

חטיבת המחקר



בנק ישראל

אמידת מודל מקרו-כלכלי למשק הישראלי

יעקב חן ציון *

סדרת מאמרים לדיון 2021.22

דצמבר 2021

בנק ישראל – <https://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר, בנק ישראל – Yaakov.Chen-Zion@boi.org.il
תודות לאלון בנימיני, סיגל ריבון, איתמר כספי, אלכס אילק, יונתן בן שימול ולמשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל. כל הטעויות שנותרו הן על אחריותי.

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

אמידת מודל מקרו-כלכלי למשק הישראלי

יעקב חן ציון

תקציר

עבודה זו מציגה ניסוח ואמידה של מודל מקרו-כלכלי קטן למשק קטן ופתוח, וכן לכלכלה העולמית המשפיעה עליו. מודל זה, מסוג DSGE, מאפשר הערכה וניתוח כולל של מצב המשק לאורך מחזור העסקים, וכן של המגמות ארוכות הטווח. המודל נאמד באמצעות שילוב של אמידה בייסיאנית וקליברציה. מתוצאות האמידה עולה שהעשור האחרון בכלכלה הישראלית מאופיין בזעזועי היצע חיוביים, המתבטאים בשילוב של פעילות גבוהה לצד אינפלציה נמוכה מיעדה ומדיניות מוניטרית מרחיבה. הייסוף בשער החליפין הריאלי, המאפיין את 15 השנים האחרונות, נובע, על פי המודל בעיקר מתהליכים מבניים ארוכי טווח. במסגרת העבודה נותחה התפתחות יעד האינפלציה המשתמע - אשר משקף את האופן בו נתפס יעד האינפלציה של הבנק המרכזי על ידי הציבור. במסגרת הניתוח, נמצא שלא ניתן לייחס חלק משמעותי מהתפתחות האינפלציה לשינויים ביעד בחמש השנים האחרונות. באמצעות המודל נדונה ההשפעה של זעזוע גדול על פירוש ההתפתחויות ההיסטוריות, ומוצגת הצעה להתערבות שיפוטית (שיקול דעת), שמתבססת על מידע שמחוץ למודל, ומאפשרת ניתוח היסטורי תוך הימנעות מהשפעת יתר של הפתעות. מניתוח כזה עולה שעם פרוץ מגפת קוביד-19 בתחילת שנת 2020, ירדו שיעור הריבית הטבעית ושיעור הצמיחה של התוצר הפוטנציאלי ירידה חדה.

Estimation of a Macroeconomic Model for the Israeli Economy

Yaakov Chen Zion

Abstract

This paper presents a formulation and an estimation of a small macroeconomic model for a small and open economy, as well as for the effect of the global economy on it. This DSGE type model allows for the overall assessment and analysis of the state of the economy throughout the business cycle, as well as of its long-term trends. The model is estimated by using a combination of Bayesian estimation together with calibration. The results of the estimation reveal that the last decade in the Israeli economy has been characterized by positive supply shocks, which are reflected in the combination of elevated activity, side by side with below-target inflation and an expansionary monetary policy. The appreciation in the real exchange rate, which has characterized the last 15 years, stems mainly, according to the model, from long-term structural processes. The development of the implied inflation target was analyzed - which reflects the way the central bank's inflation target is perceived by the public. As part of the analysis, it has been found that a significant part of the development of the inflation cannot be attributed to changes in the target over the course of the past five years. By using this model, we discuss the impact of a major shock over the interpretation of historical developments, and present a proposal for judgmental intervention (discretion), which is based on information which exist outside of the model, and allows for an historical analysis while avoiding the amplified influence of surprises. Such an analysis demonstrates that with the outbreak of the Covid-19 epidemic in the beginning of 2020, the natural rate of interest and the growth rate of the potential output decreased sharply.

1. מבוא וסקירת הספרות

בעבודה זו נאמד מודל קטן מסוג *DSGE* (Dynamic Stochastic General Equilibrium) למשק הישראלי. *QPM* הוא מודל סמי-מבני למשק קטן ופתוח ולשאר העולם (שהוא אקסוגני ביחס למשק הקטן).¹ היתרונות לשימוש במודל סמי-מבני מסוג זה, כוללים יכולת ניתוח של המנגנונים הכלכליים המשמעותיים תוך שמירה על פשטות ומינימליזם, אשר מקלים על הניתוח. שימוש במודל מסוג זה גם מאפשר שילוב מנגנונים נוספים בפשטות ובמהירות יחסית, בלי שהמודל יצטרך לעלות בקנה אחד עם יסודות מיקרו-כלכליים. לעומת זאת, החיסרון של מודלים אלה ביחס למודלים מבניים הוא שניסוח המשוואות אינו מבוסס על אופטימיזציה מפורשת על בסיס יסודות מיקרו-כלכליים, ולכן יש לעיתים קושי מסוים במתן פרשנות מבנית לפרמטרים ולזעזועים השונים.

אמידה של התפתחות הכלכלה עד סוף שנת 2019 באמצעות מודל ה-*QPM* המוצג מלמדת שהאינפלציה הנמוכה של העשור האחרון, לצד ריבית נמוכה וצמיחה גבוהה יחסית, נובעת בעיקרה מזעזועי היצע חיוביים, המתיישרים עם התגברות התחרות במשק. גורמים נוספים לאינפלציה הנמוכה מצויים בהתפתחויות בכלכלה העולמית, אשר תרמו תרומה שלילית לאינפלציה המקומית החל מהמשבר הפיננסי הגדול ב-2008. עוד עולה מהמודל, שהתוצר בשנים האחרונות גבוה ממגמתו, דבר הבא לידי ביטוי בפער תוצר חיובי. על כך נוסף תהליך ממושך של ייסוף שער החליפין הריאלי, הנובע ברובו ממגמת ייסוף ארוכת טווח המבטאת תהליכים מבניים אשר אינם נובעים ממחזור העסקים, כאשר רמתו של שער החליפין הריאלי נמצאת במשך רוב התקופה מעל למגמתו.

הפירוק במודל בין המגמה לסטייה ממנה, הוא בסופו של דבר אומדן. ככל אומדן יש בו טעות, ופוטנציאל הטעות גדל ככל שהזעזועים הפוקדים את הכלכלה חזקים יותר ומחוללים רעשים במערכת. זעזוע כזה ניתן לראות במשבר המפתיע של קוביד-19. בחלק 6 מוצגת המחשה של השפעתו על אומדן המגמות ההיסטוריות באמצעות מחליק קלמן, ומוצגת התערבות שיפוטית הנותנת מענה להתפתחות זו, וכך מאפשרת ניתוח רציף, הכולל גם את שנת 2020 בלי שזעזועי אותה שנה ישפיעו על תמונת ההתפתחויות הכלכליות בשנת 2019.

חלק 7 בוחן בעזרת המודל את "יעד האינפלציה המשתמע" שלפיו כלל הריבית מכוון ליעד השונה במקצת ממרכז היעד הרשמי. על פי התוצאות הייתה בשנים 2014–2019 ירידה קלה של יעד האינפלציה המשתמע, אך לא הייתה לה השפעה ניכרת על התפתחות האינפלציה בפועל.

המודל המוצג בעבודה זו מבוסס על עבודתם של Berg, Karam & Laxton (2006) (להלן BKL). מודלים דומים המבוססים על עבודה זו משמשים לצורך תחזית וניתוח מדיניות בבנקים מרכזיים שונים בעולם: הבנק המרכזי ההודי, כפי שהוצג בעבודה Benes et al. (2017), הבנק המרכזי של דרום אפריקה כפי שהוצג בעבודה Botha, Jager, Ruch & Steinbach (2017) והבנק המרכזי הצי'כי כפי שהוצג בעבודה Benes et al. (2003). המודל, שמשוואותיו נוסחו אד הוק, הוא פשוט יחסית למודלים מבניים אשר פותחו באופן מפורש מיסודות מיקרו, כגון MOISE², אשר באמצעותו נבנית התחזית של חטיבת המחקר בבנק ישראל.³

¹ מודל תחזיות רבעוני - Quarterly projection model.

² Argov et al (2012).

³ מבנה מחזור העסקים במודל מבוסס על קווים מנחים דומים לאלו ששימשו את המודל בעבודתם של Argov & Elkayam (2010), אשר שימש לתחזית בנק ישראל עד 2010. אולם יש גם הבדלים משמעותיים בין המודלים. הבדל חשוב אחד הוא באופן האמידה: אצל Argov & Elkayam (2010) היא נעשתה בגישת GMM לכל משוואה בנפרד, ואילו בעבודה הזאת נאמדה מערכת משוואות.

כאשר מיישמים אמפירית מודל תאורטי, נדרשת התאמה בין הנתונים הנצפים לבין משתני המודל. ספציפית, מודלים של מחזורי עסקים – הן ריאליים (RBC) והן ניאו-קיינסיאנים – מתארים דינמיקה של סטיות ממגמות. כל אחד מהנתונים הנצפים למעשה משקף סכום של שני רכיבים בלתי-נצפים – מגמה וסטייה ממנה. הסטייה מגלמת את רכיב מחזור העסקים, והמגמה מייצגת תהליכים ארוכי טווח. ישנן גישות שונות להפרדה בין שני רכיבים בלתי-נצפים אלו. בעבודה הנוכחית ננקטה גישה רב-משתנית: למודל מוצגים המשתנים הנצפים המקוריים, ובמסגרתו מפרדים בין שני הרכיבים, תוך שימוש במידע הגלום בהתפתחות המשותפת של כלל הנתונים וכן במודל עצמו. במילים אחרות: נעשה כאן סינון המבוסס על מודל, בדומה לעבודותיהם של Argov et al. (2012), ו-Canova (2008); זאת בשונה מעבודתם של BKL, אשר נקטו גישה חד-משתנית והפרידו בין המגמה למשתנה הנצפה בעזרת מסנן דומה למסנן הודריק-פרסקוט.⁴

המודל נאמד תוך שימוש בשילוב של קליברציה לפרמטרים של המשוואות המתארות את המגמות ארוכות הטווח ואמידה ביסיאנית לפרמטרים במשוואות המתארות את התפתחות מחזור העסקים.

הניתוח בחלק האחרון של עבודה זו מצטרף לעבודות נוספות שנדרשו להתאמת המודלים ולהפעלת שיפוט לאחר משבר קוביד-19. Lenza & Primiceri (2020) הציעו להפריד בין אמידת הפרמטרים, שממנה השמיטו את התצפיות החריגות, לבין התחזית, שבה הובא בחשבון השינוי בתנודתיות בתקופת המשבר. Foroni, Marcellino & Stevanović (2020) הציעו להשתמש בדמיון לתחזיות שנערכו בזמן המשבר הפיננסי הגדול כדי להתאים את התחזיות למשבר הנוכחי. Primiceri & Tambalotti (2020), אשר ההצעה בעבודה זו קרובה להצעתם, הציעו לבסס את התחזית על ההנחה שהשינוי במשתנים הנצפים בתחילת 2020 מבוסס על זעזוע אחד – "זעזוע קורונה".

הפרק הבא, פרק 2, מציג את המודל. בפרק 3 מוצגת האמידה. פרק 4 מנתח את ההיסטוריה הכלכלית המקומית לאור המודל הנאמד. פרק 5 עוסק בטיב התחזית של המודל. פרק 6 מציג הצעה להתערבות שיפוטית במסגרת השימוש במודל לצורך פרשנות היסטורית של ההתפתחויות הכלכליות. פרק 7 מציג את התפתחות יעד האינפלציה המשתמע בשנת 2020 לאחר פרוץ משבר הקורונה. פרק 8 מסכם.

2. המודל

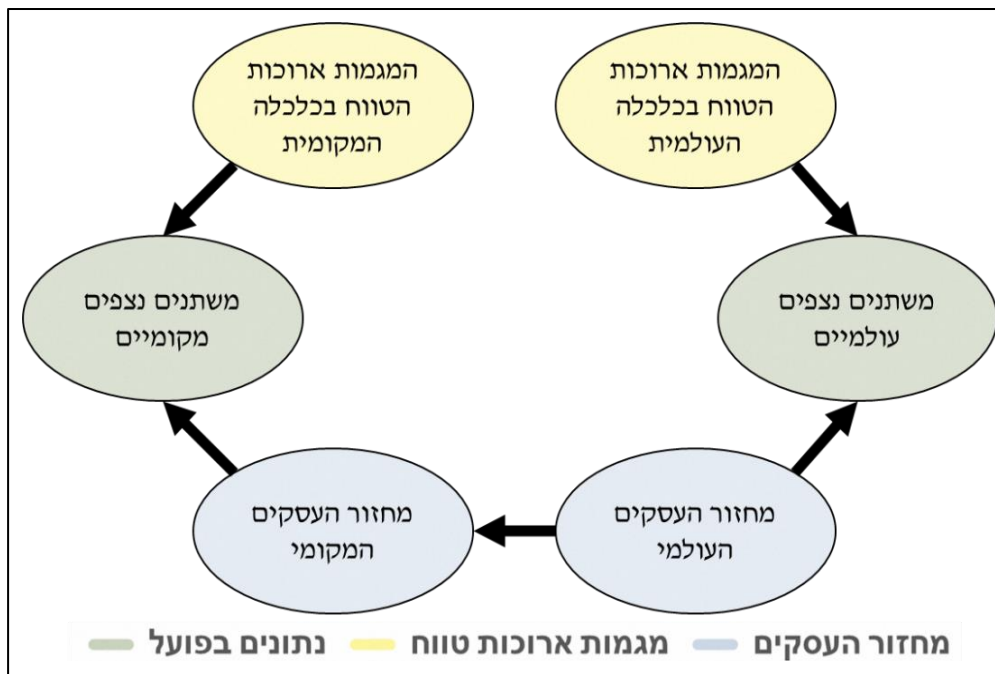
המודל הוא סמי-מבני ובעל מיקוד אמפירי. הגישה המבנית מבססת משוואות על יסודות מיקרו-כלכליים מבניים. אך כיון שהמודל לא פותח מיסודות מבניים כאלה באופן מפורש ופורמלי, אלא הסתפק בניסוח משוואות אד-הוק, השואבות השראה ממודלים מבניים דומים, הוא מאפשר גמישות בהתאמות ובהרחבה של משוואותיו.

המודל כולל שתי כלכלות, המקומית והעולמית, כאשר כל אחת מהכלכלות מתוארת בשלושה חלקים (איור 1). חלק אחד מתאר משוואות מבניות לדינמיקה של מחזור העסקים, כלומר של הסטייה מהמגמות, חלק נוסף עוסק במגמות (שהן אקסוגניות במודל) של המשתנים הנצפים; החלק האחרון מתאר את התפתחות המשתנים הנצפים בכל אחד מהמשקים כסכום של שני החלקים – המגמה והפער

⁴ הבדל חשוב נוסף מעבודתם של Argov & Elkayam (2010) בא לידי ביטוי בפירוק של המשתנים הנצפים למגמות ולסטייה מהמגמות – בעוד ש(Argov & Elkayam (2010) ביצעו סינון מקדים בגישה חד-משתנית (כפי שעשו גם BKL), הפירוק כאן נעשה במסגרת המודל.

ממנה. כפי שמוצג באיור 1, המשק המקומי, בהיותו משק פתוח, מושפע ממחזור העסקים בעולם, ובהיותו קטן, אינו משפיע עליהן.

איור 1 – מבנה המודל⁵



א. מחזור העסקים

הדינמיקה של מחזור העסקים במשק המקומי מאופיינת במודל על ידי 4 משתני מקרו מרכזיים: פער התוצר, האינפלציה, פער שער החליפין הריאלי ופער הריבית הריאלית. פערים אלה הם ההפרש בין המשתנים בפועל למגמותיהם ארוכות הטווח. במסגרת המודל פערים אלה מושפעים מזעזועי מחזור העסקים. על פי ההגדרה, הדינמיקה של מחזור העסקים, כפי שהיא באה לידי ביטוי במבנה המודל, מביאה להתכנסות המשתנים השונים למגמותיהם. בלוק מחזור העסקים מתאר את הדינמיקה של "סיגירת הפערים", כלומר של התכנסות המשתנים הנצפים למגמותיהם. מכאן ואילך סימון משתנה בכוכבית ייצג את מגמת המשתנה, וסימון משתנה בכוכבית ייצג את הפער בין המשתנה לאותה מגמה כך ש:

$$\hat{x} \equiv x - x^*:$$

כל הפרמטרים מבטאים ערך מוחלט (חיוביים), כך שכאשר ההשפעה של משתנה מסביר היא שלילית, יופיע סימן מינוס לפני הפרמטר במשוואה.

⁵ ישנם במודל מספר ערוצים שבהם יש למגמות הכלכלה העולמית השפעה ישירה על מחזור העסקים המקומי, דרך משוואת UIP, אך עבודה זו לא תתמקד בהם. ראו הערה 9.

משוואת IS עבור פער התוצר:⁶

$$\hat{y}_t = \beta_{lead} \cdot E_t(\hat{y}_{t+1}) + (1 - \beta_{lead})\hat{y}_{t-1} - \beta_r \hat{r}_{t-1} + \beta_z \hat{z}_{t-1} + \beta_{y^{row}} \hat{y}_t^{row} + \epsilon_t^y \quad (1)$$

כאשר (תוך הזנחת תת-אינדקס הזמן):

- $\hat{y}$ – פער התוצר. פער התוצר ($\hat{y}$) מוגדר כפער בין רמת התוצר בפועל (y) לבין מגמת התוצר (y^*).
- $\hat{r}$ – פער הריבית הריאלית. פער הריבית הריאלית ($\hat{r}$) מוגדר כפער בין שיעור הריבית הריאלית בפועל (r) לבין מגמתה (r^*). הריבית הריאלית מוגדרת כהפרש בין הריבית הנומינלית האפקטיבית (הכוללת מרווח) לתוחלת האינפלציה הצפויה, כך ש: $r_t \equiv i_t^{Boi} + s_t - E_t(\pi_{t+1})$
- s – המרווח האקסוגני והאינרציאלי בין ריבית השוק האפקטיבית לבין ריבית הבנק המרכזי.
- $\hat{z}$ – פער שער החליפין הריאלי. מוגדר כפער בין שער החליפין הריאלי (z) לבין המגמה שלו (z^*), כאשר שער החליפין הריאלי עצמו מוגדר כיחס בין המחירים בשאר העולם לבין המחירים המקומיים.
- ϵ^y – זעזוע ביקוש.

מבנה המשוואה שואב השראה מהתיאוריה הניאו-קיינסיאנית: הוא כולל קשר דינמי בין פערי התוצר בתקופות שונות, וכן השפעה מרסנת של הריבית, לצד שתי השפעות מרחיבות של משק פתוח – השפעה מרחיבה של הסחר העולמי, התורמת לביקושים ליצוא, ושל שער החליפין הריאלי, הן עקב השפעתו המרחיבה על היצוא, והן עקב הסטת ביקושים מיבוא למוצרים ושירותים מקומיים ("Expenditure switching effect").⁷

1) עקומת פיליפס לאינפלציה במדד המחירים לצרכן:

$$\pi_t = \alpha_{lead} \cdot E_t(\pi_{t+4}^4) + (1 - \alpha_{lead})\pi_{t-1}^4 + \alpha_{\hat{y}} \hat{y}_{t-1} + \alpha_{\Delta z} \Delta z_t + \alpha_{\pi^{oil}} \pi_t^{oil} + \epsilon_t^\pi \quad (2)$$

כאשר:

- π – האינפלציה המקומית ברבעון הנוכחי (במונחים שנתיים).
- π^4 – האינפלציה השנתית המקומית (האינפלציה המצטברת במהלך ארבעת הרבעונים האחרונים).
- Δz – השינוי בשער החליפין הריאלי (במשוואה זו מדובר בשינוי בשער הנצפה, דהיינו בשינוי המושפע גם מהשינוי במגמה של שער החליפין הריאלי).
- π^{oil} – האינפלציה של מחירי הנפט (במונחי המטבע המקומי).
- ϵ^y – זעזוע היצע ("Cost push shock").

⁶ כאן, ובהמשך, row מציין את שאר העולם (Rest of the world).

⁷ הגורם האוטורגסיבי במשוואת IS מתיישב עם הרגלי הצריכה של הפרטים ועם העלויות של הפירמות להתאמת השקעתן. ראו Smets & Wouters (2003), Argov et al. (2012) ו-Argov & Elkayam (2010).

מבנה המשוואה עולה בקנה אחד עם עקומת פיליפס, המתקבלת על פי התיאוריה הניאו-קיינסיאנית, וכוללת קשיחות מחירים בגישת Calvo (1983)⁸. השפעת השינוי בשער החליפין הריאלי למעשה מבטאת את השינוי העודף (מעבר לשינוי באינפלציה המקומית) בשער החליפין הנומינלי ובמחירי חו"ל.

(2) משוואת UIP לשער החליפין:

$$z_t = \gamma E_t(z_{t+1}) + (1 - \gamma)z_{t-1} - (r_t - r_t^{row} - rp_t) + \epsilon_t^z \quad (3)$$

כאשר:

r_t^{row} – הריבית הריאלית העולמית.

rp – פרמיית סיכון "מבנית", המוגדרת, זהותית, כסכום של שני גורמים: מגמת שער החליפין הריאלי והפרש המגמות בריבית הריאלית (בין המקומית והעולמית)⁹.

ϵ_t^z – זעזוע לשער החליפין הריאלי.

(3) משוואת טיילור לכלל הריבית:

$$i_t^{Boi} = \delta_{lag} i_{t-1}^{Boi} + (1 - \delta_{lag}) \cdot [r_t^* + \pi_t^4 - s_t + \delta_\pi E_t(\pi_{t+4}^4 - \pi^*) + \delta_{\hat{y}} \hat{y}_t] + \epsilon_t^{eff} \quad (4)$$

כאשר:

i_t^{Boi} – הריבית הנומינלית במשק

ϵ_t^{Boi} – זעזוע מדיניות.

המבנה של כלל הריבית תואם את הספרות המקובלת ביחס לכלל טיילור (Taylor (1993). בהתאם למבנה הכלל, כאשר $\delta_\pi > 1$, מתקיים עקרון טיילור, המבטיח יציבות של המערכת סביב מצב עמיד, המאופיין, בין השאר, בשיעור אינפלציה התואם את היעד.

המשוואות המקבילות לגבי הכלכלה העולמית מוצגות בנספח א' I.1. הואיל והמשק המקומי קטן, הוא אינו משפיע על ההתפתחויות העולמיות. לפיכך המשוואות המתארות את שאר העולם הן מקרה פרטי של משוואות 1,2 ו-4 למשק סגור.

יעד המדיניות המרכזי הוא האינפלציה, אולם המדיניות אינה משפיעה עליה באופן ישיר, אלא באופן עקיף בלבד – דרך ההשפעה על הפעילות במשק ועל שער החליפין. כאשר הבנק המרכזי מוריד את הריבית הנומינלית, וכתוצאה מכך יורדת הריבית הריאלית, יש לכך השפעה מרחיבה על הביקושים

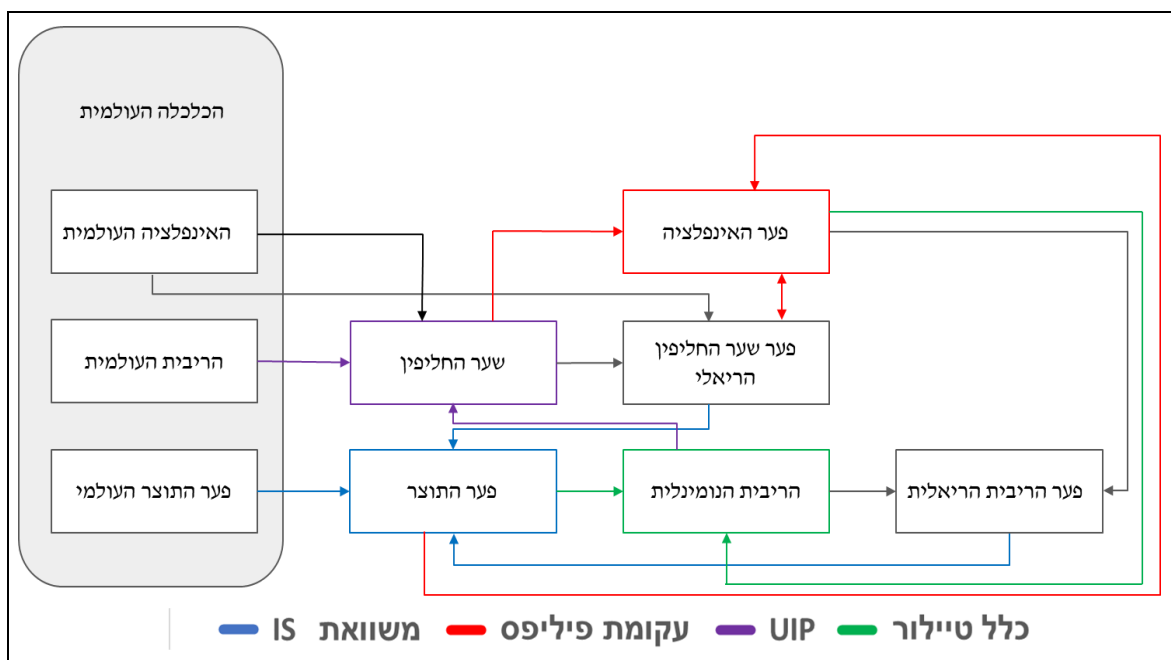
⁸ בשונה מעקומת פיליפס ניאו קיינסיאנית סטנדרטית, כוללת המשוואה גורם אוטורגרסיבי, המתיישב עם קיומן של פירמות שמצמידות את מחיריהן למדד המחירים. ראו (Smets & Wouters (2003), Argov et al. (2012) ו-Argov & Elkayam (2010).

⁹ באופן פורמלי: $rp_t = 4((z_t^* - E_t(z_{t-1}^*)) + (r_t^* - r_t^{*row}))$

במשק, כפי שמתבטא בהשפעה על פער התוצר במשוואת IS (משוואה 1). פער התוצר משפיע ישירות על האינפלציה לפי עקומת פיליפס. הורדת הריבית משפיעה גם על שער החליפין הריאלי, דרך משוואת UIP (משוואה 3). הורדה של הריבית הנומינלית מפחתת את שער החליפין הנומינלי, ולכן גם את הריאלי. לפיחות הריאלי יש השפעה מרחיבה על האינפלציה – הן במישרין (כפי שמתבטא במשוואת פיליפס, משוואה 2) והן בעקיפין, דרך השפעתו של פיחות ריאלי על הביקושים לתוצר (משוואת IS, משוואה 1). בהתאם לכלל הריבית (משוואה 4), המדיניות לא מגיבה ישירות על שער החליפין (אך היא מגיבה עליו בעקיפין, דרך תגובתה לאינפלציה).

מנגנוני ההשפעה של המדיניות המוניטרית, לצד מנגנונים אחרים, מתוארים באיור 2, תוך פישוט של חלק מהם.¹⁰

איור 2 – הדינמיקה של מחזור העסקים



ב. בלוק המגמות ארוכות-הטווח של המשתנים הנצפים

המגמות ארוכות הטווח מנוסחות בצורה מצומצמת (כתהליך $AR1$). זאת משום שהמטרה המרכזית של המודל היא לתאר את הגורמים המסבירים את מחזור העסקים, ולכן הגישה לתהליכים ארוכי הטווח היא מפשטת. להלן מפורטות המשוואות של המגמות ארוכות הטווח בכלכלה המקומית.¹¹

מגמת הצמיחה של התוצר :

$$\Delta y_t^* = (1 - \rho_{\Delta y^*}) \overline{\Delta y} + \rho_{\Delta y^*} \Delta y_{t-1}^* + \epsilon_t^{\Delta y^*} \quad (5)$$

מגמת הריבית הריאלית :

$$r_t^* = (1 - \rho_{r^*}) \bar{r} + \rho_{r^*} r_{t-1}^* + \epsilon_t^{r^*} \quad (6)$$

¹⁰ האיור מבוסס על איור דומה מתוך עבודתם של Botha, Jager, Ruch & Steinbach (2017).

¹¹ המשוואות המתארות את מגמות הכלכלה העולמית מוצגות בנספח א' II.1.

המרווח:

$$s_t = (1 - \rho_s)\bar{s} + \rho_s s_{t-1} + \epsilon_t^s \quad (7)$$

מגמת שער החליפין הריאלי:

$$z_t^* = (1 - \rho_{z^*})\bar{z} + \rho_{z^*} z_{t-1}^* + u_t^{z^*} \quad (8)$$

$$u_t^{z^*} = \rho_u u_{t-1}^{z^*} + \epsilon_t^{u^{z^*}} \quad (9)$$

מגמת האינפלציה היא למעשה יעד האינפלציה.¹² לגבי כל אחד מהתהליכים הגודל המסומן בקו עליון הוא הערך שאליו התהליך האקסוגני מתכנס בטווח הארוך. כך, לדוגמה, התהליך האקסוגני להתפתחות המגמה של הריבית הריאלית (r_t^*) מתכנס לשיעור של $\bar{r}$. מאחר שהדינמיקה של מחזורי העסקים משקפת התכנסות של המשתנים השונים למגמותיהם (כאשר מתקיים עקרון טיילור כפי שתואר לעיל), גם הריבית הריאלית (r) מתכנסת למגמתה, וכך – גם אל הפרמטר $\bar{r}$, שניתן לראות בו את הריבית הטבעית של הטווח הארוך.

המגמה של שער החליפין הריאלי ממודלת באופן שונה במקצת מאשר שאר המגמות. כך, משיקולים אמפיריים, המגמה של שער החליפין הריאלי מושפעת מזעזוע בעל מתאם סדרתי.

ג. בלוק המשתנים הנצפים

משוואות אלה מקשרות בין המשתנים הנצפים לבין שני רכיביהם על פי המודל – המגמות ארוכות הטווח והסטיות מהן (פערים המבטאים את מחזור העסקים).

נתוני הצמיחה מקושרים לשינוי במגמת התוצר ולשינוי בפער התוצר:

$$\Delta y_{obs,t} = \Delta y_t^* + \Delta \hat{y}_t \quad (10)$$

השינוי הנצפה בשער החליפין הנומינלי מקושר לסכום של שני שינויים – בשער החליפין הריאלי ובהפרש האינפלציות בין הארץ לחו"ל.

$$\Delta f x_{obs,t} = \Delta z_t + \pi_t - \pi_t^{row} \quad (11)$$

הריבית ושיעור האינפלציה במודל מקושרים לערכיהם הנצפים באופן ישיר:¹³

$$i_{obs,t}^{Boi} = i_t^{Boi} \quad (12)$$

$$\pi_{obs,t} = \pi_t \quad (13)$$

¹² במסגרת המודל יעד זה הוא קבוע על פני זמן. (המשתנה הנצפה של האינפלציה מותאם ליעד זה על ידי ניכוי ההפרש של יעד האינפלציה מ-2%). לכן הבלוק של המגמות לא מתייחס לדינמיקה של מגמת/יעד האינפלציה. בחלק 7 יוצג ניתוח אשר משנה הנחה זאת ומניח שגם יעד האינפלציה הוא מגמה מתפתחת.

¹³ כזכור, כלל הריבית כולל מרווח אקסוגני ואינרציאלי, שלמעשה ניתן להתייחס אליו כאל מגמה. כמו כן, מהמשתנה הנצפה של האינפלציה נוכתה עונתיות, וכן ההפרש של יעד האינפלציה מ-2%, כך שהנתונים "מנורמלים", בדומה למצב שבו יעד האינפלציה היה 2% לאורך כל תקופת המדגם.

3. האמידה

א. שיטת האמידה

המודל נאמד באמצעות שילוב טכניקה של אמידה בייסיאנית וקליברציה, כפי שמקובל באמידה של מודלים מסוג *DSGE*. אמידת הפרמטרים במשוואות המבניות של מחזור העסקים (משוואות 1–4) היא בייסיאנית, ולצורך קביעת פריור ראשוני לאמידה נאמדו המשוואות המבניות בטכניקת *OLS*.¹⁴ שילוב זה של אמידה בייסיאנית עם פריור מאמידת *OLS* נבחר כדי לתת מענה לחסרונות של כל אחת מהשיטות. האמידה בשיטת *OLS* כאוסף משוואות בודדות לוקה בבעיות של זיהוי והטיה. האמידה כמערכת משוואות נותנת לכך מענה מסוים, אך לרוב מצריכה שימוש בטכניקה של אמידה בייסיאנית, הכוללת פריור, כדי לספק קמירות של קריטריון האמידה. שילוב של הגישות מאפשר אמידה כמערכת, המתכנסת סביב ערכים העולים בקנה אחד עם המתאמים האמפיריים. לפרמטרים במשוואות המגמות (משוואות 5–9), בוצעה קליברציה – הן לערכי המצב העמיד של המגמות והן עבור הפרמטרים אשר קובעים את הדינמיקה שלהן. העקרונות המנחים בקליברציה היו התאמה למומנטים של נתוני המדגם לגבי הפרמטרים הקובעים את המצב העמיד, והתאמה לתכונות הסטטיסטיות של המגמה לפי מסנן הודריק-פרסקוט לגבי הפרמטרים הקובעים את הדינמיקה של המגמות.¹⁵

האמידה והקליברציה התבססו על הנתונים הרבעוניים הבאים לשנים 1992–2019:

- 1) השינוי בתוצר המקומי;¹⁶
- 2) האינפלציה המקומית;¹⁷
- 3) רמת הריבית הנומינלית של בנק ישראל;
- 4) השינוי בתוצר בכלכלה העולמית;¹⁸
- 5) האינפלציה בכלכלה העולמית;¹⁹
- 6) רמת הריבית הנומינלית בכלכלה העולמית;
- 7) שיעור השינוי בשער החליפין הנומינלי;
- 8) שיעור השינוי של מחירי הנפט.

נתוני הכלכלה העולמית, נעשה שימוש בממוצע משוקלל של ארה"ב, האיחוד האירופי, בריטניה ויפן. השקלול נערך על בסיס Argov et al. (2012).²⁰

ב. תוצאות האמידה

תוצאות אמידת הפרמטרים של המשוואות המבניות מובאות בלוח 1.²¹

¹⁴ במקרים מסוימים נעשה שימוש בפריור (prior) שונה במקצת מתוצאות האמידה המוקדמת ב-*OLS*. פירוט נוסף של תוצאות האמידה ב-*OLS*, הפריורים אשר שימשו לאמידה ואופן הביצוע של הסינון המקדים (Pre filtering) של הנתונים לצורך האמידה מופיע בנספח א'.

¹⁵ ההתאמה למגמה של הודריק-פרסקוט נבחרה משום שזו אחת הדרכים המקובלות להפריד בסדרה בין המגמה לפער, בפרט לגבי משתנים כפער תוצר ופער ריבית ריאלית. פירוט של הקליברציה מובא בנספח א' 3.1.

¹⁶ בניכוי עונתיות, ביחס לגודל האוכלוסייה בגילי העבודה (24–65).

¹⁷ כאמור, בניכוי עונתיות, ובניכוי ההפרש של יעד האינפלציה מ-2%, כך שהנתונים "מנורמלים" בדומה למצב שבו יעד האינפלציה היה 2% לאורך כל תקופת המדגם.

¹⁸ בניכוי עונתיות.

¹⁹ בניכוי עונתיות.

²⁰ המשקלות המעודכנות של הכלכלה העולמית: ארה"ב 43%; גוש האירו 43%; בריטניה 10%; יפן 4%.

²¹ פירוט של תוצאות האמידה לגבי הכלכלה העולמית מובא בנספח א' 6.

לוח 1: התוצאות המרכזיות של האמידה²²

פרמטר			התפלגות פריור			התפלגות פוסטריור			תיאור
סימון	התפלגות	ממוצע	סטיית תקן	שכיח	5%	95%			
IS									
β_{lead}	בטא	0.50	0.06	0.45	0.39	0.51	הקדם של פער התוצר בעתיד		
β_r	בטא	0.10	0.05	0.02	0.004	0.04	השפעת פער הריבית הריאלי על האינפלציה		
β_z	בטא	0.13	0.08	0.003	0.001	0.01	השפעת פער שער החליפין הריאלי על פער התוצר		
$\beta_{\hat{y}^{row}}$	בטא	0.03	0.02	0.03	0.01	0.04	השפעת פער התוצר העולמי על פער התוצר המקומי		
$\sigma^{\hat{y}}$	גמא הופכית	0.89	1.00	0.41	0.35	0.47	סטיית התקן של זעזוע לפער התוצר		
עקומות פיליפס									
α_{lead}	בטא	0.54	0.06	0.59	0.51	0.67	פרמטר קאלבו לאינפלציה		
$\alpha_{\hat{y}}$	בטא	0.10	0.05	0.12	0.05	0.18	השפעת פער התוצר על האינפלציה		
α_z	בטא	0.10	0.05	0.07	0.04	0.11	השפעת השינוי בשער החליפין הריאלי על האינפלציה		
α_{oil_t}	בטא	0.01	0.01	0.01	0.00	0.02	השפעת אינפלציית מחירי הנפט על האינפלציה		
σ^{π}	גמא הופכית	0.80	1.00	2.63	2.32	2.94	סטיית התקן של זעזוע לאינפלציה		
UIP									
γ	בטא	0.51	0.05	0.62	0.57	0.66	מקדם אוטורגרסיבי של שער החליפין הריאלי		
σ^Z	גמא הופכית	0.55	1.00	4.28	3.10	5.41	סטיית התקן של זעזוע לשער החליפין הריאלי		
כלל טיילור									
δ_{lag}	בטא	0.80	0.10	0.84	0.78	0.92	מקדם אוטורגרסיבי של הריבית (החלקת ריבית)		
δ_{π}	בטא	2.00	0.40	1.83	1.33	2.33	השפעת האינפלציה על הריבית		
$\delta_{\hat{y}}$	בטא	0.50	0.10	0.45	0.33	0.56	השפעת פער התוצר העל הריבית		
$\sigma^{i^{eff}}$	גמא הופכית	1.22	1.00	0.73	0.60	0.86	סטיית התקן של זעזוע לריבית		

ביחס לקליברציה בעבודתם של BKL, בולטת ההשתטחות יחסית של עקומת IS. ההשפעות הישירות של פער הריבית הריאלי (0.02) ושל פער שער החליפין הריאלי (0.003) נמוכות מאלה ששימשו את BKL. גם עקומת פיליפס שטוחה יותר, והשפעת פער התוצר על האינפלציה היא 0.12 בלבד, לעומת 0.3 אצל BKL.

תוצאה בולטת נוספת כוללת אומדן של סטיית תקן גבוהה במיוחד לגבי זעזוע של שער החליפין הריאלי (4.28) וזעזוע היצע (2.63); זאת לצד סטיית תקן נמוכה לזעזוע הפעילות (0.41). משמעות התוצאה היא, שהראשונים יהיו משמעותיים בהסבר התפתחות מחזור העסקים במודל. יש לציין שסטיית התקן של זעזוע שער החליפין הריאלי יורדת במידה ניכרת כאשר האמידה אינה כוללת את השנים 1992–2000.

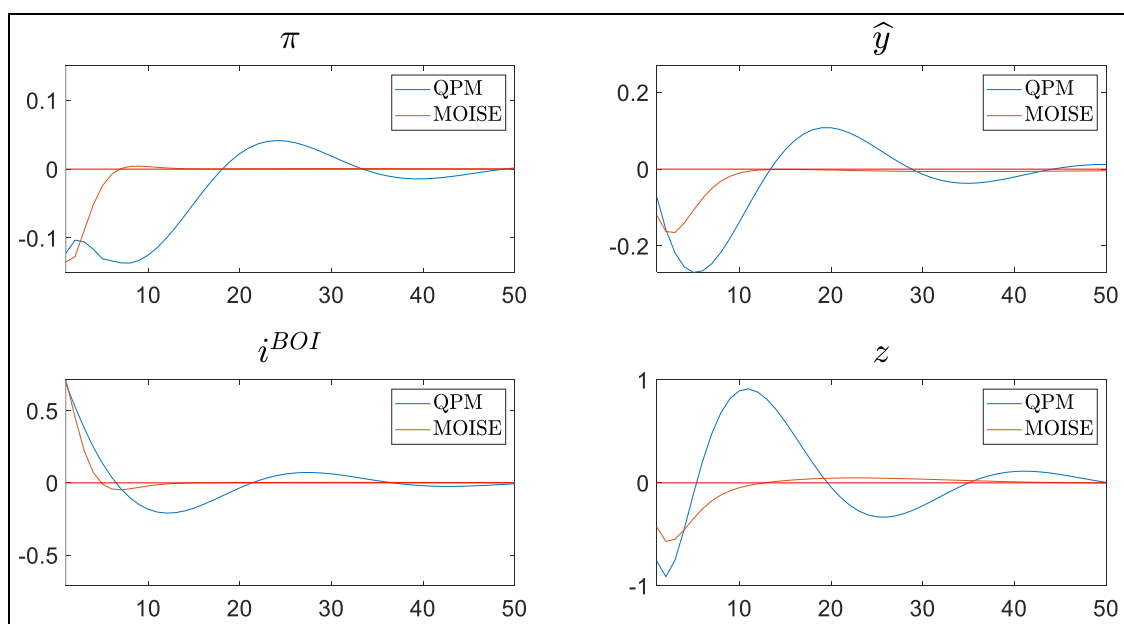
ג. הדינמיקה במודל

לצורך התרשמות מהדינמיקה במודל הנאמד מציגים איורים 3–4 תגובה (IRF) של המשתנים המרכזיים במודל לזעזוע מדיניות ולזעזוע לפער התוצר.²³ לשם השוואה מוצגת התגובה של המשתנים לזעזוע המקביל עבור MOISE.

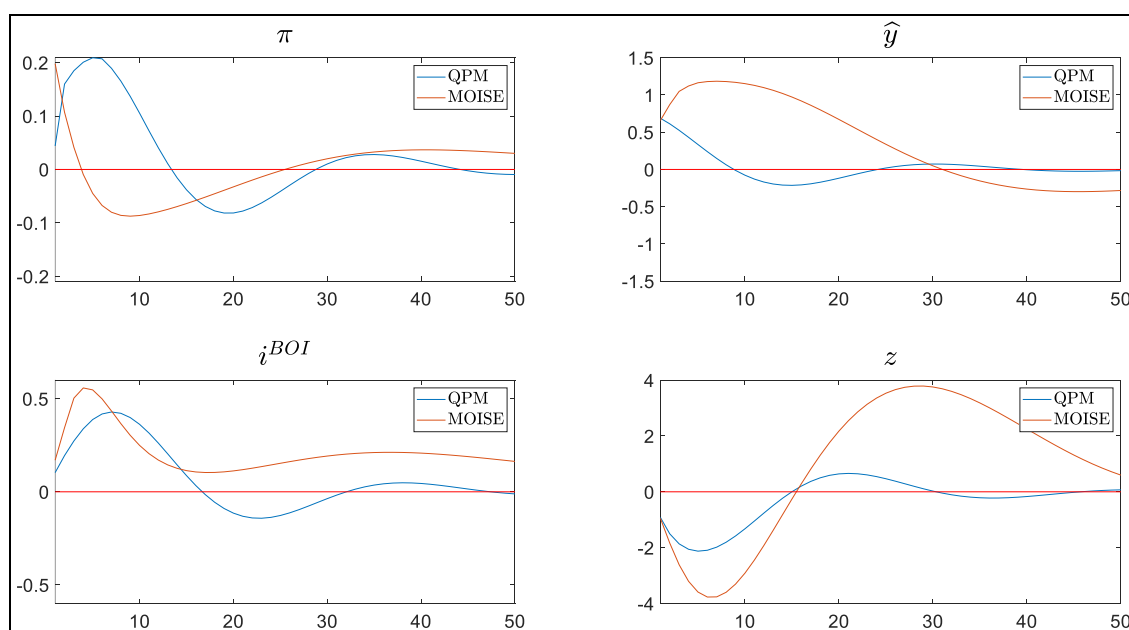
²² תצוגה גרפית של ההתפלגות השולית של הפרמטרים מובאת בנספח א' 4.

²³ תגובות לזעזועים מרכזיים נוספים מוצגות בנספח א' 5.

איור 3 – התגובה על זעזוע למדיניות המוניטרית – i^{BOI}



איור 4 – תגובה על זעזוע לפער התוצר – $\hat{y}$



בתגובה זו הריבית הנומינלית עולה בהתאם לזעזוע הישיר, מה שמרסן את הפעילות דרך השפעת פער הריבית הריאלית על פער התוצר במשוואת IS (משוואה 1). הירידה בפעילות מורידה את האינפלציה דרך עקומת פיליפס (משוואה 2). לצד זה, העלאת הריבית גורמת להתחזקות (ייסוף) שער החליפין, דרך השפעת הריבית הריאלית על שער החליפין במשוואת UIP (משוואה 3). הירידה בשער החליפין מורידה גם היא את המחירים – הן במישרין, בהתאם לעקומת פיליפס (משוואה 2), והן בעקיפין, דרך השפעת שער החליפין על התוצר (משוואת IS, 1).

בהשוואה ל-MOISE, התגובה של המשתנים השונים מתאפיינת באינרציה חזקה יותר, וזאת לצד תגובת יתר (Overshooting) המתבטאת במחזורים נוספים הקטנים בהמשך תוך התכנסות של המשתנים למצב העמיד. לפיכך QPM מאופיין במחזורים ארוכים יותר כתגובה לזעזוע זה.²⁴ עם זאת, מבחינה כמותית, סדרי הגודל של התגובות בשני המודלים דומים.

4. בחינת ההיסטוריה הכלכלית באמצעות המודל

א. החלקת הנתונים במודל באמצעות מחליק קלמן

המודל בנוי, כאמור, משני חלקים – המגמות והפערים מהן (מחזור העסקים). הנתונים הנצפים הם הסכומים של שני החלקים, ומושפעים מהכוחות הפועלים על שניהם. כאשר ניגשים לטיפול בנתוני אמת הנתונים ידועים לנו, אך יש צורך לפרק אותם לשני חלקיהם, שכל אחד כשלעצמו אינו נצפה. במסגרת אמידה מבוססת-מודל הנתונים הנצפים "מפורקים" אפוא למגמות ולפערים מהמגמות, ושני הרכיבים נאמדים באופן סימולטני בעזרת אלגוריתם של מחליק קלמן (Kalman Smoother). העיקרון העומד בבסיס זיהוי הזעזועים של מחליק קלמן הוא מירוב (מקסימיזציה) הנראות (Likelihood) של הנתונים. במילים אחרות: האלגוריתם אומד את הרכב הזעזועים במודל – הזעזועים המבניים והזעזועים למגמות – אשר יכול להסביר את התפתחות הנתונים באופן הסביר ביותר.

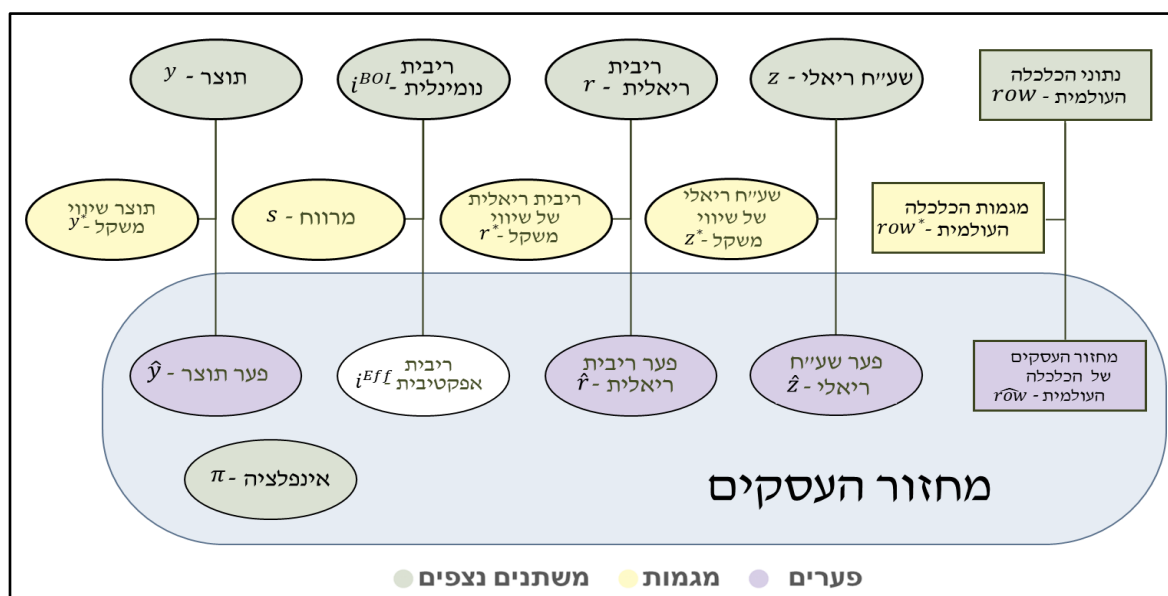
לגישה זאת של סינון הנתונים על בסיס המודל, אשר עושה שימוש בכל הנתונים יחד, בצירוף מבנה המשוואות וערכי הפרמטרים, יתרונות רבים ביחס לגישה אשר שימשה את BKL; אשר כללה שימוש במסננים על בסיס משתנה בודד, כגון מסנן הודריק-פרסקוט (HP), אשר מבצע החלקה טכנית על בסיס נתוני סדרה בודדת. לעומת זאת, לדוגמה, בגישה הרב-משתנית הזיהוי של מגמת התוצר (ולכן גם של פער התוצר) אינו מסתמך על סדר הנתונים של התוצר בלבד, אלא עושה שימוש במידע הגלום בנתוני האינפלציה, הריבית וכו'.

המגמות ארוכות הטווח אמנם ממודלות בצורה מצומצמת, אך כיוון שתהליך הפירוק של הנתונים עושה שימוש בחלק המבני של מחזור העסקים, הפער בין הנתון בפועל לבין מחזור העסקים מהווה אומדן למגמה ארוכת הטווח.

איור 5 מציג את חלקיו העיקריים של המודל – המשתנים הנצפים, המגמות והפערים. כל צומת מכיל נקודה שבה יש לפרק משתנה נצפה למגמה ולפער ממנה שהוא בעל משמעות כלכלית במחזור העסקים. כל הפירוקים נעשים סימולטנית, כך שהפירוק למגמות יביא להתפתחויות העולות בקנה אחד של מחזור העסקים, כפי שהוא מתבטא במשוואות החלק המבני של המודל (א'2).

²⁴ תמונה דומה עולה גם מפונקציות תגובה לזעזועים נוספים, כפי שמפורט בנספח א'5.

איור 5 – פרוק המשתנים הנצפים למגמות ופערים בעזרת מחליק קלמן

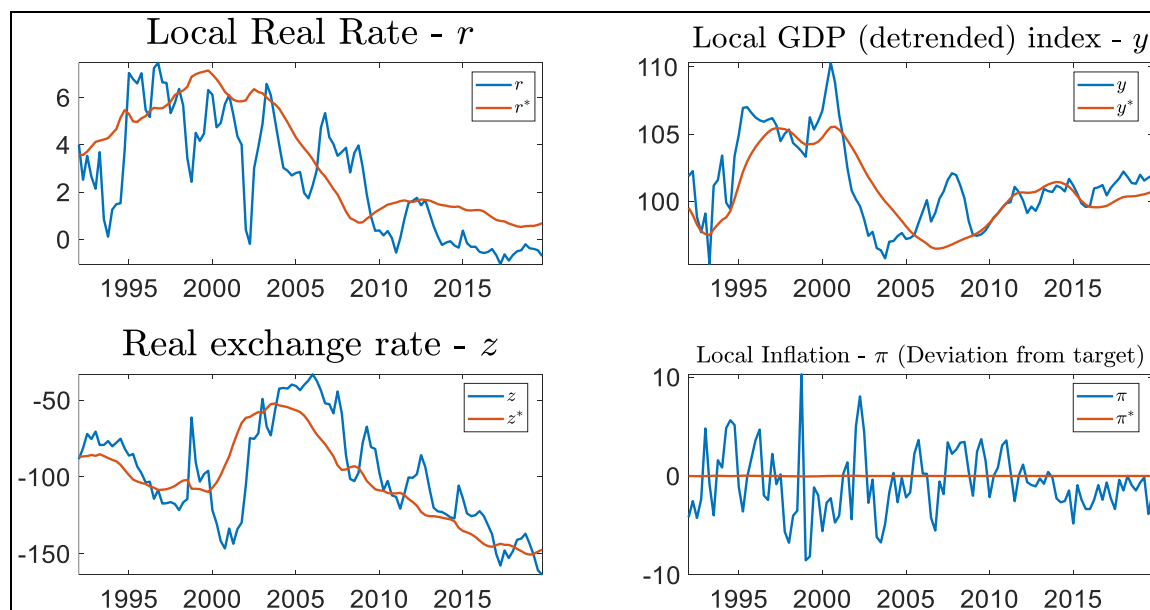


ב. פרשנות הכלכלית להתפתחות המגמות והפערים

איור 6 מציג את המגמות ארוכות הטווח בנתוני השנים 1992–2019, כפי שהן מתקבלות מהמודל באמצעות מחליק קלמן. הבחירה לתחום את תקופת המדגם בסוף 2019, לפני התפרצות הנגיף קוביד-19, נועדה למנוע השפעה של זעזועים חריגים על אומדן המגמות ההיסטוריות. בחלק 6 תוצג הצעה אשר מאפשרת ניתוח של מדגם הכולל את 2020, ובעתיד יוכל לכלול גם שנים נוספות, תוך הימנעות מהשפעה לא רצויה של נתוני משבר קוביד-19 על הפרשנות הכלכלית להתפתחויות בשנים מוקדמות יותר. המגמות (בכתום) מוצגות לצד המשתנה הנצפה (בכחול). בהתאם לאומדן המתקבל, בשנים האחרונות (2015–2019) הכלכלה מתאפיינת בפער תוצר חיובי, לצד פער ריבית ופער אינפלציה שליליים.

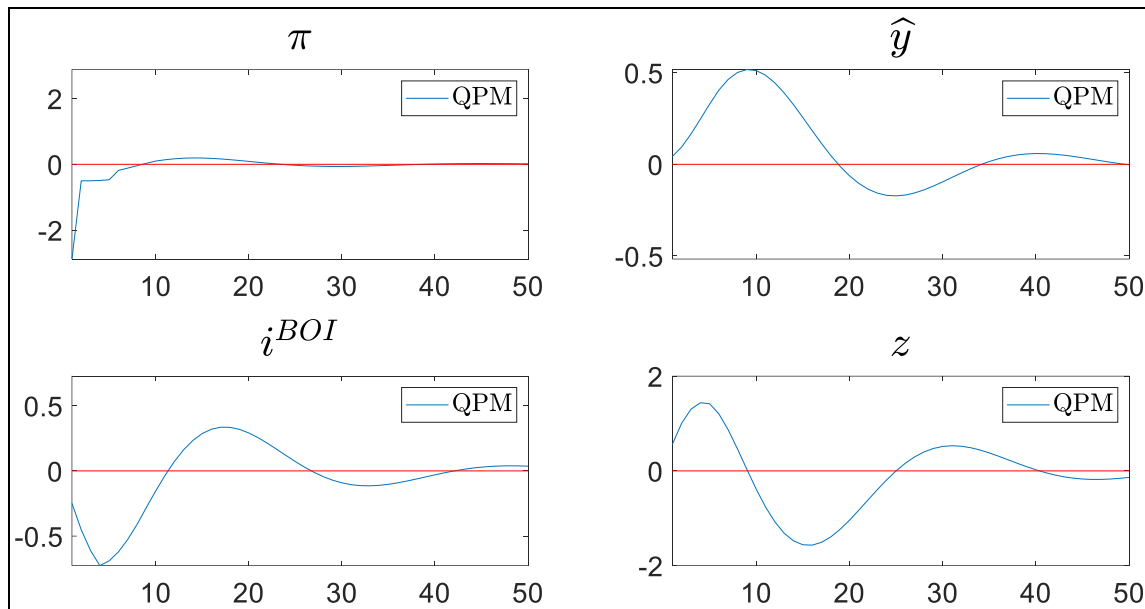
איור 6 – המגמות ארוכות הטווח במודל

(1992–2019)



אומדן זה מתיישב עם אומדן של זעזועי היצע חיוביים בשנים אלה. כפי שניתן לראות באיור 7, זעזועים אלה פועלים לירידת האינפלציה והריבית (הריאלית והנומינלית) ולעליית הפעילות ופער התוצר.²⁵ התפתחות זאת עולה בקנה אחד עם פרשנות בדבר התגברות התחרות במשק, ולפיכך ירידה של רווחיות הפירמות בשנים האחרונות. ההתפתחות האמורה עולה מניתוחים נוספים אשר זיהו עלייה של התחרות במשק הישראלי בעשור האחרון. עלייה זו מיוחסת, בין השאר, לעלייה במודעות הצרכנית לאחר המחאה החברתית של 2011, וכן לשורה של רפורמות, אשר הגבירו את התחרות במשק המקומי בד בבד עם הגדלת חשיפתו למסחר המקוון.²⁶ העלייה בתחרות והשפעתה על המחירים עולות באופן ישיר מעבודתה של Nir (2021), אשר הראתה, באמצעות עקומות פיליפס ענפיות, עלייה של אינדיקטורים המודדים את התחרות במשק הישראלי ברמה הענפית ואת תרומתה לירידת המחירים.

איור 7 – תגובה לזעזוע היצע חיובי (זעזוע שלילי לעקומת פיליפס)

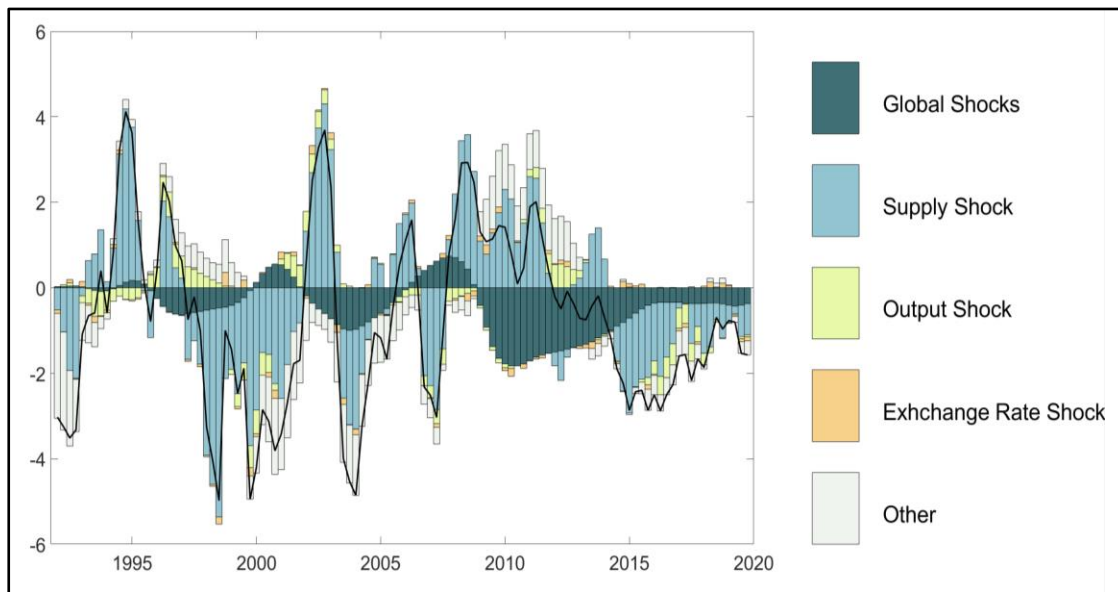


תובנה זו עולה באופן ישיר מפירוק היסטורי של האינפלציה. בפירוק היסטורי ניתן להציג את המשתנים במודל כסכום תגובתם לזעזועים ההיסטוריים. לגבי זעזועי ההיצע ההשפעה של כל זעזוע בודד תיראה כמו באיור 7, וסך ההשפעה של זעזועי ההיצע על המשתנה יהיה סך ההשפעות מסוג זה בזמנים שונים. באיור 8 מוצגת האינפלציה השנתית (במונחי סטייה מיעד האינפלציה), כסך השפעות הזעזועים ההיסטוריים השונים עליה. ניתן לראות שזעזועי היצע חיוביים אכן מסבירים חלק משמעותי מפער האינפלציה השלילי.

²⁵ ההשפעה על שער החליפין הריאלי היא חיובית ופועלת מייד, אך מייצרת גלים מחזוריים בטווח הבינוני, מה שיכול לספק הסבר למחזוריות של שער החליפין הריאלי סביב מגמתו.

²⁶ לניתוח גידולה של התחרות, כפי שהוא בא לידי ביטוי בהגדלות הרכישות המקוונות ראו פרק ב' של דוח בנק ישראל לשנת 2017.

איור 8 – פירוק היסטורי של האינפלציה השנתית (הסטייה מיעד האינפלציה)
(1992–2019)



עוד עולה מאיור 8, שהחל מהמשבר הפיננסי הגלובלי של 2008 ועד 2019 התחוללו זעזועים גלובליים, אשר יצרו לחצים שליליים על האינפלציה, ואלה לא דעכו לחלוטין עד 2019. כן נראה שזעזועי ביקוש אינם מסבירים חלק ניכר מההתפתחות, מה שיכול להצביע על מדיניות מוניטרית אנדוגנית, הסופגת את השפעתם באופן אפקטיבי.

15 השנים האחרונות מתאפיינות בתהליך ירידה מתמשך של שער החליפין הריאלי. זאת על רקע הצטמצמות משמעותית של הגירעון בחשבון השוטף והפיכתו לעודף. מניתוח המגמות באיור 6 ניתן ללמוד שהמודל מפרש התפתחות זו כתהליך מבני ארוך טווח של ירידה במגמת שער החליפין הריאלי.²⁷

5. טיב ההתאמה של המודל

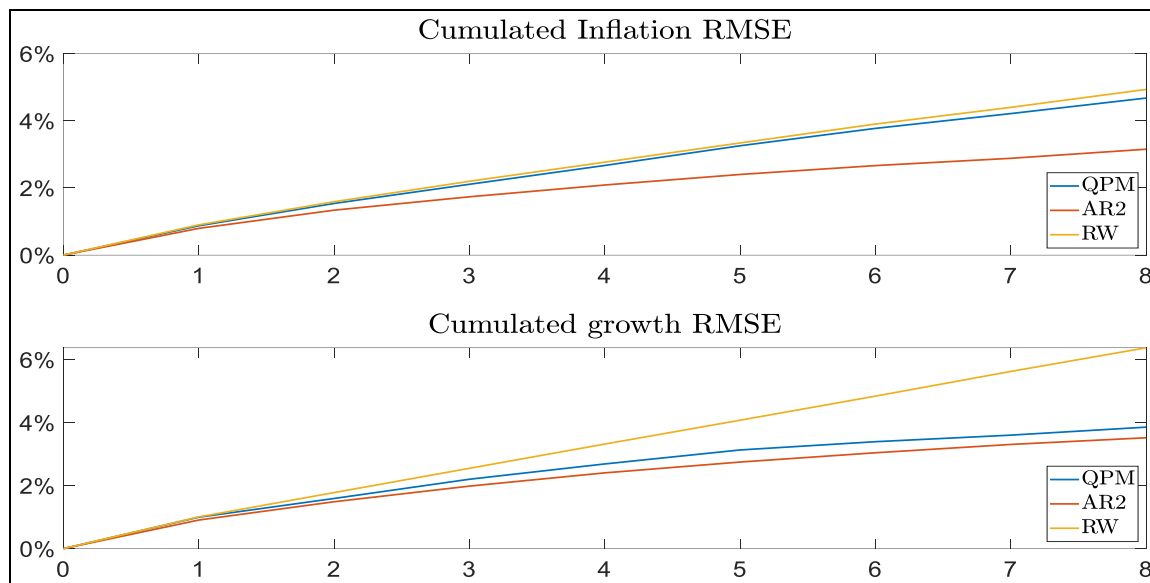
לצד ניתוח מדיניות, השימוש המרכזי הנוסף במודל מסוגו של QPM הוא בניית תחזית. המטרה אינה תחזית מספרית בלבד, אלא תחזית מושכלת, המבוססת על ניתוח מבני של מצב הכלכלה והכוחות הפועלים עליה, כפי שאלה מתבטאים בניתוח המודל.

בחינה של טיב התחזית לטווח של עד שנתיים, כפי שהיא באה לידי ביטוי בשורש הטעות הריבועית הממוצעת (RMSE), מראה שטיב התחזית בתוך המדגם²⁸ של QPM לגבי ישראל, על פי האמידה בעבודה זאת, דומה למדי לטיב התחזית של מודלים נאיביים מסוג AR2 ומהלך מקרי (איור 9). משמעות התוצאה הזאת היא שהתועלת בניתוח המבני שמספק המודל אינה כרוכה במחיר משמעותי מבחינה אמפירית ביחס לאלטרנטיבות נאיביות. יש לציין שגם בסקירה של עבודות דומות בעולם, כדוגמת זו של del Negro & Schorfheide (2013), מודלים מבניים מסוג DSGE השיגו טיב תחזית דומה לזה של מודל מסוג AR2.

²⁷ מגמת שער החליפין הריאלי מייצגת התפתחויות ארוכות טווח, שכן היא כוללת את התהליכים אשר לא מוצאים ביטוי במחזור העסקים.

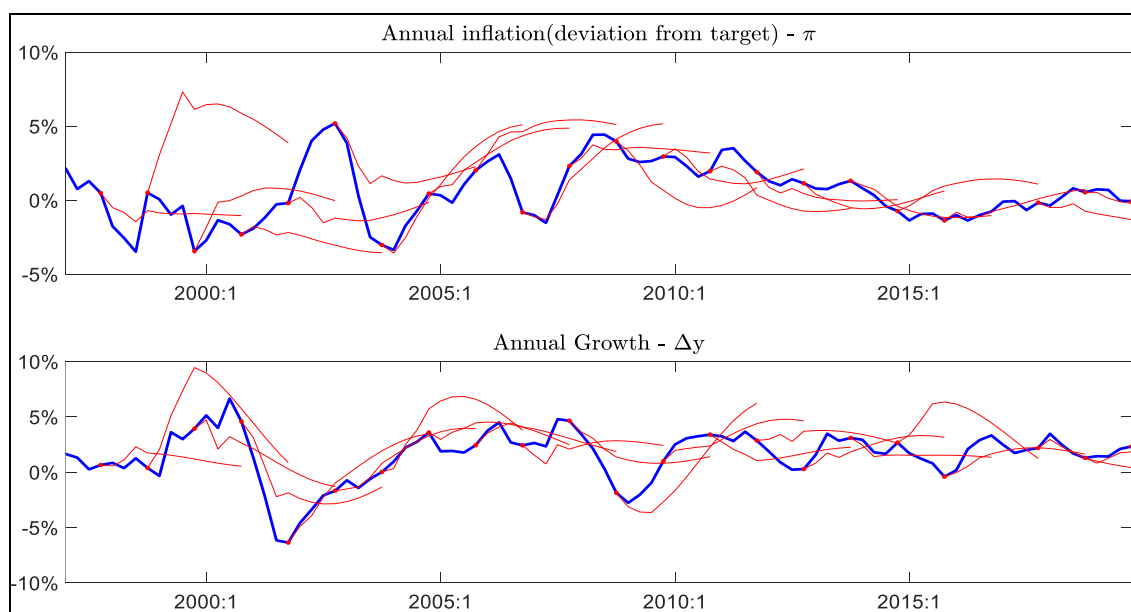
²⁸ טיבה של תחזית מחוץ למדגם לא נבדק בעבודה זאת, שכן בדיקה כזאת הייתה מצריכה אמידה של המודל עבור מדגם חלקי. מטרת הבדיקה של טיב התחזית בתוך המדגם היא להמחיש את מידת ההתאמה של המודל והאמידה לנתונים בפועל.

איור 9 – טיב תחזית המודל על פי RMSE לטווח של עד 8 רבעונים
(2017–1997)



איור 10 מציג את ביצועי התחזית בחלון מתרחב (Expanding window) של המודל בתוך המדגם, על בסיס האמידה בעבודה זאת²⁹, לטווח של עד 3 שנים לגבי האינפלציה והצמיחה השנתיות. ניתן להתרשם שבדרך כלל המודל חוזה כראוי את כיוון ההתפתחויות. בהתאם לכך, ההטיה של טעויות התחזית נמוכה: בתחזית האינפלציה לשנה ההטיה היא 0.05 בלבד, ובתחזית הצמיחה השנתית - ההטיה היא -0.32.

איור 10 – תחזיות המודל
(2019–1997)



הקו הכחול מסמן את המשתנה, והקווים האדומים הם תחזיות של המודל לטווח של שלוש שנים קדימה, כאשר מועד תחילת התחזית הוא סוף כל שנה קלנדרית.

²⁹ הנתונים אשר שימשו לתחזית כללו את הנתונים מתחילת המדגם אשר שימשו לאמידה (1992) עד למועד תחילת התחזית. הפרמטרים אשר שימשו לכל התחזיות היו זהים, והתבססו על אמידה של המדגם במלואו.

6. השפעת תצפיות חריגות על אומדן המגמות ושימוש בשיפוט במחליק קלמן

האמידה והניתוחים שהוצגו עד כה מבוססים על מדגם שמסתיים בשנת 2019, לפני פרוץ משבר הקוביד-19. בהסתכלות עתידית, כשיהיה צורך לעשות שימוש בנתונים שיכללו גם את שנת 2020 ושנים נוספות, אשר יושפעו ממשבר זה, יהיה קושי במתן פרשנות היסטורית על בסיס המודל, כפי שנעשה בפרק 4. במסגרת הניתוח פה אציג דרך פשוטה להתערבות שיפוטית תוך שימוש במידע שמחוץ למודל, דרך אשר באמצעות פיצול המדגם ושימוש במחליק קלמן לכל חלק בנפרד משפרת את פרשנותו להתפתחות ההיסטורית. בפרט היא מספקת אומדן סביר להתפתחויות בשנת 2019, שלא הושפעו מזעזועים חזקים במיוחד, כאלה שהתחוללו בשנת 2020.

א. אתגר באמידת מגמות וזעזועים

אחד מהיתרונות המרכזיים של מודלים מבניים הוא, כאמור, היכולת לזהות זעזועים כלכליים מבניים. במודל זה זיהוי הזעזועים המבניים למחזורי העסקים, יחד עם זיהוי הזעזועים של המגמות ארוכות הטווח, מניבים, בין השאר, גם אומדן למגמה של הריבית הריאלית (r^*), שניתן לפרש אותה כמגמת הריבית הטבעית של הטווח הארוך.

במסגרת הניאוו-קיינסיאנית, כאשר הריבית הריאלית בפועל נמוכה מרמתה ה"טבעית", המדיניות המוניטרית היא מרחיבה. כנגד זאת, כשהריבית הריאלית גבוהה משיעורה ה"טבעי", המדיניות המוניטרית היא מצמצמת. מכאן החשיבות באומדן של מגמת הריבית הריאלית, או של שיעורה ה"טבעי". האומדן של מגמת הריבית הריאלית, כמו האומדן של משתנים בלתי נצפים אחרים, גם משפיע משמעותית על התחזית מבוססת-המודל.

בדומה לשאר המגמות במודל, גם זו של הריבית הריאלית מאופיינת בתהליך AR1. עם זאת, אמידתה באמצעות מחליק קלמן (Kalman smoother), עושה שימוש במידע הגלום בהתפתחות של כלל המשתנים הנצפים, לצד המידע על מבנה המודל וערכי הפרמטרים שהתקבלו באמידה.

אולם במסגרת אמידת מגמות כאלה בעזרת המודל כרוכה דילמה: מצד אחד, שימוש במחליק (להבדיל ממסנן) קלמן מאפשר שימוש במידע הגלום בכל המדגם. כך פרשנות למגמות בתקופה מסוימת מבוססת, בין השאר, גם על ההתפתחות הידועה בתקופות מאוחרות יותר. לכאורה מדובר ביתרון – שימוש במידע הגלום במדגם כולו. אך לשימוש בגישה כזאת יש גם חולשה, שכן על בסיס המודל וההנחות הסטטיסטיות שבבסיסו היא מפרידה בין ההתפתחויות הצפויות (המצדיקות את גישת ההחלקה) לבין ההתפתחויות המפתיעות. ההפרדה הזאת היא בסופו של דבר אומדן, וככל אומדן יש בה טעות. ככל שההפתעות גדולות יותר פוטנציאל הטעות של האומדן יהיה גדול יותר. וככל שהטעות הזאת גדולה יותר, כך הטעות בפרשנות של ההתפתחויות ההיסטוריות תהיה גדולה יותר. לעיתים הטעות של הפרשנות לא תהיה רק כמותית, אלא גם איכותנית: לדוגמה, לעיתים ייתכן שהמדיניות המוניטרית תתפרש על ידי המודל כמרסנת אף שהיא הייתה מרחיבה באופן מובהק, ולהפך.

מטבע הדברים, זעזועים משמעותיים, כגון משבר קוביד-19, יתבטאו בשינויים משמעותיים במשתנים הנצפים. על רקע זה אופיינו שני הרבעונים הראשונים של 2020 בירידה משמעותית וחריגה של התוצר. במקרה כזה הפרשנות שיניב שימוש במחליק קלמן הכולל את 2020 לאומדן המגמות ששררו לפני המשבר יכולה להיות שונה מאוד מזו שהיינו נוקטים על סמך שיפוט לא פורמלי. הסיבה לכך היא שמחליק קלמן עושה שימוש בכל המדגם; משמע שהתפתחות המשתנים הנצפים בשנת 2020 תשפיע על

גזירת המשתנים הבלתי נצפים גם בשנים מוקדמות יותר. בסעיף הבא תוצג הצעה להתערבות שיפוטית אשר עושה שימוש במידע מחוץ למודל הנותן מענה לאתגר מסוג זה.

ב. מענה לאתגר: ניתוח באמצעות פיצול המדגם

ההנחה בבסיס ההתערבות המוצעת היא, שהזעזועים החזקים אשר התחוללו בשנת 2020 ובאו לידי ביטוי במשתנים הנצפים לא הושפעו מהתפתחויות שהתרחשו קודם לכן, בשנת 2019. הנחה כזאת לא מתיישבת עם הגישה העומדת בבסיס מחליק קלמן, הבאה להחליק את הזעזועים וההתפתחויות על פני זמן רב ככל שניתן, מה שמוביל להערכה כי הייתה ירידה מוקדמת והדרגתית של מגמות התוצר והריבית עוד בשנת 2019. לכן נדרש להפעיל שיפוט כדי להתמודד עם התפתחות זו.

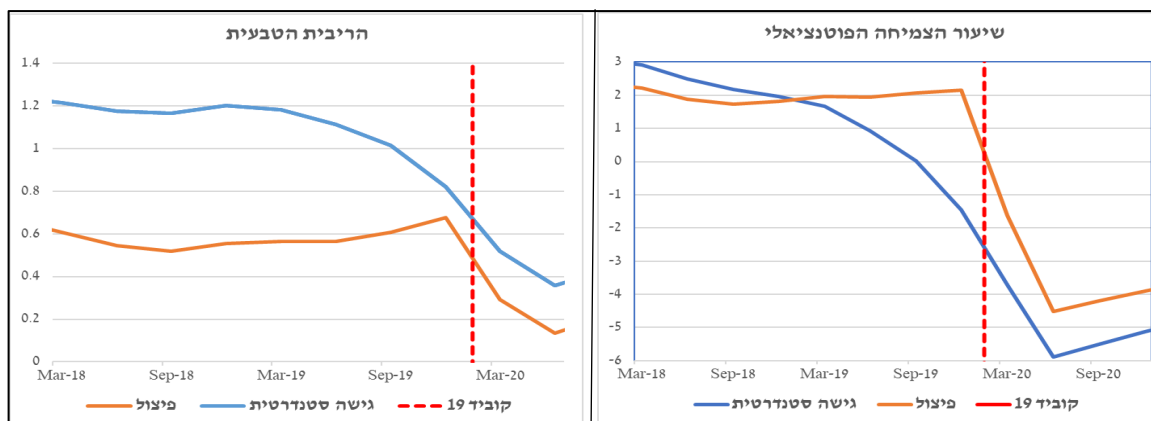
פורמלית, ההחלקה של מחליק קלמן מושפעת משתי הנחות בבסיס המודל: האחת היא אפיון המגמות כתהליך אינרציאלי; השנייה נוגעת לאופי הסטטיסטי של הזעזועים במודל – המייחסת להם התפלגות גאוסיאנית המאופיינת בזנבות רזים יחסית. כפועל יוצא, מחליק קלמן, המבוסס על עיקרון של מירוב הנראות ("Maximum likelihood"), ייטה "לגלות" מספר גדול של זעזועים קטנים יותר על פני "גילוי" מספר קטן של זעזועים גדולים.

בהתאם לכך, אומדן של מגמות הריבית הריאלית ושל קצב הצמיחה תוך שימוש סטנדרטי במחליק קלמן לגבי מדגם הכולל את תחילת 2020 משקף ירידה **הדרגתית** של שניהם כבר בשנת 2019 (איור 11). המשמעות הכלכלית של ירידה **הדרגתית**, כפי שמתקבל מאמידה סטנדרטית, היא שצמיחת כושר הייצור של המשק הואטה עוד בשנת 2019. פרשנות זאת אינה נראית סבירה, ואינה מתיישבת עם ההנחה ששנת 2019 לא אופיינה בשינויים מרחיקי לכת. התערבות אפשרית של שיפוט היא "לאפשר" למודל לפרש את ההתפתחויות עד 2019 בעזרת הנתונים עד 2019 בלבד, ואת התפתחויות במחצית הראשונה של 2020 – בעזרת הנתונים של אותה מחצית. בעזרת **פיצול** זה אנו מונעים מהמודל להסיק מההתרחשויות של 2020 לגבי המשתנים הבלתי נצפים של 2019, שכן אנו סבורים שהתרחשויות אלה אינן מועילות להסבר של 2019 אלא פוגעות בו.

אומדן של מגמות הריבית הריאלית ושל קצב הצמיחה תוך שימוש בשיטת פיצול המדגם, מציג ירידה **פתאומית** במגמות, זאת בניגוד לירידה ההדרגתית שהתקבלה בניתוח לפי הגישה הסטנדרטית (איור 11). ירידה פתאומית תואמת יותר מירידה הדרגתית את האופי המפתיע של משבר קוביד-19 ואת השלכותיו הכלכליות.

איור 11 – המגמות ארוכות הטווח במודל – הגישה הנאיבית

(2020–2018)



התוצאות בגישת הפיצול למעשה מתיישבות עם ההנחה שמשבר הקוביד-19 השפיע משמעותית לא רק על מחזור העסקים אלא גם על מגמות ארוכות טווח. ההתערבות השיפוטית המוצעת במסן קלמן למעשה מאפשרת לתת להנחה זו ביטוי.

אמנם המוטיבציה לנתח באמצעות פיצול המדגם היא טכנית ביסודה, אך לטכניקה זו יש השפעה דרמטית על הפרשנות הכלכלית העולה מהמודל להתפתחויות ההיסטוריות בשנים האחרונות; זאת מפני שפרשנות שונה למגמות ארוכות הטווח מביאה לשינוי מצב הכלכלה במודל כפי שהוא משתקף בפערים.

ג. מחזור העסקים בראי שתי הגישות

ישנן אפוא שתי גישות לבחון את ההתפתחויות הכלכליות בראי המודל בשנים האחרונות:

- (א) הגישה הנאיבית – שימוש במחלק קלמן לכלל המדגם, באופן המאפשר לנתונים של שנת 2020 להשפיע על הפרשנות הכלכלית לשנים קודמות.
- (ב) גישת פיצול המדגם – הפיצול, כפי שהוצע לעיל, כך שההתפתחויות הכלכליות של שנת 2020 אינן משפיעות על הפרשנות לשנים קודמות.

כל אחת מהגישות מציגה תמונה שונה של התפתחות מחזור העסקים במשק הישראלי בשנים 2015–2019, ובגישת הפיצול מתקבלים שלושה פערים חיוביים וגדולים יותר מאשר בגישה הנאיבית: פער התוצר, פער הריבית הריאלית ופער שער החליפין הריאלי (איור 12). בשתי הגישות הכלכלה בשנים אלה מאופיינת בזעזועי היצע חיוביים, והגישה הנאיבית מאופיינת גם בעלייה משמעותית של מגמת שער החליפין הריאלי.

לפי הגישה הנאיבית שנת 2019 מאופיינת בירידה משמעותית של שיעור הצמיחה הפוטנציאלי וכן בירידה של מגמת הריבית (איור 11). ירידה כזאת בשיעור הצמיחה הפוטנציאלי אינה סבירה, שכן שנת 2019 לא התאפיינה בהתפתחויות מיוחדות אשר היו צפויות להשפיע על פוטנציאל הצמיחה. יתר על כן, התפתחות זו אינה עולה בקנה אחד עם המתועד בפרק ב' של דוח בנק ישראל לשנת 2019, אשר לפיו שנת 2019, אופיינה בהמשך עליית הפריון במשק. כדאי להדגיש: העובדה שהתפתחות כזאת עולה מהגישה הנאיבית ואינה עולה מניתוח בגישת הפיצול מלמדת שהנתונים אשר לכאורה מצביעים על ירידה משמעותית של שיעור הצמיחה הפוטנציאלי מגיעים כולם משנת 2020.

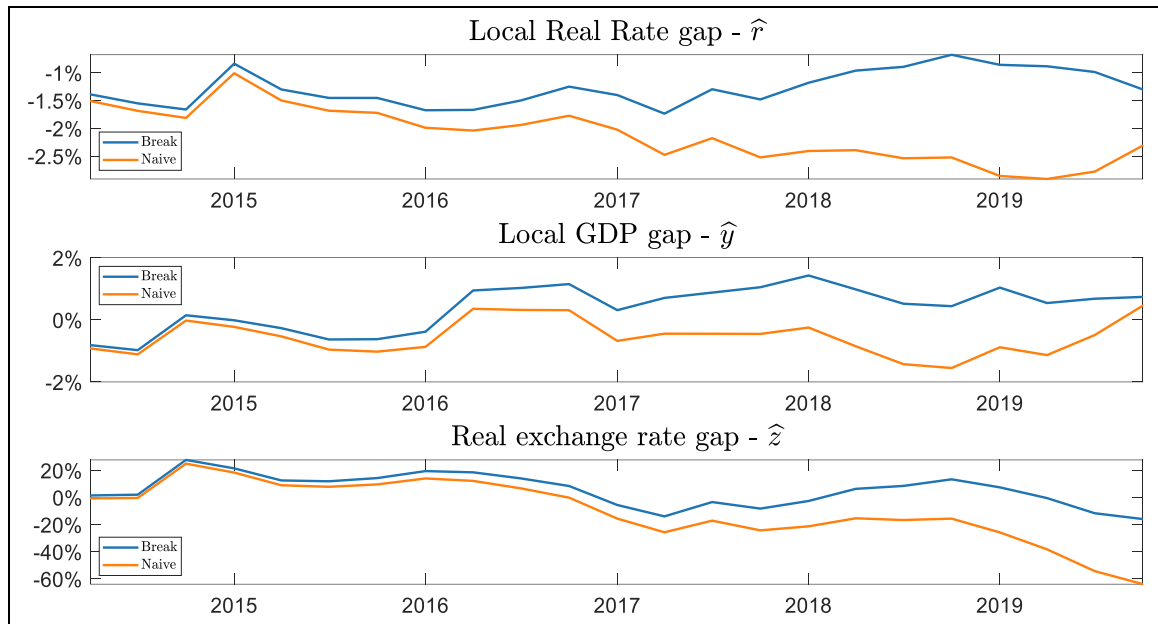
חיזוק נוסף לניתוח בגישת הפיצול עולה מניתוח פער התוצר. על פי ניתוח בגישה הנאיבית פער התוצר בשנים 2016–2019 היה שלילי, ואילו גישת הפיצול מצביעה על פער תוצר חיובי בשנים אלה. לכן ניתן לומר שאומדן פער התוצר בשנים 2016–2019 התעדכן כלפי מטה בהשפעת הנתונים של שנת 2020. שנים אלה ידועות דווקא כשנות צמיחה נאה של התוצר. כך עולה גם מניתוח בדוח בנק ישראל לשנת 2019,³⁰ וכן מהניתוח בגישת הפיצול.

באיור 12 ניתן לראות שגם ההתפתחויות של הריבית הריאלית ושל שער החליפין הריאלי על פי הגישה הנאיבית תמוהות: הן מציגות פער גדול יותר (בערך מוחלט) מהמגמה בשנים שכאמור התאפיינו ביציבות יחסית ללא התפתחויות חריגות.

³⁰ על פי אמידת פער התוצר לפי גישת פונקציית הייצור.

איור 12 – הפערים במודל³¹

(2019–2015)



7. התפתחות יעד האינפלציה המשתמע

באיור 12 הוצגה פרשנות להתפתחות ההיסטורית באמצעות שתי הגישות הנדונות – הגישה הנאיבית וגישת הפיצול. הפרשנות משתקפת בפערים של הריבית הריאלית, התוצר ושער החליפין הריאלי.³² בניגוד למשתנים אלה, לא הוצגה התפתחות "פער האינפלציה" (סטיית האינפלציה מיעדה), שכן יעד האינפלציה ("מגמה" במקרה זה) הוא משתנה נצפה, ולכן זהה בשתי הגישות.

בניתוח הבא נחרוג מהנחה זו לגבי יעד האינפלציה, ונניח "יעד אינפלציה משתמע". יעד זה יכול לסטות ממרכז תחום היעד הרשמי, והוא משקף את האופן שבו נתפס יעד האינפלציה של הבנק המרכזי.³³ במסגרת המודל שינוי ביעד המשתמע פירושו שינוי ביעד המשמש את כלל הריבית.

ספציפית ולשם הפשטות נניח שיעד האינפלציה המשתמע מתפתח כהליך מקרי בלתי נצפה מסוג $AR(1)$, בדומה למגמות האחרות במודל, כמתואר בחלק 3:

$$\pi_t^* = (1 - \rho_{\pi^*})\bar{\pi} + \rho_{\pi^*}\pi_{t-1}^* + \epsilon_t^{\pi^*} \quad (14)$$

יודגש שהמשוואה הזאת לא עומדת בפני עצמה; היא חלק מהמודל. לכן כשמתקבלת סטייה של האינפלציה מ-2%, היא יכולה לנבוע ממגוון של זעזועים, ביניהם זעזוע ליעד שהתפתחותו מתוארת במשוואה 14. התרומה שתיוחס לזעזוע הספציפי הזה תלויה בהתפתחות המשותפת של האינפלציה ושל שאר המשתנים הנצפים. הואיל ומשוואה זו להתפתחות היעד היא, כאמור, חלק מהמודל, ניתן לאמוד באמצעות המודל את התפתחות יעד האינפלציה המשתמע בדומה ובמקביל לאמידה של שאר המגמות,

³¹ האיור אינו כולל את שנת 2020 לשם שמירה על קנה מידה המקל על הבנת ההתפתחות. גרסה הכוללת את שנת 2020 מצורפת בנספח א' 7 (איור 22).

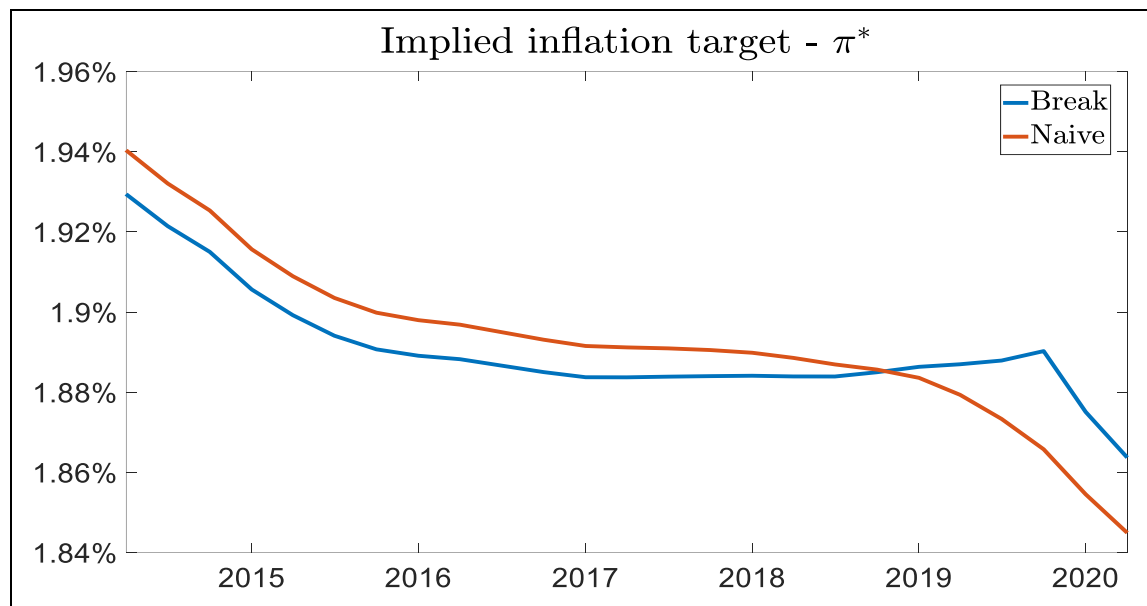
³² כיוון שהנתונים עצמם נצפים, ולכן זהים בשתי הגישות, ניתן ללמוד מהתפתחות הפער על התפתחות המגמה.

³³ עד כה בעבודה נעשה שימוש במרכז היעד כ"יעד הרשמי", וזו גם פרשנות אפשרית ולא הכרחית לטווח יעד האינפלציה.

כפי שנעשה בחלקים הקודמים של המאמר. כעת יש הסבר אפשרי נוסף להתפתחויות הכלכליות: סטייה של האינפלציה מיעדה, כפי שהוצגה למשל באיור 8, ניתנת להסבר גם בסטייה של יעד האינפלציה ממרכז היעד הרשמי. כמו לפני כן נפרש את ההתפתחות ההיסטורית תוך שימוש באינפורמציה מלאה על התפתחות כלל המשתנים הנצפים במודל. איור 13 מציג את התפתחות יעד האינפלציה המשתמע בשנים 2014–2020 בהתאם לתוספת של משוואה 14 על פי כל אחת משתי הגישות, כפי שנעשה בחלק 6.³⁴

איור 13 – הפערים במודל

(2020–2014)



האיור מלמד כי על פי שתי הגישות הייתה ירידה קלה של יעד האינפלציה, לרמה שהיא נמוכה רק במקצת ממרכז היעד הרשמי (שהוא כידוע 1%–3%). פרשנות כזאת בדבר ירידה ביעד שאליו שואפת המדיניות המוניטרית ניתן לייחס לירידה משמעותית של קצב צמיחת התוצר ושל האינפלציה בפועל, בעוד שהריבית לא השתנתה משמעותית.³⁵ אולם גם לאחר הירידה היעד המשתמע נמצא מעל רמה של 1.8%, עדיין קרוב יחסית למרכז תחום היעד. לפיכך גם בראי המודל המחויבות של בנק ישראל לחתור להשגת מרכז תחום היעד נותרה גבוהה יחסית, ואת התפתחות האינפלציה ניתן, על פי המודל, לייחס לזעזועים כלכליים אחרים (ולא לזעזועים ליעד), כפי שניתן לראות באיור 14, המציג את תרומות הזעזועים השונים להתפתחות האינפלציה על פי גישת הפיצול.³⁶ האיור מלמד שעל פי המודל סטייה של היעד מסבירה חלק זניח בלבד של התפתחות האינפלציה.

³⁴ על בסיס אמידת המודל בתוספת משוואה 14 על פי סט הנתונים שפורט בחלק 3, ללא המשתנה הנצפה של יעד האינפלציה. תהליך האמידה כלל את הפרמטרים החדשים, וערכיהם של שאר הפרמטרים הם בהתאם לתוצאות, כפי שהוצגו בשאר העבודה. הפריור והפוסטריור לאמידת הפרמטרים:

ρ_{π^*} : ממוצע הפריור: 0.98. סטיית התקן של הפריור: 0.01. הפוסטריור: 0.978.

$\sigma^{\epsilon_{\pi^*}}$: הממוצע: 0.1. סטיית התקן של הפריור: 0.05. הפוסטריור: 0.094.

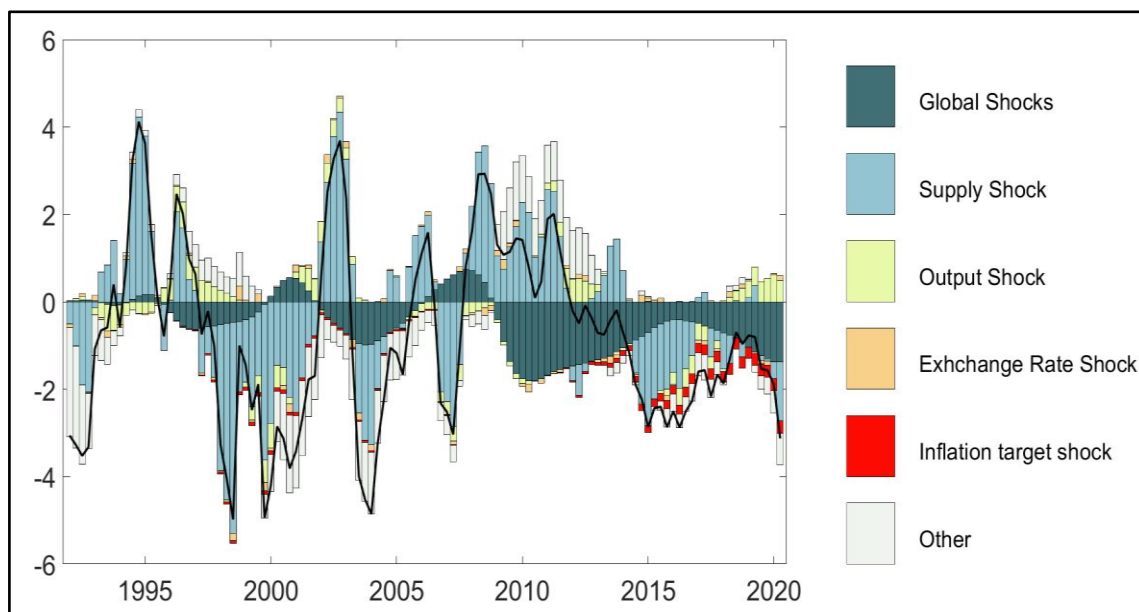
³⁵ ריבית בנק ישראל ירדה במהלך הרבעון השני של מ-0.25% ל-0.1% ב-2021. היא לא ירדה לרמה נמוכה יותר עקב הקירבה למחסום האפס.

³⁶ תמונה דומה עולה גם מניתוח בגישה הנאיבית.

איור 14 – פירוק היסטורי לאינפלציה השנתית (סטייה מיעד האינפלציה) עם יעד אינפלציה

משתמע (על פי גישת הפיצול)

(2020–1992)



8. סיכום

המודל המוצג בעבודה זו מאפשר להבין את יחסי הגומלין בין משתני המקרו המרכזיים במשק, וכן את השפעת הכלכלה העולמית עליהם. ניתן לעשות במודל שימוש לצורך הערכת מצב מקרו-כלכלית, ובעיקר לשם איתור מקומו של המשק במחזור העסקים. מהערכה זו ניתן לגזור תחזית להתפתחויות הכלכליות, המלצות מדיניות רלבנטיות, ניתוחי תרחישים, הערכת מדיניות בדיעבד ועוד.

הואיל והמודל הוא סמי-מבני וקטן, הוא מקל מאוד על ביצוע מהיר של הרחבות שונות ועל בחינתן התיאורטית והאמפירית, כשלב מקדים להרחבות המבוססות על יסודות מיקרו. הרחבות אפשריות מסוג זה כוללות השפעה של מחירי נכסים, של אשראי, מדיניות מקרו יציבותית, התערבות בשוק המט"ח ועוד.

ניתוח הכלכלה הישראלית באמצעות המודל מצביע על עקומת פיליפס שטוחה יחסית, שמשמעותה השפעה נמוכה של הפעילות הכלכלית על האינפלציה. על פי המודל הגורם הדומיננטי המסביר את רוב ההתפתחויות האלה הוא זעזועים גלובליים לצד זעזועי היצע חיוביים, שניתן לפרשם כהתגברות של התחרות במשק בשנים אלו, כפי שעולה גם ממחקרים נוספים. לעומת זאת, זעזועי ביקוש הם הסיבה לחלק קטן יחסית של התפתחות האינפלציה, מה שמצביע על מדיניות מוניטרית הסופגת את זעזועי הביקוש באופן אפקטיבי.

אשר לבחינת ההתפתחות הכלכלית בהכללת ההתפתחויות שלאחר 2019, בעת משבר הקוביד-19, על ידי החלקת הנתונים על בסיס המודל – מוצעות בעבודה זו שתי גישות: הגישה הנאיבית וגישת הפיצול, העושה שימוש במידע מחוץ למודל כדי לקבל אומדן של מצב הכלכלה. נראה שגישת הפיצול עדיפה, בזכות אומדן סביר ומקובל יותר של התפתחות פער התוצר והתוצר הפוטנציאלי בשנים האחרונות. על פי הגישה הנאיבית פער התוצר ב-5 השנים האחרונות היה שלילי, והתוצר הפוטנציאלי התכווץ משמעותית בשנת 2019. לעומת זאת על פי גישת הפיצול פער התוצר ב-5 השנים האחרונות היה חיובי, ומגמת התוצר הפוטנציאלי לא השתנתה משמעותית בשנת 2019.

על פי הניתוח בשתי הגישות אפיינה את העשור האחרון גאות בפעילות הכלכלית, שהתבטאה בפער תוצר חיובי, לצד אינפלציה נמוכה מיעדה, ריבית נמוכה ממגמתה (פער ריבית ריאלית שלילי, המבטא מדיניות מוניטרית מרחיבה) ומגמה יורדת של שער החליפין הריאלי לצד פער חיובי שלו.

על פי שתי הגישות, ההתפתחויות הכלכליות בשנים 2014–2020 עולות בקנה אחד עם ירידה קלה ביעד האינפלציה המשתמע אל מתחת למרכז היעד, אך עדיין בקרבתו, ולירידה זו מיוחסת השפעה זניחה יחסית על התפתחות האינפלציה בפועל.

ניתוח המגמות חשוב כשלעצמו, שכן הן תורמות להבנת מצב הכלכלה בהווה ובעבר. אך יש להן חשיבות נוספת, שכן עריכת תחזית בעזרת המודל תושפע באופן משמעותי מהפרשנות של המודל להתפתחויות, ובפרט לאופן שבו הוא מפריד בין המגמות לבין מחזורי העסקים. כאשר הניתוח נערך בדרך של פיצול המדגם, נמצא שלאחר פרוץ משבר קוביד-19, ירדה הצמיחה הפוטנציאלית ירידה תלולה של כ-6%, ומגמת הריבית הריאלית ירדה בכ-0.5%.

- Argov, E., Barnea, E., Binyamini, A., Borenstein, E., Elkayam, D., & Rozenshtrom, I. (2012). MOISE: A DSGE model for the Israeli economy. *Bank of Israel Discussion Paper*.
- Argov, E., & Elkayam, D. (2010). An Estimated New Keynesian Model for Israel. *Israel Economic Review*, 7(2), 1-40.
- Bank of Israel (2018). *Annual Report 2017* Jerusalem: Bank of Israel.
- Bank of Israel (2020). *Annual Report 2019*. Jerusalem: Bank of Israel.
- Benes, M. J., Clinton, K., George, A., Gupta, P., John, J., Kamenik, O., ... & Nadhanael, G. V. (2017). *Quarterly projection model for India: Key elements and properties*. International Monetary Fund.
- Benes, J., Hledik, T., Vavra, D., & Vlcek, J. (2003). The Quarterly Projection Model and its Properties. *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*. Prague, CNB.
- Botha, B., de Jager, S., Ruch, F., & Steinbach, R. (2017). *The quarterly projection model of the sarb* (No. 8000).
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Canova, F. (2009). Bridging cyclical DSGE models and the raw data. *Manuscript, Centre de Recerca en Economia Internacional*.
- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2013). DSGE model-based forecasting. In *Handbook of economic forecasting* (Vol. 2, pp. 57-140). Elsevier.
- Foroni, C., Marcellino, M. G., & Stevanović, D. (2020). Forecasting the Covid-19 recession and recovery: Lessons from the financial crisis.
- Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063-1070.
- Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2020). *How to Estimate a VAR after March 2020* (No. w27771). National Bureau of Economic Research.
- Nir, S. (2021). *Competition in the Israeli Economy and its Effect on Prices: A Sector-Based Phillips Curve Analysis* (No. 2021.01). Bank of Israel.
- Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2020). Macroeconomic Forecasting in the Time of COVID-19. *Manuscript, Northwestern University*.

- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, 1(5), 1123-1175.
- 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.

א. נספחים

א.1. משוואות הכלכלה העולמית

i. בלוק מחזור העסקים

משוואת IS לפער התוצר :

$$\hat{y}_t^{row} = \beta_{lead}^{row} \cdot E_t(\hat{y}_{t+1}^{row}) + (1 - \beta_{lead}^{row})\hat{y}_{t-1}^{row} - \beta_{\hat{r}}^{row} \hat{r}_{t-1}^{row} + \epsilon_t^{\hat{y}^{row}} \quad (15)$$

עקומת פיליפס לאינפלציה במדד המחירים לצרכן :

$$\pi_t^{row} = \alpha_{lead}^{row} \cdot E_t(\pi_{t+4}^{4,row}) + (1 - \alpha_{lead}^{row})\pi_{t-1}^{4,row} + \alpha_{\hat{y}}^{row} \hat{y}_{t-1}^{row} + \epsilon_t^{\pi^{row}} \quad (16)$$

משוואת טיילור לכלל הריבית :

$$i_t^{row} = \delta_{lag}^{row} i_{t-1}^{row} + (1 - \delta_{lag}^{row}) \cdot [r_t^{*,row} + \pi_t^{4,row} + \delta_{\pi}^{row} E_t(\pi_{t+4}^{4,row} - \pi_t^{*,row}) + \delta_{\hat{y}}^{row} \hat{y}_t^{row}] + \epsilon_t^{i^{row}} \quad (17)$$

ii. בלוק המגמות ארוכות-הטווח של המשתנים הנצפים

מגמת הצמיחה של התוצר :

$$\Delta y_t^{*,row} = (1 - \rho_{\Delta y^*}^{row}) \overline{\Delta y}^{row} + \rho_{\Delta y^*}^{row} \Delta y_{t-1}^{*,row} + \epsilon_t^{\Delta y^{*,row}} \quad (18)$$

מגמת הריבית הריאלית :

$$r_t^{*,row} = (1 - \rho_{r^*}^{row}) \bar{r}^{row} + \rho_{r^*}^{row} r_{t-1}^{*,row} + \epsilon_t^{r^{*,row}} \quad (19)$$

המרווח :

$$s_t^{row} = (1 - \rho_s^{row}) \bar{s}^{row} + \rho_s^{row} s_{t-1}^{row} + \epsilon_t^{s^{row}} \quad (20)$$

א.2. אמידה מקדימה ב-OLS עבור פריור

לשם קבלת פריור נאמדו משוואות מחזור העסקים (א.2.1) בטכניקה של OLS. עם זאת, במקרים רבים שימוש בתוצאות האמידה ב-OLS כפי שהן לא איפשר התכנסות של פונקציית הנראות, וכדי לאפשר זאת הוכנס שינוי ידני של הפריור. לרוב הדבר מלמד שהערך אשר מאפשר התכנסות הוא זה התואם יותר את האמידה הבייסיאנית אשר נעשתה כמערכת. זאת בניגוד לאמידה האנדוגנית ב-OLS.

כיוון שהפרדת המשתנים הנצפים למגמה ופער מתבססת על המודל ושימוש במחליק קלמן, נעשה שימוש במסנן הודריק-פרסקוט כדי לייצר מגמה ופער ביחס אליה. לגבי הפרמטרים של מקדמי המשתנים במשוואות נעשה שימוש במקדם ממשוואת OLS, או בערך של 0.1 – אם האמידה הייתה

נמוכה מערך זה³⁷. לגבי סטיית התקן של הפריון נעשה שימוש בטעות התקן מהאמידה ב-OLS. עם זאת, בחלק מהמקרים, כדי להבטיח התכנסות של פונקציית הנראות, נבחרה סטיית תקן גדולה או נמוכה יותר מטעות התקן של המקדמים.

גם לגבי הזעזועים למשוואות נבחרה סטיית התקן של טעות התקן באמידה ב-OLS בתור תוחלת סטיית התקן של הזעזוע. לגבי סטיית התקן של הפריון לפרמטר סטיית התקן של הזעזוע³⁸, נבחר הערך 1 כדי לייצר חופש יחסי לאמידה הבייסיאנית בזיהוי הזעזועים המשמעותיים בכלכלה.

לגבי כלל טיילור אמידת המשתנים ב-OLS סיפקה תוצאות בעייתיות עקב אנדוגניות, ולכן לגבי המקדמים של פער התוצר ופער האינפלציה נעשה שימוש במקדמים ששימשו את BKL כפריון.

הפריונים אשר שימשו בפועל לאמידה מובאים בלוח 1.

(1) משוואת IS לפער התוצר:

$$\hat{y}_t = \beta_{lead} \cdot E_t(\hat{y}_{t+1}) + (1 - \beta_{lead})\hat{y}_{t-1} - \beta_{\hat{r}}\hat{r}_{t-1} + \beta_{\hat{z}}\hat{z}_{t-1} + \beta_{\hat{y}^{row}}\hat{y}_t^{row} + \epsilon_t^{\hat{y}} \quad (1)$$

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
β_{lead}	0.50	0.06	8.87	0.00
$\beta_{\hat{r}}$	0.01	0.03	0.23	0.82
$\beta_{\hat{z}}$	0.27	1.04	0.26	0.80
$\beta_{\hat{y}^{row}}$	0.03	0.12	0.27	0.78

(2) עקומת פיליפס לאינפלציה במדד המחירים לצרכן:

$$\pi_t = \alpha_{lead} \cdot E_t(\pi_{t+4}^4) + (1 - \alpha_{lead})\pi_{t-1}^4 + \alpha_{\hat{y}}\hat{y}_{t-1} + \alpha_{\Delta z}\Delta z_t + \alpha_{\pi^{oil}}\pi_t^{oil} + \epsilon_t^{\pi} \quad (2)$$

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
α_{lead}	0.54	0.12	4.55	0.00
$\alpha_{\hat{y}}$	0.01	0.05	0.27	0.79
$\alpha_{\Delta z}$	3.89	2.88	1.35	0.18
$\alpha_{\pi^{oil}}$	0.01	0.01	2.30	0.02

(3) משוואת UIP לשער החליפין:

$$z_t = \gamma E_t(z_{t+1}) + (1 - \gamma)z_{t-1} - (r_t - r_t^{row} - rp_t) + \epsilon_t^z \quad (3)$$

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
γ	0.50	0.05	10.64	0.00

(4) משוואת טיילור לכלל הריבית:

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
δ_{lag}	0.86	0.02	37.33	0.00
δ_{π}	-1.04	0.19	-5.40	0.00
$\delta_{\hat{r}}$	-0.06	0.40	-0.16	0.87

³⁷ הפריון למקדמים היה מהתפלגות בטא בין 0 ל-1, כך שכדי שהתוחלת בפועל תהיה גבוהה מ-0 נבחר ערך של 0.1 כערך מינימלי לתוחלת.

³⁸ המייצגת את מידת הביטחון של הפריון בעוצמה הממוצעת של הזעזוע.

א.3. קליברציה למשוואות המגמות

i. ביצוע הקליברציה

המשוואות אשר להן בוצעה קליברציה:

$$\Delta y_t^* = (1 - \rho_{\Delta y^*}) \bar{\Delta y} + \rho_{\Delta y^*} \Delta y_{t-1}^* + \epsilon_t^{\Delta y^*} \quad (5)$$

$$r_t^* = (1 - \rho_{r^*}) \bar{r} + \rho_{r^*} r_{t-1}^* + \epsilon_t^{r^*} \quad (6)$$

$$s_t = (1 - \rho_s) \bar{s} + \rho_s s_{t-1} + \epsilon_t^s \quad (7)$$

$$z_t^* = (1 - \rho_{z^*}) \bar{z} + \rho_{z^*} z_{t-1}^* + u_t^{z^*} \quad (8)$$

$$u_t^{z^*} = \rho_u u_{t-1}^{z^*} + \epsilon_t^{u^{z^*}} \quad (9)$$

משוואות המגמות כוללות שלושה סוגי פרמטרים:

- 1) פרמטרים אשר קובעים את המצב העמיד של המגמה ומסומנים בגג.
- 2) פרמטרים שקובעים את הדינמיקה של המגמה והם: האינרציה של המגמה, המסומנת באות ρ , וסטיית התקן של הזעזוע למגמה, המסומנת כ- σ^ϵ (אלה אינן מופיעות במפורש במשוואות, שכן הן תכונות של הזעזועים המסומנים באות ϵ).

לגבי הפרמטרים של המצב העמיד של המגמות בוצעה קליברציה בעזרת ממוצע המדגם, או באופן שיפוטי.

לגבי המגמה של צמיחת התוצר נעשה שימוש בממוצע הצמיחה במדגם. לגבי המגמה של שער החליפין הריאלי נבחרה התכנסות לקבוע. לגבי מגמת הריבית הריאלית נבחר שיפוטי הערך של 3%.³⁹

לגבי הפרמטרים שקובעים את הדינמיקה של המגמה נעשתה קליברציה אשר מטרתה להתאים את התכונות הסטטיסטיות של המגמות לתכונות הסטטיסטיות של מגמות בשיטה של מסנן הודריק-פרסקוט. ההתאמה למגמה של הודריק-פרסקוט נבחרה מפני שזו אחת הדרכים המקובלות לפירוק סדרה למגמה ופער, בפרט לגבי משתנים כפער התוצר ופער הריבית הריאלית.

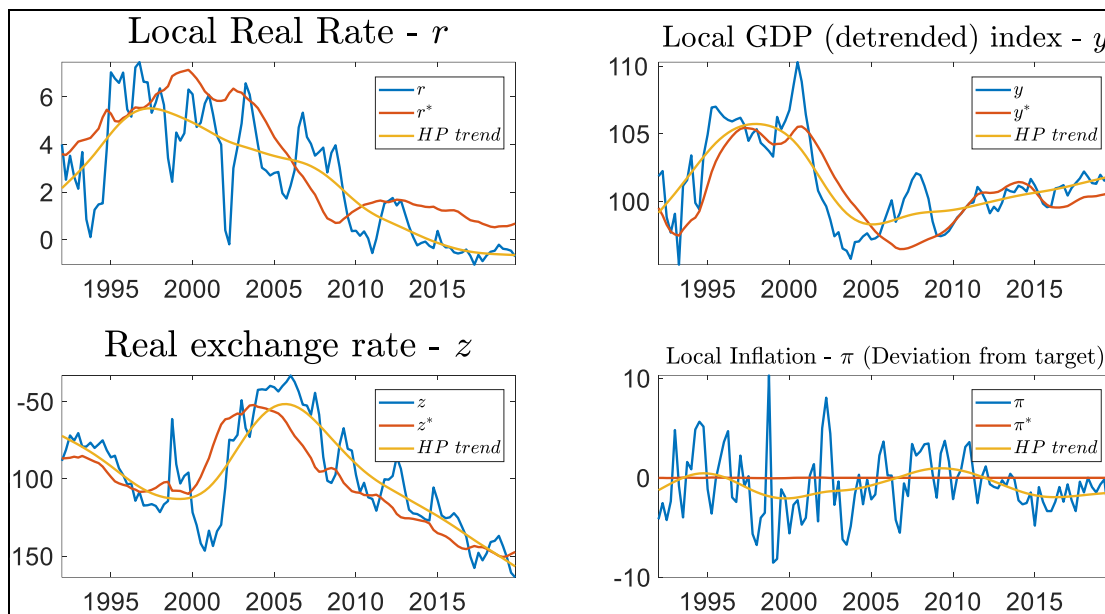
מבחינה לא פורמלית של רגישות המגמות לערכי הפרמטרים נראה שהתנהגות המגמות אינה רגישה במיוחד לערכי הפרמטרים שנבחרו. עם זאת, בחינת רגישות מלאה של הפרמטרים צריכה לכלול גם את רגישות האמידה של הפרמטרים המבניים לקליברציה, וזו לא נבחנה בעבודה הנוכחית.

איור 15 מציג את המגמות שהתקבלו לערכי הקליברציה הסופיים (כתום), לצד המשתנים המקוריים (כחול) והמגמה במסנן הודריק-פרסקוט (צהוב).

³⁹ רמה ממוצעת של 3% לריבית הריאלית מתקבלת ממוצע המדגם בשנים 1992–2015. ערך זה עולה מהאמידה גם במחקרים שונים בעולם. ראו Williams & Laubach (2003).

איור 15 – המגמות ארוכות הטווח במודל

(1992–2019)



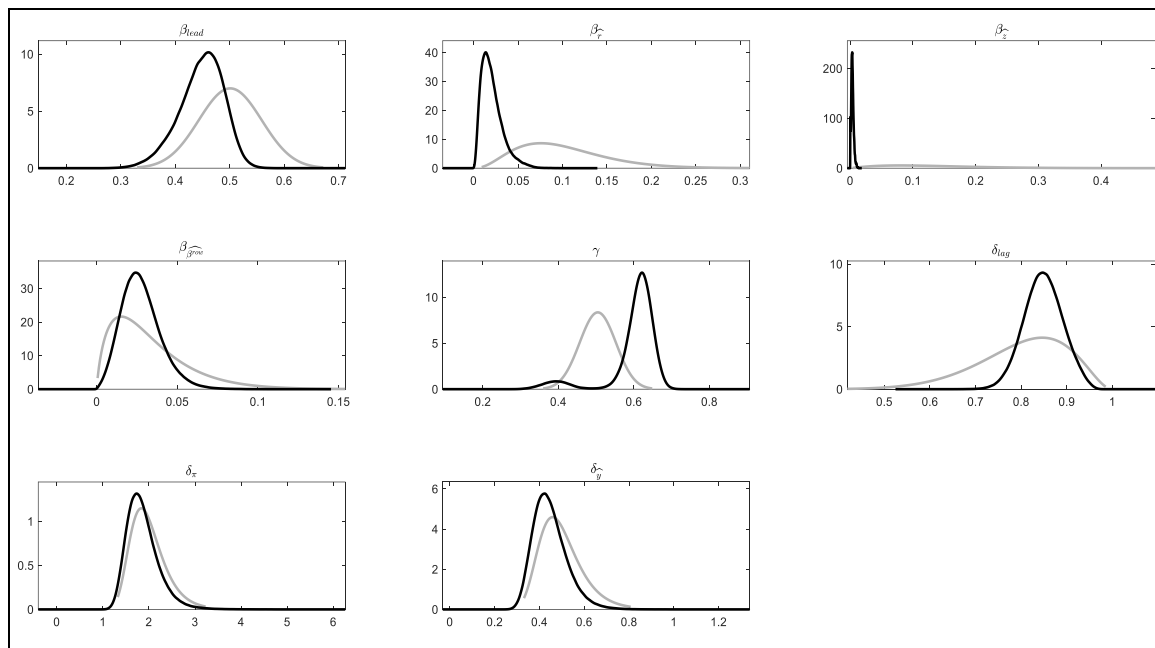
ערכי כלל הפרמטרים של המגמות מפורטים בלוח 2.

לוח 2 – ערכי הקליברציה למשוואות המגמות

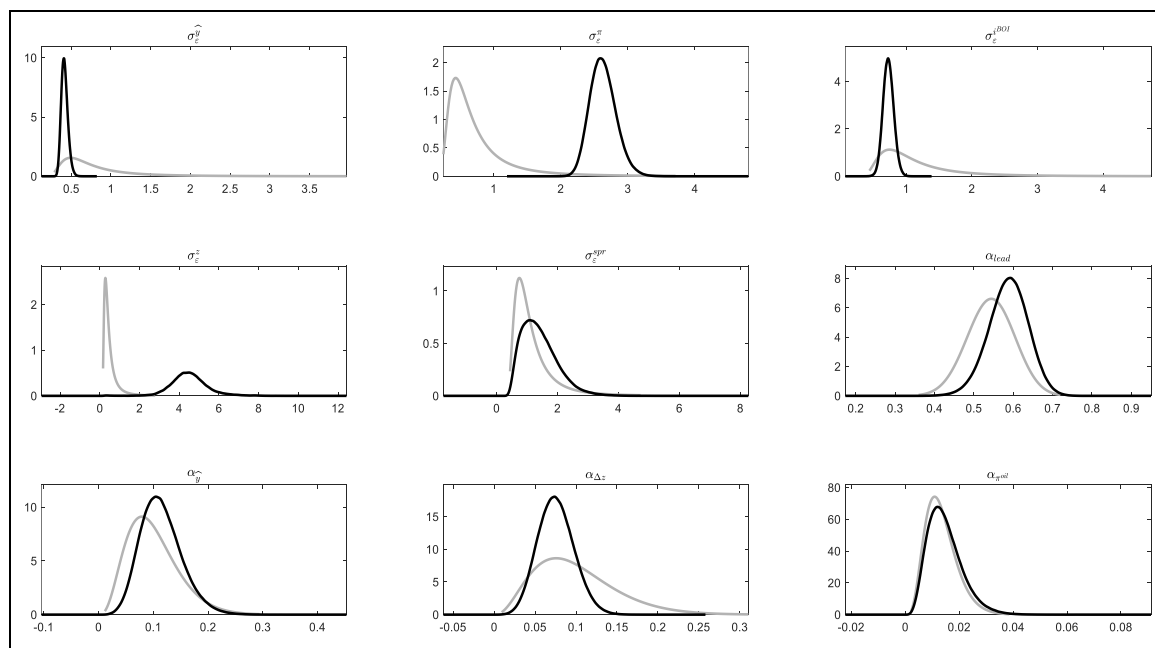
תיאור	סימון	ערך
מגמת התוצר		
מצב עמיד של המגמה	$\Delta \bar{y}$	1.8%
אינרציה של המגמה	$\rho_{\Delta y^*}$	0.95
זעזוע למגמה	$\sigma^{\epsilon_{\Delta y^*}}$	0.89
מגמת הריבית הריאלית		
מצב עמיד של המגמה	$\bar{r}$	3%
אינרציה של המגמה	ρ_{r^*}	0.97
זעזוע למגמה	$\sigma^{\epsilon_{r^*}}$	0.61
מגמת שער החליפין הריאלי		
מצב עמיד של המגמה	$\bar{z}$	0
אינרציה של המגמה	ρ_{z^*}	0.95
אינרציה של המגמה	ρ_u	0.999
זעזוע למגמה	$\sigma^{\epsilon_{z^*}}$	2.19
המרווח		
מצב עמיד של המגמה	$\bar{s}$	0
אינרציה של המגמה	ρ_s	0.8
זעזוע למגמה	σ^{ϵ_s}	1.34

א.4. ההתפלגות השולית של הפרמטרים

איור 16 – ההתפלגות השולית של הפרמטרים – א'

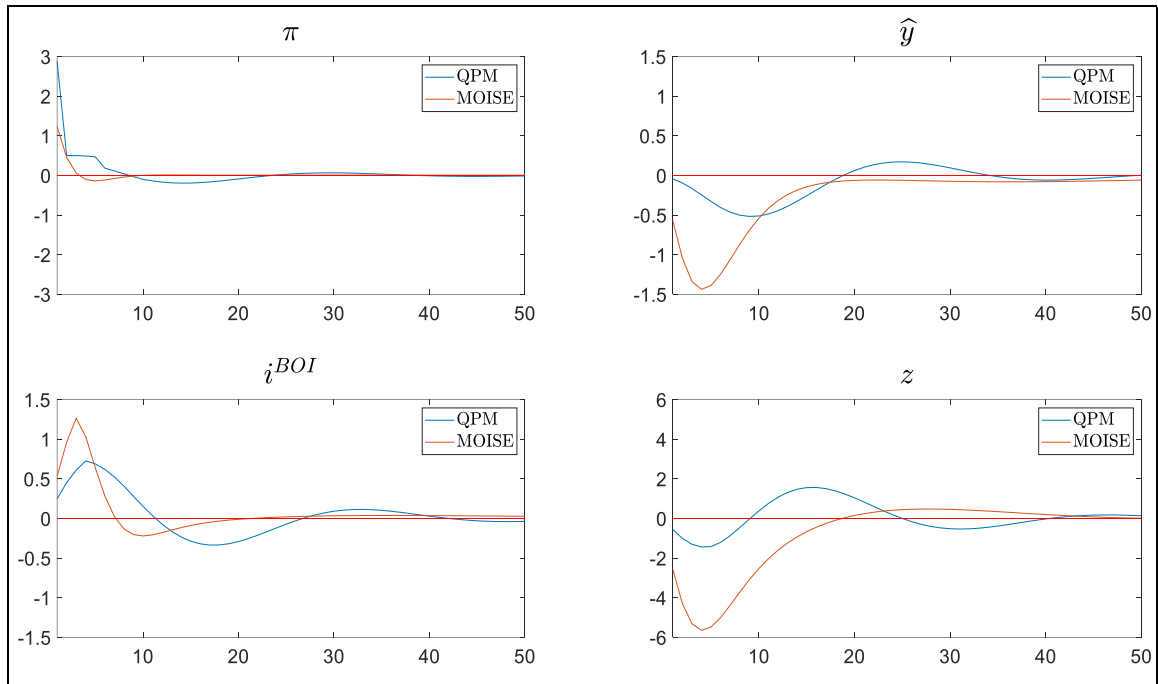


איור 17 – ההתפלגות השולית של הפרמטרים – ב'

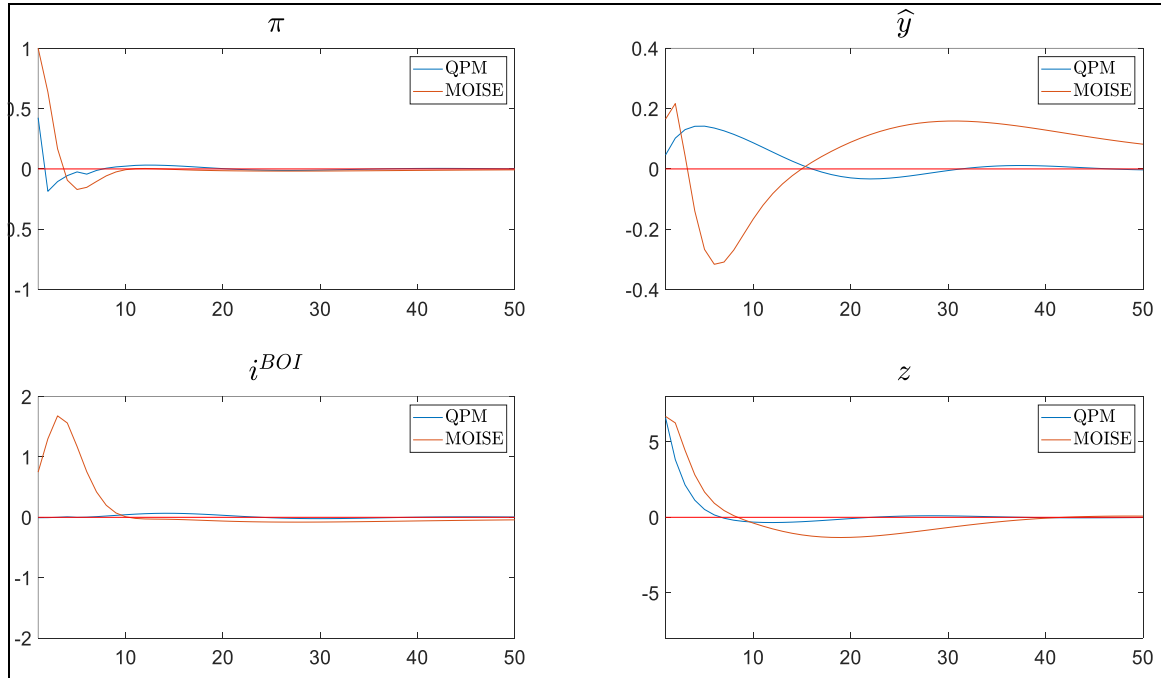


א.5. פונקציות התגובה לזעזועים

איור 18 – התגובה לזעזוע לאינפלציה – π



איור 19 – התגובה לזעזוע לשער החליפין – z



א.6. אמידה וקליברציה לכלכלה העולמית

i. אמידה מקדימה ב OLS-לפריון

משוואת IS לפער התוצר :

$$\hat{y}_t^{row} = \beta_{lead}^{row} \cdot E_t(\hat{y}_{t+1}^{row}) + (1 - \beta_{lead}^{row})\hat{y}_{t-1}^{row} - \beta_{\hat{r}}^{row} \hat{r}_{t-1}^{row} + \epsilon_t^{\hat{y}^{row}} \quad (15)$$

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
β_{lead}^{row}	0.49	0.03	17.82	0.00
$\beta_{\hat{r}}^{row}$	0.01	0.01	1.21	0.23

עקומת פיליפס לאינפלציה במדד המחירים לצרכן :

$$\pi_t^{row} = \alpha_{lead}^{row} \cdot E_t(\pi_{t+4}^{4,row}) + (1 - \alpha_{lead}^{row})\pi_{t-1}^{4,row} + \alpha_{\hat{y}}^{row} \hat{y}_{t-1}^{row} + \epsilon_t^{\pi^{row}} \quad (16)$$

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
α_{lead}^{row}	0.55	0.15	3.58	0.00
$\alpha_{\hat{y}}^{row}$	0.04	0.05	0.86	0.39

משוואת טיילור לכלל הריבית :

$$i_t^{row} = \delta_{lag}^{row} i_{t-1}^{row} + (1 - \delta_{lag}^{row}) \cdot [r_t^{*,row} + \pi_t^{4,row} + \delta_{\pi}^{row} E_t(\pi_{t+4}^{4,row} - \pi^{*,row}) + \delta_{\hat{y}}^{row} \hat{y}_t^{row}] + \epsilon_t^{i^{row}} \quad (17)$$

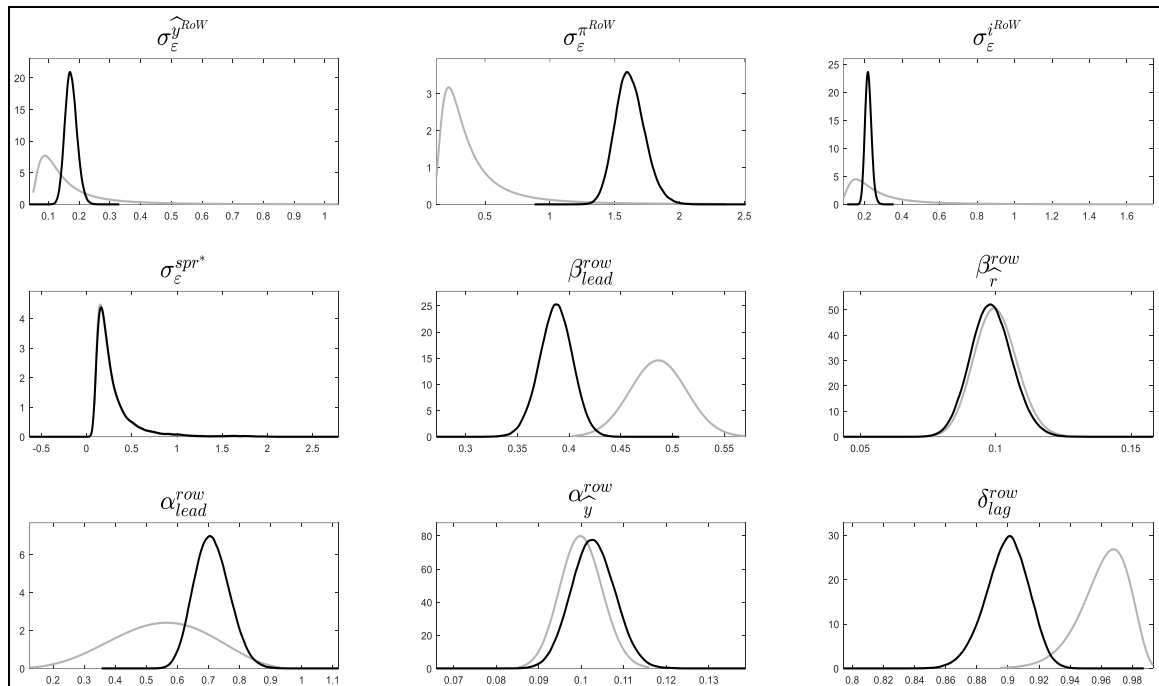
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
δ_{lag}^{row}	0.96	0.02	60.50	0.00
δ_{π}^{row}	1.15	0.66	1.74	0.09
$\delta_{\hat{y}}^{row}$	0.59	1.06	0.56	0.58

ii. תוצאות האמידה הבייסיאנית

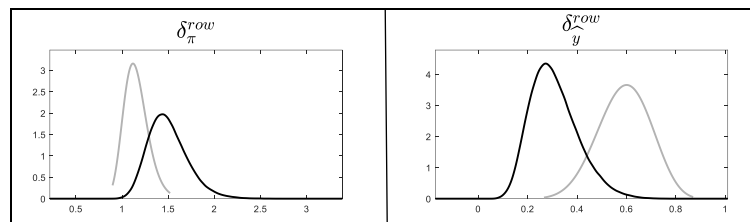
לוח 3 – תוצאות אמידה מרכזיות לכלכלה העולמית

פרמטר		התפלגות פריור				התפלגות פוסטריור		תיאור
סימון	התפלגות	ממוצע	סטיית תקן	שכיח	5%	95%		
עקומת IS								
β_{lead}^{row}	בטא	0.49	0.03	0.39	0.36	0.41	מקדם של פער התוצר בעתיד	
$\beta_{\hat{r}}^{row}$	בטא	0.10	0.01	0.10	0.086	0.11	השפעת פער הריבית הריאלי על האינפלציה	
$\sigma^{\hat{y}^{row}}$	גמא הופכית	0.19	1.00	0.17	0.14	0.20	סטיית התקן של זעזוע לפער התוצר	
עקומת פיליפס								
α_{lead}^{row}	בטא	0.55	0.15	0.71	0.61	0.80	פרמטר קאלבו לאינפלציה	
$\alpha_{\hat{y}}^{row}$	בטא	0.10	0.01	0.10	0.09	0.11	השפעת פער התוצר על האינפלציה	
$\sigma^{\pi^{row}}$	גמא הופכית	0.45	1.00	1.62	1.43	1.81	סטיית התקן של זעזוע לאינפלציה	
כלל טיילור								
δ_{lag}^{row}	בטא	0.96	0.02	0.90	0.88	0.92	מקדם אוטורגרסיבי של הריבית (החלקת ריבית)	
δ_{π}^{row}	בטא	1.15	0.13	1.50	1.15	1.84	השפעת האינפלציה על הריבית	
$\delta_{\hat{y}}^{row}$	בטא	0.59	0.11	0.30	0.15	0.45	השפעת פער התוצר העל הריבית	
$\sigma^{i^{row}}$	גמא הופכית	0.32	1.00	0.22	0.19	0.25	סטיית התקן של זעזוע לריבית	

איור 20 – ההתפלגות השולית של הפרמטרים



איור 21 – ההתפלגות השולית של הפרמטרים



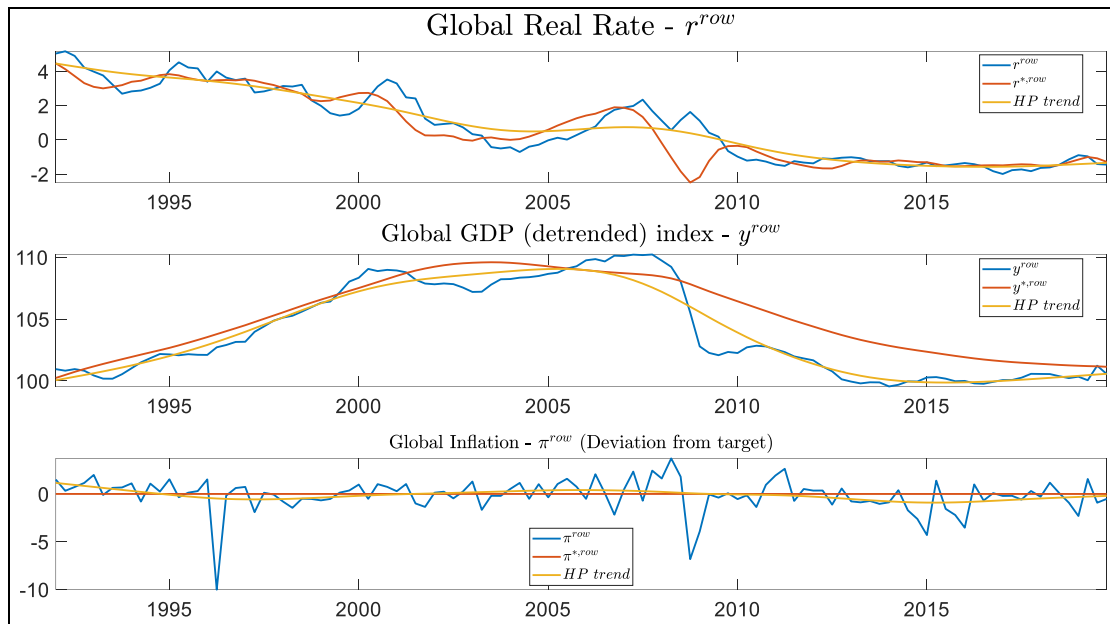
iii. קליברציה למשוואות המגמות

לוח 4 – ערכי הקליברציה למשוואות המגמות בכלכלה העולמית

תיאור	סימון	ערך
מגמת התוצר		
מצב עמיד של המגמה	$\Delta \bar{y}^{row}$	1.8%
אינרציה של המגמה	$\rho_{\Delta y}^{row}$	0.95
זעזוע למגמה	$\sigma_{\varepsilon_{\Delta y}}^{row}$	0.19
מגמת הריבית הריאלית		
מצב עמיד של המגמה	$\bar{r}^{row}$	3%
אינרציה של המגמה	ρ_r^{row}	0.96
זעזוע למגמה	$\sigma_{\varepsilon_r}^{row}$	0.32
המרווח		
מצב עמיד של המגמה	$\bar{s}^{row}$	0
אינרציה של המגמה	ρ_s^{row}	0.85
זעזוע למגמה	$\sigma_{\varepsilon_s}^{row}$	1.10

איור 22 – המגמות ארוכות הטווח בכלכלה העולמית

(1992–2019)



א.7. הפערים במודל לפי שתי הגישות

איור 23 – הפערים במודל

(2015–2020)

