיהוי של חלק מהפרמטרים, נעשתה בחלק מהמשוואות גם התערבות שיפוטית. זו באה לידי ביטוי, בין השאר, בשימוש במדגם חלקי. הכוונה היא לאפשר שיפוט שיפוע על תחזית המודל, אך כזה שיהיה שיטתי וקבוע על פני זמן (בניגוד להתערבות שיפוטית בכל תחזית בנפרד, כזו שמשתנה מחודש לחודש). ההתערבות התבססה על שני עקרונות מנחים:

- (א) ההשפעה על טיב ההתאמה של האינפלציה הכוללת בתוך המדגם (כזכור, תבחין האמידה הפורמלי ממקסם טיב תחזית רק לחודש אחד קדימה);
- (ב) התאמה לתיאוריה ולבינת הלב הכלכלית שבאה לידי ביטוי בכיווני ההשפעה הצפויים של המשתנים המסבירים, כמו גם בסדרי הגודל שלה.

למעט ההתערבות במשוואת כלל הריבית המוניטרית (אשר תפורט בהמשך), ההתערבות כללה בחירה במדגמים אשר הניבו תוצאות סבירות יותר (במובן זה שהן עקביות עם המקובל בספרות). כל ההתערבויות מפורטות בהמשך הנספח.

a. משוואת האינפלציה הבסיסית

$$\pi_t^{base} = \beta_1 \pi_{t-1}^{base} + \beta_2 \pi_t^e + (1 - \beta_1 - \beta_2) \pi_{t,2}^{imp} + \beta_3 \Delta f x_{t,2} - \beta_4 r_{t-1,3}^{gap} + \beta_5 y_{t-1,3}^{gap} + \epsilon_t^\pi$$

שיטת האמידה: OLS

מדגם: 1998m03-2018m02

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.271158	0.058681	4.620888	0.0000
β_2	0.677615	0.060788	11.14711	0.0000
β_3	0.064017	0.013602	4.706485	0.0000
β_4	-0.016782	0.007406	-2.265986	0.0244
β_5	0.004304	0.015280	0.281674	0.7784

R-squared: 0.348618

b. משוואת הציפיות לאינפלציה

$$\pi_t^e = \beta_1 \pi_{t-1}^e + \beta_2 (\Delta f x_t + \Delta \pi_t^{imp}) + (1 - \beta_1 - \beta_2) \pi_t^{base} + \beta_3 y_t^{gap} + \epsilon_t^{\pi^e}$$

שיטת האמידה: OLS

מדגם: 1998m02-2018m02

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.955166	0.007563	126.3006	0.0000
β_2	0.011291	0.001368	8.253568	0.0000
β_3	-0.000959	0.002004	-0.478395	0.6328

R-squared: 0.884815

באופן שיפוטי, הוחלט לכפות מקדם חיובי וקטן עבור פער התוצר (שבאמידה לא התקבל עבורו ערך מובהק). אמידת המשוואה בשיטת OLS הניבה משוואה המאופיינת בטיב תחזית עדיף מזה שהניבה אמידת GMM עם משתני עזר.

c. משוואת פער התוצר

$$y_t^{gap} = \beta_1 y_{t+1}^{gap} + \beta_2 y_{t-1}^{gap} + \beta_3 rer_{t-1,3}^{gap} - \beta_4 r_{t-1,3}^{gap} + \epsilon_t^{y^{gap}}$$

שיטת האמידה: GMM עם משתני העזר:

$$y_{t-1:t-3}^{gap}, rer_{t-1:t-3}^{gap}, r_{t-1:t-3}^{gap}$$

מדגם: 1998m03-2018m02

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.488453	0.009361	52.18207	0.0000
β_2	0.515238	0.009847	52.32260	0.0000
β_3	-0.000789	0.001666	-0.473628	0.6362
β_4	-0.000197	0.001559	-0.126518	0.8994

R-squared: 0.999359

באופן שיפוטי ובהתאם לתיאוריה, הוחלט לשנות את המקדמים להשפעת פער שער החליפין הריאלי ופער הריבית הריאלי משליליים (ללא מובהקים) לחיוביים קרובים לאפס.

d. משוואת השינוי בשער הדולר

$$\Delta f x_t = \frac{1 - \beta_1}{\beta_1} \Delta f x_{t+1} + \frac{1}{12} \frac{i_t^{usd} + rp_t - i_t^{boi}}{\beta_1} - \frac{1}{12} (i_{t-1}^{usd} + rp_{t-1} - i_{t-1}^{boi}) + \epsilon_t^{\Delta f x}$$

שיטת האמידה: GMM עם משתני העזר:

$$\pi_{t:t-12}^{imp} r \Delta f x_{t-1:t-2}, i_{t-1:t-2}^{boi}$$

מדגם: 1997m10-2018m04

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.686290	0.032779	20.93684	0.0000

R-squared: 0.173731

e. משוואת כלל הריבית המוניטרית

האמידה של כלל הריבית (התוצאות מצורפות בהמשך) הניבה מקדם אוטו-רגרסיבי גבוה מ-1 עבור הריבית, ומקדם שלילי עבור פער התוצר. הסיבה המרכזית לתוצאות האלה היא ככל הנראה בעיית זיהוי שנובעת משונות לא מספקת של המשתנה המוסבר (הריבית), כתוצאה מהתקופה הארוכה שבמהלכה

עמדה הריבית בקרבת מחסומה האפקטיבי. תקופה כזו מתאפיינת בחוסר במידע שמתאים לתהליך האמידה, שנובע מכך שהמשתנה המוסבר הינו קבוע וללא שונות. בשל כך הוחלט לכפות ערכים עבור חלק מהפרמטרים בכלל הריבית, על בסיס עבודות אחרות:

- (א) מקדם ההחלקה של הריבית נקבע על 0.92, שעקבי עם מקדם של כ-0.8 עבור תדירות רבעונית – בערך שנמצא בסביבה שנאמדה על ידי *Argov et al (2012)*.
- (ב) עבור המקדם של פער התוצר הוחלט לקבוע אותו על 0.5, ערך אשר מקובל בספרות ובמודלים אחרים עבור פרמטר זה. לדוגמאות ראו *Taylor (1993)*, *Smets & Wouters (2007)* ו-*Chen-Zion (2021)*.
- (ג) עבור המקדם לסטיית האינפלציה מיעדה – כאן נעשה שימוש בתוצאת האמידה, של 1.57, שכן היא נמצאת בקרבת הערכים שנמצאו בעבודות דומות שהוזכרו לעיל.

$$i_t^{boi} = (1 - \beta_1)[(r_t^* + \pi_t^{tar}) + \beta_3 y_{t-1}^{gap} + \beta_2(\pi_{t-1}^e - \pi_t^{tar})] + \beta_1 i_{t-1}^{boi} + \beta_4(i_{t-1}^{boi} - i_{t-2}^{boi}) + \epsilon_t^{boi}$$

שיטת האמידה: *GMM* עם משתני העזר:

$$i_{t-1:t-3}^{boi}, r_t^*, \pi_{t,12}^{tar}, \pi_{t-1:t-3,12}^{exp}, y_{t-1:t-24}^{gap}$$

מדגם: 2013m03-2018m02

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	1.011390	0.004775	211.8122	0.0000
β_2	1.574192	0.298272	5.277710	0.0000
β_3	-0.043787	0.009982	-4.386358	0.0001
β_4	0.150311	0.050478	2.977769	0.0043

R-squared: 0.976694

f. משוואת האינפלציה עבור פירות וירקות

$$\pi_t^{f\&v} = (1 + \beta_1 - \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar} - \beta_4 \Delta f x_{t-1} - \beta_1 \pi_{t-4}^{f\&v} + \beta_2 \pi_{t-12}^{f\&v} + \beta_3 \pi_{t-24}^{f\&v}$$

שיטת האמידה: *OLS*

מדגם: 2008m03-2018m02

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	-0.071709	0.160550	-0.446644	0.6560
β_2	-0.120336	0.088958	-1.352724	0.1788
β_3	0.026888	0.087348	0.307825	0.7588
β_4	0.257744	0.091058	2.830550	0.0055

R-squared: 0.090078

g. משוואת האינפלציה עבור מחירי הדיור

$$\pi_t^{housing} = \beta_1 \pi_{t-1,3}^e + (1 - \beta_1) \pi^{tar} + \beta_2 y_{t-1,6}^{gap} + \beta_3 (\pi_{t-6,12}^{assets} - \pi_{t-6,12}^{housing}) \pi_t^{assets} - \beta_4 r_{t-1,3}^{gap} + \beta_5 (\pi_{t-1,12}^s - \pi_{t-12}^{exp}) + \beta_6 \pi_{t-1}^{housing} - \beta_7 \pi_{t-2}^{housing} + \beta_8 \pi_{t-3}^{housing}$$

הפרמטרים ללא שינוי מהגרסה הישנה של המודל בשל שיקולים של טיב התאמה.

Prob.	Coefficient
β_1	0.25
β_2	0.45
β_3	0.20
β_4	-0.05
β_5	0.004
β_6	0.3
β_7	-0.14
β_8	0.3

h. משוואת האינפלציה עבור מחירי דירות (נדל"ן)

$$\pi_t^{assets} = \beta_1 \pi_{t-1}^{assets} - \beta_2 \pi_{t-2}^{assets} + \beta_3 \pi_{t-3}^{assets} + (1 - \beta_1 + \beta_2 - \beta_3) \pi^{tar}$$

שיטת האמידה: OLS

מדגם: 1999m01-2018m03

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.667686	0.063388	10.53335	0.0000
β_2	-0.315523	0.073751	-4.278206	0.0000
β_3	0.282550	0.061525	4.592435	0.0000

R-squared: 0.361075

כפי שניתן לראות, המקדמים במשוואה בפועל שונים מעט מאלה שבאמידה. השינויים נעשו בהתאם להשפעה על טיב התחזית של משוואת מחירי הדיור.

i. משוואת האינפלציה עבור דלקים ושמן

$$\pi_t^{fuel} = \frac{1}{\beta_1} \left((1 - \beta_2) \pi^{tar} - \beta_3 \Delta f x_{t-1} - \beta_2 \pi_{t-1}^{fuel} \right)$$

שיטת האמידה: OLS

מדגם : 1999m01-2018m02

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.95			
β_2	0.081398	0.064625	1.259539	0.2091
β_3	-0.107938	0.119450	-0.903628	0.3671

R-squared: 0.377319

j. משוואת האינפלציה עבור גז

$$\pi_t^{gas} = (1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar} + \beta_1(\Delta f x_{t-1}) + \beta_2(\Delta f x_{t-2}) + \beta_3(\Delta f x_{t-3})$$

שיטת האמידה : OLS

מדגם : 2002m08-2007m07

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.152822	0.045488	3.359611	0.0013
β_2	0.041251	0.016146	2.554840	0.0135
β_3	0.038677	0.014752	2.621764	0.0114

R-squared: 0.361075

k. משוואת האינפלציה עבור סולר

$$\pi_t^{soler} = \beta_1\pi_{t,12}^{soler} + \beta_2(\Delta f x_{t-1}) + \beta_3\pi_{t-1}^{fuel} + (1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3)\pi^{tar}$$

שיטת האמידה : OLS

מדגם : 2000m08-2007m06

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_1	0.542888	0.161027	3.371404	0.0012
β_2	0.237277	0.042710	5.555540	0.0000
β_3	0.259424	0.091197	2.844666	0.0057

R-squared: 0.687453