



שיפור טיב המודל העונתי לחיזוי מדד המחיירים לצרכן לטוווח קצר¹

טניה סוחוי יואב רוטברג

סדרת מאמרים לדיוון 2006.06
אוקטובר 2006

¹ תודתנו לעמי ברנע על הדיוון המועיל ועל הצעות לשיפור המודל ואופן הצגתו. ליעל מעוז ומוריס צ'יקו שתרמו רבות במעקב מתמיד אחר תפקוד המודל.
מחלקה מחקר, בנק ישראל <http://www.boi.gov.il>

הדיעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

תמציה

זהוי גרסה שלישית של המודל לחיזוי האינפלציה לטווח של עד שנה. מודל זה משמש למקבב אופרטיבי, ומיצר בכל חודש תחזית של השינויים במדד המחיירים לצרכן ב-12 החודשים הבאים. התחזיות נשענות על זיהוי אוטומטי של תהליכי סטוכסטיים – מגמה ועונתיות – בהתקפות המחיירים ב-14 קבוצות משנה של סל התרופות. הפרמטרים נאמדים באמצעות תוכנת ARIMA-12-X ומתעדכנים עם כל עדכון של בסיס הנתונים.

אומדני המגמה בקבוצות המשנה של המדי הקללי מאפשרים להגעה לאומדן של סביבת האינפלציה. אומדן זה נחוץ לצורכי התכנון המונייטרי, אך קשה להשיגו בזמן אמיתי ובתדרות גבוהה עקב תנודותיו המחיירים במרכיבי הסל. עובודה זו מציעה אומדן מוחלך של סביבת האינפלציה בזמן אמיתי, המחשיב כמגמה משוקלת יחד עם התחזיות ותוך השפעה הדדית ביניהם.

הגרסה החדשה של מודל החיזוי מאפשרת להתחשב בגורמים כלכליים, מלבד פיחות השקל מול הדולר – שקדום לכן לא נכנסו למודל כמשתנים מסבירים רציפים. המשתנים שנוסף הם מחירי הדלקים, המותאמים לטעפי המדי, וההתיקרות הדולרית של מוצרים הדריכת המזבאים, המחשבת על-סמך שינוי שערى החליפין הצלובים של תשע מדינות שישראל סוחרת עמן, כולל סין וטורקיה. הגרסה החדשה הוכנסה לשימוש החל מתחזית חודש דצמבר 2005, והקטינה משמעותית את טעות התחזיות ex-ante לחודש העוקב – ל-0.13%, לעומת 0.2% בגרסה הקודמת. הפחתת הטעות ex-ante מוסברת במקצת על ידי ירידת תנודותיו המחיירים בשנתיים האחרונות לעומת שלוש השנים שקדמו להן, אך בעיקר על ידי הוספה כוחה הסבר. המלצה מעשית של העבודה היא לשנות את ספציפיותו המודל אחת לשושש שנים, לפחות.

Enhancing the accuracy of the seasonal model for forecasting CPI in the short run

Tanya Suchoy and Yoav Rotberger*

Abstract

This paper presents the third version of the model for predicting inflation up to one year ahead. The model can be used for operational monitoring, as it yields a forecast every month of the changes in the CPI in the next twelve months. The forecast is based on automatic identification of stochastic processes—trend and seasonality—in price changes in fourteen subgroups of the consumption basket. The parameters are estimated by means of the X-12-ARIMA program, and are updated with every update of the database.

The trend estimates in the subgroups of the general index enable us to obtain an estimate of core inflation. This estimate is needed for purposes of monetary projection, but it is difficult to obtain in real time and with high frequency because of price volatility in the components of the consumption basket. This paper proposes a smoothed estimate of core inflation in real time as a weighted trend, calculated simultaneously with the forecast, taking into account the interdependence of these estimates.

The new version of the forecast model has extended the exogenous factors of its equations, beyond the depreciation of the shekel against the dollar, and incorporated economic variables which hitherto were not included as continuous independent variables. The variables that have been added are fuel prices appropriate to the CPI components, and import price changes of consumer goods in dollar terms, estimated from the changes in the cross rates of the currencies of nine of Israel's trading partners, including China and Turkey. The new version of the model has been in use since the December 2005 forecast, and it has significantly reduced the ex ante forecast error for the following month by 0.13 percent, compared with 0.20 percent in the previous version. Some of the reduction in the ex ante error is explained by the lower price volatility in the last two years than that which prevailed in the previous three years, but most of it is explained by the additional explanatory power offered by the new version. One practical proposal put forward in the paper is to update the model's specifications at least once in three years.

* The author thanks Emmanuel Barnea for the helpful discussion and his suggestions for improving the model and the way it is presented. Yael Maoz and Maurice Chiko were of great assistance in their constant monitoring of the way the model functioned.

1. מבוא

שלושה מודלים לחיזוי האינפלציה, שפותחו במחצית המאה, משמשים את בנק ישראל דרך קבע לשימוש בתהווית מדיניותו המוניטרית: מודל מבני (רביעוני), מודל של צורה מצומצמת (רביעוני) ומודל עונתי חדשני. מטרת שלושת המודלים לספק תחזיות של האינפלציה לטוחה קצר (למספר חודשים) ובינוני (למספר רביעים עד שנתיים) במצבים שונים של המשק, ולעקבות אחר השפעתה של חודשיים) ובינוני (למספר רביעים עד שנתיים) במצבים שונים של המשק, ולעקבות אחר השפעתה של הריבית על תווואי האינפלציה. תפקיד המודל העונתי בתהווית המדיניות הוא לחזות את האינפלציה בחודשים הקרובים.

הדיון בתחזיות של המודדים הקרובים אינו נובע מה הצורך לדעת "מה יקרה מחר", שכן למעשה אחד אין השפעה קריטית על המדיניות המוניטרית. חשיבותו של החיזוי הקצר – זיהוי מוקדם של השינויים בסביבת האינפלציה¹ – היא בהיותו הנושא של המדיניות המוניטרית. קיימים פער מתודולוגי בין קביעת סביבת האינפלציה במסמכי המדיניות – "יעד האינפלציה", במונחים שנתיים – לבין מידיה אופרטיבית של סביבת האינפלציה בזמן אמיתי, בתדרות גבוהה, שמטרתה לסייע בתכנון המדיניטרי החדשני.

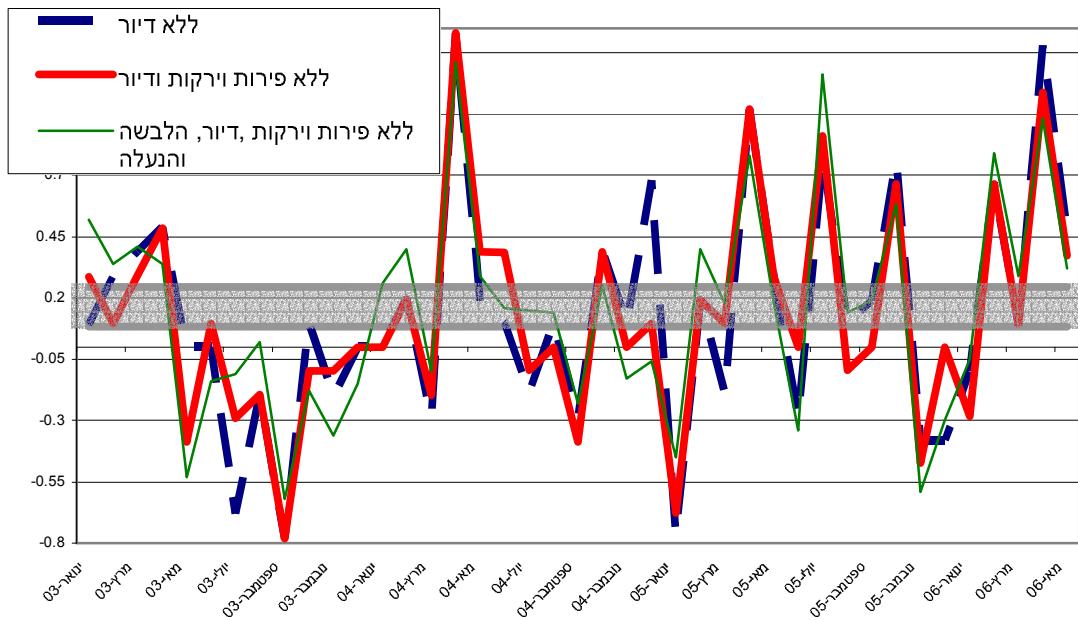
מבחינה תיאורטית, סביבת האינפלציה – או "אינפלציית הליבה" (core inflation) – היא טווח (או, לעניינו, אמצע הטווח) שמן ההכרח כולל גורם מסוות של שינוי המוצרים בכל רכיביו של סל הضرורית, והוא כולל את שינוי המחיר היחסי. מטריקה זו מסננת אפוא תנודות אידיאיסינקרטיות ומקרים במדד המחיר, על סמך התפלגותו לרוחב הסל ובסוג בזמן. בפועל מישמות טכניות שונות להשגת אומדן של סביבת האינפלציה בזמן התכנון. Clark (2001) סוקר שלוש מטריקות של core inflation, המחשبات בארצות הברית באופן שוטף ומספקות את אומדי סביבת האינפלציה בעת הגעתו של נתון CPI. המטריקות הנסקרות במחקר זה: הממד הכללי מנוכה מזון ודלק, החציון של השינויים ברכיבי הסל (median price change) ו"התוחלת הקטומה" (trimmed core inflation measure), שבה התפלגות השינויים הרוחביים ברכיבי הסל מוקצתת משנה הकצotta.

Southwest Economy (2005) מעמיד בספק את יכולתו של מדד מנוכה – ולעניינו, המדד ללא מזון ודלק – להבדיל נוכנה בין איותות לרעש. המאמר מצין כי רכיבים שנשארים כוללים במידה המנוכה הם לעיתים תנודתיים הרבה יותר מאשר מזון ודלק, כך שלמעשה זה אין בהכרח יתרון אינדיקטיבי.

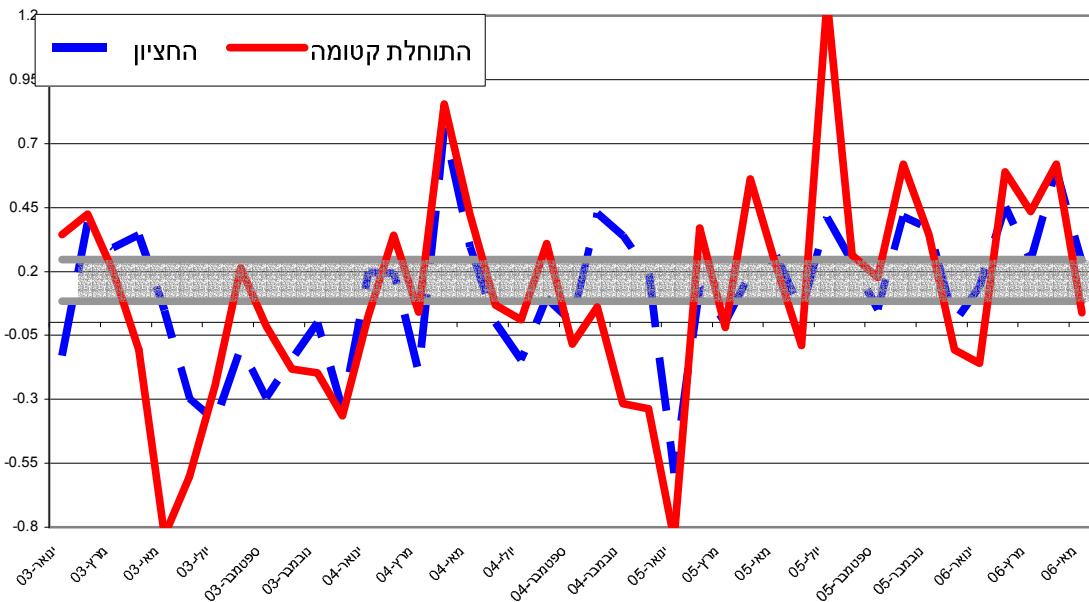
מישם את שיטת "המשקלות המתמידים", המתווארת במאמרה של Cutler (2001). שיטה זו משללת את שיעורי השינוי של המודדים הפרטניים לפי מקדים שהתקבלו על סמך משווהות אוטורגרסיה – במקום משקלות הסל. לפי שיטה זו, אותן רכיבים השומרים על התנהגות עקבית לאורץ זמן מקבלים משקלות גבוהים יותר ממשקלותיהם המקוריים בסל, וכתוצאה לכך תורמים יותר למטריקה. נספח אי מביא סיכום של המדדים המשמשים אומדנים לסביבת האינפלציה בנקים מרכזיים בעולם², הן רשמית והן לניתוח פנימי.

¹ מספר מחקרים מתארים את תהליכי האינפלציה בישראל כפונקציית מדרגות. עדויות אמפיריות לכך מצאו לויין ומלניק (1999) ו-Barnea and Levitan (2006).

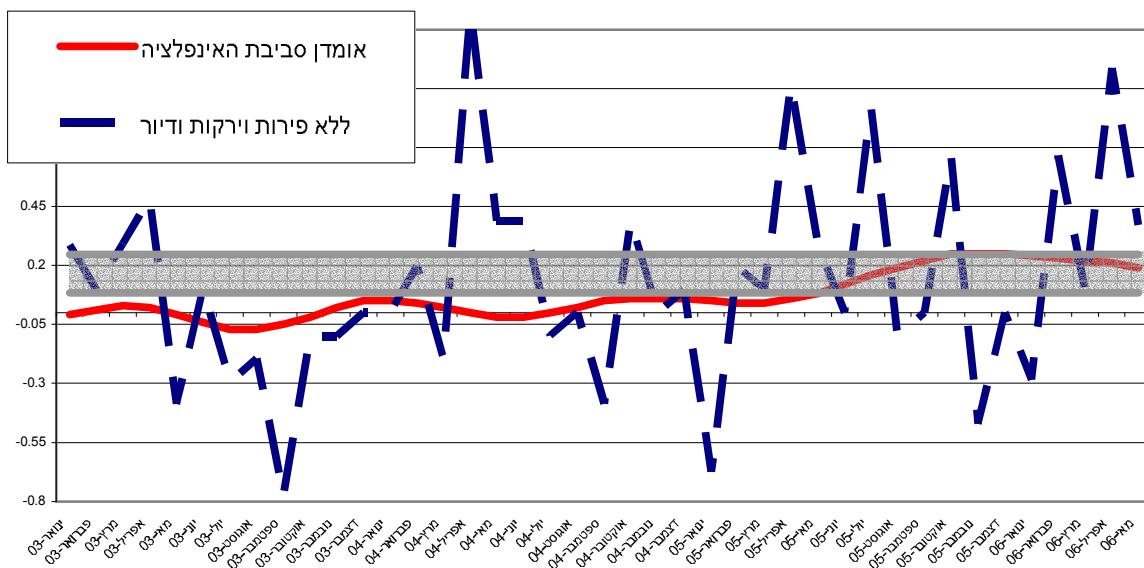
² בהסתמך על סקירת הבנק המרכזי של הפיליפינים; ראו: www.bsp.gov.ph/downloads/Publications/FAQs/inflation.pdf



איור 1א'. מדדים מנוכים ויעד האינפלציה (הפס המוצלל), בMONTHLY CHODSHIIM, מדגם - 1: 2003 עד 5: 2006.



איור 1ב'. התוחלת הקטומה, מדד החציוון ויעד האינפלציה (הפס המוצלל), בMONTHLY CHODSHIIM, מדגם - 1: 2003 עד 5: 2006.



איור 1ג'. סביבת האינפלציה המותקבלת מהמודול ויעד האינפלציה (הפס המוצלל), בMONTHLY CHODSHIIM, מדגם - 1: 2003 עד 5: 2006.

בנק ישראל נהג להשתמש במדדים מנוכנים – כגון המدد ללא פירות וירקות, ללא הלבשה והנעלה ולא לא דיוור. השניים הראשונים אמורים לסמן תנודות מקריות ועונתיות של אמפליטודות גדולות, והאחרון – תנודות בעקבות שינויים בשער החליפין שקל-долר. בדוח האינפלציה של בנק ישראל למחצית הראשונה של 2005 נכללה תיבת שמציעה להשתמש במדדים מנוכנים" כמדדים ל"איינפלציית הליבה" בארץ.

איור 1א' מציג שינויים המודדים המנוכנים לצד יעד האינפלציה, המוחש במונחים חדשים, לצורך השוואה. בתמונה זו בולט קושי אמיתי להסיק על סביבת האינפלציה בזמן אמיתי על סמך מדדים כה תנודתיים.

ב"הערכת המצב החודשית לקרהת התכנון המונייטרי של אפריל 2006"³ ישמה מחלוקת המחקר, לראשונה, חישוב של "תוחלת קטומה" כאחת המטריקות הלגיטימיות של סביבת האינפלציה. איור 1ב' מציג מzelf זה בהשוואה לעיד, במונחים חדשים. כאמור, חישבנו גם את מדד החץון, אף הוא מוצג באיור. גם שני מדדים אלה מגלים תנודות רבתה, וקשה להסיק מהם מסקנות אופרטיביות בזמן אמיתי. תוך כדי חישוב של "התוחלת הקטומה" התגלתה בה הטיה כלפי מעלה יחסית לטוחה העיד, כתוצאה מקיצוץ סימטרי של התפלגות רכיבי הסל. תופעה זו מעלה שאלות לגבי שיעור הקיצוץ בכל קצה. ישן עוד בעיות אמפיריות שטרם נפתרו – למשל, רגישותה של המטריקה למידת הפירות של המדדים – לעומק ההיררכיה.

העבודה הנווכחית מוצלת קשר שיטתי בין חייזי קוצר של שינוי המדרד לבין אומדן סביבת האינפלציה בזמן אמיתי. כتوزר לוואי של החייזי אנו מגעים לאומדן חודשי מוחלך של סביבת האינפלציה – המגמה המשוקלת – המוחש דרך שכלל המגמות שאותרו בסדרות של שינויים המחרים בתת-קבוצות של סל הכספיות.

איור 1ג' מציג את אומדן סביבת האינפלציה באמצעות המגמה המשוקלת לצד יעד האינפלציה, במונחים חדשים. כפי שנראה, האינדיקטור המתתקבל מהמודל הוא חלק ובר-השוואה עם טוחה העיד. כדי להמחיש את התנודתיות של מטריקות אחרות, מוצג בקו מקווקו אחד מהמדדים המנוכנים. באיור מציגירת תמונה כמותית ברורה של סביבת אינפלציה נמוכה מהיעד בשנים 2003 ו-2004 – תופעה שהוזגה גם בדוחות השנתיים של בנק ישראל.

mdiידת סביבת האינפלציה כמגמה משוקלת מביאה לפשרה בדילמה בין עיבוד המctrפים לבין דיקוק אמידה: מצד אחד – סביבת האינפלציה מתקבלת מהמודל ברמה מצרפית של המדד הכללי, על פי הגדרת; מצד השני – הארגזציה מתבצעת בשלב האחרון, אחרי שמנצלים את כל נתוני ההתפתחות של המדדים בקבוצות הכספיות הנפרדות, תוך התחשבות פרטנית בפרמטרים העונתיים ובמגמות שנוצרו.

לשילוב של המודל העוני במרקם האופרטיבי שתי חלופות: אחת, כאשר תחזית המודל העוני לגביה החודשים הקרובים מצטרפת לתחזיות המודלים האחרים ומשלימה אותם, כך שתחזית האינפלציה היא שילוב של תחזיות שני המודלים; בחלופה זו המודל העוני יזהה רק חלק מהдинמיקה של האינפלציה החודשית – למשל, את העונתיות – והשאר יובא מהמודלים האחרים. על פי הבחירה השנייה, תחזית המודל העוני היא עצמאית ואינה תלולה בתוצאות

³ נספח ב' מפרט את האומדן החודשיים.

המודלים האחרים. בחלופה זו המודל העונתי אמור לחזות את דינמיקת האינפלציה במלואה, עד כמה שניתן.

אף שהחלופה הראשונה היא בת ביצוע, מספק המודל העונתי תחזית עצמאית לתכנון החודשי – על פי הchlופה השניה. גישה פולריסטית זו – שלפיה מספר מודלים רצים במקביל ובאופן עצמאי, ומיצרים תחזיות בלתי תלויות – ננקטת למשל בבנק המרכזי של קנדה, כפי שמתארים Colletti and Murchison (2002). ההצדקה לגישה זו, על פי ניסיונים, היא שככל מודל מפשט את המציאות המורכבת ובניו על הנחות מסוימות, והשווות תוצאות החיזוי של כלום יכולה לשפוך אור על ההשלכות של הנחות אלה.

מטרות הגרסה החדשה של המודל הן ללמד את ביצועי המודל בשנים האחרונות, לשפר את הספציפicitאות של המשוואות ולכלול במודל משתנים אקסוגניים נוספים, אשר משקפים גורמי אינפלציה מתמידים, זמינים בהקדם מבסיסי הנתונים של הבנק, ביניהם – מחירים הנפט, מחירים חוויל ועד.

המשך המסמך בניין כדלקמן: פרק 2 מביא רקע אקונומטרי וסקירה היסטורית להתרפותות גרסאות המודל. פרק 3 מתאר את מבנה המודל ואת הנחות הבסיס. פרק זה דן גם בתוצר הלועאי של המודל – אומדן סביבת האינפלציה, המתעדכן באופן אנדוגני ומתתקבל מהמודל יחד עם התחזית. פרק 4 סוקר את תוצאות השדרוג ואת תרומותם של המשתנים המסבירים החדשניים לצמצום טעות התחזית. נשווה את טעות התחזית הממוצעת⁴ – כפי שהיא מחושבת על ידי המודל העונתי בתחילת תקופה. נוסף על כך אנו משווים את טיב המודל החדשני לתוצאות של החזאים הפרטיים במהלך 2004-2005. פרק 5 מסכם.

2. רקע וסקירה

ניסיון אקונומטרי בחיזוי האינפלציה לטוח קצר – לפחות במספר בנקים מרכזיים – תומך/cgiיה סטטיסטייה המבוססת על ההתרפותות של סדרה בודדת בעבר (univariate model).

כך, למשל, השווה Canova (2002) בין תחזית האינפלציה הקצרות במדינות השוק האירופי, ולא מצא עדויות שעקבות פיליפס או מודל VAR מבני תורמים לטיב התחזית יותר מאשר ARIMA. לעומת זאת נמצא כי בחיזוי לטוח ארוך הוספה גורמים פונדמנטליים והצלבת המידע בין מדינות השוק האירופי תורמות תרומה מובהקת.

Coletti and Murchison (2002) מגיעים למסקנה דומה בסקרים הבנק המרכזי של קנדה, וטוענים כי למודלים הבוחנים תכונות סטוטכטיות ואינם משתמשים על גורמים פונדמנטליים יש יכולת טוביה בחיזוי לטוח קצר, אולם ייעילותם נחלשת ונוטה להיעלם ככל שמאricsים את אופק התחזית.

הבנק המרכזי של צ'כיה⁵ השתמש בשתי שיטות החיזוי לטוח הקצר והבינוני במקביל: אחת – conditional – בנויה על אקסטרפולציה וממשיכת את התנוגות המחירים בהנחה

⁴ הבדל הממוצע, בערך המוחלט, באחוזים, בין המدى בפועל לבין התחזיות, כפי שנשמרו בזמן התכנון. פרק 4 כולל את נוסחות החישוב של הטעות הממוצעת של המודל, המוחשבת למטרות שונות.

⁵ להסביר על המושגים הבסיסיים במדיניות המוניטרית של בנק צ'כיה הוא:
http://www.cnb.cz/www.cnb.cz/en/monetary_policy/basic_terms/infl_forecast.html

שהמדיניות המוניטרית אינה משתנה; השניה – unconditional – נוצרת מיעד האינפלציה. משנת 2002 הפך החיזוי לפרוודורה אחדה, איטרטיבית, המחשבת תחזיות לטוח של 12-18 חודשים ומשלבת בין המודל המבני לבין אקסטראפולציה.

אשר לניסיון בארץ – יש הטלבות מוגדרות: מהו המודל המיטבי לחיזוי האינפלציה החודשיות?

שאלת אחת היא אם נכון בכלל לפרק את חיזוי המדד לתחזיות נפרדות בין קבוצות התצרוכת, ומה הפירוט המיטבי – 10 קבוצות ראשיות, פיצול נוסף נזודי לקבוצות משנה וצדומה. Bryan & Cecchetti (1995), למשל, מצאו כי עונתיות במדד המחיירים לצרכן בארה"ב היא מטבעה אידיאו-סינקרטית, ולכן אין לחפש עונתיות אגרגטיבית במדד. תמייקה נוספת לפירוק נמצא מצדיק את עצמו לתחזיות של יותר מ-6 חודשים; באופן התחזיות הקצרים נמצאו ביצועים טובים של מודל AR ברמת קבוצות המשנה. מבחינה מתודולוגית, בולט במודל זה חוסר התייחסות לשינויי המחיירים היחסיים, שכן כל רכיב נאמד רק בפני עצמו. עניין זה הוא מורכב, שכן שינויים במחיירים היחסיים אינם בבחינת אינפלציה, אך בטוחה הקצר הם עשויים להשפיע על המדד הכללי. יתכן שהഫורה היא שימוש במשקלות המשתנים בזמן – כפי שנעשה בגרסה המוצעת כאן.

שאלת אחרת היא מה השימוש הנכון בין אקסטראפולציה לבין התחשבות ישירה במשתנים כלכליים שיכולים להסביר את תנודות המדד בטוחה הקצר: האם להשתמש במשתנים שנמצאים מובחקים במשוואת האינפלציה במודלים המבניים ובמודלים בעלי הצורה המוצומצמת לצורך השגת המודל העוני המיטבי? בפרט, האם להשתמש בנתוני האבטלה (או פער התוצר) ובנתוני הריבית במסגרת המודל העוני?

סוגיה זו אינה טריינואלית כלל ועיקר. נניח, למשל, שהמבנה האמתי של פונקציית האינפלציה הוא:

$$\pi_t = a + bx_t + cx_{t-1} + u_t \quad (1)$$

כאשר השפעתו של המשתנה המסביר, x , מתחלקת להשפעה מיידית עם גמישות b , והשפעה בפיגור עם גמישות c . על ידי הצבה חוזרת ניתן לבטא את משוואת האינפלציה גם באופן הבא:

$$\pi_t = a\left(1 - \frac{c}{b}\right) + a_1x_t + \frac{c}{b}\pi_{t-1} - \frac{c^2}{b}x_{t-2} + u_t \quad (2)$$

כאשר במקרה זה (עבור c קטן דיocratically) ההשפעה בפיגור של האינפלציה במשתנה מסביר מחליף את ההשפעה בפיגור של המשתנה המסביר x (МОובן שעיל ידי הצבה נוספת ניתן להחליף את ההשפעה של x_{t-2} בהשפעה של האינפלציה בפיגור של שתי תקופות, π_{t-2} וכן הלאה).

בנחתה שההשפעה המיידית של המשתנים המבניים השונים (למשל, של פער התוצר והריבית) על האינפלציה עוברת דרך שער החליפין ואילו שאר ההשפעה של משתנים אלה באה לידי ביטוי בפיגור, ניתן, על פי משווהה (2), להחליף במשוואת האינפלציה את המשתנים המבניים האלה בהשפעת קצתה הטוחה של שער החליפין ובהשפעת האינפלציה בפיגור.

איןרצה בהתפתחות המחירים ועונתיות מובהקת ברוב קבוצות התוצרות⁶ הן נתוני הרקע שיצרים סיכום טובים לאקסטרופולציה. لكن השתרשה הדעה שככל שאופק התחזית קצר יותר וככל שהמודל מנשך את הקשרים הכלכליים בצורה מצומצמת יותר – יכולת החיזוי שלו טובה יותר. תמייה נוספת לאימוץ האקסטרופולציה נבעה מיתרונה כשיתחיזוי אובייקטיבית ממוכנת⁷. בגרסה הראשונה של מודל החיזוי החודשי – מודל "הגילון האלקטרוני" – היו מוחשיות 12 תכניות קידמה של המדים מתוך 10 קבוצות התוצרות הראשיות ומשוקלות – על פי המשקלות בסל – לתחזיות מצרפויות של המדי הכללי. שיטת זו זיהתה עבור כל קבוצת התוצרות את שינויי המחירים האופיניים בטוחה הארוך ועליות-ירידות המחירים האופיניים לחודש מסוים בשנה. נוסף על כך התחשב הגילון הנתוני הפיחות של שער החליפין שקל-долר – בשל הצמדות לדולר בסעיף הדיור. שיטת הגילון הביאה תוצאות סבירות: טיב התחזית, בהשוואה בדיעבד בין השינויים החזויים לרייאליזציות הגיע ל- $R^2 = 0.68$. הצלחה זו מוסברת חליקת על ידי קיזוזי הטיעיות בין הסעיפים.

אף על פי שלכאורה ניתנת האקסטרופולציה נמצאה עיליה, لكنה שיטת הגילון בכמה בעיות סטטיסטיות: מודל הגילון הניח עונתיות כתנודות בעלות אופי קבוע סביב האינפלציה האופינית לטוחה ארוך; ואולם בשנות התשעים – בעיצומו של תהליך הדיסאיינפלציה – האומדן של האינפלציה הממוצעת היה דינמי מאוד ורגיש למדגם. בעיה זו התעוררה מדי פעם בפעם בזורה לא פורמלית והצריכה שיקול דעת בעת הפעלת המודל.

תנודות המחירים יוחסו לעונתיות, פרט לתנודות בסעיף הדיור, המיויחסות לפיחות. בגרסה ראשונית ביוור גורמי עונתיות היו מחושבים כמשמעותם של עליות (ירידות) המחירים בחודש מסוים מעלה (מתחת) לאינפלציה הממוצעת ארוכת הטוחה. חישוב זה לא הניח קשר בין רמת האינפלציה לבין התנודות העונתיות⁸. מאוחר יותר, נהייה חישוב גורמי העונתיות גמיש יותר, והתבסס על ממוצע נع של תנודות המחירים בחודש מסוים בכל שנה. מסנן ממורכו זה מניח התפלגות סימטרית של רכיב עונתי סביב התוחלת – עיקרו המביא לאומדן חסר של הרכיב העונתי בקצבות הסדרה. במיוחד נפגעת בשיטה זו יכולת האקסטרופולציה: דוקא האומדנים האחרונים של הרכיב העונתי עוברים רוויזיה חזקה ביוור ברגע שמצטרפות תכניות חדשות לenza.

חסרו נספ של מודל הגילון היה בהתעלמות מהאפקט הקלנטרי. תופעה זו באה לידי ביטוי כאשר הביקושים נעים בין מארס לאפריל ובין ספטember בעקבות התאריך הלועזי המשתנה של חג הפסח, או של ראש השנה וסוכות. כתוצאה לכך משתבשת העונתיות הסדירה בעליות המחירים של אותו חודש ומתרפזת בין חודשי החג הסמוכים. הזרת לוח החגים היהודיים יחסית ללוח השנה הלועזי היא מקור לעונתיות לא סדירה⁹ של פ██ח וראש השנה. הגרסה הראשונה של מודל החיזוי התקיישה רק לעונתיות סדירה ונתקלה בעוניות תחזית מיותרות, בעיקר בחודשי החגים. לעיתים סבירות התחזיות הייתה מוטלת בספק, בגלל אי סיכון של תכניות חריגות שהשפעתן על תוכנות האקסטרופולציה לא מבוטלת.

⁶ בקבוצה של מוצרי הלבשה וההנעלה הגורם העונתי מסביר עד 80% מהשינויים של שינוי המדי הרלוונטי.

⁷ במערכות אופרטיביות – כמו חיזוי קצר – שמתעדכנות בתדירות גבוהה, שיטות אובייקטיביות ממוכנות יעילות יותר מהפעלת שיקול דעת או ניתוח פרטני של כל רכיב המערכת (Amstrong, Gomez and Maravall (1988) 1984) מהבנק של ספרד בדקנו ביצועי תחזיות למיגון אינדיקטורים שימושיים בתכנון המוניטרי – כגון האינפלציה, הייצור התעשייתי והעסקה – והסיקו שתחזיות קצריות טוחה עדיף להrix' באופן אוטומטי, לשם מזעור טעויות האנוש שבזמן אמתן הן שכיחות, בלחש המשימות.

⁸ דיון אקונומטרי ראו אצל Canova and Hansen (1995).

⁹ אורך הגל של חגים (כasher חג הפסח חוזר באותה תאריך לפחות) הוא כ-19 שנה, ואילו עונתיות סדירה מאופיינית בغال שנתי.

בשנת 2002¹⁰ נבחן מודל החיזוי החדשני מחדש במכון המחקר של בנק ישראל, ואופיין בו פרמטרים בהתאם לאפשרויות סיפקה תוכנת ARIMA-12-X.

טכנית ARIMA-12-X פותחה בשכח לסטטיסטיקה של קנדה (Dagum, 1978) ועברית מספר גרסאות בכך יותר מאשר עשרים. חישוב איטרטיבי זה מבודד בסדרה עתית שלושה תהליכיים סטטיסטיים: מגמה (תהליך עם אינרציה מתמשכת), תנודות עונתיות סביב קו המגמה ורעש לבן. טכניקות אחרות שיישמו את רעיון הפירוק שלו בעיקר מחוסר יציבות של האומדנים בקשה המדגם. כדי להתגבר על הבעיה, התחילו מפתחי התוכנה להפעיל מסננים לא-סימטריים, אשר החליקו בחלונות ההחלה בקצבות הסדרה – בהתחלה ובסוף – נתוני אמת יחד עם תצפויות מלאכותיות, מיוצרות כסימולציות של תהליכי ARIMA-¹¹. סכלול זה הקטין משמעותית את עומק הרויזיה של גורמי עונתיות בקשה הסדרה – הוזען לדיק האומדן – ועשה אותו עמיד בפני השפעתן של תצפויות חדשות. ההשלכות החשובות על יכולת החיזוי של תוכנה זו היו מיידיות, עקב חשיבותם של האומדנים בקשה.

ברגע שיישמו את התוכנה לצורך החיזוי נוצרה אפשרות לבת אחת את תחזיות המدد ואת סיבת האינפלציה הנוצרת מהמגמה, תוך השפעה הדדית בין האומדנים.

גרסת מודל החיזוי בשנת 2002 – כאשר ARIMA-12-X הוכנס לפועל – התחשה לראשונה באפקט הקלנדי כגורם שוטף, מקור לעונתיות "בלתי סדרה", בעל מחזר ארוך משנה. גורם זה נמצא מובהק ברוב קבוצות התצורות.

כמו כן התגלו השפעות של הפיחות ברוחב הסל – לאו דווקא בסעיפים הדיוור, אולם קטנות יותר. גמישיות אלה מתעדכנות כל עת שנכנס למערכת מידע חדש, בין אם זו תצפית נוספת של מדדי המחיירים או עדכון נתוני הפיחות. במקביל יש פיקוח על תנודות חריגות או על שינויים סיסטמטיים ברמת האינפלציה.

מעבר לשימוש שוטף ביישום זה תרם מהותית למנגנון העבודה האופרטיבי. עצם העבודה שמודל החיזוי נבנה בתוך בסיס הנתונים – על פלטפורמה אחידה של FAME – חסכה העתקות של הנתונים בין סביבות העבודה ומצערה טעויות אנוש, שהן כמעט בלתי נמנעות בהפעלת המודל במצבי לחץ.

הבעיה שהתעוררה עד כה בשימוש במודל העונתי הייתה שהגורמים האקסוגניים שנלקחו עבורי – פיחות של שער החליפין שקל-долר וגורמי חג – הצלicho להסביר רק שיעור מועט בתנודות המחיירים, וחלקים – לא באופן משבע רצון. נזכר שהגורמים האקסוגניים המשפיעים על סביבת האינפלציה – שהם בעיקר משתנים פונדמנטליים כגון הריבית במשק, האבטלה ופער התוצר – לא נכנסו לחישוב ישירות, אלא בעקיפין, כקו המגמה של שינוי המחיירים. שוקים אקסוגניים אשר נודיעו טרם פרסום המדד – למשל בגין שינויים במע"מ, קפיצות במחירים הדליקים או הזלות חדשות – טופלו באופן מזדמן על ידי תיקונים ידניים של התחזיות; טיפול זה לא היה חלק אינטגרלי של המודל, אלא תוכאה של שיקול דעת והערכתה של חשיבות האירוע ומשקלנו במדד.

הגרסה החדשה של המודל מוסיפה לו מושגים נוספים רציפים כדי להסביר את תנודות הסביבה באופן רציף: מחירי הדליקים והתייקרות דולרית של מוצריו הקיימים המיובאים.

¹⁰ ביוזמתה של חדווה בר.

¹¹ תיאור מפורט ניתן למצוא, למשל, אצל Cholette (1988).

אמידת הפרמטרים בגרסה החדשña נשענת על מדגמי המדדים המקוריים, התואמים יותר את תקופת הנוכחות: אלו מתחילה את המדגמים משנת 1995 – במקום מס' 1992, כפי שהיה לפני כן – כדי לשחרר את אומדי המגמה מהשפעתו של תהליך הדיסאיינפלציה ששרר בשוק בשנות התשעים.

לאחר התייעצות עם הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה¹² עברנו לשיטה נכונה יותר לשקלול השינויים החזויים בקבוצות הצרוכת הפרטניות לשינוי כולל במדד הכללי. שיטה זו משתמשת במשקלות שוטפים בסל במקומות במשקלות קבועים. המשקל השוטף של כל קבוצה תצרוכת מבוסס על משקל הסל, אך משתנה בכל חדש בהתאם לעלייה (ירידה) של המדד באותו קבוצהיחסית לשיעור המדד הכללי. כתוצאה לכך עולה תרומה של אותה קבוצה תצרוכת מעבר לשיעורה במדד הכללי. תופעה זו יוצאת מעוותת כאשר משקללים את שיעורי השינויים במדד – במקומות את רמותיהם – ומשתמשים במשקלות קבועים של הסל.

3. המודל

אם נתבוסס על תהליך סטציוני של שינוי המהירים בקבוצת תצרוכת בודדת, יוכל להציגו כתהליך ARIMA¹³:

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(\pi_t - \sum_l \beta_l x_{t-l}) = \varphi(B)\xi_t \quad (3)$$

כאשר: $\pi_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ היא שינוי המחיר, בהפרש לוגי, בקבוצת הצרוכת הנבחרת, P_t – מדד המחיר באותו קבוצה בחודש t ;

B – אופרטור של פיגור, כלומר $B\pi_t = \pi_{t-1}$ ו $B^2\pi_t = \pi_{t-2}$; במודל זה $B \leq 2$

$\phi(B)$ – אופרטור אוטורגרסיבי לא עונתי ($\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)$)

$\Phi(B)$ – אופרטור אוטורגרסיבי עונתי ($\Phi(B) = (1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})$)

$\varphi(B)$ – אופרטור של ממוצע נוע $(\varphi(B) = (1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_{12} B^{12}))$

x_{t-1}, x_t – משתנים אקסוגניים מסבירים עם גמישויות β_1, β_2, \dots ;

乞 – רוש לבן.

המודדים ב-(3) מחושבים על פי הנראות המקסימלית, בשיטה איטרטיבית. אופי עונתי שונה בין קבוצות הצרוכת השונות ופערם בתמסורת משנהו שער החליפין לשינויי המחיר – אלה השיקולים לאמידת המשוואה (3) בכל קבוצת תצרוכת לחודש, כפי שפורסם בהמשך, ולא במדד הכללי כמו ר. זהה הדרך להקטין את טעות התחזית הכוללת, מפני

¹² תודתנו לדורון סייג, כלכלן של גף המחיר לצרכן במ"ס, על הסבר מפורט לגבי המשקלות השוטפים של המדדים בסל הצרוכת.

¹³ סימון של קבוצת הצרוכת הושמט לשם פשוט.

ההתחשבות במידע הגלום במקדמי הרגرسיה ובהרכבת הפיגורים שנמצאו אופטימליים בכל קבוצה וקבוצה.

אם מתוך משווהה (3) נקבע לקבוצה אחת את האיברים הבו-זמנניים (פרט לרוש לבן) ובעליה הפיגור הלא-עוני, ולקבוצה שנייה את האיברים בעלי הפיגור העוני (כפולות של 12 חודשים), ונעבור מהפרשי הלוג למונחים של שינוי יחסית, נקבע פירוק של ממד המחרירים בכל קבוצת תצורת i לשולחה רכיבים סטטיסטיים :

$$\frac{P_t^{(i)}}{P_{t-1}^{(i)}} = Trend_t^{(i)} * SF_t^{(i)} * Irr_t^{(i)} \quad (4)$$

כאשר : $P_t^{(i)}$ - רמתו של ממד המחרירים בקבוצת התצורת i בחודש t ;

$Trend_t^{(i)}$ - רכיב המגמה בשינויי המחרירים בקבוצה i בחודש t ;

$SF_t^{(i)}$ - רכיב עוני בשינויי המחרירים בקבוצה i בחודש t ;

$Irr_t^{(i)}$ - רכיב מקרי (רוש לבן) בשינויי המחרירים בקבוצה i בחודש t .

פירוק (4) מביא לשווות תחזית (5) של שינוי במדד המחרירים בכל קבוצה i בחודש העוקב :

$$\log(\tilde{P}_{t+1}^{(i)}) - \log(P_t^{(i)}) = \log(Trend_{t+1}^{(i)}) + \log(SF_{t+1}^{(i)}) \quad (5)$$

כאשר ($\tilde{P}_{t+1}^{(i)}$) - רמתו של הממד החזויה בקבוצה i בחודש העוקב.

במשך נראה שפירוק (4) הוא טכני ונוח לחישוב התחזית, אך מעוות את הפירוש הכלכלי של הרכיבים; נפרט את ההבדל בין המגמה המוחשבת על ידי התוכנה לבין אומדן סביבת האינפלציה הנגור ממנה ; נעסק ברכיב העוני במובן הרחב, כולל – הן את העונתיות הסידירה, והן את האפקט הקלנדי.

קבוצות התצורות שהוגדרו במסגרת המודל סדרות מדדי המחרירים הנפרדות, הן :

- פירות וירקות (00)
- מזון ללא פירות וירקות (01)
- דירות (02), סעיף המפורק לשולש תת-הקבוצות – דירות בבעלות (0201), שכר דירה (0202) והוצאות דירות אחרות (0204); החזקת הדירה (03); ריהוט וציוד לבית (04); הלבשה והנעלה (05);
- חינוך, תרבויות וቢדור (06), סעיף המפורק לשתי תת-קבוצות : חינוך (0601) ותרבות (0602); בריאות (07);
- תחבורה ותקשורת (08), סעיף המפורק לשתי תת-קבוצות – תחבורה (0801) ותקשורת (0802);

- שונות (09).

תחזית נפרדת לתת-הקבוצות בסעיף הדיוור מוצדקת בשל התמונות השונה של הפיקחות – דבר שמתבטא בכך והן בגובה של ההשפעה בין תת-הקבוצות.

מצאו לנו לנכון לפרט תחזיות של שתי קבוצות ראשיות נוספת – חינוך, תרבות וቢדור (06) ותchromה ותקשות (08) – כי לשתיهن משקלות גדולות בסל, כך שטיעות בחיזין מתבטאות במידה ניכרת בטעות התחזית הכלכלית. הסיבה להפרדת החיזוי בין תchromה לתקשות היא ניסיון להכנס בסעיף התchromה השפעות של הפיקחות וכן את מחירי הדלקים. ניסיון זה שיפר בהרבה את טיב התחזית. סעיף החינוך והቢדור מופרד לשתי תתי-קבוצות עקב שינוי בתתנוגות הגורמים העונתיים. ברמת הקבוצה הראשית לא ניתן לאמוד עונתיות מובהקת, בעוד קיוזים של תנודות עונתיות מנוגדות בתת-הקבוצות. ירידת לנתת-הקבוצות מאפשרת לעבוד עם גורמי העונתיות המובאים ולדוק בתחזיות לגבי כל קבוצה.

אוף הפירוק של סדרה בודדת של שינויי מדד המחיר – כפלי (4) או חיבורו – יכול להשפיע על הפרמטרים במשוואות הרכיבים, וכתוצאה לכך – על התחזית. ידוע כי משיקולים אמפיריים פירוק כפלי עדיף כאשר הרכיב העוני תלוי בסביבת האינפלציה ובמחזור העסקים. השפעה זו יכולה להיות הדדית – עד למצב של הטרוטקסטיטות; היא המתועדת היטב בספרות, למשל אצל Engle (1982) או אצל Ruiz (2006).

האומדנים המצריים עברו המדד הכללי – התחזית, סביבת האינפלציה והגורמים העונתיים – מתקבים באמצעות שקול של האומדנים המתקנים מקבוצות התצורות הנפרדות במשקלות המתאימים. הויל והמודל בנוי במונחים של שיערי שינוי, משקלות אלה אינם קבועים, משתנים בזמן ומשנים כמעט מעת לבסיסים¹⁴.

כך, תחזית השינוי של המדד הכללי בחודש העוקב היא :

$$\log(\tilde{P}_{t+1}) - \log(P_t) = \sum_i W_t^{(i)} [\log(\tilde{P}_{t+1}^{(i)}) - \log(P_t^{(i)})] \quad (6)$$

כאשר (\tilde{P}_{t+1}) – רמתו של המדד הכללי בחודש העוקב;

וממשקל השוטף $W_t^{(i)}$ מחושב כ:

$$W_t^{(i)} = \frac{CP_{t-1}^{(i)}}{CP_{t-1}} W_0^{(i)} \frac{1}{\eta_t^{(i)}} \quad (7)$$

ובא לשקף את שינויי המחירים בקבוצות הראשיות מתקופת הבסיס ואילך, ואת תרומותם – בהתאם לשינוי להפתחותו של המחיר היחסי באותה קבוצה – לשינוי במדד הכללי, כאשר :

CP_{t-1} – מדדי המחירים בחודש קודם של סעיף (i) וככל, בהתאם;

$W_0^{(i)}$ – משקל סעיף (i), שנקבע לתקופת הבסיס (ינואר 2005);

– מקדם נרמול שمبיא את סך המשקלות המוחשבים ל-1,000.

¹⁴ נספח ג' מביא לוח משקלות שוטפים בהשוואה למשקלות הסל הבסיסיים.

3.1 אומדן סביבת האינפלציה

מגמה בשינויי מדד המוצרים של קבוצת התוצרות i , $\log(Trend_t^{(i)})$, מתפתחת – בהתאם לפירוק (4), כתהlixir ARIMA עם משתנים מסבירים אקסוגניים¹⁵:

$$\begin{aligned} \log(Trend_t) = & \beta_0 + \sum_{l=1}^L \beta_l x_l + \theta H_t(\omega) + \\ & + (\gamma_0 + \sum_k \gamma_k LS\tau_k) + \sum_l \delta_l TC\tau_l + \sum_j \rho_j AO\tau_j + \\ & + \sum_{p=1} \phi_p \log(Trend_{t-p}) + \sum_{m=1} \varphi_m \varepsilon_{t-m} \end{aligned} \quad (8)$$

כאשר:

x_l - משתנים אקסוגניים מסבירים, כגון חפיות, השינוי במחירים חוות'ל ובמחירים הדלקים; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_L$ - מקדמי המשתנים המסבירים והחומר;

$\theta H_t(\omega)$ - אפקט קלנטרי, שנגרם כתוצאה מהזות החגים היהודיים לעומת לוח השנה הלועזית; הזות החגים $H(\omega)$ מתרפרשת כמשתנה מסביר אקסוגני, משומש שמחוזיות של לוח השנה היהודי ארוכה מעבר לשנתית¹⁶;

$(\gamma_0 + \sum_k \gamma_k LS\tau_k)$ - סיכון השינויים הסיסטמטיים בהתקפות המוצרים (מדרגות, או שחלו בתאריכים τ_1, \dots, τ_L (בmonths חודש-שנה), כאשר גובה של המדרגות נמדד על ידי המקדים $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_k$;

$\sum_j \rho_j TC\tau_j$ - סיכון השינויים הטרנזיטוריים (temporary changes) שחלו בתאריכים τ_1, \dots, τ_L (בmonths חודש-שנה), עם המקדים ρ_1, \dots, ρ_L ;

$\sum_l \delta_l AO\tau_l$ - סיכון התכיפות החריגות (additive outliers) שחלו בתאריכים τ_1, \dots, τ_L (בmonths חודש-שנה), עם המקדים $\delta_1, \dots, \delta_L$;

- קטע אוטורגרסיבי (אינרציה);

$\varepsilon_t = \log(\tilde{P}_t) - \log(P_t)$ - טעות התחזית בחודש t .

- ממוצע נוע (ללא פיגור עונתי).

¹⁵ ראו העלה 13.

¹⁶ פרק 3.2 מפרט על אופן המדידה של משתנה זה לצורכי המודל.

הפרמטרים ב-(8) מתעדכנים עם כל שינוי בסיס הנתונים; עורך מכרייע לעדכון הפרמטרים הוא פרטום חדש של המדי באמצעות כל חדש. בעקבות הפרסום נכנסת לבסיס הנתונים תצפית חדשה של המדי הכללי וגם התפלגותו בתת-קבוצות לרוחב הסל; כתוצאה לכך נודעות טעויות התחזיות בתת-קבוצות, המחוسبות כהפרשנים בין השינויים בפועל שפורסמו לבין השינויים החזויים. המידע החדש שנכנס למערכת מזמן אופטימיזציה חדשה, שmbטיחה את טעות התחזית המזערית בערך המוחלט עבור השנתיים הקרובות; בין היתר מושפע לכך מספר הפיגורים המשוואות – הן בחלק האוטורגרסיבי והן בחלקם של ממוצעים נוע, שנקבע גם הוא מחדש בהרכבת האופטימלי.

כדי להגעה מהמגמות הטכניות הנפרדות, שחושו עבור כל קבוצות תצרכות, לומדן מצרפי של סביבת האינפלציה *Core*, אנו מנכים אפקט קלנדי ומשקלים את המגמות כדלקמן:

$$Core_t = \sum_i W_t^{(i)} [\log(Trend_t^{(i)}) - \theta^{(i)} H_t(\omega^{(i)})] \quad (9)$$

בסיום, סביבת האינפלציה מוגדרת כשיוני סיסטמטי במחירים שאינם עונתי (במובן הרחב – ככלומר ללא עונתיות סידירה ואפקט קלנדי). אומדן זה תלוי בגורמים שנותפסים ישירות – כגון הפיקחות, מחירי הדלק ומחירי המוצריים המיובאים – וכן בגורמים המשפיעים בעקביפין, כגון מדיניות הריבית ומהזור העסקים, שבאים לידי ביטוי כרכיב אוטורגרסיבי. אומדן סביבת האינפלציה רגש גם ליזיה של שינויים סיסטמטיים בהתפתחות מדי הסל ושל תציפות חריגות. מיפוי מלא של תציפות אלה מ_tAפשר רק בדיעבד ומהויה מקור לרוויזיה של אומני הסביבה. בהדר תציפות חריגות, אומדן הסביבה די עמיד בפני השפעתן תציפות חדשות של המדי.

נספח ב' מביא את אומני סביבת האינפלציה בשנתיים הקרובות על פי המודל. בהמשך נרחב על גורמי הסביבה בתת-פרקם: נדון בפיקוח השקל, במחيري הדלקים, במחירי היבוא ובריגישות האומדנים לतציפות חריגות.

3.1.3. השפעת הפיחות

השפעת הפיחות בשער החליפין שקל-долר נגורת במודל יחד עם כל ההשפעות האחרות – העונתיות, החגים היהודיים, שינויי מדרגות ותציפות חריגות. נזכר כי השפעה זו היא בו-זמנית בלבד ונמדדת ברמת תת-קבוצות התצרכות הנפרדות (המפורטות בהמשך). כדי להגיע לכך ההשפעה הבו-זמנית של הפיחות על השינויים במדד הכללי, שכלנו את הגמישיות המתאימות שהתקבלו בעדכון האחרון במשקלות הסל. כפי שנראה מלווה 1, התמסורת המצרפית של שינוי שער שקל-долר לשינויים המחריים הבו-זמני דומה לתמסורת הבו-זמנית שנגורת מהמודל הרביעוני (0.23% לעומת 0.20%), אך קטנה משמעותית המცטברת במשך 4-3 חודשים (כ-0.28% במודל הרביעוני, וכ-0.29% לפי נתונים אחרים), משום שהאפקט האינרציוני נמדד במודל החודשי לחודש.

האפקט האינרציוני נוצר מגורמים בעבר, כולל תנודות שער החליפין, שמקורם אינם מזוהה ישירות עם המשתנים האקסוגניים ובא לידי ביטוי בשינויי הסביבה ההדרוגתיים.

תנודות חריגות של שער החליפין (כדוגמת – הפיחות של אוגוסט-ספטמבר 1998) בקרה המדגים מכניות אי-זדאות למערכת ומקשות על-Amida אוטומטית של סביבת האינפלציה בזמן; בדרך כלל, כאשר נרשמים אירועים כאלה, יש הצדקה לסמן אותם כתצפיות חריגות, על מנת להקטין רוש בפרמטרים. לעומת מספר חדשניים אחרי האירוע יש כבר מספיק תצפיות לאבחן סטטיסטי – כדי לדעת אם מדובר בתנועה חריגה או בהיווצרות מדרגה בשינויים המודדים.

לוח 1. השפעת הפיחות ומהירות חוויל בשני המודלים

מודל רביעוני בפיגור	מודל חודשי		מקדם
	לא דלקים בזמןית	כול דלקים	
0.05	0.23	0.20	פיחות
	0.08	0.04	מחירים חוויל*

* במודל החודשי משתנה זה מתיחס ליבוא מוצרים הצריכה, ובמודל הרביעוני – ליבוא התשומות לייצור.

הגרסה הראשונה של המודל הניחה השפעה של הפיחות על סעיפים הדיוור בלבד. סעיפים אלו הם סעיפים דולריים מסוימים שהמוצרים מחושבים במונחים דולריים, וכך שער החליפין שקל-долר משפייע באופן ישיר על השינוי במחירים סעיפים אלו. בגרסה החדשה של המודל הוכנסה השפעת הפיחות בסעיפים נוספים, שאמנם אינם דולריים, אבל מושפעים בעקיפין משינויים בשער החליפין שקל-долר, מסוימים שמוסרים רבים בתוכם של המוצרים מוצמדים לשער הדולר, למשל מוצרי מזון.

לפיכך מביא המודל בחשבון את גורם הפיחות לגבי קבוצות תצרוכת שהן יש משקל גדול למוצרים מיובאים (החזקת דירה, ריהוט, שונות) וכן לגבי שירותים הצמודים לדולר (כגון מחירי הקורסים בסעיף החינוך, כרטיסי טיסה בתחבורה, שירותי התקשרות). לוח 2 מציג את הסעיפים שבהם הוכנסה ההנחה של השפעת הפיחות בגרסאות החדש והקדםית. המקדים המובהקים שהתקבלו בגרסה החדשה תומכים בהרחבת הספציפיות.

לוח 2: מקדים הפיחות בסעיפים השונים

הגרסה חדשה		הגרסה הקודמת		
המקדים *	סוג הפיחות	המקדים *	סוג הפיחות	
(16.47) 0.65	מדדי, חודשי	(17.24) 0.73	מדדי, חודשי	שב"ד (0201)
(4.08) 0.79	מדדי, דו-חודשי	(3.37) 0.77	מדדי, דו-חודשי	דירות בעלות (0202)
(13.10) 0.54	מדדי, חודשי	(8.17) 0.37	מדדי, חודשי	הוצאות דירור נספנות (0204)
(0.75) 0.02	קלנדארי, חודשי	---	---	אחזקת דירה (03)
(1.45) 0.04	קלנדארי, חודשי	(1.61) 0.05	מדדי, דו-חודשי	ריהוט וציוד לביתה (04)
(4.39) 0.08	קלנדארי, חודשי	---	---	חינוך (0601)
(3.23) 0.11	קלנדארי, חודשי	---	---	תרבות (0602)
(3.28) 0.11	קלנדארי, חודשי	(5.81) 0.21	מדדי, חודשי	תחבורה (0801)
(1.90) 0.03	קלנדארי, דו-חודשי	---	---	תקשורת (0802)
(2.81) 0.07	קלנדארי, חודשי	---	---	שינויים (09)

* בסוגרים – הסטטיסטי †.

3.1.2. השפעת מחירי חו"ל

ברסתו הקודמת לא כלל במודל החודשי מעקב רציף אחר שינוי במחיריםدولריים; רק זעועים גדולים היו מובאים בחשבון על ידי תיקון התחזיות, על פי שיקול דעת של כלכלן תורן. משקל ניכר של מוצרי הלבשה וההנעלה המיובאים וצורך בשיפור של טיב התחזית בסעיף זה ובקבוצות תצרוכות אחרות הביאו אותו להחליט להכיל את שינוי מחירי היבוא הדולריים של מוצרי הצריכה במשוואות המודל, בגרסתו החדשה.

מחירי היבוא אינם נמדדים על ידי הלמ"ס בתדירות גבואה, אלא רק בתדירות רבוניות, והם זמינים רק בפיגור של כ-5 חודשים. לכן אנו מחשבים את השינוי החודשי בשער המוצע המשוקל של הדולר כלפי סל המטבעות של תשע מדינות (ביניהן האיחוד האירופי), שהסחר איתן מהווה מעל 70% מסךסחר החוץ הישראלי. השינויים הרבוניים באינדיקטור זה מתקרבים לשינויים הרבוניים בטדרה הרשמית של הלמ"ס, דבר המצדיק שימוש בו כאינדיקטור חדשני בו-זמנית למחירי היבוא – פרוקסי לסדרה הרשمية.

המדינות שעורי החליפין הצלבניים שלהם משתתפים בשקלולו הן אריה"ב, האיחוד האירופי, בריטניה, שוודיה, יפן, טורקיה, הונג-קונג, סין והודו. משקל כל מדינה נקבע על פי משקלה ביבוא מוצרי הצריכה של ישראל בשנה הקודמת.

הчисוב כאמור במנוחה שיעור השינוי הוא:

$$basket_t^{(C)} = \sum_j wgt_{jt}^{(C)} pct(cross_{jt})$$

כאשר:

$basket_t^{(C)}$ - אומדן חודשי של השינוי (ב-%) במחירים הדולריים של מוצרי הצריכה המיובאים בחודש t .

$wgt_{jt}^{(C)}$ - המשקל של מדינה j ביבוא מוצרי הצריכה לישראל, על פי נתוני ההיקף של השנה הקודמת.

$pct(cross_{jt})$ - השינוי החודשי (ב-%) בשער החליפין של מטבע j יחסית לדולר, כוללם: $.\$/\text{NationalCurrency}$

המודל החודשי מניח השפעה בו-זמנית של מחירי חו"ל על מוצרי הצריכה; זאת בשונה מהמודל הרבוני, המסתמך על מחירי התשלומות לייצור כמשמעותה מוביל. הבדל זה מתבטא, בין היתר, בהבדלי הגמישויות (לוח 1).

3.1.3. מדרגות האינפלציה ותצפיות חריגות

עלית/ירידת מדרגה בתהליך האינפלציה מתבטאת בעלייה/ירידה של תוחלת שינוי המלחירים. אף שבמספרות מדובר על התפתחות של המדד הכללי, מודל זה מנסה ליישם את פונקציית המדרגות ברמת קבוצת התצרוכת הבודדת. ההנחה שעומדת מאחורי ניסיון זה היא הציפייה שמדדנת האינפלציה תתבטא בכל הרכיבים בו-זמנית.

אם היעוזע המוחס לחודש t_0 מביא לשינויים סיסטמיים – בשיעור γ – בהתפתחות המחרירים בקבוצת תצורך בודדת, נמדד מצב זה על ידי המדרגה $(LS(t_0))^\gamma$, כאשר המשתנה

$$\text{הדמות, } LS(t_0) = \begin{cases} -1, & t < t_0 \\ 0, & t \geq t_0 \end{cases}$$

γ – מקדם גובה המדרגה, הנבדק בבחן t .

מעצם הגדרתו של המשתנה $(LS(t_0))^\gamma$ נובע שבחינה טכנית המדרגה בגובה γ לא ניתנת לחיזוי; ניתן לאותה רק בדיעבד, כאשר הצבתו כמה תוצאות לאחר החודש t_0 . פרמטר γ מעדכן פעמים רבות עד שהוא מתיצב (בדרך כלל, בעברונה); אף שהוא מובהק סטטיסטי קשה להסיק בודדות על היוצרות מדרגה חדשה בתהליך האינפלציה על סמך הנתונים של קבוצת תצורך בודדת. עדויות נוספות ליוצרות המדרגה יכולות להתקבל מקבוצות תצורך אחרות, כתוצאה מזיהוי מדרגות בהן במועדים סמוכים, וכן מטעויות שהתגלו בדיעבד בחיזוי המדים הקרובים.

כנגד ההשערה בדבר היוצרות המדרגה מומלץ לבדוק את האפשרות שבתהליכי האינפלציה חל שינוי טרנסיטורי. אם השוק הטרנסיטורי חל בנקודת זמן t_0 , התהליך חוזר בהדרגה לسابיבת קודמת, כך שבזמן $t > t_0$ מספיק רוחק השלכות השוק נשחקות. המשתנה $TC(t_0)$ מאפשר להעריך את גודל היעוזע וזמן הרגיעה:

$$TC(t_0) = \begin{cases} 0, & t < t_0 \\ \alpha^{t-t_0}, & t \geq t_0 \end{cases}$$

כאשר $\alpha < 1$ הוא קבוע חוזר לסייעת האינפלציה הקודמת.

במקרה של שינוי חריג חד-פעמי בסביבת האינפלציה, נוצר משתנה $(AO(t_0))$:

$$AO(t_0) = \begin{cases} 1, & t = t_0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

ספקטיביתו של השינויים בסביבת האינפלציה, אשר זוהה בדיעבד על-ידי המערכת הסטטיסטית (תוך שימוש בשיקול דעת, על פי הידע הנזכר בחלוקת על "מדרגות האינפלציה" שנוצרו במקביל לישראלי בשנות התשעים) ומיפוי תוצאות חריגות משלבים במודול ויכולם לשפר את איקות התוצאות, הן מבחן טעות התחזית והן מבחינת יכולת להביא לאמידה מדויקת יותר של השפעת הגורמים הכלכליים על הסביבה. כדי זה גם מעביר את הבנת תופעת ה"פיזור" בסביבת האינפלציה, שכן התפתחות אינפלציונית או חריגה באחת מקבוצות התצורך יוצרת השפעת רוחב למינים בקבוצות אחרות. כך, למשל, ניתן למצוא ברוב קבוצות התצורך, כולל מזון, הלבשה והנעלת ואחרות, קשר מובהק לפיחות, אשר נמדד על סמך המדגמים הכלולים את שנת 1998, ללא התייחסות מיוחדת לתוצאות החריגות של ספטמבר-אוקטובר 1998. ואולם, כאשר מתחילה את המדגמים משנת 1999 קדימה, הקשר המובהק נעלם, ונותר רק בקבוצות התצורך שבחן השפעת הפיחות יציבה לאור זמן ומוסברת מבחינה כלכלית. משמע שמייפוי תוצאות חריגות תורם לאמיןות הगמישיות – הפרמטרים שהחיזוי קדימה מסתמך עליהם.

מדרגות, שינויים טרניזיטוריים ותצפיות חריגות ניתן לזהות באופן אוטומטי או דרך בדיקת השערות, בדיעבד, על פי מבחן ⁷. אלגוריתם לזיהוי אוטומטי מתואר אצל Findley et.al (1998). המודל החדש משלב בין המיפוי האוטומטי למיפוי היזום: המיפוי האוטומטי מתבצע באופן שוטף על ידי התוכנה, ובמקביל נבדקות השערות של כלכליים שעולות מדי פעם בפעם גברי. שינויי הסביבה.

מיפוי תצפיות חריגות לא ניתן לפורמליזציה מוחלטת, והוא ניזון בעצמו מהתוצאות החיזוי. בעבר נתקלנו במקרים שמייפוי תצפיות שהוגדרו כשינויי סיסטמי בסביבה – בעקבות רפורהם במיסוי – הוסר עם הזמן בשל חוסר מובהקות של המקדם. הסבר אפשרי לכך הוא שתגובהם של המחיררים לשינויים התמתנה בשל גורמים אחרים: פער התוצר, גמישות הביקוש, עלות התאמת המחיררים ועוד. יתכן כי גם בהמשך לא תתגלה תגובה של המחיררים על הורדת המחיררים של יולי 2006, אך זאת נדarker לכשיצטבו דיו תצפיות לבדיקה.

3.2. עונתיות סדירה והאפקט הקלנדי

רכיב עונתי ($\log(SF_t^{(i)})$ במשוואת התחזית (5) הוא עליות וירידות של המחיררים, שחוזרות ונשנות – עם שינויי מקרי – פעמי שנה, באותו חודש. התחזית של הגורם העונתי מתקבלת על סמך תהליך – עם פיגור של 12 חודשים¹⁷, ARIMA :

$$\log(SF_{t+1}) = \tilde{\Phi} \log(SF_{t+1-12}) + \tilde{\varphi} \varepsilon_{t+1-12} \quad (11)$$

כאשר המקדים $\tilde{\varphi}, \tilde{\Phi}$ נאמדו כבר דרך משואה (3), יחד עם שאר הפרמטרים, בהתאם להרכבת הפיגורים האופטימלי בעדכון האחرون; $\tilde{\Phi}$ חיובי, מובהק ולא עולה על 1; אחרת תהליך התפתחות המחיררים בקצבה זו אינו מזוהה כעונתי, והתחזית נוצרת על בסיס המגמה. כפי שנראה מ-(3) ו-(4), הגורם העונתי מתפתח לאט ושינויים הדרגתיים בו נובעים – דרך תיקון הטיעויות – מתנדתיות של המדיים סביב אומדן המגמה. כשרמת האינפלציה עולה, עליה במקביל שנות המדיים, וגדל גם הערך המוחלט של טיעויות התחזית. מסיבות אלה מתחזקת גם התנדתיות המחיררים, וזאת הסדרה.

משואה (11) מתארת תחזית של הגורם העונתי בתנאי עונתיות סדירה, שקשורת בין אירועים כלכליים (למשל, עלית הביקושים) שקורה כל שנה באותו חודש לבין תנודת אופיינית (עליה) במחירים. החגים היהודיים, כאמור, אינם "נופלים" בכל שנה באותו תאריך לועזי ולעתים קרובות – לא באותו חודש. תופעה זו משבשת את העונתיות הסדירה, ויוצרת עונתיות בלתי – סדירה – אפקט קלנדי, עקב שינוי המחיררים בין החודשים הסמוכים (בעיקר בחודשי הפסח – מרץ-אפריל, וחודשי ראש השנה וסוכות – ספטמבר-אוקטובר). תנודות המחיררים הנובעות מהאפקט הקלנדי משמעויות, עקב ההשפעה הגדולה של החגים ותקופות חול-המועד על הביקושים.

האפקט הקלנדי, כפי שהוא מיושם במודל החיזוי החודשי, נמדד בשיטה אשר פותחה בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה של קנדה, ומთועדת אצל Soukup, Findley (2000). היא נשענת

¹⁷ ראו הערה 13.

על יצירת משתנה מלאכותי, המתאר את הזרת התאריכים יחסית למועד קבוע, ומשלבת אותו במשווהה הכלולת בו-זמןית עם פרמטרים אחרים.

לדוגמה, חג הפסח נע בין החודשים מרץ ואפריל. התאריך המוקדם ביותר האפשרי של ערב פסח הוא 26 במרץ והתאריך המאוחר ביותר הוא 23 באפריל. אילו ה 初始化 פסח תמיד באפריל, הגורמים העונתיים של החודשים מרץ ואפריל יהיו שומרים על אופיים. ואולם, קיים טווח של מספר ימים, שבתוכו השפעת החג מתחלקת בין מרץ לאפריל. ניתן ליצור משתנה עוזר שישקף בכל שנה את התחלקותו של חג הפסח בין מרץ לאפריל, ולאמוד את השפעת התופעה על שינוייה המהיריים בחודשים אלה בקבוצת תצורות מסוימת. כדי ליצור את המשתנה בוחרים טווח של ω ימים מתחילת אפריל (12 או 15 ימים). אם פסח נופל לפני תחילת טווח זה, בונים משתנה מסביר, $H(\omega)$, שהוא מספר הימים, h , מפסח עד תחילת הטווח ω ביחס למספר הימים של הטווח, כמו:

$$H(\omega) = \begin{cases} h/\omega & \text{in March} \\ -h/\omega & \text{in April} \end{cases} \quad (12)$$

בשנה שפסח חל בתאריך ω באפריל או אחריו נקבע $H(\omega) = 0$.

משתנה עוזר אחר נבנה, על פי אותו עיקנון, כדי לבדוק את אפקט הזרת החגים של הסתיו (ראש השנה וסוכות) בין ספטember לאוקטובר. המודל מפרש משתנים אלה כאקסוגניים, בלתי תלויים בסביבת האינפלציה או בעונתיות הסדרה. משווהה (3) אומדת את השפעתם בו-זמןית עם שאר הפרמטרים. פרמטר θ , המבטא את גמישות המהיריים להשפעת החגים, מתעדכן, כמו כל פרמטר אחר, ברגע שנכנסת למערכת הצפית חדשה.

עם נסכם את האפקט העוני והקלנדי (זרת החגים) בתחזית, נגיע לנורם העוני המצרפי (במובן הרחב, כולל חגים) של המדד הכללי:

$$\log(SFH)_{t+1} = \sum_i W_t^{(i)} [\log(SF_{t+1}^{(i)}) + \theta_1^{(i)} H_{1(t+1)}(\omega_1^{(i)}) + \theta_2^{(i)} H_{2(t+1)}(\omega_2^{(i)})] \quad (11')$$

כאשר שלושת הפרמטרים $\theta_1, H_{1(t+1)}, \omega_1$ מבטאים את השפעת התזזה של תאריך חג הפסח, ו- $\theta_2, H_{2(t+1)}, \omega_2$ – של ראש השנה והסוכות.

אנו נוקטים גם אופציה של ARIMA-12-X לכלל במודל את השפעתם של החגים הנוצרים שאין להם תאריך קבוע, כגון חג הפסח. אמן אפקט קלנדי זה הוא שלו, אך אנו מתחשבים בו בחיזוי המדדים לקבוצות התצורות הלבשה והנעלה וריהוט וצדוק בבית, המורכבות ממוצר צרכיה מיובאים. כיוון שמורים אלו מיוצרים בחו"ל, האפקט הקלנדי הרלוונטי להם הוא השפעת החגים הנוצרים. אף שמשתנה זה נמצא מובהק (או לפחות גובל), תרומתו לשיפור התחזית זעירה (לוח 3).

3.3. התערבות בתחזיות על סמך מידע מוקדם

מודל החיזוי החודשי מייצר, כאמור, תחזיות באופן אוטומטי. בפעם הראשונה התחזית לגבי החודש העוקב, אשר מסתמכת על היקף מלא של תציפות הקלט – כולל טעויות התחזית הקודמת – נוצרת באמצעות החדש, כאשר לבסיס הנתונים מגע מدد חדש ופרוטו בסל התצורות. עד המועד

הבא של פרסום המודד רץ מודל החיזוי עוד שלוש פעמים (בכל שבוע) וניזון מעדכוניים נוספים במשתנים המסבירים: הפגיעה הממוצעת, שמתעדכן על בסיס נתוני שער הדולר היומיים, מחירי הדלקים, המתפרנסים בתחלת כל חודש, והאומדן החודשי של מחירי היבוא הדולריים שמתעדכן על בסיס שער החליפין הצלובים היומיים.

עם זאת קיים מידע שאינו נתמך במערכת זו באופן רציף, אך יכול להיות רלוונטי לגבי שינויי המחיררים – למשל, רפורמות במיסוי, היוצרות מדרגה בהתפתחות המחיררים, קפיצות במחירים של מוצררים מפוקחים או מבוקרים (כגון חשמל, מוצרים חלב ולחם), אירועים פוליטיים בעלי השכלות כלכליות ועוד.

כאמור בפרק 3.1.3, שدن בשינויים דרמטיים בסביבת האינפלציה, לא ניתן לאמוד קדימה את זעוזוiji הסביבה באמצעות משתני דמה המתוארים שם, בשל העדר תצפיות אחרי הזעוזו.

למעשה לא ניתן לטפל באירוע זה במסגרת משווה המודל, בזמנים סטטיסטיים. לכן, כאשר מגיע מידע נקודתי לגבי אירוע, שיש לו חשיבות לחישוב השוטף (כאשר המודד טרם נודע), או לחודשים העוקבים, מנסה להתחשב בו מחוץ למודל – לתקן את התחזית שנוצרו באופן אוטומטי. תיקונים אלה מכונים "התערבותיות"; מחליטים על שיעורי התקיקון על סמך שיקול דעת, פחות או יותר פורמלי. שיטת ההתערבות מסקפת למשה חסר יכולת של המודל להכיל את כל המשתנים שיכולים להשפיע על סביבת המחיררים; כל תיקון מתרגם את האירוע הבולט החד-פעמי למונחי עליות או ירידות של המחיררים בקבוצות הנסיבות הרלוונטיות.

נמחיש את שיטת ההתערבות בדוגמה. נodium, למשל, על עלייה מחירי החשמל ב-X אחוזים, ומהיר החשמל אינם נכללים במודל כמשתנה מסביר. אם להזאות על חשמל יש משקל של V_{03} אחוזים בקבוצת הנסיבות של "אחזקת דירה", צריך להעלות את תחזית שינוי המחיררים בהתאם.

זכיר, כי מודל החיזוי הוא כפלי, והתחזיות נוצרות במונחים של $\frac{P_{t+1}^*}{P_t}$, כלומר יחסית לחודש הקודם. לכן נוח לחשב גם את מקדם ההתערבות במונחים כפליים. בדוגמה שלנו, ההתערבות בקבוצת הנסיבות של החזקת הדירה היא:

$$INT_{03} = (X * V_{03}) / 100 + 1$$

לפיכך, התחזית בסעיף החזקת הדירה, כולל התערבות, היא:

$$\frac{P_{t+1}^*}{P_t}^{(03)\#INT} = \frac{P_{t+1}^*}{P_t}^{(03)} * INT_{03} .$$

לא אחת קרה שתיקוני התחזיות בשיטה זו "קלקלנו" את טיב התחזיות, מפני שבDİיעבד התברר שהמחיררים לא הגיעו לצפי. דוגמה "טרייה" היא תיקון התחזיות של מרץ 2006 כלפי מטה בעקבות הורדת המע"מ – תיקון שלא התmesh בפועל וגרם להגדלת טעות התחזית בהשוואה לפلت האוטומטי.

לאחר שככל נתוני המערכת לגבי החודש השוטף כבר נודעו, וטעויות התחזית נאמדו, מקדמי ההתערבותות בתחזיות הקודומות מאבדים את ממשמעותם ולא משפיעים על התחזיות הבאות.

4. תוצאות השדרוג

אנו מעריכים את תוצאות השדרוג על פי טעות התחזית המומוצעת – ex-ante, בשלב של פיתוח המודולו-post-ex, בשלב המקבב אחר תפקודו.

בשלב הפיתוח שוקלים את הcadiot של הוספת משתנה מסביר נוסף על סמך השיקולים הבאים: מובהקות המקדם של אותו משתנה (הסטטיסטי $\hat{\gamma}$) במשווה (5), מקדים הגיוניים של החלק האוטורגרסיבי, שהתקבל לאחר אופטימיזציה בהרכבים (מקדים חיוביים שלא עולמים על 1), מקדים סבירים בתאיליך שמתאר התפתחות גורמי עונתיות (מקדם חיובי שלא עולה על 1) ומקדים ממוצע נע שלא עולמים על 1 בערך המוחלט.

כל קבוצות התכרכוכת שעבורן הוגדרו משווהות החיזוי במודל העוני עברו בדיקות של הספציפיות, כדי לבחון את המשתנים המסבירים החדשניים ומבנה הפיגורים בתיאור האינרציה. עברו אותן המשוואות שנראות סבירות מבחינות הפרמטרים, נבדקה טעות התחזית בתוך המדגם, כפי שהיא נמדדת בשנה, בשנתיים ובשלוש שנים האחרונות. בהינתן שהתחזית

נוצרת במונחי מודל כפלי (1), ככלומר במונחי השיעור $\frac{P_t^*}{P_{t-1}}$, נוח להציג את משווהת הטעות בצורה

¹⁸:

$$\bar{\epsilon}(in_sample) = \frac{1}{T_{last}} \sum_t abs(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1) * 100 \quad (13)$$

כאשר P_t – רמתו של המدد הכללי בפועל בחודש t ;

P_t^* – רמתו החזואה של המدد הכללי בחודש t הנובעת מהתחזית;

T_{last} – מספר התצפיות הנלקח לבחינת הטעות (12, 24 או 36 התצפיות האחרונות במדגם).

במידת הפיקות – הקלנדי או המדי – התחשבנו באופן מדויק יותר בטוויה התאריכים הרלוונטי לשפעתו בקבוצות התכרכוכת השונות. כמו כן הרחכנו את מספר הסעיפים המושפעים, להערכתנו, מהפיקות (لوح 2): נוסף, לעומת הגרסה הקודמת, אחזקה הדירה, חינוך, תרבות, ותקשות ושותות.

שער החליפין המומוצע של השקל מול מטבעות זרים לפי יבוא מוצרי הצריכה הוכנס אף הוא, לראשונה, למספר סעיפים, ושיפר את תחזיותיהם. נוסף על כך הוכנסו למספר סעיפים מחירי הדלקים, שכבר הופיעו במודול באופן ידני, דרך התרבות, בהתאם לתנודות בהם והערכת השפעתו בחודש הרלוונטי.

בהתאם על ירידת טעות התחזית בתוך המדגם בהתאם ל-(13), השתפרו הספציפיות במספר סעיפים של המدد (لوح 3), וזאת הודות להוספת משתנים מסוימים חדשניים, והן הודיעו לדיק במידת המשתנים שכבר הוכנסו למודול קודם לכן (התאמת טווח הפיקות הרלוונטי, התייחסות לחגים יהודים, מיפוי תצפיות חריגות ועוד. בחלק מהמרקם מקדמי ההשפעה של המשתנים המסבירים התחזקו לעומת הגרסה הקודמת).

¹⁸ ראו העלה 13.

כניסתם של משתנים מסבירים חדשים שיפורה את טיב ההסביר הבו-זמני של המשוואות והקטינה את כמות הפיגורים המסבירים את האינרציה. החלפת נקודת ההתחלה בمدגם של המודל היא מקור נוסף לשינוי הפרמטרים. בגרסה החדשה טוחח אמידת הפרמטרים התקצר: הוא מתייחס לשנת 1995, במקום בינוואר 1992 בגרסה הקודמת; זאת כדי לבלום את השפעתו של תהליך הדיסאנפלציה, שהתרחש במשך שנים התשעים, על היוצרות אומדני המגמה וסבירות האינפלציה בקבוצות המדד. בנוסף על כך, נועתה רוויזיה משמעותית במיפוי תצפיות חריגות – למשל, מיפוי תצפיות סטיו 1998 כחריגות כמעט בכל רוחב הסל עקב עליות חדשות, זמניות, בשער הדולר (משבר ברוסיה ומדינות אסיה) – דבר שמנע הגזמה בהערכת השפעתו של הפיחות בתוצאות הבאות. פוליה זו גם חסכה הכללה של תצפיות הפיחות המיותרות – כאשר מובהקות המקדם נוצרה רק כתוצאה מאפקט ה"פיזור" של שוק חד-פעמי לרוחב הסל, ללא הצדקה כלכלית לכל אורך המדגם.

לוח 3: מקדמי המשוואות החדשניים ו/או המשופרים שהוכנסו לסייעי המודל *

הגורם/הساعد	אחזקת דירה (03)	ריהוט וציוד לבית (04)	לבשה והנעל מהנעל (05)	חינוך (0601)	תרבות ובידור (0602)	תחבורה (0801)	תקשרות (0802)	שונות (09)
פיחות دولרי חדשני	(0.75) 0.02	(1.45) 0.04	-	0.08 (4.39)	(3.23) 0.11	(3.28) 0.11	-	0.07 (2.81)
פיחות دولרי דו-חדשני	-	-	-	-	-	-	(1.90) 0.03	-
שינוי دولרי במחיריו של הרכבה מבוא, אומדן	(2.54) 0.06	(1.99) 0.05	0.14 (2.24)	-	-	-	-	-
סולם להסקה	(4.16) 0.01	-	-	-	-	-	-	-
בנין 95 בתנות הדלק	-	-	-	-	-	(8.48) 0.14	-	-
תזות חג הפסחא	-	(1.93) 0.38	-	-	-	-	(3.34) 0.26	-
טעות התחזית בשנה האחרונות (%)								
הגורסה הקומית	0.26	0.34	1.54	0.19	0.53	0.66	0.15	0.37
הגורסה החדשנה	0.23	0.30	1.09	0.18	0.53	0.52	0.12	0.34

* בסוגרים - ערכי הסתטיטיסטי †.

לוח 3 מתאר את סיעיפי המודד שעברו שינויי ספציפיקציה. השורה בתחתית הלוח מציגה, לצורך השוואה, את טעות התחזית המומוצעת בתוך המודם, המוחשבת בהתאם ל-(1), שעל פייה הספציפיקציה הקודמת הוחלפה מחדש. נזכיר כי ההשווואה נעשית תוך שמירת הרכב הפיגורים הקבוע, שנמצא אופטימלי בהינתן המודם האחרון של התצפיות בשלב הפיתוח.

הערכת הטעות בתוך המודם (13) עוזרת לבחור בין הספיציפיקציות, אך מהו זה אומדן חסר לטעות ex-ante, מפני שהוא נאמדת בתנאים של אינפורמציה מלאה. נזכר כי תחזית המודד

מתעדכנת ברגע שמטווספת למאגר המחרירים תצפית חדשה, לפני שנודע הփיות הקלנדרי של החודש במלואו, והשינוי במחيري חוויל מבוסס גם הוא על אומדן. צוין גםSCP של מידע חדש גורם לאופטימיזציה מחודשת של הרכב הפיגורים, כךSCP הפרמטרים מחושבים מחדש ונוצרת טעות תחזית חדשה.

כדי להתקדם לתנאי המציאות, מדדו את הטיעות הנוצרות מוחוץ למדגם על סמך סבב של סימולציות, שבכל אחת מהן הוארך המדגם בתצפית של חודש אחד בלבד, וכל הנתונים שלא היו זמינים באותה עת נמחקו מהדגם. בתנאים אלה, ועל סמך הסpecificities החדשות, נוצרות תחזיות נוספות, כל אחת לחודש אחד קדימה (one step ahead projection).

נדיר כ"טיעות ex-ante" את הטיעות המומוצעת בתחזיות שנוצרו בסימולציות. מטרת הסימולציות היא "לחקות" את תהליך החיזוי במצב של מידע חלקי בסיסי הנתונים וליצור תחזיות מלאכותיות עבור אותם מדדים שנודעו כבר בעבר נתונים אמת. ככל שמספר הסימולציות גדול יותר, הערכת טיב התחזית העתידי מדויקת יותר. כל סימולציה יוצרת תחזית לחודש אחד קדימה מוחוץ למדגם, ולאחר מכן המדגם מוארך לחודש אחד; הפרמטרים (כולל הרכב הפיגורים) של המשוואות מחושבים מחדש בכל סימולציה ומביאים למסימום את פונקציית הנראות בתנאי המידע החלקי הזמין באותו עת. אם בוצעו K סימולציות, הטיעות ex-ante מחושבת כדלקמן:

$$\bar{\epsilon}(\text{out_of_sample}) = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \text{abs}\left(\frac{P_{T-k+1}^{*(K)}}{P_{T-k}} / \frac{P_{T-k+1}}{P_{T-k}} - 1\right) * 100 \quad (14)$$

כאשר $\bar{\epsilon}(\text{out_of_sample})$, ex-ante, המוחשבת על סמך K סימולציות, $T - k$ מרחק בחודשים מcka המדגם ששימש לסימולציה עד הקצה של המדגם הכללי. $k = 1, \dots, K$.

לפיכך, הבדל מהותי בין משוואות (13) ו-(14) נובע ממטרות המדידה: ב-(13) הטיעות נמדדת לשם התאמת הסpecificities ברמת קבוצת התצרוכת הבודדת, בתנאי מידע מלא; ב-(14) הטיעות היא של המדד הכללי והיא משקפת את טיב התחזית בתנאי מידע חלקי; יחד עם זאת, אומדן זה מושפע בהחלטת המחלקות בקבוצות הנפרזות, עקב שקלולן לתחזית המצרפית. אומדן הטיעות ex-ante מדויק יותר, כפי שנראה מ-(14), ככל שעולה מספר הסימולציות, K , שבוצעו; מספר הסימולציות מוגבל באורך הכלול, T , של המדגם ובמשך זמן המחשב הלא-מנוטל שימושיים להקדים לאמידת הטיעות: מדובר על $K \geq 14$ אופטימיזציות, שאמורות לייצר תחזיות ב-

לוח 4. טיעות התחזית המומוצעת, לפי גרסה, ללא התערבותיות

14 קבוצות המשנה של המדד במסגרת המודל.
(ראו פרק 3.)

הגרסה חדש	הגרסה קודמת	
³ ex-ante	² ex-post	¹ ex-ante
0.15	0.24	0.25

¹ על סמך מדגם 11 עד 1998:10. 2000:10.

² על סמך מדגם 11 עד 2000:12. 2002:12.

לוח 4 מותאר את טיעות התחזית ex-ante במדד הכללי, כפי שהיא מוחשבת בכל גרסה המודל החודשי בעת הפעלה – בשנת 2000 עברו הגרסה הקודמת ובדצמבר 2005 עברו הגרסה החדשה. הטיעות ex-ante של הגרסה הקודמת החדשה. הטיעות ex-ante של הגרסה הקודמת חושבה על סמך 24 סימולציות ($K = 24$) של

תחזיות לחודשים מ-11:1998 עד 10:2000, שהיו מיוצרות מمدגם שהתחילה בפברואר 1992 והתאריך בכל סימולציה עד החודש שקדם למועד התחזית. טעות זו אנו משווים לטיעות ex-post אשר מחושבת על סמך נתוני אמת, ככלمر על סמך ההבדלים בין התחזיות שדווחו לתכנון לבין שניוי המדי בפועל) במשך 26 חודשים עוקבים, מאז שהוחל בהפעלת הגרסה הקודמת. מלוח 4 נראה שהטעות שהוערכה מראש הייתה קרובה מאוד לטיעות שהtmpמשה.

לוח 5. השוואת טיב התחזיות לחודשי 2005,
גרסה קודמת וחדשה

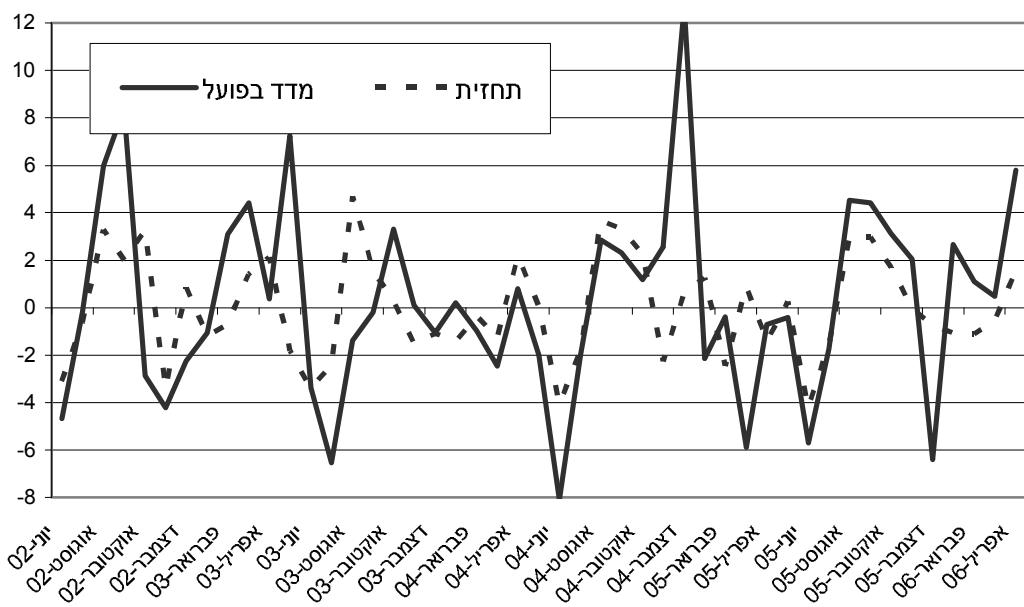
תחזית, כולל התערבותו			
הגדשה	הגרסה הקודמת	מדד בפועל	
-0.3	-0.4	-0.6	Jan-2005
0.2	0.1	0.2	Feb-2005
0.0	0.0	-0.2	Mar-2005
1.0	0.8	0.7	Apr-2005
0.2	0.2	0.3	May-2005
0.1	0.2	0.1	Jun-2005
0.6	0.6	1.1	Jul-2005
0.2	0.3	0.2	Aug-2005
0.1	0.1	0.1	Sep-2005
0.8	0.6	0.8	Oct-2005
-0.1	0.0	-0.1	Nov-2005
0.13%	0.16%	ex-post הממוצעת	

הטיעות ex-ante של הגרסה החדשה חושבה על סמך סימולציות של תחזיות ל-24 חודשים מ-12:2003 עד 2005:11. טרם הצלבו מספיק תצפיות בפועל כדי לשפט אם ההערכה התtmpמשה. לעת עתה לוח 5 מאפשר את השוואת הטיעות בין הגרסאות, כפי שחוшибו עבור התחזיות לחודשי 2005.

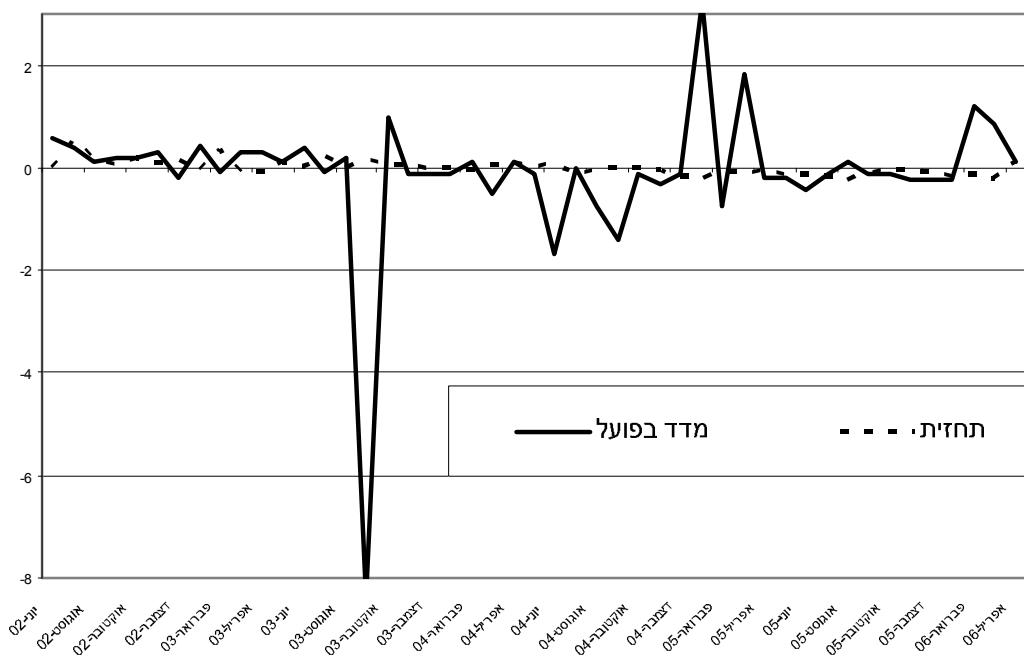
טעות התחזית הממוצעת של המדי הכללי קטנה בדרך כלל מהטעויות שנמדדו עבור המדדים המפורטים, עקב קיזוז חלקי בין הטיעות. את עיקר התרומה לטיעות התחזית של המדי הכללי תורמים המדיים של הסעיפים הכלליים ותורמים המדיים של התנודתיים ובעלי המשקלות הגבוהים. כל זה לא סותר את האפשרות שטיב התחזית באותה קבוצה יהיה משבייע רצון, מבחן מקדם המתאים בין התחזית לריאליותה. כך, למשל, סעיף ההלבשה והנעלת, שהוא עונתי מאוד, מגלה מיתאמים של כ-0.89% בין התחזיות לבין הריאליות. עם זאת, טעות התחזית האופיינית לו גבוהה מאוד, כ-1.5%, ובגירסת הקודמת היא תרמה לטיעות התחזית של המדי הכללי תרומה נכבדה. במסגרת השדרוג האחrown הושקעו מאמצים רבים לשיפור טיב התחזית בסעיף זה.

איור 2א מדגים אי הצלחה בחיזוי מדד מחירי הפירות והירקות – מדד המופיע בשונות גובה ובתרומה נכבדה לטיעות התחזית של המדי הכללי. איור 2ב מדגים אי הצלחה בחיזוי מדד המחרירים של שירותי התקשרות, מדד שאינו תנודתי ביחס להשפעתו על טיעות התחזית הכוללת מותנה.

נכשלו גם הניסיונות להקטין את טיעות התחזית של מדד מחירי הפירות והירקות, התנודתי. טיעות התחזית בקבוצה זו נותרת גבוהה ברמה של כ-2%. המשטנה המוביל של שינוי מחירי התshawות בחלוקת בענף גידולי השדה בחודש הקודם לא תרם לשיפור. פירוק נוסף של מדד זה לקבוצות המשנה – פירות טריים, ירקות טריים ופירות וירקות מעובדים – לא צלח, אף שעיל פניו היה מוצדק, בשל שוני בעונתיות בין הפירות לירקות. פירוק של קבוצת המזון למדדים מפורטים יותר לא הביא אף הוא להקטנת טיעות התחזית. אף שיטת פירוק המדדים נראה מבטיחה על פניה, הוחלט לא לישמה לעת גרסה החדש, עד שלא חל שיפור ממשן בתחזיות, בגלל ההגדלה המשמעותית של זמני הביצוע של המודל.



איור 2א. חיזוי "לא מוצלח" על רקע של שונות בסיסית גבוהה: ממד הפירוט והירקوت, מדגם 5: 2002 עד 4: 2006.



איור 2ב. חיזוי "לא מוצלח" על רקע של שונות בסיסית נמוכה: ממד התקשרות, מדגם 5: 2002 עד 4: 2006.

בສעיפי הממד הלא-תנודתיים – כגון מדדי החינוך, הבריאות, והתקשורת – לא הצליחנו להגיע למינימום גובה בין התוצאות לראלייזציות, אולם עקב שונות נמוכה תרומתן של טעויות אלו לטעות התחזית אינה נדולה.

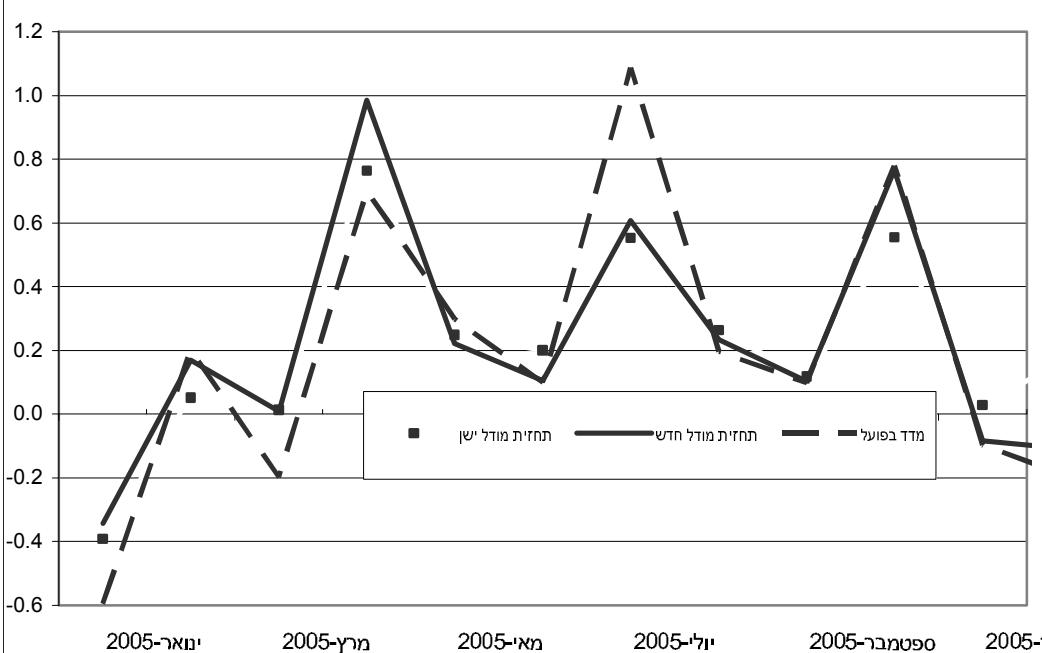
לוח 6. תחזיות לשינוי במדד המחרירים מול המדד בפועל בחודשים ספטמבר-נובמבר 2005 *

נובמבר 2005			אוקטובר 2005			ספטמבר 2005			
המדד בפועל	הגרסה החדשנית	הגרסה הקודמתית	המדד בפועל	הגרסה חדשנית	הגרסה הקודמתית	המדד בפועל	הגרסה החדשנית	הגרסה הקודמתית	
0.2	0.7	0.6	1.1	0.7	0.6	1.2	0.4	0.3	(03)
0.1	-0.2	-0.1	-0.5	0.0	0.2	0.1	-0.2	-0.4	(04)
3.7	2.7	3.1	3.3	3.3	3.3	-5.2	-3.4	-3.7	(05)
0.1	0.1	0.1	0.2	0.0	-0.5	-0.1	0.6	0.1	(0601)
0.2	-0.9	-0.8	-0.4	0.2	-0.2	-2.3	-1.7	-1.4	(0602)
-3.2	-1.8	-0.3 *(-1.6)	1.7	1.1	-0.1	0.5	0.4	-0.1	(0801)
-0.2	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1	0.0	-0.1	(0802)
0.6	0.4	0.6	0.2	0.2	0.6	0.0	0.0	-0.2	(09)
-0.1	0.1	0.4 *(0.2)	0.8	0.65	0.4	0.1	-0.2	-0.3	מדד המדד

* התחזיות בסוגרים כוללת התרבותות במחירים הדלקים.

כדי להמחיש את שונות התחזיות בקבוצות התצרוכת הנפרדו, מוצגות בלוח 6 תוצאות הסימולציות של התחזית לחודשים ספטמבר-נובמבר 2005. בלוח זה מוצגים רק אוטם סעיפים שעברו רוייזיה של משווה החיזוי, עקב הוספת משתנים מסוימים או דיקוק של מדידת הפיחות הרלוונטי.

איור 3 מציג את טיב התחזית על פי שתי הגרסאות, הקודמת והחדשנית, כולל התרבותות על סמך מידע מוקדם – לעומת המדד הכללי בפועל.



איור 3 : השוואת התחזיות של הגרסה החדשנית והקודמתית (כולל התרבותות) למדד בפועל.

חשיבות לציין כי שיעורי ההתערבות בשתי הגרסאות שונות לחילוין. למשל, שינוי המחרירים בגין תנודות מחירי הדלקים אינם מחושב עוד דרך התערבות, אלא מפוקח ברציפות על ידי משווהות החיזוי. גורם התערבות נוסף שירד מהפרק והפך למשתנה מסביר רציף במשווהות המודל, הוא שינוי מחירי היבוא של מוצר הצריכה. לפיכך, אנו יכולים ליחס חלק מהSHIPOR בטיב התחזית לזכותו של המעקב האוטומטי.

כפי שתבנו לעיל, המודל העוני היה בניי מלכתחילה כמודל "פשוט" מבחינות כמוות המשתנים המסבירים והתמקד בתכונות הסטטיסטיות של התפתחות המחיררים בעבר – זאת בהבדל מהמודל הרבוני המתבסס על המשתנים הפונדמנטליים כגון שיעור הריבית במשק, האבטלה ופער התוצר. לקרأت התיכון המוניטרי, שני המודלים השווים מאפשרים לאסוף לעיתים מידע משלים, ולהסיק מהבדלי התחזיות לגבי סביבת האינפלציה בה שרווי המשק. כמו כן, הבדלים בין תחזיות המודלים מעמידים את הכלכלנים גם בפני הוכיח לבחון מחדש את הנחות של המודלים מול התפתחויות חדשות בפועל.

כאמור, בחיזוי הקצר אין למודל מבני, הנשען על משתנים פונדמנטליים, יתרון מובנה על פני המודל העוני החדשני, המתאר את התכונות הסטטיסטיות של התפתחות המדדים בזמן. לפיכך, השוואת תוצאות החיזוי בין שני המודלים חושפת מגבלות שונות בספציפיות ומאפשרת להעריך את השלוותיהם לקראות התיכון.

**לוח 7. טעות התחזית של המודל החדשני
והרבוני***

המודל הרבוני	המודל החדשני	
	לא התערבות	עם התערבות
0.60%	0.39%	0.39%

* על סמך מדגם 1 – 2003:1 – 2006:1, במונחים רבונאים

. על סמך מדגם 1 – 2003:1 – 2006:1, במונחים רבונאים

**לוח 8. טעות התחזית של המודל החדשני
בשיעור החזאים פרטיים ***

יונתן צץ	גורסה חדשה (כולל התערבות)	חדאים פרטיים	המודל החדשני	
			לא התערבות	עם התערבות
0.12%	0.14%	0.13%		

* על סמך מדגם 5 – 2004:11 – 2005:11, בשל המדגם הזמין
של תחזיות יונתן צץ

לוח 7 משווה את טיב התחזיות בין שני המודלים על בסיס רבוני. תוצאות המודל הרבוני נלקחו מתוך פרק המחרירים של התיכון המוניטרי החדשני, ותוצאות המודל החדשני עובדו לנواتים רבוניים, כך שתוצאות שני המודלים נאמדו באותה תקופה זמן: האמידה לכל רבייע בוצעה בימים האחרונים של הרבעון שקדם לו. כך הבוחנו כי למודל אחד לא תהיה עדיפות על המודל الآخر מבחינות האינפורמציה הרלוונטית לחיזוי הרבעון. כמו כן השווינו את טיב התחזיות החודשיות של המודל בגרסתו החדשה לתוצאות של החזאים הפרטיים ושל יונתן צץ לחוד. כפי שנראה מלוח 8, טעות התחזית הממוצעת של המודל העוני בגרסהו החדשה אינה עולה על טעות החזאים הפרטיים, וקרובה לטעות הממוצעת של יונתן צץ.

5. מסקנות

מודל חיזוי האינפלציה הוא מודל המשמש למעקב אופרטיבי, ומיצר בכל חודש תחזיות של שינויים מדדי המחרירים בפירוט של קבוצות הצרוכת הראשיות (ומספר תת-קבוצות) ובמדד הכללי. העבודה זו השיגה את מטרתה – שיפור טיב התחזית הקצרות של המדד הכללי המשמש לתיכון המוניטרי. לשיפור תרם דיקט הספציפיות של משווהות המודל ברמת הפירוט של תת-קבוצות

התוצאות במדד הכללי. מטרה נוספת שהושגה היא ייעול התפקוד האופרטיבי של המודל על ידי תמייה אוטומטית רציפה של משתנים אקסוגניים בסיסי הנסיבות, שקדם בכך השפיו על התוצאות באופן מזדמן, על ידי תיקונים ידניים בעקבות תנודות חריגות.

הכנסת משתנים נוספים לסייע המודל והתאמת המשתנים הקיימים אפשרה לשפר את יכולת החיזוי של המדים הקרובים מעבר ליכולת החיזוי של המודל כפי שהוא שימש עד עתה במחלקת המחקר. השיפור בחיזוי התבטאה בירידה של טעות התחזית בסעיפים שבהם הוכנסו השינויים ושל טעות התחזית במדד הכללי.

בשל חשיבותו של מגנון התמסורת משער החליפין של הדולר למדד המדים, נבדקו מחדש הסאפייניות של פיחות השקל במשוואות המודל. מצאנו כי מקדמי פיחות השקל גישים להגדרת הטווח החדשני של פיו מחושב שער החליפין הממוצע – הקלנדי או המדי – המבוסס על נתונים יומיים. נוסף על כך, נכנס לגרסה חדשה של המודל מיפוי מעודכן של תכיפות חריגות בתפתחויות המדים בתת-קבוצות התוצאות, וכן אופיינו שינוי זמניים בסביבת האינפלציה, המשפעים על ייצירות האומדיים קדימה.

מצומס תקופת המדגם לאחת-עשרה השנים האחרונות ומיפוי-חדש של התכיפות החריגות – בעיקר בגין הפיחות של השקל יחסית לדולר – אפשרו לבדוק במקדמי הפיחות במשוואות החיזוי, ותרמו לציבותם.

הכנסת מחירי הדלקים כמשנה מסביר רציף אפשרה להוריד במידה ניכרת את טעות התחזית ex ante בסעיף ההתבורה ובסעיף אחזקת הדירה (בשל רכיב ההסקה). מעקב רציף אוטומטי אחר מחירי הדלקים הוריד את משקל התהעבותיות שהיו עד כה לא מעות בנסיבות מידע נקודתי על תנודות מחירי הנפט, ובכך הקטין את הסיכון לטעות אנוש. הכנסת מחירי הדלקים שיפרה גם את טיב המשוואות – בעיקר בסעיף ההתבורה – והקטינה את טעות התחזית ללא התערבות.

אומדן חדש של שינוי במלחירים הדולריים של מוצרי הצריכה המיובאים שנוסף גם הוא כמשנה מסביר במשוואות המודל, תרם להורדת טעות התחזית בסעיף ההלבשה וההנעה ובסעיף ריהוט וצדד בית.

הוספת משתנים מסבירים נוספים וצומום טווח המדגם הפכו את תיאור האינרציה במשוואות המודל ליחסconi ויעיל יותר: ירד מספר הפיגורים באוטורגרסיה ובמוצע הנע, אשר הרכבים נקבע בכל עדכון על ידי אופטימיזציה אוטומטית, ופחות ניצול המגבלות המוטלות על הפרמטרים.

הסתכלות על המודל החדשן לדורותיו במשך העשור מלמדת לך ידוע מראש: תפוקוד אוטומטי תקין מחייב מעתה אחדי הפרמטרים, הם בגין טעות התחזית post-ex והן בגין סבירות המקדים. מסקנה מעשית שנבעת מהניתוח היא שאכן יש מקום לרוויזיה כללית של הסאפייניות, וממלץ לבצע אותה במשוואות המודל אחת לשוש שנים לפחות, לשם התאמתו ושיפורו.

ביבליוגרפיה

לויתן, ניסו ורפי מלניק (1999). "האינפלציה בישראל כפונקציה מדרגות", *רבעון לכלכלה*,
דצמבר, 376-347.

- Barnea, E. and N. Liviatan (2006). "Nominal Anchor: Economic and Statistical Aspects", *Bank of Israel Discussion Paper Series, Research Department*, 31.1.2006
- Broto, C. and E. Ruiz (2006). "Using Auxilliary Residuals To Detect Conditional Heteroscedasticity in Inflation", *Working Paper #06-04(02), Statistics and Econometrics Series (January)*, Universidad Carlos III De Madrid.
- Bryan, M.F. and S.G. Cecchetti (1995). "The Seasonality of Consumer Prices", *NBER Working Papers 5173, National Bureau of Economic Research*.
- Canova, F. (2002). "G-7 Inflation forecasts", *ECB Working Paper 151, European Central Bank*.
- Canova, F. and B.E. Hansen (1995). "Are Seasonal Patterns Constant Over Time? A Test for Seasonal Stability", *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3).
- Cholette, P.A. (1988). "The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", *Statistics Canada, Time Series Research and Analysis Division*.
- Clark, T.E. (2001). "Comparing Measures of Core Inflation", *Economic Review, Second Quarter, Federal Reserve Bank of Kansas City*.
- Coletti, D. and S. Murchison (2002). "Models in Policy-Making", *Bank of Canada Review, Summer*.
- Cristadoro, R. et. al. (2002). "A core inflation Index for the Euro Area", *Discussion Papers Series DP3097, Centre for Economic Policy Research, Bank of Italia*
- Cutler, J. (2001). "A New Measure of 'Core Inflation in the UK", *Discussion Paper No 3, March, MPC Unit, Bank of England*.
- Dagum, E.B. (1978). "Modelling, Forecasting and Seasonnaly Adjusting Economic Time Series with the X-11-ARIMA Method.", *The Statistician, Vol.27(3-4)*
- Engle, R.F. III (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimate of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, 50 : 987-1008.

- Findley, D.F., B.M. Monsell and C. Bor-Chung (1998). "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program", *Journal of Business and Economic statistics*, 16 (2).
- Fritzer, F., G. Moser and J. Scharler (2002). "Forecasting Austrian HICP and its Components using VAR and ARIMA Models", *Working Paper 73, Austrian Central Bank*.
- Gomez, V. and A. Maravall (1998). "Automatic Modeling Methods for Univariate Series", *Banco de Espana Papers, No 9808*.
- Gudmundsson, G. (1998). "A model of inflation with variable time lags", *Working Paper No 2, Central Bank of Iceland*.
- Hanis, C. (1989). "Seasonal Adjustment: What it does and doesn't do", *Canadian Economic Observer, Catalogue No 11-010, vol. 2(4), Statistics Canada*.
- Hubrich, K. (2003). "Forecasting Euro Area Inflation: Does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy?", *ECB Working Paper 247, European Central Bank*.
- Soukup, R.J. and D.F. Findley (2000). "Modeling and Model Selection for Moving Holidays", *ASA proceedings*, <http://www.census.gov/srd/www/sapaper.html>
- Southwest Economy, Issue 3, May/June 2005, Federal Reserve Bank of Dallas.*

נספח א'. מטריקות של סביבת האינפלציה בבנקים המרכזיים

Country	Official Core Measure	Other Measures Used Internally by Central Bank
Canada	CPI excluding Food, Energy and Indirect Taxes	CPI excluding 8 most volatile items (16%) Weighted Median Trimmed Mean (15%)
Thailand	CPI excluding Fresh Food and Energy (23%)	Trimmed Mean (10%)
Australia	Treasury underlying CPI	Trimmed mean Weighted Median
New Zealand	CPI excluding interest charges	
Singapore	CPI excluding costs of private road transport and costs of accommodation	CPI excluding volatile items (30%) Weighted Median Trimmed Mean (15%) Structural Vector Autoregression (VAR) model estimate
Japan	CPI excluding Fresh Food	
Peru	CPI excluding 9 volatile items (food, fruits and vegetables, and urban transport, about 21.2%)	
United States	CPI excluding Food and Energy	
United Kingdom	Retail price index excluding mortgage interest Rates (RPIX)	Weighted Median Trimmed Mean (15%)
Chile	CPI excluding 20% with higher (-) variations and 8% with higher (+) variations	
Colombia	CPI excluding agricultural food, public services, and transport	
Germany	CPI excluding indirect taxes	
Spain	CPI excluding energy and unprocessed food (IPSEBENE)	
Netherlands	ULI minus fruits, vegetables, and energy	
Ireland	CPI (ULI1) less mortgage interest payments (MIPS) CPI (ULI2) excluding MIPS and food and energy	
Portugal	CPI (ULI) less unprocessed food and energy	
ישראל	מדד מחיריים לצרכן ללא פירות וירקות, הלבשה והנעלה המלצת : המגמה המשוקלلت - אומדן סביבת האינפלציה ממודל החיוויי החודשי	מדד ללא דירות, פירות וירקות, הלבשה והנעלה וմבוקרים מדד ללא דירות, פירות וירקות והלבשה והנעלה מדד ללא דירות וירקות מדד ללא פירות וירקות ואנרגיה מדד ללא דירות וירקות המדד ללא מבורקים

נספח ב'. אומדנים חילופיים של סבירות האינפלציה לצורך התקנון המוניטרי החודשי

החודש	"התוחלת" הקטומה"	המגמה המשוكلת	יעד האינפלציה (בmonths) חודשיים)	
אוגוסט 2004	0.09	0.31	0.08 – 0.25	
ספטמבר	0.00	-0.09	0.08 – 0.25	
אוקטובר	0.43	0.06	0.08 – 0.25	
נובמבר	0.34	-0.32	0.08 – 0.25	
דצמבר	0.20	-0.34	0.08 – 0.25	
ינואר 2005	-0.59	-0.85	0.08 – 0.25	
פברואר	0.14	0.37	0.08 – 0.25	
מרץ	0.00	-0.02	0.08 – 0.25	
אפריל	0.19	0.56	0.08 – 0.25	
מאי	0.26	0.22	0.08 – 0.25	
יוני	0.04	-0.09	0.08 – 0.25	
יולי	0.41	1.26	0.08 – 0.25	
אוגוסט	0.24	0.26	0.08 – 0.25	
ספטמבר	0.05	0.18	0.08 – 0.25	
אוקטובר	0.42	0.62	0.08 – 0.25	
נובמבר	0.37	0.34	0.08 – 0.25	
דצמבר	0.00	-0.11	0.08 – 0.25	
ינואר 2006	0.14	-0.16	0.08 – 0.25	
פברואר	0.45	0.59	0.08 – 0.25	
מרץ	0.24	0.43	0.08 – 0.25	
אפריל	0.60	0.62	0.08 – 0.25	
מאי	0.24	0.04	0.08 – 0.25	

לוח ג'1. משקלות הבסיס של הקבוצות הראשיות במדד הכללי מול המשקלות השוטפים.

שנות	תחבורה ותקשורת בריאות	חינוך ותרבות הণעליה	לבשה וציוד	ריהוט וציוד	אחזקה דירה	דירות	מזון	פ"י	
43.9	211.9	50.6	128.6	29.9	42.6	103.8	216.2	139.3	33.2
									משקלות הבסיס
45.6	220.3	52.9	125.9	28.4	40.8	113.0	192.8	144.7	35.6
46.5	219.8	53.5	126.3	25.7	41.5	114.1	192.2	145.2	35.2
46.4	221.2	53.5	126.4	24.1	41.2	114.1	192.7	145.6	35.0
46.5	222.2	53.8	126.8	23.2	41.5	114.4	192.3	146.4	33.0
46.2	224.3	53.4	127.2	24.9	40.5	114.4	190.9	145.7	32.5
46.2	223.8	53.3	126.8	26.0	40.7	114.6	190.9	145.5	32.3
46.3	222.3	53.2	126.2	28.2	40.8	114.7	193.2	144.6	30.4
45.9	225.4	52.9	126.1	26.2	40.2	114.0	196.5	143.3	29.6
45.7	224.4	52.9	126.9	24.5	40.0	114.1	197.5	143.2	30.8
45.6	225.1	52.9	125.1	23.2	40.0	115.4	196.7	143.9	32.2
45.4	226.5	52.5	123.9	23.8	39.5	115.8	196.6	143.1	32.9
45.7	220.4	52.6	124.1	24.6	39.5	116.0	199.2	144.2	33.6
									31/12/2005

לוח ג'2. משקלות הבסיס של תת-קבוצות רלוונטיות לעומת משקלות שוטפים

חסמל	אחזקת דירה			תחבורה	
	גד	נפט וסולר	דלק ושמנים		
27.5	4.1	1.5	34	משקלות בסיס	
33.1	5.3	2.6	41.2	31/01/2005	
33.1	5.2	2.6	38.7	28/02/2005	
33.0	5.2	2.7	40.9	31/03/2005	
33.1	5.2	2.8	41.0	30/04/2005	
32.9	5.2	2.9	42.8	31/05/2005	
33.1	5.2	2.9	43.6	30/06/2005	
33.2	5.1	2.9	41.6	31/07/2005	
32.9	5.1	3.0	44.3	31/08/2005	
32.8	5.1	3.2	44.5	30/09/2005	
33.7	5.2	3.5	46.5	31/10/2005	
33.8	5.5	3.6	48.6	30/11/2005	
33.8	5.7	3.5	44.3	31/12/2005	